نشریه پژوهش های کاربردی زراعی
دوره۳۳- شماره ۲- پیاپند ۱۲۷ تابستان ۱۳۹۹

تعیین اثر نهایی عوامل اقلیمی و فنوتیپی بر ریسک و میانگین عملکرد لاین های گندم آبی در تحقیقات به نژادی

Determination of Marginal Effects of Climatic and Phenotypic Factors on Risk and Average Yield of Irrigated Wheat Lines in Breeding Research

هرمز اسدی[1*]، غلامرضا زمانیان[2]، محمد نبی شهیکی تاش[3]، محمد قربانی[4] ، محمد رضا جلال کمالی[5]

۱. استادیار پژوهش دفتر پژوهش های اقتصادی اجتماعی، موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران. ، (نگارنده مسئول)
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
۴. استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.
۵. محقق ارشد مرکز بین المللی تحقیقات ذرت و گندم ، کرج، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۵/۲۸ - شناسانهٔ برنمود رقمی: 10.22092/aj.2019.121330.1271

چکیده

اسدی، ه.، زمانیان، غ.، شهیکی تاش، م. ن.، قربانی، م.، جلال کمالی، م. ر.، تعیین اثر نهایی عوامل اقلیمی و فنوتیپی بر ریسک و میانگین عملکرد لاین های گندم آبی در تحقیقات به نژادی
نشریه پژوهش های کاربردی زراعی دوره ۳۳ - شماره ۲- پیاپند ۱۲۷ تابستان ۱۳۹۹ صفحه: ۰۱-۲۳

اهداف این پژوهش، تعیین آثار نهایی مستقیم و غیرمستقیم عوامل اقلیمی و فنوتیپی، سال معرفی رقم به عنوان تلاش به نژادگران و عوامل مکانی و روند زمانی بر میانگین و واریانس عملکرد دانه لاین های گندم آبی کشور بود. در این مطالعه، داده های پنل از ٢٤ ایستگاه تحقیقات کشاورزی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۷٤ جمع آوری شد. روش تحقیق استفاده از رویکرد تعادل جزیی بوده بطوریکه برای تعیین آثار نهایی از تابع تولید تصادفی جاست- پاپ و تحلیل فضایی دوربین استفاده گردید. طبق نتایج، متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش به روش ایم، پسران و شین مانا بودند. اثر نهایی مستقیم کلیه متغیرهای فنوتیپی(تعداد روزهای تا ظهور سنبله، تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی، طول دوره پر شدن دانه و وزن هزار دانه) و متغیرهای اقلیمی (میانگین درجه حرارت سالانه و مجموع بارندگی در فصول زراعی) بر میانگین و واریانس عملکرد دانه لاین های گندم نان آبی از لحاظ آماری معنی داری بود. اثر نهایی مستقیم متغیرهای روند زمانی و سال معرفی رقم، بر میانگین و واریانس عملکرد دانه لاین های گندم آبی در طول دوره مثبت ولی از لحاظ آماری معنی دار نبود. تلاش به نژاد گران توانست در طول دوره، سالانه میانگین عملکرد دانه لاین های گندم نان آبی را ٦٩/٥ کیلوگرم در هکتار بهبود بخشد. ضریب تبیین تعدیل شده مدل ۷۸/٤ درصد محاسبه شد.

واژه های کلیدی: تحقیقات گندم، آثار مستقیم و غیر مستقیم، تابع تولید تصادفی، تحلیل فضایی

آدرس پست الکترونیکی نگارنده مسئول: hormoz.asadi3@gmail.com

مقدمه:

یک راهکار عملی و منطقی در افزایش تولید محصولات کشاورزی، استفاده از روش های مناسب به منظور افزایش و بهبود عملکرد محصولات می باشد. اتخاذ این سیاست در واقع همان بکارگیری فناوری و تکنولوژی های تولید در بخش کشاورزی بوده که به عنوان روش کاربردی برای بهبود بهره وری عوامل و افزایش عملکرد محصول مطرح می باشد که این امر با سرمایه گذاری در تحقیقات اصلاح نباتات و انتقال دانش و یافته های ناشی از آن به مزرعه کشاورزان میسر خواهد شد (Feder *et al.,* 1985). یکی از فعالیت های اقتصادی مهم و تاثیر گذار در عرصه اقتصاد کشاورزی، تولید ارقام یا فن‌آوری اصلاح گیاهان زراعی است که در راستای افزایش عملکرد و تولید محصولات مختلف و افزایش ضریب امنیت غذایی، خوداتکایی و کاهش وابستگی صورت می پذیرد (Aghaei & Asadi, 2010). در مطالعه ای در مورد ریسک تولید و ارزیابی فن‌آوری ارقام گندم با استفاده از داده های سال های ۸۶-۱۹۵۰ و تابع تولید ریسکی جاست و پاپ، اثر بهبود ژنتیکی بر روی عملکرد گندم در انقلاب سبز مورد بررسی قرار گرفت. تابع تولید ریسکی بکار رفته در این تحقیق، دارای دو بخش بود که بخش اول شامل تابع میانگین و بخش دوم تابع ریسک یا تابع واریانس بوده که در برگیرنده اثرات هر عامل بر روی ریسک تولید می باشد. تنها عامل تصادفی در این مدل، خطای مدل بوده که فرض می شود دارای میانگین صفر و واریانس یک است. متغیرهای مستقل در این بررسی میزان نهاده های مصرفی بکار رفته (کود و سم و ..) در تولید بوده است. نتایج نشان داد که در انقلاب سبز، میانگین رشد عملکرد تدریجی بوده ولی بهبود نسبی در پایداری و ثبات عملکرد، سریع اتفاق افتاده است. بنابراین محققین موفقیت در معرفی ارقام را همان بهبود پایداری میانگین عملکرد تلقی می نمایند(Traxler *et al.*, 1995). در بررسی نقش به‌نژادی در تولید گندم آبی اعتقاد بر این است که با انجام برنامه تحقیقات گندم می توان تولید گندم جهانی را ۴۰ افزایش بخشید (Rajaram, 2005). البته در برنامه تحقیقات به نژادی تاکید بیشتر بر بهبود پتانسیل عملکرد، مقاومت ارقام به بیماری ها، افزایش تحمل به تنش های غیرزنده و پذیرش نظام های کشاورزی حفاظتی می باشند(Rajaram, 2005). در مطالعه ای در مرکز بین المللی تحقیقات کشاورزی ذرت و گندم برای دوره ۹۰-۱۹۶۶ ، اعتقاد بر این است که افزایش منافع تحقیقات به نژادی گندم وابسته به معرفی، توسعه و پذیرش ارقام اصلاح شده در مناطق مستعد دارد. البته مهمترین سهم به نژادی گندم در ۲۰ سال گذشته، توسعه لاین های جدید مقاوم به بیماری ها، به‌ویژه مقاومت ارقام به نژادهای مختلف زنگ ها بوده است(Byerlee & Moya, 1993). بنابراین اگر چه بازده و بهبود ژنتیکی سالانه ناشی از برنامه به نژادی گندم یک هدف نهایی است ولی خسارت بالقوه در شرایط بدون برنامه به نژادی که باعث توسعه بیماری در سطح وسیع می شود، مهم‌تر خواهد بود (Byerlee & Moya, 1993). وقتی برنامه به نژادی مورد ارزیابی قرار می گیرد، بهبود سالانه

در بازده ژنتیکی ارقام یک زمینه مناسبی برای بهره وری بوده، ولی بدون ملاحظه آثار حفظ و پایداری عملکرد، این هدف کامل نخواهد شد. از لحاظ تاریخی، به نژادگران بیشتر روی افزایش عملکرد ارقام متمرکز بوده ولی کاهش تغییرپذیری و ناپایداری در عملکرد ارقام محصول در مکان و زمان های مختلف به عنوان یک هدف به نژادی مهم تلقی می گردد. در کشورهای در حال توسعه، عملکرد ارقام جدید نسبت به ارقام مرسوم و سنتی از یک فصل زراعی به فصل زراعی دیگر بیشتر بوده است. طبق نتایج، افزایش عملکرد ارقام جدید در نواحی آبی بین ۱۰ تا ۲۵ درصد برآورد شد (Byerlee & Moya, 1993). در مطالعه دیگری پژوهشگران معتقدند به نژادگران بخش خصوصی در اغلب کشورهای با درآمد کم، انگیزه کمی برای انجام برنامه های به نژادی دارند. در بیشتر کشورهایی که دارای برنامه به نژادی هستند، اغلب بخش دولتی در این امر سرمایه گذاری می نماید. سیمیت (CIMMYT) سالانه بخش زیادی از هزینه ها را در تحقیقات به نژادی گندم در دهه های مختلف سرمایه گذاری کرده است. برای پر کردن این شکاف در کشورهای با درآمد کم، ۶۲ درصد از سطح زیرکشت گندم با ارقام سیمیت کاشته شده اند (Heisey *et al.*, 2002).

با وجود قدمتی زیاد برای تحقیقات به نژادی گندم، تا کنون تحلیل جامعی در مورد سنجش اثرات عوامل فنوتیپی و اقلیمی بر میانگین و واریانس عملکرد لاینهای آزمایشات اصلاحی ارقام در برنامه تحقیقات به نژادی با در نظر گرفتن اثرات مکانی و فضایی در یک دوره بلند مدت صورت نگرفته و این پژوهش پاسخگوی برخی چالش ها و دغدغه در مورد تعیین عوامل تاثیر گذار بر عملکرد لاین ها در تحقیقات به نژادی می باشد. اهداف این پژوهش، تعیین آثار نهایی مستقیم و غیرمستقیم عوامل اقلیمی و فنوتیپی، سال معرفی رقم به عنوان تلاش به نژادگران و عوامل مکانی و روند زمانی بر میانگین و واریانس عملکرد دانه لاین های گندم آبی کشور یوده است.

مواد و روش ها

معمولا برای ارزیابی آثار تحقیقات کشاورزی به‌ویژه تحقیقات برنامه های به نژادی محصولات کشاورزی از مدل های تعادل جزیی استفاده می کنند(Traxler *et al.*, 1995). تابع تولید ریسکی جاست و پاپ که کاربرد زیادی در مطالعات اقتصاد کشاورزی دارد، یکی از توابع خاص و دارای رویکرد آماری و یکی از روش هایی است که برای تعیین اثرات تحقیقات در مطالعاتی به کار می رود که با استفاده از اطلاعات موجود در مورد منافع تحقیقاتی که نتایج آن در گذشته به اجرا در آمده و یا هم اکنون در حال اجراست، به ارزیابی تحقیقات می پردازد(ارزیابی اثرات بعد از اجرا)[1]. تابع تولید ریسکی مبین این مطلب است که چگونه میانگین و واریانس عملکرد یک محصول نسبت به تغییرات عوامل تاثیرگذار در زمان و محیط های تحقیقاتی مختلف عکس العمل نشان می دهد. (Just & Pope, 1979). این تابع جهت سنجش اثرات عوامل و نهاده ها در برنامه اصلاح نباتات زراعی توسط برخی محققین استفاده

۱-Ex-post Procedures

شده است (Traxler *et al.,* 1995; Nalley *et al.,* 2011). این تابع برای تحلیل همزمان دو شاخص میانگین عملکرد و واریانس عملکرد مورد استفاده قرار می گیرد. تابع فوق انعطاف پذیری لازم در تشریح فرآیند تصادفی فن‌آوری ارقام را دارا بوده و یک روش مناسبی را برای آزمون آثار افزایش عملکرد روی پایداری عملکرد ارقام فراهم می سازد. البته این تابع اجازه می دهد هر نهاده تاثیر خود را هم بر میانگین و هم بر واریانس عملکرد اعمال نماید. مدل کلی این تابع به‌صورت زیر می باشد:

$$(1) \qquad Y_{ht} = f(X_{ht}, \beta) + g(X_{ht}, \Phi)\varepsilon_{ht}$$

به طوریکه:

Y_{ht}: میانگین عملکرد لاین ها در h امین مکان آزمایش در سال t، X_{ht}: متغیرهای توضیحی در h امین مکان آزمایش در سال t، Φ, β: بردار پارامترها می باشند.

$f(X_{ht}, \beta)$: تابع میانگین بهبود عملکرد ارقام بوده و اثر متغیرهای مستقل را بر میانگین عملکرد ارقام نشان می دهد.

$g(X_{ht}, \Phi)$: تابع واریانس بهبود عملکرد ارقام بوده و اثر متغیرهای مستقل را بر واریانس عملکرد ارقام نشان می دهد.

ε_{ht} : متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس یک می باشد. خطای مدل بستگی به برخی یا همه متغیرهای توضیحی داشته و می تواند به عنوان یک مدل ناهمسانی چندگانه مطرح باشد.

معمولا از دو روش برای برآورد ضرایب تابع تولید ریسکی جاست و پاپ استفاده می گردد که شامل روش حداقل مربعات تعمیم یافته (FGLS)[۲] و روش حداکثر درستنمایی (ML)[۳] می باشد. جهت تخمین این تابع، سه مرحله نیاز است. در قدم اول، اگر واریانس، یک تابع نمایی از متغیرهای توضیحی باشد، مدل کلی همراه با خطای ناهمسانی واریانس می تواند به‌صورت زیر ارائه گردد. در این مرحله، لگاریتم توان دوم پسماند ناشی از تخمین تابع عمکرد به عنوان متغیر وابسته در مرحله بعد مورد استفاده قرار می گیرد.

$$(2) \qquad Y_{ht} = X_{ht}, \beta + \varepsilon_{ht}$$

$$(3) \qquad E(e_{ht})^2 = \sigma_{ht}{}^2 = \exp(X_{ht}, \Phi)$$

به‌طوریکه X_{ht} یک بردار ردیفی از مشاهدات روی متغیرهای مستقل k می باشد. بردار Φ با ابعاد (k*1) ضرایب ناشناخته را نشان می دهد.ادامه فرمول ۳ را می توان مجدد به صورت زیر نوشت :

ادامه ۳

$$X_{ht} = (x1_{ht}, x2_{ht}, ...xk_{ht})$$

$$\Phi = (\Phi 1, \Phi 2, ...\Phi k)$$

$$E(e_{ht}) = 0, E(e_{ht}e_{st}) = o, ht\#st$$

$$(4) \qquad Ln(e_{ht})^2 = X_{ht}, \Phi$$

در مرحله دوم با توجه به اینکه b_i^2 ناشناخته می باشد اشد، اما با استفاده از پسماند حداقل مربعات برآوردشده از معادله (۲)، اثرات نهایی متغیرهای توضیحی روی واریانس عملکرد به‌صورت زیر برآورد می گردد.

$$(5) \qquad Lne_{ht}{}^{*2} = X_{ht}\Phi^* + U_{ht}$$

بطوریکه e_{ht}^* ارزش پیش بینی شده e_{ht} و جایی است که خطای مدل به‌صورت زیر تعریف شده باشد.

۲-Feasible Generalized Least Squares
۳-Maximum Likelihood

$$U_{ht} = Ln(e_{ht}^{*2} / \sigma_{ht}^{2}) \quad (6)$$

در مرحله سوم، با در نظر گرفتن پدیده های واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی، ارزش های پیش بینی شده از معادله (۵) به عنوان وزن هایی برای برآورد حداقل مربعات تعمیم یافته برروی میانگین عملکرد در معادله (۲) استفاده خواهد شد. به عبارت دیگر در مرحله سوم برآورد مجدد معادله (۲) با در نظر گرفتن وزن های پیش بینی شده از معادله (۵)، اثرات متغیرهای توضیحی روی میانگین عملکرد لاین ها و ارقام را نشان می دهد.

معمولا زمانی که داده های تحقیق دارای جزء مکانی هستند، به کارگیری شیوه های اقتصاد سنجی عمومی چندان نتایج مناسبی به همراه ندارد، چون در این حالت، دو مسأله وابستگی فضایی بین داده های نمونه دارای عنصر مکانی و ناهمسانی فضایی رخ خواهد داد. بنابراین اقتصادسنجی مرسوم، دو موضوع وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را در نظر نمی گیرد. بنابراین بدون توجه به این نکات، فروض گاوس مارکف نقض خواهد شد(Florax & Visit, 2003). وابستگی فضایی بدین مفهوم است که در داده های دارای جزء مکانی، مشاهدات در منطقه ای(h) بر روی سایر مشاهدات مناطق دیگر (j) تاثیر می گذارد. این همبستگی می تواند بین مشاهدات مختلف و اجزاء اخلال وجود داشته باشد. مشاهدات نزدیکتر، منعکس کننده درجه وابستگی فضایی بیشتری نسبت به آنهایی است که از یکدیگر د.ورتر هستند. یعنی وابستگی فضایی و تاثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات، کاهش یابد.

$$Y_{ht} = f(Y_{jt}), h = 1,2,...,nh \# j \quad (7)$$

ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهده ها در سطح مکانهای مختلف می باشد. مدل خطی آن بصورت زیر است:

$$Y_{ht} = X_{ht} B_h + \varepsilon_{ht}, h = 1,2,...,n \quad (8)$$

به طوریکه:

- h: مشاهدات ناشی از فضا
- X_{ht} : بردار متغیرهای مستقل (n*k) همراه با پارامترهای B_h مربوطه
- y_{ht}: متغیر وابسته در مشاهده یا مکان h
- ε_{ht} : متغیر تصادفی

بنابراین در چنین شرایطی الگوهای فضایی نتایج مناسب تری به همراه دارد(Lesage & Pace,2009).

یکی از الگو های فضایی جهت سنجش آثار نهایی مستقیم و غیرمستقیم عوامل، الگوی فضایی دوربین[۴](SDM) می باشد. در این الگو، وقفه فضایی متغیر وابسته و متغیر مستقل به الگو اضافه می‌شود. شکل کلی این الگو در رابطه شماره (۹) نشان داده شده است. در این الگو علاوه بر متغیرهای توضیحی، وقفه فضایی متغیرهای توضیحی نیز وارد الگو شده است و پارامتر β_2 نشان دهنده این ارتباط می باشد. در این الگو، متغیر جدید ضرب ماتریس وزنی در متغیر مستقل نشان دهنده اثرات فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. ضرایب این متغیرها منعکس کننده این مطلب است که با فرض ثابت بودن سایر اثرات، یک

٤-Spatial Durbin model

واحد تغییر در اثرات فضایی متغیر مربوطه، متغیر وابسته چند واحد تغییر خواهد نمود.

$$y = x\beta_1 + wx\beta_2 + u \qquad (9)$$
$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 In)$$

برای تدوین الگوی فضایی، اولین قدم ایجاد ماتریس همسایگی یا ماتریس وزن های فضایی است. برای ایجاد ماتریس وزن های فضایی دو روش وجود دارد. روش اول: ماتریس همسایگی بر اساس مجاورت و روش دوم: ماتریس همسایگی به منزله تابعی از فاصله. برای تعیین ماتریس W یا ماتریس وزن های فضایی به روش مجاورت، روش های گوناگونی وجود دارد. ماتریس Wرا می توان به صورت زیر نشان داد:

(10)

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & . & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & . & w_{2N} \\ . & . & . & . \\ w_{1N} & w_{2N} & . & 0 \end{bmatrix}$$

همانطور که مشاهده می شود، ماتریس W یک ماتریس متقارن است که عناصر قطر اصلی صفر و سایر عناصر در صورتی که دو استان همسایه باشند یک و در غیر اینصورت صفر می‌باشد. در ادامه، ماتریس مجاورت می باید استاندارد یا نرمال شود (تبدیل ماتریس W به ماتریسی که حاصل جمع سطر آن واحد باشد) که آن را ماتریس مجاورت «مرتبه اول استاندارد شده» می نامند. با نرمال و استاندارد کردن ماتریس مجاورت و سپس حاصلضرب آن در بردار متغیر وابسته، متغیر جدیدی حاصل می شود که میانگین مشاهدات ناشی از مناطق مجاور را نشان می دهد و اصطلاحاً آن را متغیر تأخیر فضایی می نامند (Lesage & Pace, 2009). معمولا برای تعیین همبستگی فضایی از آزمون های موران[۵] و والد[۶] استفاده می کنند. یکی از مهمترین کاربرد مدل فضایی، بررسی سرریزهای فضایی یا سرایت اثرات متغیر مورد مطالعه به مناطق مجاور منطقه مورد بررسی است. برای بدست آوردن اثر مستقیم در ابتدا تأثیر افزایش متغیر توضیحی در استان i بر متغیر وابسته در خود استان i محاسبه و از آن جایی که i=1,2,…,n می باشد، از تمامی تأثیرها در کل منطقه میانگین گرفته می شود. جهت محاسبه اثر تجمعی غیرمستقیم در ابتدا تأثیر افزایش متغیر توضیحی در استان j بر متغیر وابسته در استان i محاسبه می شود و میانگین این اثرها در کل منطقه بیانگر اثر سرریز ناشی از افزایش متغیر توضیحی در یک استان بر متغیر وابسته در تمامی استان های موجود در منطقه است. اثر کل ناشی از افزایش متغیر توضیحی بر روی تمامی استان های مورد بررسی برابر با مجموع اثرات مستقیم و غیر مستقیم است. به طور کلی، اثر مستقیم حاکی از سرریزهای درون استانی و اثر غیر مستقیم حاکی از سرریزهای بین استانی است. بر این اساس می توان معنی داری اثر مستقیم و غیرمستقیم هر یک از متغیرهای توضیحی را بر متغیر وابسته به دست آورد. شایان ذکر است که از هر سه اثر در تمامی استان ها و دوره های زمانی میانگین گرفته شده است. در این راستا با استفاده از مدل فضایی می توان اثر مستقیم، سرریز و اثر کل را از یکدیگر تفکیک نمود (Lesage & Pace, 2002; Shakiba *et al.,* 2015).

۵-Moran
۶-Wald

چگونگی دستیابی به داده ها

این پژوهش بر اساس داده های مرکب یا پنل[۷] آزمایشات برنامه ملی اصلاح گندم آبی کشور طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۴ انجام گردید. داده های مورد نیاز از بخش تحقیقات غلات موسسه و بخش های تحقیقاتی اصلاح و تهیه نهال و بذر مراکز آموزش و تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان ها در سال ۱۳۹۴ جمع آوری گردید. قابل ذکر است که تحقیقات گندم آبی در دهه های مختلف بر اساس اقلیم بندی مناطق محتلف کشور با توجه به شرایط آب و هوایی، تغییرات درجه حرارت و ارتفاع ایستگاه های تحقیقاتی از سطح دریا انجام گردید (Esfan-diarypoor *et al.,* 2014; Saidi *et al.,* 2001). تقسم بندی مناطق زراعی آبی کشور برای انجام تحقیقات به نژادی در کشور عبارتند از :

۱-اقلیم گرم و مرطوب(Zone I): مناطق همگن تحت پوشش این اقلیم شامل سواحل دریای خزر در استانهای مازندران، گلستان، گیلان و دشت مغان از استان اردبیل با متوسط بارندگی سالانه بین ۱۰۰۰-۳۵۰ میلی متر می باشند. این مناطق دارای آب و هوای نیمه گرمسیری با زمستان های ملایم و تابستان های گرم است. ارقام گندم نان آبی مورد مطالعه در این اقلیم شامل ارقام تجن، شیرودی، آرتا، مغان ۳ ، دریا و مروارید و گنبد می باشد.

۲- اقلیم گرم و خشک(Zone II): مناطق همگن تحت پوشش این اقلیم شامل سواحل خلیج فارس و دریای عمان در استانهای بوشهر، خوزستان، هرمزگان، ایلام، داراب استان فارس، جیرفت در استان کرمان، لرستان، سیستان و بلوچستان ، طبس و مناطق جنوبی استان خراسان با متوسط بارندگی سالانه بین ۲۰۰-۴۰ میلی متر می باشند. دارای آب و هوای گرمسیری با زمستانهای ملایم، بهار کوتاه و گرم و تابستان های بسیار گرم طولانی می باشد. ارقام گندم نان آبی مورد مطالعه در این اقلیم شامل ارقام هامون و افلاک،داراب ۲ ، کویر، چمران، چمران ۲ ، مهرگان، شوش و نارین می باشند.

۳- اقلیم معتدل(Zone III): مناطق همگن تحت پوشش این اقلیم شامل استانهای اصفهان، یزد، کرمان، مناطق ساوه در استان مرکزی، سمنان، منطقه مرکزی استان خراسان، منطقه مرکزی استان فارس، مناطقی از استان لرستان، کرمانشاه، مناطق ورامین در استان تهران و استان البرز با متوسط بارندگی سالانه بین ۳۰۰-۲۰۰ میلی متر می باشند. ارقام گندم نان آبی مورد مطالعه در این اقلیم شامل ارقام مهدوی، نیک نژاد، اترک، مرودشت، پیشتاز، شیراز، سپاهان، بم، دز، نیشابور، سیستان، بهار، پارسی، ارگ، سیوند، سیروان و افق می باشند.

۴-اقلیم سرد(Zone IV): مناطق همگن تحت پوشش این اقلیم شامل استانهای همدان، قزوین، مرکزی، کردستان، آذربایجان شرقی و غربی، اردبیل، نقاط مرتفع استانهای کرمانشاه، شهرستان اقلید از استان فارس، چهارمحال و بختیاری، کهکیلویه و بویراحمد و شمال خراسان با متوسط بارندگی سالانه بین ۱۸۰۰-۲۰۰ میلی متر می باشند. این مناطق دارای تابستان های گرم تا خیلی خنک ,زمستان های سرد تا خیلی سرد می باشند. ارقام گندم نان آبی مورد مطالعه در

۷-Panel data

این اقلیم شامل ارقام زرین، الموت، الوند، توس، پیشگام، اروم، شهریار، میهن و زارع می باشند.

ایستگاه های تحقیقاتی مورد هدف در این تحقیق در اقلیم گرم و مرطوب شمال شامل گنبد، گرگان، مغان، ساری، در اقلیم گرم و خشک شامل اهواز، دزفول، داراب، زابل، لرستان، ایرانشهر، در اقلیم معتدل شامل بروجرد، مشهد، نیشابور، کرج، ورامین، زرقان و در اقلیم سرد شامل اراک، اردبیل، همدان، میاندوآب، تبریز و زنجان بوده اند.

هداف این پژوهش، تعیین آثار نهایی مستقیم و غیرمستقیم عوامل فنوتیپی و اقلیمی بر بهبود ژنتیکی لاین های گندم آبی و برآورد میزان تلاش به نژادگران در برنامه اصلاح گندم آبی کشور طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۴ یود. در پژوهش حاضر جهت ارزیابی اثرات، از روش تعادل جزیی و رویکرد آماری تابع تولید تصادفی (Just & Pope, 1979) استفاده شد. جهت برآورد تابع از نرم افزار Stata 13 استفاده گردید. در این مطالعه پس از جمع آوری داده ها، ابتدا داده ها بسته به مناطق مختلف آزمایشی در اقلیم های مختلف، کدبندی لازم انجام گرفت. سپس، برای شناسایی داده های پرت در داده های پنل، ارتباط عوامل و متغیرها در طول زمان با استفاده از روش نموداری(گراف) مشخص و در جهت رفع آن اقدام گردید. در مرحله بعد، بعلت ناموزون بودن داده ها، جهت انجام آزمون مانایی از آزمون ایم-پسران و شین[۸] و آزمون فیشر[۹] استفاده گردید(Harris & Tzavalis, 1999). داده های پنل با توجه به اینکه هم داده های مقطعی و هم داده های سری زمانی را در بر می گیرد، بنابراین وجود مشکل ناهمسانی واریانس را به همراه دارد، باید جهت تخمین مدل از روش رگرسیونی مناسب استفاده نمود. یکی از روش های رفع این مشکل، استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (FGLS)[۱۰] است، البته در صورت وجود خودهمبستگی در مدل هم، این روش باعث رفع آن خواهد شد(Ghojarati, 2011). در این مطالعه، پس از تخمین اولیه توابع عملکرد و ریسک، آزمون ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی[۱۱] و آزمون بروچ پاگان/کوک ویسبرگ[۱۲] و آزمون خودهمبستگی با استفاده از تست خودهمبستگی ولدریج[۱۳] انجام گردید.

در این تحقیق جهت بررسی عوامل تاثیر گذار بر میانگین و واریانس عملکرد لاین های گندم نان آبی از مدل جاست-پاپ و روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده گردید. در این مدل ها در تعریف متغیرهای مجازی یا موهومی[۱۴] به جهت گرفتار نشدن در دام همخطی کامل متغیر های مستقل، تعداد متغیرهای مجازی برای مکان اجرا یکی کمتر از تعداد حالات آن در نظر گرفته شده است. منظور از متغیرهای مجازی همان متغیرهای ماهیتا کیفی است که با لحاظ کردن آنها در مدل باعث انعطاف

۸-Im-Pesaran-Shin Test
۹-Fisher Test

۱۰Feasible Generalized Least Squares
۱۱Likelihood-ratio test
۱۲Breusch-pagan/ Cook-weisberg Test
۱۳Wooldridge Test
۱۴Dummy Variables

پذیری بسیار زیاد تحلیل های۱۴ رگرسیونی می شود. (Ghojarati, 2011). ضریب متغیر سال های معرفی رقم در این معادلات، نشان دهنده افزایش عملکرد ناشی از بهبود و بازده ژنتیکی نسبت داده شده به برنامه اصلاح گندم براساس تلاش اصلاح گران در طی سال های آزمایش می باشد. در این تحقیق برای بررسی متغیرهای تاثیرگذار فنوتیپی (تعداد روزهای تا ظهور سنبله محصول، تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی، تعداد روزهای پر شدن دانه ، وزن هزار دانه)، اقلیمی (میانگین درجه حرارت سالانه، مجموع بارندگی در فصول زراعی)، ویژگی خاک، روند زمانی و سال معرفی رقم بر میانگین و واریانس عملکرد لاین های آزمایشات به نژادی گندم نان آبی از فرم خطی و از الگوهای اقتصاد سنجی مطالعات (Traxler *et al.*, 1995; Nalley, 2007; Michalski, 2012) استفاده گردید. قابل ذکر است که صفات فنوتیپی با شدت های مختلف تحت تاثیر محیط قرار می گیرد. ژنوتیپ یک موجود ثابت است و فنوتیپ آن تحت تاثیر عوامل محیطی ممکن است از محیطی به محیط دیگر تغییراتی نشان دهد. یک صفت فنوتیپی ممکن است با عملکرد رابطه داشته باشد یا صفت موثر بر عملکرد باشد(Yazdi Samadi *et al.*, 2009). فرم کلی تابع خطی در مدل میانگین و واریانس عملکرد لاین های گندم آبی در زیر تعریف شده اند:

(۱۱)

$$Y_{ht} = \beta_0 + \beta_1 \text{ trend} + \beta_2 \text{ DHE} + \beta_3 \text{ DMA} + \beta_4 \text{ TGW} + \beta_5 \text{ GFD} + \beta_6 \text{ MTem} + \text{Ɓ}_7 \text{S9Rain} + \text{Ɓ}_8 \text{ pH} + \lambda \text{ RLyear} + \text{ɓ}_1 \text{DLoc}_1 \ldots + \text{ɓ}_{23} \text{DLoc}_{23}$$

(۱۲)

$$\text{Ln } (e_i)^2 = \Phi_0 + \Phi_1 \text{ trend} + \Phi_2 \text{ DHE} + \Phi_3 \text{ DMA} + \Phi_4 \text{ TGW} + \Phi_5 \Phi_6 \text{MTem} + \Phi_7 \text{ S9Rain} + \Phi_8 \text{ GFD} + \text{pH} + \text{Ə RLyear} + + \epsilon_h$$

(۱۳)

$$Y_{ht} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ trend} + \alpha_2 \text{ DHE} + \alpha \text{ DMA} + \alpha_4 \text{ TGW} + \alpha_5 \text{ GFD} + \alpha \text{ MTem} + \alpha_7 \text{S9Rain} + \alpha_8 \text{ pH} + \text{RLyear} + \text{ weight} + \epsilon_{ht}$$

به طوریکه:

Y_{ht}: میانگین عملکرد لاین های گندم نان در h امین مکان آزمایش در سال t

Trend: متغیر روند(زمان)

$\text{Ln } (e_i)^2$: واریانس عملکرد لاین های گندم نان در h امین مکان آزمایش در سال t

DHE: تعداد روزهای تا ظهور سنبله محصول[۱۵] در سال t

DMA: تعداد روزهای تا رسیدن

۱۵-Days to Heading

فیزیولوژیکی[۱۶] در سال t

GFD: تعداد روزهای پر شدن دانه در سال t

TGW : وزن هزار دانه به گرم[۱۷] در سال t

MTem: میانگین درجه حرارت سالانه)

سانتی گراد)

S9Rain: مجموع بارندگی در فصول زراعی در سال t (میلی متر)

pH : میزان اسیدی، قلیایی و خنثی بودن خاک مناطق

RLyear : متغیر سال های معرفی ارقام این متغیر نشان دهنده افزایش عملکرد ناشی از بهبود و بازده ژنتیکی نسبت داده شده به برنامه اصلاح گندم براساس تلاش اصلاح گران در طی سال های آزمایش می باشد. (Traxler *et al.,* 1995; Michalski, 2012).

α، Φ, β، λ ، Θ ، δ : بردار پارامترها(پارامترهای ناشناخته مدل)

ϵ_{ht} : خطای مدل

در این بررسی جهت سنجش آثار از الگوی فضایی دوربین (SDM) استفاده گردید. برای ایجاد ماتریس وزن های فضایی از ماتریس همسایگی بر اساس مجاورت بهره گرفته شد. ضمنا، برای سنجش نیکویی برازش مدل ها از معیارهای ضریب تعیین، معیار آکائیک(**AIC**)[۱۸] ، شوارز(**SC**)[۱۹] و حنان کوئین(**HQC**)[۲۰] استفاده گردید. برای تعیین -۱۷ ضریب **خود**همبستگی فضایی از آزمون های موران[۲۱]، گری[۲۲] و گتیس[۲۳] استفاده شد. فرضیه های پژوهش آن است که اولا عوامل فنوتیپی، اقلیمی و ویژگی های نواحی تاثیر بسزایی بر بهبود ژنتیکی ارقام گندم آبی در اقلیم های مختلف دارد. ثانیا، متغیرهای روند زمانی و سال معرفی ارقام تاثیر بسزایی بر میانگین و واریانس عملکرد محصول دارد. ثالثا، اثر مستقیم تلاش به نژادگران بر بهبود ژنتیکی ارقام در برنامه اصلاح محصول مثبت بوده است.

نتایج و بحث

تحلیل توصیفی داده ها:

طبق جداول (۱ میانگین عملکرد دانه گندم نان آبی در لاین های جدید در آزمایشات در اقلیم های گرم و مرطوب، گرم جنوب، معتدل و سرد به ترتیب ۵۴۸۵,۴ ، ۵۷۲۹,۵ ، ۷۲۲۵,۵ و ۶۳۵۸,۹ کیلوگرم در هکتار بود. میانگین عملکرد دانه گندم نان آبی در لاین های شاهد در آزمایشات در اقلیم های گرم و مرطوب، گرم جنوب، معتدل و سرد به ترتیب ۵۴۴۳,۳ ، ۵۴۵۸,۹ ، ۷۵۳۳,۷ و ۶۵۱۱,۳ کیلوگرم در هکتار بود. در تحلیل توصیفی متغیرهای اقلیمی، میانگین درجه حرارت سالانه در اقلیم های گرم و مرطوب، گرم جنوب، معتدل و سرد به ترتیب ۱۷,۳ ، ۲۳,۹ ، ۱۶,۷ و ۱۲,۴ سانتی گراد بود. میانگین مجموع بارندگی در فصول زراعی ۹ ماهه در اقلیم های گرم و مرطوب، گرم جنوب، معتدل و سرد به ترتیب ۴۰۷,۴ ، ۲۲۸,۳ ، ۲۶۴,۲ و ۲۶۴ میلی متر مشخص گردید.

آزمون مانایی متغیرها و انتخاب داده های

۱۶Days to Physiological Maturity
۱۷Thousand Grain Weight
۱۸-Akaike Criterion
۱۹-Schwarz Criterion
۲۰-Hannan-Quinn Criterion
۲۱-Moran Test
۲۲-Geary Test
۲۳-Getis Test

جدول ۱- تحلیل توصیفی میانگین داده‌ها در برنامه تحقیقات به‌نژادی گندم نان آبی طی سالهای ۹۳-۱۳۷۴

Table 1. Descriptive analysis of mean of data for irrigated bread wheat in breeding program during 1995-2014

متغیرها	اقلیم گرم و مرطوب		اقلیم گرم و خشک		اقلیم معتدل		اقلیم سرد	
Variables	Warm and humid climate		Warm and dry climate		Temperate climate		Cold climate	
	شاهد	لاینهای جدید	شاهد	لاینهای جدید	شاهد	لاینهای جدید	شاهد	لاینهای جدید
	Check	New lines	Check	New lines	Check	New lines	Check	New lines
عملکرد دانه (کیلو گرم در هکتار) Grain yield (kg/ha) (y_{ht})	5443.3	5485.4	5458.9	5729.5	7533.7	7225.5	6511.3	6358.9
تعداد روزهای تا ظهور سنبله Days to heading (DHE)	122.8	124.2	106.2	107	153.5	147.7	148.3	142.7
تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی Days to physiological maturity (DMA)	167.3	168.3	145.6	147.1	194.5	188.8	195.6	187.1
ارتفاع بوته به سانتی متر Plant height (PLH) (cm)	97.5	99.7	88.1	89.1	96.8	95.1	91	86.5
وزن هزار دانه به گرم Thousand grain weight (TGW) (g)	37.4	38.3	39	38.3	40.3	39.8	39.9	40
میانگین درجه حرارت سالانه به سانتی گراد Mean of annual temperature (MTem) (^{0}C)	17.3	17.3	23.9	23.9	16.7	16.7	12.4	12.4
مجموع بارندگی در فصول زراعی به میلی متر Sum of rainfall during cropping season (S9Rain) (mm)	407.4	407.4	228.3	228.3	264.2	264.2	264	264

Source: Research results

ماخذ: نتایج تحقیق

تابلویی یا تجمیعی :

برای اطمینان از عدم کاذب بودن رگرسیون های برآوردی، باید آزمون های مانایی، متغیرها را انجام داد. طبق نتایج جدول ۲ ، بر اساس آزمون ایم-پسران و شین تمام متغیرها مانا می باشند، بنابراین با توجه به مانا بودن داده متغیرها، نیازی به انجام آزمون هم جمعی نخواهد بود. لذا بدون نگرانی ناشی از استنباط‌های نادرست در مورد میزان ارتباط

جدول ۲- آزمون‌های مانایی متغیرهای فنوتیپی

Table 2. Unit root test of phenotypic variables

متغیرها Variables	آزمون ایم، پسران و شین Im-Pesaran-Shin test	
	آماره Statistic(IPS)	سطح احتمال P-value
میانگین عملکرد لاین(کیلوگرم در هکتار) Mean of grain yield (kg/ha) (y_{ht})	-7.156	0.0000
میانگین تعداد روزهای تا ظهور سنبله Mean of days to heading (DHE)	-4.05	0.0000
میانگین تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی Mean of days to physiological maturity (DMA)	-8.105	0.0000
میانگین طول دوره پر شدن دانه Mean of grain filling duration (GFD)	-5.297	0.0000
ارتفاع بوته به سانتی متر Plant height (PLH)(cm)	-7.667	0.0000
میانگین وزن هزار دانه به گرم Mean of thousand grain weight (TGW) (g)	-6.267	0.0000
میانگین درجه حرارت سالانه به سانتی گراد Mean of annual temperature (MTem) (^{0}C)	-9.05	0.0000
مجموع بارندگی در فصول زراعی به میلی متر Sum of rainfall during cropping season (S9Rain) (mm)	-8.73	0.0000

Source: Research results ماخذ: نتایج تحقیق

بین متغیرها، می‌توان از متغیرها در برآورد مدل استفاده نمود.طبق آماره f لیمر، چون P-value محاسبه شده کمتر از سطح خطای ۵ درصد بود، بنابراین از روش داده های تابلویی استفاده شد.

تحلیل آزمون های ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی و انتخاب نوع تابع

طبق جدول نتایج ۳، (Prob>Chi2 ۰,۰۰۰۷ =)، چون سطح احتمال آماره Lr کمتر از یک صدم بود، بنابراین الگو دارای ناهمسانی واریانس می باشد. در مورد پدیده خودهمبستگی در مدل با استفاده از آزمون ولدریج، طبق جدول نتایج (Prob>F ۰,۰۰۰۰ =)، چون سطح احتمال آماره کمتر از یک صدم می باشد بنابراین الگو دارای خودهمبستگی می باشد. برای تشخیص استفاده از مدل تجمیع یا مشترک(Pool) و مدل اثرات تصادفی(Random effect) از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده شد. با توجه به نتایج سطح احتمال برآوردشده طبق جدول نتایج،(Prob>Chibar2 ۰,۰۰۰۰ =) چون فرض H_0 رد شده، بنابراین الگوی آثار تصادفی در مقایسه با الگوی تجمیع انتخاب گردید.

برآورد تابع تولید تصادفی جاست - پاپ به روش سه مرحله ای

با توجه به مدل برآورد شده در جدول ۴ ، متغیر روند اثر مثبت بر میانگین عملکرد لاین های گندم آبی داشته است. به این مفهوم که سالانه، میانگین عملکرد لاین ها ۷/۲۳ کیلوگرم افزایش یافته است. با افزایش روند، واریانس تولید به

جدول ۳- نتایج آزمونهای واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی در مدل و انتخاب نوع تابع

Table 3. Results of heteroscedasticity and autocorrelation in model and selection of function type

نوع آزمون Type of test	آزمون Test	آماره Statistic	سطح احتمال P –value
واریانس ناهمسانی Heteroscedasticity	آزمون نسبت درستنمایی Likelihood-ratio test	LRChi2(23)= 50.89	= 0.0007 Prob>Chi2
	آزمون بروچ پاگان/کوک ویسبرگ Breusch-pagan/ Cook-weisberg test	Chi2(1)= 6.4	= 0.0114 Prob>Chi2
خودهمبستگی Autocorrelation	آزمون ولدریج Wooldridge test	F(1,23)= 29.124	= 0.0000 Prob>F
تست انتخاب روش اثرات تصادفی با تجمیع Test for selection of random effect versus pool method	آزمون ضریب لاگرانژ Lagrangian multiplier test	Chibar2(01)= 205.1	= 0.0000 Prob>Chibar2

ماخذ: نتایج تحقیق

Source: Research results

میزان ۰/۰۲۱ کیلوگرم افزایش پیدا کرده است. متغیر سال معرفی رقم به عنوان تلاش اصلاح گران در بهبود ژنتیکی عملکرد ناشی از برنامه اصلاح گندم، اثر مثبتی بر میانگین عملکرد لاین ها داشته است. این متغیر، واریانس عملکرد لاین های گندم را افزایش بخشیده است. با افزایش تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی ، میانگین عملکرد لاین های گندم سالانه در طول دوره بترتیب ۳۲۸,۹ کیلوگرم در هکتار و واریانس عملکرد لاین های گندم سالانه در طول دوره بترتیب ۰/۰۷۳ کیلوگرم در هکتار افزایش یافته است. اثر وزن هزاردانه بر میانگین عملکرد لاین های گندم مثبت و از لحاظ آماری معنی دار می باشد. با افزایش وزن هزاردانه، میانگین و واریانس عملکرد لاین های گندم بترتیب ۹۱/۹ و ۰/۱۳۳ کیلوگرم در هکتار افزایش یافته است. اثر میانگین درجه حرارت سالانه بر میانگین عملکرد لاین های گندم مثبت ولی معنی دار نبوده، بطوریکه با افزایش سالانه یک درجه سانتی گراد، میانگین عملکرد لاین ها سالانه ۱۵,۳ کیلوگرم در هکتار بهبود یافته است. اثر این متغیر بر ریسک تولید کاهنده بوده است. اثر مجموع بارندگی در فصول زراعی و pH خاک بر میانگین عملکرد لاین های گندم منفی و معنی دار نبوده است. ، بطوریکه با افزایش یک میلی متر بارندگی در فصول زراعی، میانگین عملکرد لاین ها سالانه ۰/۲۵ کیلوگرم در هکتار کاهش یافته است. اثر متغیر مجموع بارندگی در فصول زراعی بر ریسک تولید کاهنده و معنی دار بوده است. اثر متغیر pH خاک بر

جدول ۴- عوامل تاثیرگذار فنوتیپی و اقلیمی بر عملکرد لاین های گندم نان آبی در تحقیقات به نژادی

Table 4. The Effects of phenotypic and climatic factors on mean of grain yield of irrigated bread wheat in breeding researches

متغیرها Variables	تابع میانگین Function mean			تابع واریانس Variance function		
	ضرایب برآورد شده Estimated coefficients	آماره z	سطح احتمال P>|z|	ضرایب برآورد شده Estimated coefficients	آماره z	سطح احتمال P>|z|
عدد ثابت Constant	0.692	0.83	0.41	-	-	-
روند Trend	7.23	0.57	0.571	0.021	0.57	0.569
میانگین تعداد روزهای تا ظهور سنبله Mean of days to heading (DHE)	-311	7.32	0.000	-0.072	-0.22	0.829
میانگین تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی Mean of days to physiological maturity (DMA)	328.9	7.63	0.000	0.073	0.22	0.827
میانگین طول دوره پر شدن دانه Mean of grain filling duration (GFD)	-310.7	-7.4	0.000	-0.049	-0.15	0.883
میانگین وزن هزار دانه به گرم Mean of thousand grain weight (TGW) (g)	91.9	6.1	0.000	0.133	3.4	0.001
میانگین درجه حرارت سالانه به سانتی گراد Mean of annual temperature (MTem) (^{0}C)	15.33	0.86	0.391	-0.014	-0.36	0.721
مجموع بارندگی در فصول زراعی به میلی متر Sum of rainfall during cropping season (S9Rain) (mm)	-0.248	-0.46	0.643	-0.003	-1.9	0.065
اسیدیته خاک Soil pH	-69.1	-1.1	0.282	0.793	3.3	0.001
متغیر مجازی سال معرفی رقم Dummy variable of variety release (ReaLYEAR)year	322	1.73	0.084	0.713	1.73	0.084
Prob>F=0.0000 R^2 =0.921 , AdjustedR^2 =0.919 F(9, 392)=510.2			Wald chi2(9)=1418.3 =0.0000			Prob>chi2

Source: Research results ماخذ: نتایج تحقیق

جدول ۵ –شاخصهای نیکویی برازش مدل در الگوی فضایی دوربین (SDM)

Table 5. Goodness-of-fit indices for models in spatial durbin method (SDM)

شاخصها Indices	الگوی فضایی دوربین (SDM)
لگاریتم تابع حداکثر راستنمایی The logarithm of the maximum likelihood function (LMLF)	1049.5
معیار آکائیک Acacia criterion (AIC)	16.1
معیار آکائیک تاخیری Delayed acacia criterion (AIC)	2.78
معیار شوارز Schwartz criterion(SC)	19.1
معیار شوارز تاخیری Schwartz delay criterion (SC)	2.95
معیار حنان کوئین Hanan quinn criterion(HQC)	17.2

Source: Research results ماخذ: نتایج تحقیق

ریسک تولید افزاینده و معنی دار بوده است.

در این تحقیق ماتریس مجاورت اولیه برای مشاهدات تکی ۲۳×۲۳ بوده است. البته بر اساس تعداد نمونه ها، ماتریس نهایی ۴۵۶×۴۵۶ تعیین گردید. این ماتریس برای قطر اصلی صفر و سایر عناصر درصورتی‌که دو استان همسایه باشند یک و در غیر این صورت صفر می باشد. درنهایت ماتریس وزنی استانداردشده از تقسیم جمع اعداد هر ردیف بر هر یک از مشاهدات محاسبه شد. در جدول نتایج ۵)، معیار اطلاعات آکائیک، شوارز و حنان کوئین به عنوان معیارهای نیکویی برازش الگوی فضایی مشخص گردید.

طبق جدول نتایج تحلیل فضایی ۶، اثر نهایی(مستقیم و غیرمستقیم) متغیر روند و سال معرفی رقم بر میانگین و واریانس عملکرد لاین های گندم مثبت بوده ولی از لحاظ آماری معنی دار نمی باشد. اثرنهایی متغیرهای فنوتیپی تعداد روزهای تا ظهور سنبله و طول دوره پر شدن دانه بر میانگین عملکرد لاین های گندم نان آبی در تحقیقات به نژادی منفی و از لحاظ آماری معنی دار بوده است. تاثیر نهایی متغیر وزن هزار دانه بر میانگین عملکرد لاین های گندم نان آبی مثبت و سالانه در طول دوره ۵۰/۳ کیلوگرم در هکتار بوده است. بطور کلی پرشدن دانه تحت تاثیر طول دوره پرشدن، سرعت پر شدن دانه و یا ترکیبی متناسب از هر دوی آنها می باشد. البته این اجزاء تحت تاثیر شرایط محیطی حاکم بر دوره پرشدن دانه نیز قرار می گیرند. در شرایط محیطی مساعد، طول دوره پر شدن طولانی موجب افزایش عملکرد دانه می شود و لی در شرایط محدودیت های رطوبتی و حرارتی موجب کاهش وزن دانه هزاردانه و عملکرد دانه می گردد. وزن هزاردانه همیشه رابطه مستقیم و مثبت با طول دوره پر شدن دانه ندارد و در برخی موارد این رابطه منفی است. بنابراین رابطه طول دوره پر شدن دانه ممکن است با عملکرد دانه نیز منفی باشد و دلیل آن شرایط محیطی(درجه حرارت و رطوبت) در طول دوره پر شدن دانه در مناطق مختلف می باشد. در بعضی مناطق که درجه حرارت و رطوبت آخر فصل عامل محدودکننده نیست، این رابطه ممکن است مثبت باشد. ولی در مناطقی که تنش های رطوبتی و حرارتی انتهای فصل رسیدن اجباری را موجب می شوند این رابطه منفی می گردد (Zahedi & Jenner, 2003). از آنجاییکه داده های این تحقیق میانگین داده های سال و از مکان های متفاوت است و شرایط محیطی در طول دوره پر شدن دانه در آن سالها و مکانها متغیر بوده لذا بسیار طبیعی است که رابطه طول دوره پر شدن دانه با عملکرد دانه منفی گردد. اثر نهایی متغیر تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی بر میانگین عملکرد لاین های گندم نان آبی مثبت و از لحاظ آماری معنی دار بود. اثر نهایی متغیر pH خاک بر میانگین عملکرد لاین های گندم نان آبی منفی و از لحاظ آماری معنی دار بوده است به این مفهوم که که با افزایش pH خاک بعلت نامساعد شدن وضعیت خاک، به طور معنی داری میانگین عملکرد محصول کاهش یافته است. اثر نهایی مستقیم کلیه متغیرهای اقلیمی (میانگین درجه حرارت سالانه و مجموع بارندگی در فصول زراعی) بر میانگین و واریانس عملکرد دانه لاین

های گندم نان آبی از لحاظ آماری معنی داری بود. بخش دوم تحلیل فضایی دوربین، با فرض ثابت بودن سایر آثار، اثر فضایی متغیر روند زمانی و متغیر سال معرفی رقم، اثر معنی داری بر عملکرد لاین های گندم آبی در طول دوره داشته است. اثر فضایی متغیرهای فنوتیپی تعداد روزهای تا ظهور سنبله و طول دوره پر شدن دانه بر میانگین عملکرد لاین های گندم نان آبی در تحقیقات به نژادی مثبت، اثر فضایی متغیرهای فنوتیپی تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی و وزن هزار دانه بر میانگین عملکرد لاین های گندم نان آبی منفی، آثار فضایی متغیر pH خاک بر میانگین عملکرد لاین های گندم نان آبی منفی ولی از لحاظ آماری معنی دار نمی باشند. معمولا طولانی بودن دوره از کاشت تا ظهور سنبله نیز با عملکرد دانه رابطه منفی دارند بویژه در مناطق دارای تنش های محیطی (رطوبت و درجه حرارت). در صورتی که طول دوره پر شدن دانه نیز طولانی باشد مجموع این دو مرحله از رشد گندم یعنی طول دوره از کاشت تا ظهور سنبله بعلاوه طول دوره پر شدن دانه که مجموعا چرخه زندگی محصول گندم را تشکیل می دهند موجب دیررس بودن محصول و افزایش احتمال مواجهه مراحل انتهایی پر شدن دانه با تنش های رطوبتی و گرما می شود و در نتیجه وزن هزاردانه و عملکرد دانه کاهش می یابد. (Farooq *et al.*, 2011). طبق جدول نتایج ۶) اثر نهایی کل مستقیم(سرریزهای درون استانی) کلیه متغیرهای فنوتیپی بر میانگین عملکرد دانه لاین های گندم نان آبی در تحقیقات به نژادی از لحاظ آماری معنی دار بود. اثر نهایی غیر مستقیم (سرریزهای بین استانی) هیچیک از متغیرهای مختلف فنوتیپی بر میانگین عملکرد لاین های گندم نان آبی از لحاظ آماری معنی دار نمی باشد. این نتایج در الگوی فضایی نشان دهنده وجود سرریزهای درون استانی است. به علاوه مجموع اثر مستقیم و غیر مستقیم متغیرها با اثر نهایی کل هر یک از آنها برابر است. Rho ضریب همبستگی فضایی بین جملات اخلال را در الگوی SDM نشان می دهد، این شاخص از لحاظ آماری در الگوی SDM معنی دار می باشد بنابراین وجود وابستگی فضایی بین جملات اخلال در این الگو تایید می گردد. ضریب تعیین تعدیل شده در این الگو نشان داد که تاثیر واقعی متغیرهای مستقل لحاظ شده در مدل بر متغیر وابسته میانگین عملکرد دانه لاین های گندم آبی ۷۸/۴ درصد برآورد شد.

تحلیل همبستگی جزیی بین متغیرها

طبق جدول ۷، ضریب همبستگی جزیی بین متغیرهای مستقل تعداد روزهای تا ظهور سنبله، تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی ، تعداد روزهای پر شدن دانه، ارتفاع بوته، وزن هزار دانه، میانگین درجه حرارت سالانه و مجموع بارندگی سالانه با عملکرد لاین های گندم نان به ترتیب ۰/۳۸ ، ۰/۴۳، ۰/۲۴، ۰/۳۴، ۰/۳۲، ۰/۲۸- و ۰/۰۲ محاسبه شد.

در مقایسه نتایج این مطالعه با سایر مطالعات در مورد عوامل تاثیرگذار بر عملکرد محصول به این نتیجه رسیده اند که اثر سال معرفی رقم بر عملکرد گندم مثبت می باشد Traxler *et al.*, 1995)). طبق نتایج یک مطالعه مساعدت ارقام گندم معرفی شده توسط مرکز بین المللی

تحقیقات ذرت و گندم بر عملکرد سالانه محصول در کشور مورد مطالعه مکزیک طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۶۲ به میزان ۵۴ کیلوگرم در هکتار بوده است (Nalley, 2007). طبق مطالعه دیگری وزن هزاردانه همیشه رابطه مستقیم و مثبت با طول دوره پر شدن دانه ندارد و در برخی موارد این رابطه منفی است(Zahedi & Jenner, 2003). بنابراین رابطه طول دوره پر شدن دانه ممکن است با عملکرد دانه نیز منفی باشد. مطالعه انجام شده حاضر در ایران، اثر سال معرفی رقم بر میانگین عملکرد لاین های گندم را مثبت ارزیابی نموده است، البته مساعدت ارقام گندم نان آبی معرفی شده طی دوره ۱۳۷۴-۱۳۹۳ به عنوان تلاش به نژدگران بر عملکرد لاین ها را سالانه ۷۰ کیلوگرم در هکتار برآورد نموده است. از طرفی رابطه طول دوره پر شدن دانه با عملکرد دانه در مطالعه انجام شده منفی می باشد که با مطالعات دیگر هماهنگی داشته است (Traxler *et al.,* 1995; Nalley, 2007; Zahedi & Jenner, 2003).

جدول ۶- اثر نهایی مستقیم و غیرمستقیم متغیرها بر میانگین عملکرد دانه لاینهای گندم آبی در الگوی فضایی دوربین (SDM)

Table 6. Direct and indirect marginal effects of variables on mean of grain yield of irrigated bread wheat in spatial durbin method

متغیرها Variables	اثر نهایی کل Total marginal effects(TME)			اثر نهایی مستقیم Direct marginal effects(DME)			اثر نهایی غیرمستقیم Indirect marginal effects (IDME))		
	ضرایب برآورد شده Estimated coefficients	آماره Statistic (z)	سطح احتمال P-value (P>|z|)	ضرایب برآورد شده Estimated coefficients	آماره Statistic (z)	سطح احتمال P-value (P>|z|)	ضرایب برآورد شده Estimated coefficients	آماره Statistic (z)	سطح احتمال P-value (P>|z|)
روند زمانی Time trend	10.2	0.38	0.701	8.88	0.34	0.738	1.31	0.05	0.96
تعداد روزهای تا ظهور سنبله Days to heading (DHE)	-304.1	-6.7	0.000	-264.9	-5.8	0.000	-39.2	-0.86	0.388
تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی Days to physiological maturity (DMA)	324.4	7.1	0.000	282.6	6.15	0.000	41.8	0.91	0.363
طول دوره پر شدن دانه Grain filling duration (GFD)	-305.8	-6.8	0.000	-266.4	-5.9	0.000	-39.43	-0.88	0.381
میانگین وزن هزار دانه به گرم Mean of thousand grain weight (TGW) (g)	50.3	3.7	0.000	43.8	3.2	0.001	6.5	0.48	0.633
میانگین درجه حرارت سالانه به سانتی گراد Mean of annual temperature MTem (^{0}C)	64.8	3.3	0.001	56.5	2.9	0.004	8.4	0.43	0.67
مجموع بارندگی در فصول زراعی به میلی متر Sum of rainfall during cropping season (S9Rain) (mm)	2.96	4.8	0.005	1.31	2.5	0.013	0.194	0.37	0.71
اسدیته خاک Soil pH	-214.5	-3	0.003	-186.8	-2.65	0.008	-27.7	-0.39	0.695
متغیر مجازی سال معرفی رقم Dummy variable of variety release year (ReaLYEAR)	69.5	0.35	0.73	60.5	0.3	0.764	8.96	0.04	0.964
DHE * Weight	57.55	0.9	0.369	50.1	0.78	0.434	7.42	0.12	0.91
DMA * Weight	-49.5	-0.76	0.449	-43.1	-0.66	0.509	-6.4	-0.1	0.922
GFD * Weight	16.7	0.26	0.795	14.52	0.23	0.821	2.15	0.03	0.973
TGW * Weight	-10.1	-0.49	0.621	-8.81	-0.43	0.667	-1.3	-0.06	0.949
MTem * Weight	27.2	1.1	0.28	23.7	0.93	0.35	3.5	0.14	0.89
S9Rain * Weight	-96	-0.87	0.92	0.05	0.08	0.93	0.008	0.01	0.99

pH * Weight	0.063	0.1	0.382	-83.6	-0.76	0.447	-12.4	-0.11	0.91
Time trend * Weight	-49.7	-1.74	0.082	-43.3	-1.52	0.13	-6.41	-0.22	0.822
ReaLYEAR * Weight	-378.8	-1.56	0.119	-329.9	-1.4	0.174	-48.85	-0.2	0.84
Rho	0.136	2.73	0.006						
ضریب همبستگی فضایی									
Sigma	3.16	28.2	0.000						
Wald Test = 1782.5	P-value>chi2(18)=0.0000								
F Test= 99.03	P-value> F (18, 414)=0.0000								
R^2 = 0.803	R^2 (adjusted)=0.784								
Wald Test = 1782.5	P-value>chi2(18)=0.0000								
LR-TEST SDM(Rho)=7.48	P-value>chi2(1)=0.0062								
LR-TEST SDM(w_i x)=35.17	P-value>chi2(9)=0.0001								

Source: Research results

ماخذ: نتایج تحقیق

جدول ۷- تحلیل همبستگی بین متغیرها

Table 7. Correlation analysis between variables

متغیرها Variables	میانگین عملکرد (کیلوگرم در هکتار) Mean of grain yield (kg/ha) (y_{ht})	تعداد روزهای تا ظهور سنبله Days to heading (DHE)	تعداد روزهای تا رسیدن فیزیولوژیکی Days to physiological maturity (DMA)	طول دوره پر شدن دانه Grain filling duration (GFD)	ارتفاع بوته به سانتی متر Plant height (PLH)(cm)	وزن هزار دانه به گرم Thousand grain weight (TGW) (g)	میانگین درجه حرارت سالانه به سانتی گراد Mean of annual temperature (MTem) (^{0}C)	مجموع بارندگی در فصول زراعی به میلی متر Sum of rainfall during cropping season (S9Rain) (mm)
Y_{ht}								
DHE	0.381							
DMA	0.427	0.968						
GFD	0.237	0.045	0.292					
PLH	0.343	0.084	0.065	0.12				
TGW	0.321	0.085	0.124	0.192	0.175			
MTem	-0.283	-0.12	-0.565	-0.252	-0.014	-0.17		
S9Rain	0.022	0.133	0.11	0.137	0.231	0.038	-0.254	

Source: Research results

ماخذ: نتایج تحقیق

نتیجه گیری و پیشنهادات

طبق نتایج، با افزایش روند، واریانس تولید به میزان ۰/۰۰۷ کیلوگرم افزایش پیدا می کند. متغیر سال معرفی رقم (RLyear) اثر مثبتی بر میانگین عملکرد دانه لاین ها داشته است. به این مفهوم که سالانه، میانگین عملکرد لاین ها ۶۹/۵ کیلوگرم افزایش یافته است. اثر متغیرهای pH خاک و اثر عوامل فنوتیپی از جمله وزن هزاردانه بر ریسک عملکرد دانه لاین های گندم نان آبی مثبت و از لحاظ آماری معنی دار بوده است. بررسی سرریزهای فضایی نشان داد که اثر نهایی مستقیم کلیه متغیرهای فنوتیپی و اقلیمی لحاظ شده در مدل بر میانگین عملکرد دانه لاین های گندم نان آبی، از لحاظ آماری معنی داری بود. ضریب تعیین تعدیل شده نشان داد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل توانسته است ۷۸/۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته عملکرد دانه لاین های گندم آبی را تشریح نماید. با توجه به تاثیرگذاری مثبت شاخص های اقلیمی بر واریانس و میانگین عملکرد لاین های گندم، برنامه به نژادی امحصول در ایستگاه هایی اجرا گردد که دارای شرایط اقلیمی و اسیدیته خاک مناسب می باشد. این امر نه تنها باعث افزایش عملکرد لاین ها خواهد شد بلکه به کاهش ریسک پذیری عملکرد ارقام اصلاح شده جدید مساعدت خواهد نمود.

سپاسگزاری

نگارندگان از موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر و دانشگاه سیستان و بلوچستان برای تهیه و تامین امکانات و پشتیبانی علمی و فنی لازم برای اجرای این پژوهش در قالب بخشی از رساله صمیمانه سپاسگزاری می کنند.

References:

Aghaei, M., and Asadi, H. 2010. The role of improved varieties in increasing of crops yield in Iran. The key Proceeding of 11th Agronomy and Plant Breeding Congress of Iran, Uuniversity of Shahid Beheshti , Tehran: 1-34. (In Persian).

Byerlee, D., and Moya, P. 1993. Impacts of international wheat breeding research in the developing world. 1966-1990, Mexico, D.F CIMMYT.

Esfandiarypoor, E., Tavazo, M., Ahmadifar, M., and Khanchi, M .2014. Wheat Seed Multiplication and Supply Programs.The Dputy of Crop Production, Ministry of Jihad-e-Agriculture. pp: 228. (In Persian).

Farooq, M., Bramtey, H., Palla, J.A., and Siddigue, K. H.M. 2011. Heat stress in wheat durring reproductive and grain filling phases. Critical Reviews in Plant Sciences, 30(6), 491-507.

Florax, R.J., Folmer, H., and Ray, S.J. 2003. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology, Regional Science and Urban Economics, 33: 557-579.

Feder, G., Just, R.E., and Ziberman D. 1985. Adoption of agricultural innovations in developing countries: A survey, Economic, Development and Cultural Change, 33: 255-298.

Ghojarati, D. 2011. The Introduction of Econometric. Abrishami(Editors), Publication of Tehran University, Tehran 2(7).(In Persian).

Harris, R.D. F., and Tzavalis, E. 1999. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. Journal of Econometrics, 91: 201-226.

Heisey P.W., Lantican M.A., and Dubin, H.J .2002. Impacts of international wheat breeding research in developing countries, 1966-97. CIMMYT.

Just, R., and Pope, R. 1979. Production function estimation and related risk considerations. American Journal of Agricultural Economics, 61: 276-84.

Lesage, J., and Pace, R.K. 2009. Introduction to spatial econometrics. Taylor and Francis, Inc.

Michalski, J.T. 2012. Wheat varietiesm Technology, Climate and Yield: An analysis using WSU wheat variety test data and interpolated weather records. Dissertation Ph.D. Washington State Universitry, Washington.

Nalley, L.L. 2007. The genetic and economic impact of the CIMMYT wheat breeding program: A policy analysis of public wheat breeding. Ph.D dissertation Kansas state university. Kansas.

Nalley, L., Moldenhauer, K.A., and Lyman, N. 2011. The genetic and economic impact of the university of Arkansas rice breeding program: 1983-2007. Journal of Agricultural and Applied Economics, 43(1), 131-142.

Rajaram, S. 2005. Role of conventional plant breeding and biotechnology in future wheat production. Turkish. Journal of Agriculture and forestery, 29: 105-111.

Saidi, A., Akbari, A., Heydari, A., and Bakhtiar, F. 2001. Introduction of Cereals Research achievments in 1992-2002. Cereals Research Department, Seed and Plant Improvement Institute, Agricultural Research, Education and Extensi Organization , Ministry of Jihad-e-Agriculture. pp: 55.

Shakiba, A.R., Ahmadinejad, M. R., Kamaledin, Z., and Taleghani, F. 2015. The impact of urbanization and its overflows on income distribution of Iran provinces using spatial econometrics approach. Applied Economics Theory, 3:1-26.

Traxler, G., Falck-Zepeda, J., Ortiz-Monasterio, A., and Sayere, K. 1995. Production risk and the Evolution of Varieties Technology American Journal of Agricultural Economics, 77:1-7.

Yazdi Samadi, B., Mazaheri, D., Valizadeh, M., Rezaee, A.M., Vejdani, P., Koucheki, A., and Abd Mishari, S. 2009. Dictianary of agricultural and natural resources. Vol.1, Agronomy and Breeding Plant, Agricultural Science Group. Academy of Agricultural Sciences. Published University of Tehran, Tehran. (In Persian with English summary).

Zahedi, M., and Jenner, C. 2003. Analysis of effects in wheat of temperature ob grain filling attributes estimated from mathematical models of grain filling. The Journal of Agricultural Science, 141(2), 203-212.

Determination of Marginal Effects of Climatic and Phenotypic Factors on Risk and Average Yield of Irrigated Wheat Lines in Breeding Research

Hormoz Asadi[*1]., Gholamreza Zamanian[2]., Mohammad Nabi Shahiki Tash[3]., Mohammad Ghorbani[4] and Mohammad reza Jalal Kamali[5]

1. Assistant Professor, socio-economic researches office, Seed and Plant Improvement Institute(SPII), Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran . (Corresponding author)
2. Associate Professor in Economic, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan ,Iran.
3. Associate Professor in Economic, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan ,Iran.
4. Professor in Agricultural Economic, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
5. Principal Scientist, International Maize and Wheat Research Center (CIMMYT), Karaj, Iran.

Received: February 2019 Accepted: August 2020 - DOI: 10.22092/aj.2019.121330.1271

Extended Abstract

Asadi, H., Zamanian, GH., Shahiki Tash, M., N., Ghorbani, M., Jalal Kamali, M., R., Determination of Marginal Effects of Climatic and Phenotypic Factors on Risk and Average Yield of Irrigated Wheat Lines in Breeding Research
Applied Research in Field Crops Vol 33, No. 2, 2020 24-27: 01-23(in Persian)

Introduction

One of the important and effective economic activities in the field of agricultural economics is to release varieties or to adopt crop improvement technology. This can result in increased yield and production of various crops, enhanced food security, self-reliance and reduced dependency (Aghaei & Asadi, 2010). Historically, breeders have focused more on increasing yield of varieties. However, reducing variability and instability in yield of varieties at different locations and times is considered as an important breeding goal (Byerlee & Moya, 1993).The objectives of this research were to determine the direct and indirect marginal effects of climatic and phenotypic factors, variety release year as breeders' efforts in genetic improvement, location and time trend factors on the mean and variance of grain yield of irrigated wheat lines.

Materials and .Methods:

In this study, the required panel data were collected from 23 agricultural locations during 1995-2014 in Iran. The methodolgy of this study was partial equilibrium

Email address of the corresponding author: hormoz.asadi3@gmail.com

method and the marginal effects of the variables on the mean and variance of wheat grain yield were assessed using stochastic production function of Just and Pope and spatial durbin models (SDMs). Just and Pope production function was estimated with linear functions in three steps as follows.(Just & Pope, 1979).

$$Y_{ht} = \beta_0 + \beta_1 \text{ trend} + \beta_2 \text{ DHE} + \beta_3 \text{ DMA} + \beta_4 \text{ TGW} + \beta_5 \text{ GFD} + \beta_6 \text{ MTem} + \text{Ɓ}_7\text{S9Rain} + \text{Ɓ}_8 \text{ pH} + \lambda \text{ RLyear} + \text{ɓ}_1\text{DLoc}_1 \ldots + \text{ɓ}_{23}\text{DLoc}_{23} + \epsilon_{ht} \quad \text{Step 1}$$

$$\text{Ln } (e_i)^2 = \Phi_0 + \Phi_1 \text{ trend} + \Phi_2 \text{ DHE} + \Phi_3 \text{ DMA} + \Phi_4 \text{ TGW} + \Phi_5 \text{ GFD} + \Phi_6\text{MTem} + \Phi_7 \text{ S9Rain} + \Phi_8 \text{ pH} + \text{Ə RLyear} + + \epsilon_h \quad \text{Step 2}$$

Where; $Y_{ht:}$ mean yield of bread wheat lines (kg/ha) in year t, trend: time trend, Ln $(e_i)^2$: yield risk for wheat lines in year t,, DHE: days to heading in year t, DMA: days to physiological maturity, GFD: mean of grain filling duration in year t, TGW: thousand grain weight (TGW) (g), MTem: mean of annual temperature (MTem) (^{0}C), S9Rain: sum of rainfall during cropping season (S9Rain) (mm), pH , $DLoc_h$: Dummy variables of locations,

RLyear(h=1, 2,..23): variety release year, Φ.β: δ, α: models parameters and ϵ_{ht}:, residuals

Results and Discussion:

According to the results, the study of spatial spillover effects using spatial durbin models (SDM) showed that the direct marginal effects of all the phenotypic and climatic factors on the mean and variance of grain yield of irrigated bread wheat lines were statistically significant. The direct marginal effect of time trend and variety release year on the mean and variance of grain yield of irrigated bread wheat lines was positive but not statistically significant .

Conclusion

In general, the direct marginal effects of all the phenotypic factors on the mean of grain yield of irrigated wheat lines was satistically significant. The direct marginal effect of time trend and variety release year on on the mean of grain yield of irrigated wheat lines was positive.

Keywords: Wheat research, direct and indirect effects, stochastic production

Table 1. The Effects of climatic and phenotypic factors on mean of grain yield of irrigated wheat in breeding research

Variables	Mean Function			Variance Function		
	Coefficients	Statistic z	P>|z|	Coefficients	Statistic z	P>|z|
Constant	-0.692	-0.83	0.406			
Time trend	7.23	0.57	0.571	0.021	0.57	0.569
Mean of days to heading (DHE)	-311	-7.32	0.000	-0.072	-0.22	0.829
Mean of days to physiological maturity (DMA)	328.9	7.63	0.000	0.073	0.22	0.827
Mean of grain filling duration (GFD)	-310.7	-7.4	0.000	-0.049	-0.15	0.883
Mean of thousand grain weight (TGW) (g)	91.9	6.1	0.000	0.133	3.4	0.001
Mean of annual temperature (MTem) (^{0}C)	15.33	0.86	0.3910.	-0.014	-0.36	0.721
Sum of rainfall druing cropping season (S9Rain) (mm)	-0.248	-0.46	0.643	-0.003	-1.9	0.065
Soil pH	-69.1	-1.1	0.282	0.793	3.3	0.001
Dummy variable for variety release (ReaLYEAR) year	322	1.73	0.084	0.713	1.73	0.084
Prob>F=0.0000				Wald chi2(9)=1418.3		Prob>chi2 =0.0000
R^2 =0.921 , AdjustedR^2 =0.919 F(9, 392)=510.2						

function, spatial analysis.

References:

Aghaei, M., and Asadi, H. 2010. The role of improved varieties in increasing of crops yield in Iran. The key Proceeding of 11th Agronomy and Plant Breeding Congress of Iran, Uuniversity of Shahid Beheshti , Tehran: 1-34. (In Persian).

Byerlee, D., and Moya, P. 1993. Impacts of international wheat breeding research in the developing world. 1966-1990, Mexico, D.F CIMMYT.

Just, R., and Pope, R. 1979. Production function estimation and related risk considerations. *American Journal of Agricultural Economics*, 61: 276-84.