

فهرست مطالب

	شمس‌اله عبدالله‌پور و حسین قره‌خانی
۱	طرحی جدید برای برداشت بوته عدس ایرانی.....
	سعید اهری‌زاد، سید ابوالقاسم محمدی، امید سفالیان، محمد مقدم و محمدرضا شکبیا
	شناسایی نواحی کروموزومی مرتبط با مقاومت به یخ زدگی در گندم نان (<i>Triticum aestivum</i> L.) با استفاده از
۱۳	نشانگرهای ریزماهواره.....
	هیوا گل‌پیرا، تیمور توکلی هاشجین، محمدهادی خوش‌تقاضا و سعید مینایی
۲۳	تعیین برخی خواص مکانیکی نخود برای استفاده در طراحی ماشین‌های برداشت آن.....
	حمید امیرنژاد، کمال عطایی سلوط و کمیل مهجوری
۳۳	تعیین ارزش تفریحی پارکهای شهری، مطالعه موردی: پارک ائل گلی تبریز.....
	سعید ظریف نشاط، ارژنگ جوادی، مسعود احمدی، ایوب خلیلی، حسین غفاری و حسین بهفر
۴۵	ارزیابی فنی سه نوع بذرکار نیوماتیکی و مکانیکی چغندر قند رایج در منطقه خراسان.....
	یلدا واصبی، عزیز اله علیزاده و ناصر صفایی
۵۵	مکانیسم‌های آنتاگونیستی باکتری‌های آنتاگونیست پوسیدگی زغالی سویا در آزمایشگاه.....
	عبداله نجفی، سید ابوالقاسم محمدی، محمود تورچی، کن چالمرز، محمد مقدم، محمد ترابی و سعید اهری‌زاد
۷۱	شناسایی نشانگرهای ریزماهواره پیوسته با ژن های مقاومت به بلایت فوزاریومی سنبله در گندم.....
	رسول اصغری زکریا، بهرام ملکی زنجانی، اسماعیل صدقی و مجید منافیان
	تاثیر کاربرد محلول کیتوسان در شرایط درون شیشه‌ای و گلخانه بر رشد و عملکرد غده‌چه در گیاهچه‌های
۸۵	سیب‌زمینی.....
	عاطفه پورجبار، سید ابوالقاسم محمدی، محمود خسروشاهلی، علیرضا مطلبی آذر و علی ضیایی
	بهینه‌سازی شرایط کشت درون شیشه ای گیاه دارویی ماریتیغال (<i>Silybum marianum</i>) و بررسی تنوع سوماکلونال
۹۵	حاصل با استفاده از نشانگرهای RAPD.....
	سحر قلی‌طلوعی، اسداله بابای اهری، یوبرت قوستا و محمد صدقی
۱۰۹	جداسازی، تشخیص و بررسی بیماری زایی عوامل قارچی پوسیدگی ریشه و طوقه فلفل در استان آذربایجان غربی

ادامه در داخل جلد

	جلال اسمعیل زاده، سعید اهری زاد، عادل دباغ محمدی نسب و عباس شفاعتی کوهستانی
۱۱۹	بررسی ویژگی های زراعی و عملکرد دانه دو هیبرید ذرت در سطوح مختلف فرسودگی بذر.....
	عزت اله اسفندیاری، محمدرضا شکیبا، سلطانه علی محبوب، هوشنگ آلیاری و مهدی برادران فیروزآبادی
۱۲۹	اثرات تنش خشکی بر فعالیت آنزیم های آنتی اکسیدان و پراکسیداسیون لیپیدی گیاهچه های گندم.....
	عزت اله اسفندیاری، سلطانه علی محبوب، محمدرضا شکیبا و هوشنگ آلیاری
۱۳۹	نقش حجم خزانه آنتی اکسیدان های محلول در آب و پرولین در محافظت از غشاهای سلولی در تنش خشکی.....
	بهمن پاسبان اسلام
۱۴۹	بررسی اثرات زمان کاشت روی عملکرد و اجزای عملکرد کلزای پاییزه.....
	رسول محمد رضایی، حبیب شهبازی، محمد کاوسی کلاشمی و محمد خداوردیزاده
۱۶۵	ارزیابی ثبات شاخص های مزیت نسبی صادرات و تولید خرمای ایران.....
	اعظم ملکی، جلال صبا و فرید شکاری
۱۷۷	توارث محتوای نسبی آب در گندم نان (<i>Triticum aestivum</i> L.) تحت شرایط دیم.....
	سیده سمیه شفیعی ماسوله، عبدالله حاتم زاده، حبیب الله سمیع زاده، هاشم صابری نجفی و بیژن سعادتیان
۱۸۵	پیش بینی زمان گلدهی در سوسن هیبرید رقم "منورکا" در پاسخ به جیبرلین.....
	حسین نوید، سید سعید محتسبی و منصور بهروزی لار
۱۹۷	مدل سازی ریاضی نرخ کوبش در کمباین ۱۱۶۵ جاندیر.....
	مجتبی فتحی، رسول اصغری زکریا، مصطفی ولیزاده، سعید اهری زاد و داود حسن پناه
۲۰۷	ارزیابی کلون های برتر حاصل از بذر حقیقی سیب زمینی.....
	مهدی محسنی آذر، سنبل ناظری، مرتضی قدیم زاده، محمد علی ملبوبی و سیاوش همتی
۲۱۵	بررسی برخی عوامل موثر در باززایی شاخه از جداگشت های مختلف سیب گمی آلماسی (<i>Malus domestica</i> Borkh).....
	مهنا ملاولی، صاحبعلی بلندنظر و سید جلال طباطبائی
۲۲۷	تأثیر مقادیر مختلف نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر صفات رویشی و عملکرد پیاز خوراکی.....
	عادل حسین پور داش آتان، محمد حسن کماریزاده، اصغر محمودی و ماهرخ شایسته
۲۳۹	ارائه سیستم صوتی هوشمند برای جداسازی سریع کلوخ از سیب زمینی.....
	سیده زهرا حسینی، قاسم کریم زاده و ابراهیم محمدی گل تپه
۲۵۳	تأثیر کلشی سین روی قطر هسته، عملکرد و برخی صفات مورفولوژیک قارچ صدفی (<i>Pleurotus ostreatus</i>).....
	حمید امیرنژاد، حامد رفیعی و ثارالله رضاپور
۲۶۳	عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه ی کلزاکاران شهرستان آمل.....

مجله علمی - پژوهشی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

صاحب امتیاز:	دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
مدیر مسئول:	قاسمی گلغذانی کاظم
سر دبیر:	شکیبا محمدرضا
زمینه انتشار:	علوم کشاورزی

هیات تحریریه:

توکل تیمور	دانشیار گروه ماشین‌های کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
خسروشاهی اصغر	استاد گروه علوم و صنایع غذایی دانشکده کشاورزی دانشگاه ارومیه
قاسم‌زاده حمیدرضا	استاد گروه ماشین‌های کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
قره یاضی بهزاد	دانشیار پژوهشی وزارت جهاد کشاورزی
محبوب سلطانعلی	استاد گروه بیوشیمی و تغذیه درمانی دانشکده بهداشت و تغذیه دانشگاه علوم پزشکی تبریز
مقدم محمد	استاد گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
نوری قنبلانی قدیر	استاد گروه گیاهپزشکی دانشکده کشاورزی دانشگاه محقق اردبیلی
نیشابوری محمدرضا	استاد گروه خاکشناسی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
نیکنام غلامرضا	دانشیار گروه گیاهپزشکی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

مشاورین هیات تحریریه:

احمدی زنوز عادل	دانشیار علوم و گروه صنایع غذایی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
پیرانی نصرآ	دانشیار گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
حیاتی باب آ	دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
طباطبایی سید جلال	استاد گروه باغبانی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
عجب شیرچی یحیی	دانشیار گروه ماشین‌های کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
فاخری فرد احمد	دانشیار گروه مهندسی آب دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
ولیزاده مصطفی	استاد گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

ویراستار علمی:

مقدم محمد	استاد گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
-----------	---

اعتبار علمی این مجله در یکصد و هفدهمین جلسه مورخه ۱۳۷۵/۱۰/۸ کمیسیون بررسی اعتبار نشریات علمی کشور تایید شده است.

حق اشتراک سالانه ۲۰۰۰۰ ریال می‌باشد. برای آبونمان لازم است مبلغ مربوطه به حساب شماره ۲۱۷۷۲۲۰۴۲۹۰۰۴ نزد بانک ملی شعبه دانشگاه تبریز واریز و فیش آن با ذکر کامل آدرس به دفتر مجله ارسال شود
بهای تکفروشی هر شماره (فصلنامه) ۵۰۰۰ ریال می‌باشد.

آدرس: دانشگاه تبریز، دانشکده کشاورزی، دفتر مجله دانش کشاورزی
کد پستی ۵۱۶۶۶۱۴۷۶۶ تبریز

تلفن: ۰۴۱۱-۳۳۹۲۰۳۷ ، فاکس ۰۴۱۱-۳۳۴۵۳۳۲

asci_tu@tabrizu.ac.ir

مسئول اجرایی: اکبر دخت‌باقر و رقیه سعادتپور
لیتوگرافی، چاپ و صحافی اداره انتشارات دانشگاه تبریز

بسمه تعالی

پیشگفتار

مجله دانش کشاورزی پس از نزدیک به سه دهه فعالیت در زمینه چاپ و انتشار مقالات کشاورزی و منابع طبیعی، از سال 89 به تبع از بخشنامه وزارت علوم، تحقیقات و فناوری مبنی بر تخصصی شدن مجلات علمی و پژوهشی، در قالب پنج مجله علمی- پژوهشی مستقل «دانش آب و خاک»، «دانش کشاورزی پایدار»، «پژوهش‌های علوم دامی»، «پژوهش‌های صنایع غذایی» و مجله انگلیسی زبان «Journal of Plant Physiology and Breeding» تفکیک گردیده و انتشار می‌یابد. با توجه به اینکه عناوین برخی از مقالات پذیرش شده قبلی با موضوعات مصوب مجلات تفکیک شده فوق‌الذکر مطابقت ندارند، دفتر مجله این دانشکده با اطلاع وزارت متبوع، این مقالات را در قالب نشریه علمی - پژوهشی دانش کشاورزی انتشار می‌دهد.

شایان ذکر است که این مجله علمی- پژوهشی از شماره ۱ جلد ۱۲ در چکیده مقالات CAB International، از سال ۱۳۸۰ در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC)، پایگاه علمی جهاد دانشگاهی (www.sid.ir) و بانک اطلاعات نشریات کشور (www.magiran.com) نمایه (Index) می‌شود. ضمن آرزوی توفیق روزافزون برای پژوهشگران و خوانندگان محترم، وصول هر گونه پیشنهاد اصلاحی موجب امتنان خواهد بود.

هیات تحریریه

طرحی جدید برای برداشت بوته عدس ایرانی

شمس اله عبدالله پور^{۱*} و حسین قره خانی^۲

تاریخ دریافت: 86/5/6 تاریخ پذیرش: 88/1/20

- 1- گروه مهندسی ماشین‌های کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
- 2- دانشجوی کارشناسی مکانیک ماشین‌های کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

*مسئول مکاتبه E-mail: shams@tabrizu.ac.ir

چکیده

روش معمول برداشت عدس در ایران با دست است که در حدود 300 کارگر - ساعت برای برداشت یک هکتار در آن ضروری می‌باشد. در کشورهای پیشرفته ای مانند کانادا و آلمان ارقام پابلند عدس کشت شده و با کمباین غلات (همراه با تنظیمات اختصاصی) برداشت می‌شود. برداشت عدس ایرانی با کمباین غلات به علی مثل پاکوتاه بودن آن و ریزش زیاد به خاطر نوسانات شانه برش غیرممکن می‌باشد. سطح زیر کشت عدس در ایران در حدود 225 هزار هکتار می‌باشد که برای برداشت آن در حال حاضر نیروی انسانی فوق‌العاده‌ای لازم است. علاوه بر آن در روش حاضر در حدود 15% از محصول از بین می‌رود (برداشت و انتقال به خرمکوبی به صورت دستی انجام می‌شود). در این مطالعه وضعیت برداشت در ایران بررسی شده و جوانب مختلف امر از جمله مشخصات فنی دستگاه‌های موجود (مزایا و معایب) همراه با وضعیت کشاورزی ایران در نظر گرفته شده است و در آن طرح مناسبی برای شرایط غالب، پیشنهاد گردیده است. بعد از ساخت به منظور تعیین متغیرهای موثر بر افت محصول (متغیر وابسته) آزمایش‌های جداگانه‌ای بر مبنای طرح کاملاً تصادفی با تیمارهای شعاع غلطک جلو، سرعت پیشروی و سرعت محیطی غلطک جلو انجام شد. بررسی‌ها نشان دادند که اثر شعاع غلطک جلو و شاخص سینماتیک (نسبت سرعت محیطی به سرعت پیشروی) بر افت محصول در سطح احتمال 1% معنی‌دار است. به طور کلی شعاع غلطک جلو 15 سانتی متر و شاخص سینماتیکی 3/22 با افت حداقلی معادل 4% به عنوان مناسب ترین حالت در نظر گرفته شد.

واژه‌های کلیدی: عدس، ماشین برداشت عدس

A New Concept in Iranian Lentil Harvesting

Sh Abdollahpour^{1*} and H Gharakhani²

¹Dept. of Agricultural Machinery, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²MA Student, Dept. of Agricultural Machinery, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

*Corresponding author: E-mail: shams@tabrizu.ac.ir

Abstract

Lentil is only hand harvested in Iran and other developing countries which requires about 300 labour-hour for harvesting of one hectare. In developed countries such as Canada and Germany farmers use tall varieties and harvest them by grain harvesters with special adjustments. Harvesting of Iranian lentil by grain harvester is impossible because of its short stem and high cutter bar losses. About 225000 hectares is planted for lentil in Iran which requires a lot of human energy for harvesting and there is about 15% of total yield loss. In this study methods of lentil harvesting in Iran were investigated and different aspects including technical characteristics of present machines and agricultural conditions were considered and a suitable design was recommended for many of these conditions. After development and construction of first prototype machine, some experimental tests were conducted. After many observations including cinematic analysis, the machine was modified. Finally, in order to check its performance via percentage loss, field experiments using completely randomized design were conducted. Treatments of front roller radius, peripheral velocity of front roller, forward speed of machine were used separately for each experiment. Results showed that the effect of front roller radius and cinematic index on loss percent were significant in %1 probability level. In conclusion, the best condition for a front roller was to have a radius of 15 cm with a cinematic index of 3.22 which showed a crop loss of about 4%.

Keywords: Lentil, Lentil harvester

مقدمه

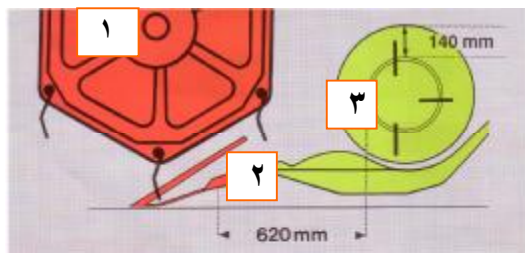
محصول از اهمیت خاصی برخوردار می باشد زیرا تاخیر در آن موجب ریزش شدید می گردد. برداشت واریته ای از عدس که کشت آن در ممالک اروپایی و آمریکائی متداول است، با کمباین غلات امکانپذیر هست زیرا در این مناطق، ارقام پابلند آن کشت می گردد. ولی برای عدس ایرانی که فقط در منطقه خاورمیانه کشت می شود در حال حاضر

مطابق آمارنامه وزارت جهاد کشاورزی (بی نام 1377)، سطح زیر کشت حبوبات کشور در حدود یک میلیون هکتار هست که سالانه در حدود 225 هزار هکتار آن زیر کشت عدس است. در زراعت عدس یکی از مشکل ترین و طاقت فرساترین مراحل، برداشت می باشد. برداشت به موقع

برداشت عدس نیز همانند سایر محصولات نیازمند مراحل درو، کوبیدن، جدا کردن دانه از گلش و تمیز کردن دانه می‌باشد. مکانیزه نمودن تمام عملیات یاد شده مستلزم ساخت کمباین خودگردان عدس یا بکارگیری کمباین غلات با تنظیمات اختصاصی عدس می‌باشد. بکارگیری کمباین غلات برای برداشت عدس بنابه دلایلی که عنوان شد، امکانپذیر نمی‌باشد. ساخت کمباین خودگردان عدس نیز بنا به دلایل اقتصادی و پائین بودن توان خرید کشاورزان عدس کار خالی از اشکال نیست. با این حال تکنولوژی مراحل کوبیدن، جدا کردن و تمیز کردن دانه‌ها را می‌توان از بین دستگاه‌های موجود برگزید. لیکن درو و جمع‌آوری غلاف‌های عدس از سطح مزرعه با استفاده از دستگاه‌های موجود امکانپذیر نیست. در حال حاضر اندام‌های موجود برای درو محصولات دانه ای به قرار زیرند:

الف) شانه برشی

مقطع این نوع دماغه که در شکل یک دیده می‌شود، متشکل از چرخ و فلک (1)، چاقو (2) و ماریپیچ (3) می‌باشد. این نوع دماغه متناسب با مزارع عدس نمی‌باشد. زیرا از یک طرف ارتفاع بوته عدس خیلی کوتاه است و از سوئی دیگر سطح مزرعه پر از سنگ و سنگریزه هست که کار کردن تیغه‌ها را با مشکل مواجه می‌کند.



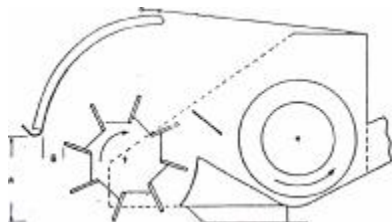
شکل ۱- نمای دماغه شانه برشی کمباین غلات از پهلو

ماشینی برای برداشت آن وجود ندارد¹. برداشت عدس با کمباین غلات به دلایل زیر غیرعملی است:

- 1- گیاه پاکوتاه هست، لذا باید دماغه یا هد را تقریباً تا سطح زمین پائین آورد که خسارت آفرین است.
- 2- عرض زیاد دماغه کمباین غلات برای اراضی ناصاف دیم مناسب نمی‌باشد.
- 3- ریزش زیاد در اثر نوسانات شانه‌برش و ضربات چرخ فلک
- 4- فرسایش، خرابی و از کارافتادگی زیاد در تیغه‌ها با توجه به ناصافی اراضی دیم و وجود سنگ و سنگریزه طبق آمار وزارت کشاورزی (بی نام 1377) حدود 300 کارگر - ساعت کار برای برداشت یک هکتار عدس به صورت دستی لازم است. کارگران هر دسته از گیاه درو شده را در کنار ردیف محصول روی زمین قرار می‌دهند. کارگر دیگری آنها را جمع‌آوری کرده و در هر ردیف کپه می‌کند. دیگری این کپه را در محلی دیگر انباشته می‌نماید تا آنگاه در تریلر ریخته شود. سپس تراکتور تریلر را به محوطه مخصوص کوبیدن، حمل می‌نماید. نظر به این که ساقه عدس زیر است برداشت محصول آزاردهنده بوده و خم شدن کارگر برای بریدن محصول در گرمای تابستان مشکل آفرین است. افزون بر این، در فصل برداشت که در مجموع بیش از دو هفته نباید به طول انجامد، همه کشاورزان نیازمند کارگر هستند و کمبود کارگر در آن زمان، دستمزدها را بالا برده و یا برداشت به تاخیر می‌افتد که افت ناشی از ریزش محصول را به دنبال دارد. تمام مراحل برداشت دستی با ریزش و تلفات همراه است. بر اساس اندازه گیری های بعمل آمده دست کم 15% از محصول در اثر افت از بین می‌رود.

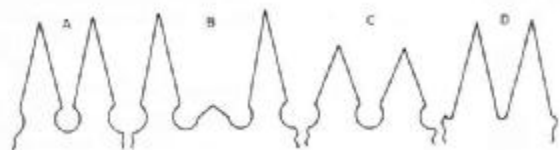
1 - در داخل کشور تلاش‌هایی در این خصوص انجام شده و دستگاه‌هایی نیز ساخته و معرفی شده است. لیکن این دستگاه‌ها نتوانسته‌اند آن طور که باید، از عهده برداشت محصول برآیند.

متداول این نوع دماغه را نشان می دهد. انگشتی های



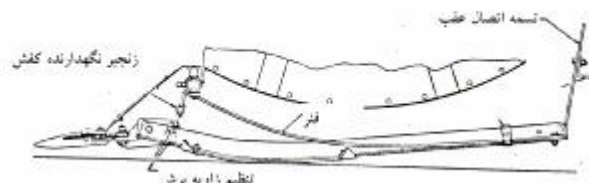
شکل ۳- نوع متداول دماغه خوشه چین

خوشه چین در طرح و اندازه های مختلف ساخته می شوند (شکل 4). انگشتی ها باید از انعطاف خاصی برخوردار باشند تا در مواقع برخورد با موانع طبیعی صدمه نبینند. یواب و همکاران (1993) و نیز پاپش و همکاران (1995) راندمان بالای انرژی این نوع دماغه ها را در برداشت غلات به اثبات رساندند. قابلیت این نوع دماغه در برداشت نخود دیم توسط عبدالله پور (1384) نیز بررسی شده است. بر اساس پژوهش فوق یکی از مشکلات موجود ارتفاع خیلی کم بوته های نخود بود. در ارتباط با عدس این مشکل حادث تر می شود چرا که بوته کوتاه تر از بوته نخود است. نظر به بالا بودن سرعت دورانی انگشتی های خوشه چین و کوتاه بودن ارتفاع بوته گیاه زراعی همچنین وجود موانع طبیعی بسیار در سطح مزارع عدس ایران (مانند سنگ و سنگریزه) این نوع دماغه ها نیز در برداشت عدس نمی توانند مثر ثمر واقع شوند.



شکل ۴- انواع مختلف انگشتی خوشه چین
(A) انگشتی بلند، (B) انگشتی بلند فاصله دار،
(C) انگشتی کوتاه، (D) انگشتی اره ای

برای فائق آمدن بر این مشکل در برخی نقاط جهان از دماغه شناور استفاده می شود تا بتواند براحتی خطوط تراز زمین را دنبال نماید. دماغه مذکور قسمتهای اساسی



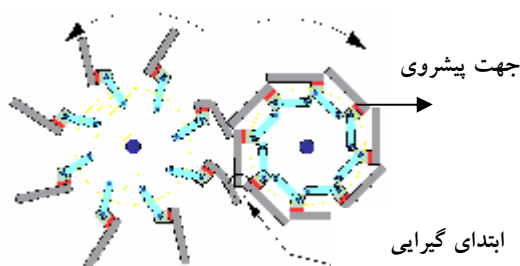
شکل ۲- دماغه شناور و متعلقات آن

دماغه برش معمولی را دارد، با این تفاوت که با اضافه کردن ضمائی سعی شده است که شانه برش نزدیک به سطح زمین حرکت کند و خطوط تراز زمین را دنبال کند. خاصیت شناوری این دماغه ها بدین معنی است که اتصال شانه برش به شاسی دماغه به صورت صلب نبوده و با تغییرات شیب یا ارتفاع زمین، خود را با آن تطبیق می دهد. کفش های لغزنده و اتصال های مخصوص به شانه برش اجازه می دهند تا پستی و بلندی های زمین را بخود گیرد. ریت مولر (1998) قابلیت این نوع دماغه ها را در برداشت عدس در استرالیا مورد ارزیابی قرار داد و نتیجه گرفت که با تجهیز این نوع دماغه ها به انگشتی های بلند کننده می توان عدس را برداشت نمود. با وجود این، به خاطر عدم اجرای خاک ورزی ثانویه در اکثر زمین های دیم ایران، این نوع دماغه ها نیز نمی توانند در درو عدس مورد استفاده واقع شوند. شکل 2 دماغه شناور را همراه با ضمائم آن نشان می دهد.

(ب) دماغه خوشه چین

کلینر و همکاران (1987) با همکاری شرکت شلبورن رینولدز انگلستان به جای چرخ و فلک و چاقو، گردنده خوشه چین را جایگزین کردند که عمل چیدن خوشه ها و راندن آنها به سوی مارپیچ را انجام می دهد. شکل 3 نوع

محورهای آن ها عمود بر راستای حرکت است. غلتک جلویی متشکل از هشت ردیف پره بوده که انتهای هر پره روی ابتدای پره بعدی قرار گرفته است تا حالت کنگره ای در غلتک به وجود آید و غلتک عقبی دارای هشت پره است که پره ها به صورت باز بوده و قطر آن بیشتر از غلتک جلویی است. در این دستگاه غلتک عقبی محرک بوده و حرکت غلتک جلویی نیز از طریق درگیری با این غلتک ها تامین می گردد (شکل 6).



شکل ۶- طرحواره ماشین برداشت عدس

ساخت و مونتاژ دستگاه

بعد از اتمام سازه های طرح، در مونتاژ نهایی به طریقه "زیرمجموعه به مجموعه" یا "اولاد به والدین" عمل شد. یعنی بعد از تعبیه شاسی اصلی، بقیه زیرمجموعه ها بر روی آن بسته شدند. زیرمجموعه های این طرح عبارت از غلتک جلویی و عقبی، اندام های مرتبط با انتقال حرکت و توان و متعلقات مربوط به تنظیمات دستگاه بودند.

به منظور ارزیابی اولیه کارکرد دستگاه و همچنین شناخت عوامل کاری دستگاه یک سری آزمایش به صورت کارگاهی انجام شد. شکل 7 نحوه آرایش غلتک ها بر روی یک شاسی ثابت را نشان می دهد. لازم به ذکر است که توان لازم برای به حرکت در آوردن غلتک ها از طریق یک هندل تامین شد.

با توجه به دلایل عنوان شده بایستی مکانیزمی بدیع برای برداشت عدس ایرانی ابداع گردد. این مکانیزم باید ویژگی های زیر را داشته باشد.

- ساده و ارزان
- سادگی تنظیم و سرویس و نگهداری آن
- مقاوم به برخوردها و صدمات مکانیکی
- انرژی مصرفی کم
- تکنولوژی بالا

سید احمد و جابر (2004) از یک مکانیزم پولی و تسمه برای برداشت عدس استفاده نمودند که نمونه آن در شکل 5 آورده شده است. مهمترین مشکل این دستگاه در برداشت عدس ایرانی عدم کاشت ردیفی محصول است.



شکل ۵- مکانیزم تسمه و پولی برداشت عدس

هدف اصلی این مطالعه پیشنهاد طراحی جدید و ساده با تکنولوژی مناسب برای برداشت عدس بود. بنابراین بر اساس موارد یاد شده و اقتباس از عمل برداشت کنونی (از ریشه درآوردن عدس) دستگاهی برای برداشت آن ساخته شد.

مواد و روش ها

مشخصات دستگاه عدس کن

دستگاه پیشنهادی یک نوع شبیه سازی از عمل برداشت با دست می باشد. این دستگاه شامل دو غلتک بوده که

نتایج و بحث

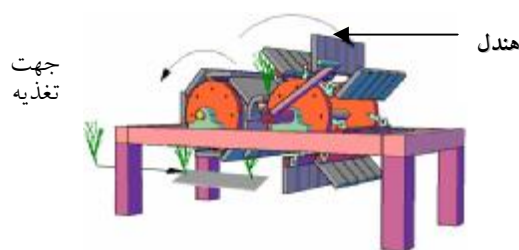
آزمایشات اولیه کارگاهی

مشاهدات انجام یافته حاکی از کافی بودن نیروی غلتک‌ها برای خارج کردن بوته‌ها از خاک (با توجه به تجربه مزرعه‌ای) و هم چنین عدم لهیدگی دانه‌های عدس بود. همچنین با افزایش سرعت دورانی غلطک (با ثابت بودن سرعت پیشروی) میزان آسیب دیدگی بوته و دانه افزایش یافته و محصول با سرعت بیشتری به سمت عقب دستگاه پرت می‌شد.

در آزمایشات تثبیت ملاحظه شد که ارتفاع برش محصول تقریباً برابر بود (در این آزمایشها بوته‌های محصول از زیر قاب بسته شده بودند). بنابراین می‌توان استنباط کرد که نیروی وارد از سوی غلتک‌ها در تمام عرض آن تقریباً کافی و احتمالاً یکنواخت است.

در آزمایشات کارگاهی مشاهده شد که در یک گستره از سرعت پیشروی و سرعت دورانی غلتک‌ها، بوته‌ها از زیر غلتک‌ها فرار نکرده و از بین غلتک‌ها به بالا کشیده شدند. بنابراین تعداد پره‌ها مناسب بود. فاصله بین غلتک‌ها نیز عامل مهم دیگری است که در این آزمایشها لحاظ شد. اگر فاصله کمتر شود بوته‌ها از بین غلتک‌ها کشیده خواهند شد لیکن نیروی بیشتری برای چرخش غلتک‌ها لازم خواهد شد و احتمالاً لهیدگی بوته‌ها و دانه هم پیش خواهد آمد. اگر فاصله بیشتر شود نیروی کششی غلتک‌ها برای در آوردن بوته از خاک کافی نبوده و بوته از میان غلتک‌ها سر خواهد خورد. براساس آزمایشهای انجام شده فاصله مرکز به مرکز غلتک‌ها 28 سانتیمتر تعیین شد.

آزمایشات انجام شده نشان دادند که نقطه انقطاع بوته‌ها، ابتدای محل درگیری بوته‌ها با غلتک‌هاست و عواملی از قبیل قطر غلتک‌ها و ارتفاع شاسی از سطح زمین آن را تحت تاثیر قرار می‌دهند. بنابراین به منظور برداشت



شکل ۷- ارزیابی کارگاهی دستگاه برداشت عدس

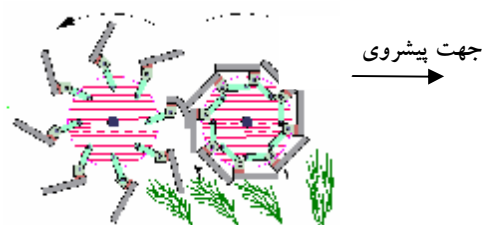
آزمایش‌های اولیه کارگاهی و مزرعه‌ای

در این آزمایشات غلتک‌ها توسط یاتاقان‌هایی روی دو نبشی سوار شده و نبشی‌ها هم روی یک چهار پایه فلزی تثبیت شدند. روی محور غلتک عقب، یک هنگل برای چرخاندن آن نصب شد (شکل 7). برای تغذیه محصول به دستگاه (غلتک‌ها) از دو روش دستی و تثبیت استفاده شد. در روش دستی بعد از شروع به کار نمودن دستگاه محصول توسط دست آزمونگر به غلتک‌ها نزدیک می‌شود تا در اثر عمل غلتک‌ها از دست آزمونگر ربوده شود. در روش تثبیت، تعدادی بوته عدس (ترجیحاً با همان فواصل موجود در مزرعه) روی یک قاب تثبیت شده و قاب با سرعت ثابت به دستگاه نزدیک می‌گردد. هدف از اجرای این آزمایشات، بررسی کفایت میزان نیروی وارده از دستگاه به بوته‌ها برای کندن آنها، تاثیر قطر و سرعت دورانی غلتک‌ها و سرعت پیشروی بر کیفیت برداشت محصول بود. طرح ساخته شده پس از موفقیت در ارزیابی آزمایشگاهی، برای مرحله بعدی در مزرعه آزمایش شد. بعد از مطالعات و ساخت و ارزیابی طرح‌های مختلف (برداشت توسط مکانیزم غلتکی) به منظور تعیین متغیرهای موثر بر افت محصول آزمایشاتی بر مبنای طرح کاملاً تصادفی با تیمارهای شعاع غلتک جلو، سرعت پیشروی، سرعت محیطی غلطک جلو به عنوان متغیرهای مستقل و افت محصول (متغیر وابسته) انجام شد

معادل 3 و در چرخ فلک کمباین در حدود 1/25 می باشد (کلنن و همکاران 1985).

آزمون‌های مزرعه‌ای

دستگاه ساخته شده پس از موفقیت در ارزیابی آزمایشگاهی، برای مرحله بعدی در مزرعه‌ای با شرایط متوسط به پایین نسبت به دیگر مزارع منطقه مورد آزمایش قرار گرفت. طی آزمایشهای اولیه مشاهده شد که میزان برداشت محصول بسیار کم است (حداکثر 20% محصول). دلیل عمده این امر عبارت از خوابیدگی محصول بود که ناشی از عمل غلتک جلو می باشد (شکل 9). بنابراین غلتک جلو نمی تواند بصورت یک هشت وجهی باشد زیرا همانطور که در شکل مشهود است، در این حالت بوته فرصت بالا آمدن نداشته و بصورت خوابیده به محل گیرایی می رسد. لذا باید تدبیری اتخاذ گردد که بوته به حالت سرپا به محل گیرایی برسد. تنها راه چاره این است که غلتک جلو دارای فضاهای خالی برای به دام انداختن بوته باشد. این فضاهای خالی، در این مطالعه "فضای تله اندازی" نامیده شد.



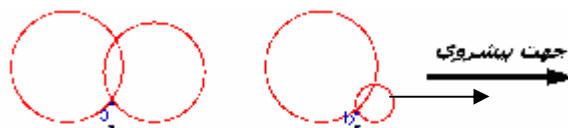
شکل ۹- اثر غلتک جلو در خوابیدگی محصول

فضای تله اندازی

برای فراهم ساختن برداشت مطلوب و تمیز بوته ها بایستی از محل مناسبی گرفته شوند. لذا باید فضای تله اندازی مناسب باشد. این فضا عبارت از فضایی است که

با راندمان بیشتر، غلتک جلو باید پایین تر از غلطک عقب قرار گیرد.

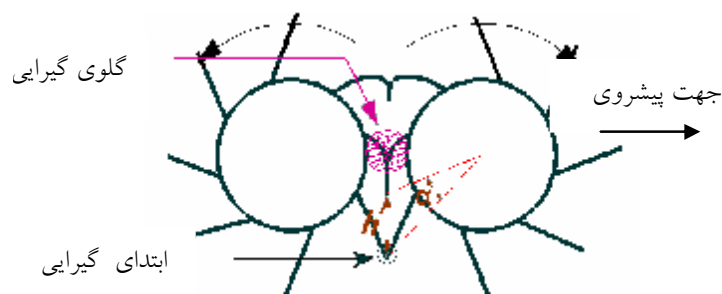
زاویه پره‌های غلتک عقب نیز تا حدی تغییرپذیر است و طی آن تماس پره‌ها با غلتک جلو در ارتفاع پایین‌تری انجام می‌گردد. تغییر قطر غلتک‌ها پارامتر دیگری است که در ارتفاع برش دخیل است. طبق آزمایشات کارگاهی انجام شده و هم چنین نظر به تناسب اندازه دستگاه با شرایط مزرعه و محصول (مقایسه ارتفاع برش با قطر غلطک جلو) اندازه پره‌های غلتک عقب، تعداد آنها، زاویه قرارگیری آنها و نهایتاً قطر غلتک عقب برای کار مناسب بوده و آنچه که می‌تواند تغییر یابد فقط قطر غلتک جلو است. در این حالت همان طوری که در شکل 8 نشان داده شده است، با کاهش قطر غلتک جلو، ارتفاع کاری پایین خواهد آمد.



شکل ۸- تاثیر قطر غلتک جلو در ارتفاع کاری

شاخص سینماتیک

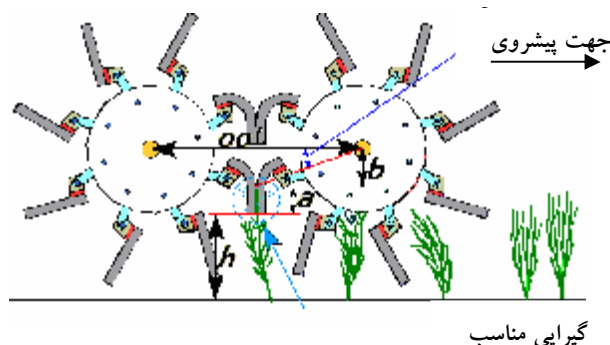
با توجه به اینکه در لحظه گیر افتادن بوته در بین غلتک‌ها، سرعت پیشروی و سرعت دورانی غلتک‌ها در کندن بوته‌ها دو عامل اصلی در نظر گرفته می‌شوند، آزمایشاتی برای تعیین حد بهینه این سرعت ها انجام شد. معمولاً در مکانیزم هایی که ضمن حرکت دورانی، حرکت خطی نیز دارند (مسیر حرکت یک نقطه به فاصله معین از مرکز دوران یک سیکلوئید است) پارامتری تحت عنوان شاخص سینماتیک تعریف می شود که بیانگر نسبت سرعت محیطی غلتک (عامل دوران کننده) به سرعت پیشروی دستگاه می باشد. این شاخص در روتواتور



شکل ۱۱- مسیر گیرایی بوته از ابتدا تا نقطه گیرایی مناسب

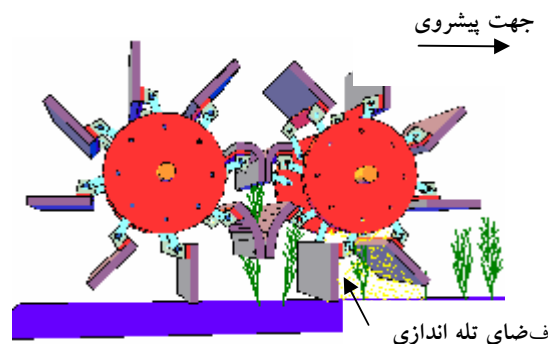
نیروی گیرایی باید به حدی باشد که بوته از میان پره‌ها سر نخورد. نیرویی که از ابتدا تا انتهای گیرایی بر بدنه بوته وارد می‌شود، از صفر در ابتدای گیرایی تا مقداری ماکزیمم در گلولی گیرایی متغیر است. گلولی گیرایی در روی خط المکزین غلتکها قرار دارد که در این منطقه قطر غلتکها به کمترین میزان خود می‌رسد.

با توجه به اینکه ارتفاع بوته عدس در محدوده 15 تا 22 سانتی متر قرار دارد، برای گرفتن بوته توسط دماغه، کمترین ارتفاع به عنوان مبنا در نظر گرفته می‌شود. برای یک بوته 15 سانتی متری حداکثر ارتفاع گیرایی 10 سانتی متر است. ولی همانطور که محاسبات نشان می‌دهند، این سیستم بیش از 3 سانتی متر با حداکثر فاصله از سطح زمین تفاوت دارد. بنابراین باید ارتفاع کاری پایین بیاید.



شکل ۱۲- ارتفاع کاری

بین دو پره متوالی غلتک جلو ایجاد شده و بوته در آن حبس می‌شود تا به محل گیرایی برسد (شکل 10). این فضا تابعی است از قطر غلتک، تعداد پره‌ها، اندازه و زاویه پره‌ها. بنابراین اولین اصلاح در طرح اولیه عبارت از پره دار کردن غلتک جلو بود.



شکل ۱۰- فضای تله اندازی

در این فضا پره‌ها باید طوری آرایش یابند که بوته بدون تکان خوردن زیاد، به تله بیافتد و بوته در داخل تله باید کاملاً راحت بوده و امکان حرکت داشته باشد و خروج بوته از فضا باید کاملاً به سهولت انجام گرفته و زیاد تکان داده نشود. عامل مهم دیگر برای برداشت "گیرایی" غلتک‌هاست. میزان گیرایی غلتکها تابعی از قطر غلتکها، تعداد پره‌ها، اندازه پره‌ها و زاویه پره‌ها است.

برای اینکه گیرایی به مقدار قابل قبولی برسد (مقداری که بوته از میان پره‌ها سر نخورد)، هم از لحاظ میزان نیروی وارده به بدنه بوته و هم از لحاظ سطح تماس بوته با پره‌ها، غلتک بایستی از نقطه ابتدای گیرایی به اندازه زاویه α چرخش کند (شکل 11). بنابراین پره‌ها در طول فاصله h' یعنی از ابتدای گیرایی تا رسیدن گیرایی به حد قابل قبول روی بوته سر خورده و سبب ریزش محصول خواهند شد.

در شکل 12:

$$OO' = 28\text{cm}$$

$$b = 28/2 \times \tan 30$$

$$b = 8/08 \text{ cm}$$

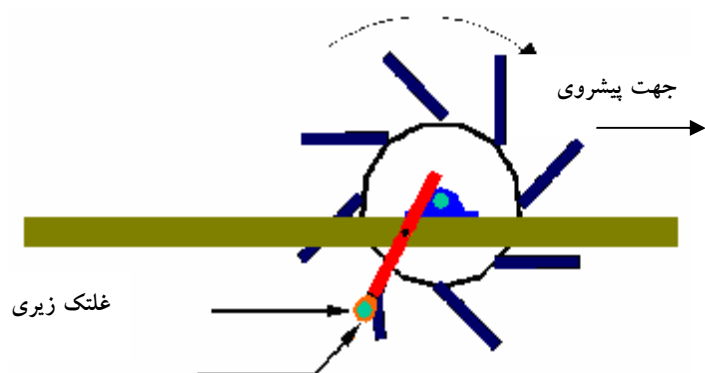
$$a = 10: 2 = 5\text{cm}$$

$$h = a + b$$

$$h = 13/08$$

$$h_{\text{Max}} = 10\text{cm}$$

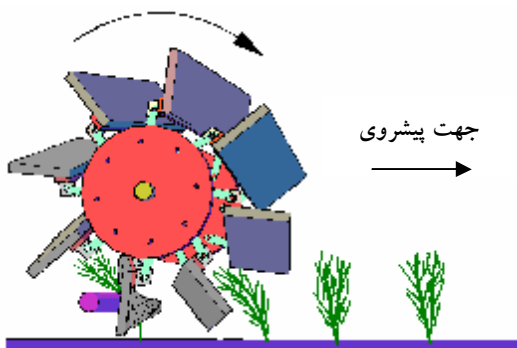
و بنابراین می توان نتیجه گرفت که اگر مسافت گیرایی (h') در شکل 11) صرفاً یک نقطه باشد، آن وقت هم می توان بوته را خیلی نزدیک به سطح زمین برداشت نمود و هم این که میزان ریزش محصول به علت عدم تماس بیشتر با غلتک ها (خصوصاً در ناحیه تله اندازی) شدیداً کاهش می یابد. بنابراین هر قدر قطر غلتک عقب کوچکتر شود، ارتفاع کاری پایین آمده، تغذیه محصول به دماغه، برداشت آن و انتقال آن به قسمتهای بعدی راحت تر انجام خواهد شد. با توجه به توضیحات داده شده طرح اصلاح شده و نهایی به صورت شکل 13 معرفی می شود. همانطور که در شکل



شکل ۱۳- طرح نهایی هد برداشت عدس

ملاحظه می شود ارتفاع کاری به میزان قابل توجهی پایین آمده و بوته از زیر قسمت دانه دار آن گرفته می شود به نحوی که حین برداشت قسمت بالایی بوته کاملاً آزاد بوده و تحت هیچ ضربه و فشاری قرار نمی گیرد. در این مکانیزم بوته توسط غلتک جلو به محل گیرایی یعنی بین

محور و پره غلتک جلو هدایت شده و در آنجا به صورت لحظه ای محکم نگه داشته می شود. با این تفاوت که بخش اعظم محصول از روی غلتک عقب (محور) رد شده است. لذا با پیشروی و حرکت رو به بالای بوته بین محور و پره، بوته با صرف حداقل انرژی از خاک بیرون کشیده می شود (شکل 14).



شکل ۱۴- طرز کار مکانیزم اصلاح شده نهایی

مزایای این سیستم نسبت به حالات قبلی عبارتند از:

- سیستم ساده و جمع و جور شده و ساخت آسان و هزینه بسیار کمتری را در پی دارد.
- کوچکتر شدن غلتک عقب از سه جهت باعث کمتر شدن میزان انرژی لازم برای حرکت سیستم می شود:

الف) کم شدن اصطکاک در یاتاقان های دو طرف غلتک های جلو و عقب

ب) کم شدن ممان اینرسی غلتک عقب

ج) کم شدن "مسافت گیرایی" یا مسافتی که دو غلتک باهم درگیر هستند (شکل 15).

مسافت گیرایی در حالات مختلف به صورت زیر بدست آمد:

حالت الف:

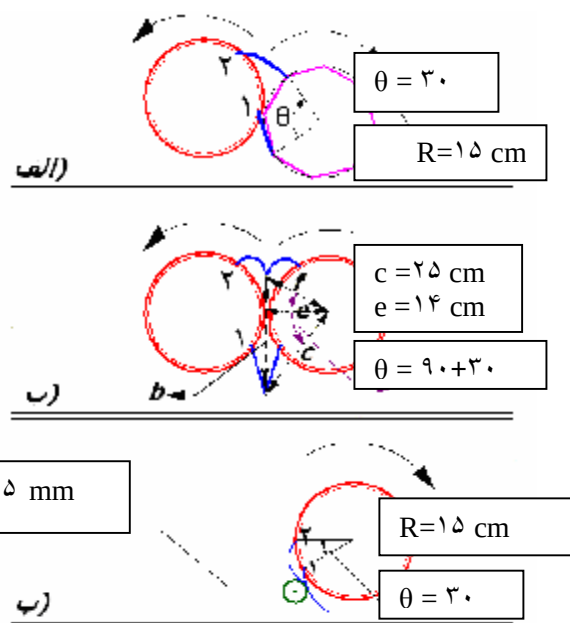
$$R \times \theta = 15\text{cm} \times 90 = 15 \times \pi/2$$

$$\text{مسافت گیرایی} = 23/56\text{cm}$$

است. از این روتقریبا" تمام توان موجود بر روی محور محرک، صرف برداشت محصول می گردد.

در ارائه طرح حاضر سعی بر این شد که مشکلات سر راه دستگاه های موجود دیگر به نوعی مرتفع گردد. در مقایسه با شانه برش به دلیل نداشتن تیغه (از دیدگاه شکستگی) می توان دماغه را کاملاً "نزدیک به زمین نگه داشت و مزرعه را با راندمانی بالاتر برداشت نمود. در کاربرد دماغه های خوشه چین، دور بیشتر گردنده خوشه چین یکی از مشکلات اساسی است لیکن در دستگاه ارائه شده بر اساس مشاهدات با دوره های خیلی پائین امکان برداشت میسر هست. چنانچه عنوان شد دستگاه ارائه شده توسط سید احمد وجابر (2004) نیز به دلیل عدم کاشت ردیفی عدس در ایران مناسب برداشت عدس ایرانی نیست. علاوه از موارد مذکور، غلطک های دماغه پیشنهادی کاملاً "نرم و منعطف بوده که امکان برداشت محصول در رطوبت های مختلف را ممکن می کند. از طرفی دیگر به دلیل ساده بودن، به شرط تولید انبوه، قیمت تمام شده دستگاه در مقایسه با دستگاه های دیگر خیلی پائین خواهد بود که به علت پائین بودن قدرت خرید کشاورزان ایرانی می توان به عنوان یکی از عوامل تعیین کننده خرید به آن اشاره کرد.

بررسی های تکمیلی نشان دادند که اثر شعاع غلتک جلو و شاخص سینماتیک (نسبت سرعت محیطی به سرعت پیشروی) بر افت محصول در سطح احتمال 1% معنی دار است. جدول تجزیه واریانس مربوط به این آزمون ها در جداول 1 و 2 آورده شده است.



شکل ۱۵- مسافت گیرایی در سه گونه مختلف مکانیزم

یعنی هر پره فاصله 23/56 سانتی متر را از نقطه یک تا رسیدن به نقطه دو بین دو غلتک طی می کند.
حالت ب:

$$\text{مسافت گیرایی} = b = c \times \sin 90 + e \times \tan 30 = 20 + 8/8$$

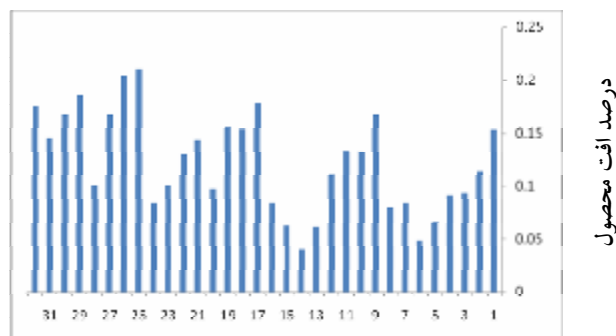
$$\text{مسافت گیرایی} = 28/8 \text{ cm}$$

حالت پ:

$$\text{مسافت گیرایی} = R \times \theta = 15 \text{ cm} \times 30 = 15 \times \pi / 6$$

$$\text{مسافت گیرایی} = 7/85 \text{ cm}$$

اگر نیروی موجود بین غلتک ها در طول مسافت گیرایی ثابت در نظر گرفته شود، ملاحظه خواهد شد که کار انجام شده برای حرکت مکانیزم از نقطه 1 به 2 در حالت (پ)، کمتر از یک سوم کار انجام شده در دو حالت (الف) و (ب)



شاخص سینماتیک

شکل 17- نمودار شاخص سینماتیک و درصد افت محصول

پیشنهادهای

به طور کلی کارآیی دستگاه پیشنهادی مطابق آزمایشات کارگاهی و مزرعه ای مورد تایید قرار گرفت که طبق شماره 36249 در دفتر ثبت اختراعات سازمان ثبت اسناد و املاک کشور ثبت شده است.

نظر به ساخت نمونه و ارزیابی اولیه آن، در راستای پیشبرد اهداف مکانیزاسیون عدس و محصولات مشابه پیشنهادات زیر توصیه می گردد:

- مطالعه تکمیلی روی عوامل مؤثر بر برداشت محصول
- ساخت دستگاه با عرضی معادل یک متر (مناسب برای شرایط غالب مزارع در تولید این محصول) با همکاری کارخانجات تولید کننده و ارگان های مرتبط مطالعه امکان به کارگیری مکانیزم ساخته شده برای محصولات مشابه از قبیل نخود، بزرک و گاوآینه
- تعیین رطوبت بهینه برداشت (بعد از ساخت)

جدول ۱- تجزیه واریانس برای تحلیل رابطه بین افت و شعاع غلتک جلویی

احتمال	مقدار F	میانگین مربعات	مجموع مربعات	درجه آزادی
۰/۰۰۰۷**	۷/۶۲۵	۰/۰۱۰	۰/۰۳۰	۳
		۰/۰۰۱	۰/۰۳۷	۲۸
			۰/۰۶۷	۳۱
				کل

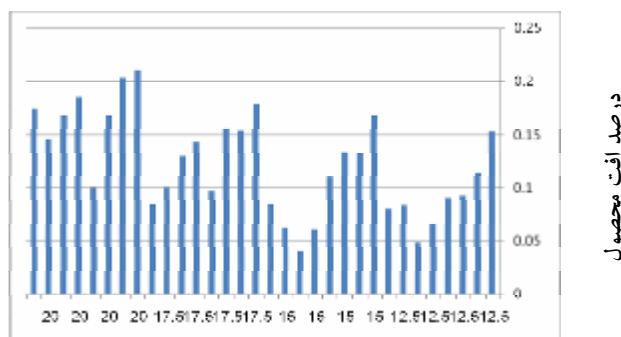
**معنی دار در سطح احتمال ۱٪

جدول ۲- تجزیه واریانس برای تحلیل رابطه بین افت و شاخص سینماتیکی

احتمال	مقدار F	میانگین مربعات	مجموع مربعات	درجه آزادی
۰/۰۰۰۳**	۷/۶۲۵	۰/۰۲۴	۰/۰۲۴	۱
		۱۶/۵۷۵	۰/۰۴۳	۳۰
			۰/۰۶۷	۳۱
				کل

**معنی دار در سطح احتمال ۱٪

در شکل های 16 و 17 افت متناظر با حالات مختلف آزمایش آورده شده است. با توجه به این که داده ها در طرح های جداگانه تحلیل شدند بهترین شرایط برای شعاع غلتک جلو 15 سانتی متر و شاخص سینماتیکی 3/22 با افت حداقل معادل 4٪ به دست آمد.



قطر غلتک جلو

شکل ۱۶- نمودار قطر غلتک جلو و درصد افت محصول

منابع مورد استفاده

- بی نام، 1377. آمار نامه کشاورزی سال زراعی 76-1375. وزارت جهاد کشاورزی، نشریه شماره 77/01.
- عبداله پور ش، 1384. بررسی عوامل موثر در انتقال بادی مواد در خوشه چین. پایان نامه دکتری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران.
- Klenin NI, Popov IF and Sakun VA, 1985. Agricultural Machines. Amerind Publishing Co.
- Klinner WE, Neale MA, Arnold RE, Geikie AA and Hobson RN, 1987. A new concept in combine harvester headers. J Agric Eng Res 38: 37-45
- Papesch J, Dammer S and Fechner W, 1995. Grain stripper. Land Technik 4: 196-197.
- Riethmuller G, 1998. Successful lentil harvesting. Agriculture Western in Australia, Dryland Research Institute, Merredin.
- Sidahmedi MM and Jaber NS, 2004. The design and testing of a cutter and feeder mechanism for the mechanical harvesting of lentils. Biosystems Engineering 88: 295-304.
- Uebe N, Frosh W and Halle WF, 1993. Stripping or cutting. Land Technik 6: 320-323.

شناسایی نواحی کروموزومی مرتبط با مقاومت به یخ زدگی در گندم نان (*Triticum aestivum* L.) با استفاده از نشانگرهای ریزماهواره

سعید اهری زاد^{۱*}، سید ابوالقاسم محمدی^۱، امید سفالیان^۲، محمد مقدم^۱ و محمد رضا شکیبا^۱

تاریخ دریافت: ۸۷/۱۱/۱۳ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱/۲۵

۱- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۲- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه محقق اردبیلی

* مسئول مکاتبه E-Mail: s_aharizad@tabrizu.ac.ir

چکیده

مقاومت به یخ زدگی یک صفت کمی است که حداقل ده جفت کروموزوم از کل 21 کروموزوم گندم در کنترل آن نقش دارند. بمنظور مکان یابی QTL های مرتبط با مقاومت به یخ زدگی، 280 خانواده F_{2:3} حاصل از تلاقی نورستار، رقم پاییزه مقاوم به سرما و زاگرس، رقم بهاره حساس به سرما، در 11 فقره دمای زیر صفر تحت شرایط کنترل شده بررسی شدند. ارزیابی مقاومت به یخ زدگی توسط معیار LT₅₀ صورت گرفت. چند شکلی والدین با 200 نشانگر ریزماهواره بررسی و افراد F₂ با 41 نشانگر چند شکل غربال شدند. براساس تجزیه QTL، هفت نشانگر Xgwm666، Xgwm148، Xgwm357، Xgwm174 و Xgwm292 و Xgwm499، Xcfa2190 واقع بر کروموزوم های 1A، 2B، 5A، 5B و 5D با تغییرات مقاومت به یخ زدگی (LT₅₀) ارتباط نشان دادند. QTL های پیوسته با این نشانگرها در مجموع 27 درصد از واریانس مقاومت به یخ زدگی را تبیین کردند. قابل ذکر است که QTL شناسایی شده در کروموزوم 1A اولین بار در این مطالعه گزارش گردید.

واژه های کلیدی: گندم نان، مقاومت به یخ زدگی، نشانگرهای ریزماهواره

Identification of Chromosomal Regions Associated with Frost Resistance in Bread Wheat (*Triticum aestivum* L.) Using Microsatellite Markers

S Aharizad^{1*}, SA Mohammadi¹, O Sofalian², M Moghaddam¹ and MR Shakiba¹

¹Dept. of Agronomy & Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²Dept. of Agronomy & Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Mohageg-Ardabili, Ardabil, Iran

*Corresponding author: E-Mail: s_aharizad@tabrizu.ac.ir

Abstract

Freezing resistance is a quantitative trait which is affected by 10 out of 21 wheat chromosomes. In order to identify the microsatellite molecular markers linked to freezing resistance QTLs in bread wheat, a set of 280 F_{2:3} families derived from a cross between cv. Norstar (winter type and frost resistant) and cv. Zagros (spring type and sensitive to low temperatures) was evaluated at 11 temperatures under controlled conditions. The LT₅₀ was used as a frost resistance index. Parental polymorphism was assessed using 200 microsatellite primer pairs and 41 polymorphic markers were used to screen F₂ individuals. QTL analysis revealed association of LT₅₀ with seven microsatellite markers, Xgwm357, Xgwm148, Xgwm666, Xcfa190, Xgwm499, Xgwm292 and Xgwm174 located on chromosomes 1A, 2B, 5A, 5B and 5D. In total, these markers determined 27% of frost resistance variation in the population. QTL detected on chromosome 1A was the first report about the contribution of this chromosome in frost resistance.

Keywords: Bread wheat, Frost resistance, Microsatellite markers

مقدمه

گندم نان به عنوان مهمترین گیاه زراعی در اکثر مناطق دنیا کشت می شود. دامنه اکولوژیکی وسیع آن ناشی از سازگاری اقلیمی، اثر متقابل مکانیسم‌های کنترل کننده زمان گلدهی، بهاره سازی، پاسخ به فتوپریود، زودرسی و خوگیری به سرما می باشد (سارما و همکاران 1998، گالیپا و همکاران 2001 و احمد و سورلز 2002). تنش‌های غیرزیستی به ویژه تنش سرما و یخ زدگی یکی از عوامل عمده محدودکننده تولید محصولات گیاهی است و تحت تاثیر این تنش‌ها محصول غلات به حد بیشینه خود نمی رسد. گوستا و همکاران (1997)، استورلی و همکاران (1998)، سوتکا و همکاران (1999) و فولر و لیمین (2004) اهمیت تنش یخ زدگی را در

محدودیت رشد غلات پاییزه خاطر نشان کردند. در ایران هزاران هکتار از اراضی زیر کشت گندم و جو بر اثر خسارت یخ زدگی در مناطق سرد و حتی سرد معتدل از بین می روند که نشان دهنده نقش مهم تنش یخ زدگی در زراعت غلات و سایر گیاهان می باشد (اکبری و نوالقدر 1363).

سوتکا (1981) مقاومت به یخ زدگی را یک صفت با کنترل ژنتیکی پیچیده گزارش کرده است. نتایج بررسی سری های مونوزومی و سری های جایگزینی کروموزومی در گندم نشان داده است که حداقل 10 کروموزوم از 21 جفت کروموزوم گندم در مقاومت به یخ زدگی نقش دارند و نقش کروموزوم های 5A و 5D مهمتر گزارش شده است. سوتکا (1994) نشان داده است

نشانمند کردن و یا مکان یابی ژن (های) کنترل کننده صفات کمی استفاده می شوند. در صورتی که بتوان نشانگرهای پیوسته با عوامل ژنتیکی کنترل کننده صفات کمی را شناسایی کرد، امکان گزینش در نسل های در حال تفکیک فراهم آمده و کارآیی گزینش و پیشرفت ژنتیکی حاصل از گزینش افزایش می یابد. در نتیجه، کارآیی برنامه های اصلاحی از طریق گزینش بر مبنای نشانگر با انتخاب ژنوتیپ های مناسب و یا انتقال ژن های مورد نظر بالا می رود (کنپ 1998 و گوپتا و همکاران 2000).

نشانگرهای ریزماهواره به علت چند شکلی بالا، ماهیت همباز، ارزیابی آسان و تکرار پذیری بالا به عنوان نشانگرهای متداول برای مکان یابی ژن ها مورد استفاده قرار می گیرند (مانیفستو و همکاران 2001، وارشنی و همکاران 2002، آکایا و بویوکونل-بال 2004 و خلسکینا و همکاران 2004). لئونوا و همکاران (2003) در یک جمعیت F_2 گندم نان با استفاده از نشانگرهای ریزماهواره ژن $V_{rn}B_1$ روی کروموزوم 5B را مکان یابی کردند. سارما و همکاران (1998) با استفاده از نشانگرهای RFLP و براساس مکان یابی مقایسه ای نشان دادند که ناحیه $V_{rn}A_1$ واقع در کروموزوم 5A گندم با قسمتی از کروموزوم 3 برنج (کنترل کننده زمان گلدهی) مشابهت دارد.

هدف تحقیق حاضر شناسایی نشانگرهای ریزماهواره مرتبط با مقاومت به یخ زدگی و تعیین سهم هر یک از نشانگرها در تبیین مقاومت به یخ زدگی در گندم نان بود.

مواد و روش ها

مواد گیاهی مورد استفاده شامل 280 خانواده 2:3 F حاصل از تلاقی ارقام نورستار و زاگرس بود. نورستار یک رقم پاییزه و بسیار مقاوم به سرما است که به عنوان رقم استاندارد مقاوم به سرما و یخ زدگی در اکثر تحقیقات استفاده می شود (لیمین و فولر، 1993).

که در گندم Cheyenne ژن های موجود در کروموزوم های 5A، 5B، 5D و 7A نقش عمده ای در مقاومت به یخ زدگی ایفا می کنند به طوری که ژن F_{r1} عامل مقاومت به یخ زدگی و ژن عامل بهاره سازی (V_{rn1}) روی بازوی بلند کروموزوم 5A مکان یابی شده اند. استورلی و همکاران (1998)، واگوجفاولی و همکاران (2000) و گالیا (2002) افزایش مقاومت به یخ زدگی را در گندم با دست ورزی حد فاصل بین ژن های F_{r1} و V_{rn1} در بازوی کروموزوم 5A امکان پذیر دانسته اند.

در ارزیابی های مزرعه ای مقاومت به یخ زدگی، گاهی ممکن است به دلیل تفاوت در شدت تنش در آزمایش های مختلف، تشخیص تفاوت های جزئی و مهم امکان پذیر نباشد. فولر و همکاران (1999) بیان کردند که برگ و ریشه گیاهان پاییزه طی زمستان شدید از بین می روند، اما بافت زنده طوقه می تواند ریشه و برگ جدید ایجاد کند. با توجه به این که طوقه بافت هایی دارد که برای زنده ماندن گیاه ضروری است، بنابراین، دمای مجاور طوقه میزان خوگیری به سرما یا خسارت سرما را تعیین می کند. در یک بررسی مشخص شد که تغییرات دمایی ناحیه طوقه گیاه بیش از 93 درصد از تغییرات LT_{50} (دمایی که در آن نیمی از گیاهان از بین می روند) را تبیین می کند. همچنین اثبات شده است که LT_{50} به عنوان معیار آزمون انجماد کنترل شده در هنگام استفاده از طوقه گندم، بیشترین همبستگی را با شاخص زنده ماندن مزرعه ای دارد (فولر و همکاران 1981).

هرچند که استفاده از گزینش مزرعه ای و یا آزمون انجماد در شرایط کنترل شده در موارد زیادی نتایج قابل قبولی ارائه کرده است ولی زیاد بودن تعداد ژن های کنترل کننده و همچنین اثر متقابل ژنوتیپ با محیط، ضرورت تلفیق این روش ها را با ارزیابی های مولکولی بیان می دارد (سالسکو و بران 2001 و شیندو و همکاران 2003). امروزه نشانگرهای DNA به طور وسیعی برای

استفاده در واکنش زنجیره ای پلی مرز به 25 نانوگرم در میکرولیتر تنظیم گردید.

واکنش زنجیره ای پلی مرز در حجم 10 میکرولیتر انجام شد. چرخه های دمایی بر اساس روش هویزینگتون و همکاران (1994)، شامل واسرشته سازی اولیه در 94°C به مدت چهار دقیقه، 35 چرخه با واسرشته سازی در 94°C به مدت یک دقیقه اتصال آغازگر در دمای 65°C - 52°C بسته به آغازگر به مدت چهار دقیقه و بسط در 72°C به مدت دو دقیقه، و یک چرخه بسط نهایی در 72°C به مدت پنج دقیقه بود.

آغازگرهای مورد استفاده بر اساس نتایج مطالعات قبلی در رابطه با مقاومت به یخ زدگی در گندم انتخاب شدند (برایان و همکاران 1997، استفنسسون و همکاران 1998، رودر و همکاران 1998، گوپتا و همکاران 2002 و سونگ و همکاران 2002). ابتدا چندشکلی والدین با استفاده از آغازگرهای انتخابی بررسی و آغازگرهای چندشکل بین والدین برای غربال جمعیت استفاده شدند.

محصولات تکثیری با استفاده از ژل پلی اکریلامید 6 درصد واسرشته ساز در دستگاه الکتروفورز عمودی ژل توالی یاب شرکت BIORAD تفکیک و رنگ آمیزی با استفاده از روش نیترا نقره انجام شد (هویزینگتون و همکاران، 1994). الگوهای نواری افراد جمعیت به صورت A در صورت مشابهت با والد نورستار، B در صورت مشابه بودن با والد زاگرس و H در حالت هتروزیگوت امتیازدهی شد.

تجزیه QTL براساس روش تجزیه تک نشانگری با استفاده از نرم افزار Map Manager انجام شد.

نتایج و بحث

میزان LT_{50} از $3/30^{\circ}\text{C}$ تا $22/30^{\circ}\text{C}$ متغیر بود. ارقام والدینی زاگرس و نورستار به ترتیب با LT_{50} برابر $3/30$ و $22/30$ - درجه سانتی گراد در دو انتهای توزیع قرار داشتند (شکل 1). نورستار رقمی مقاوم به

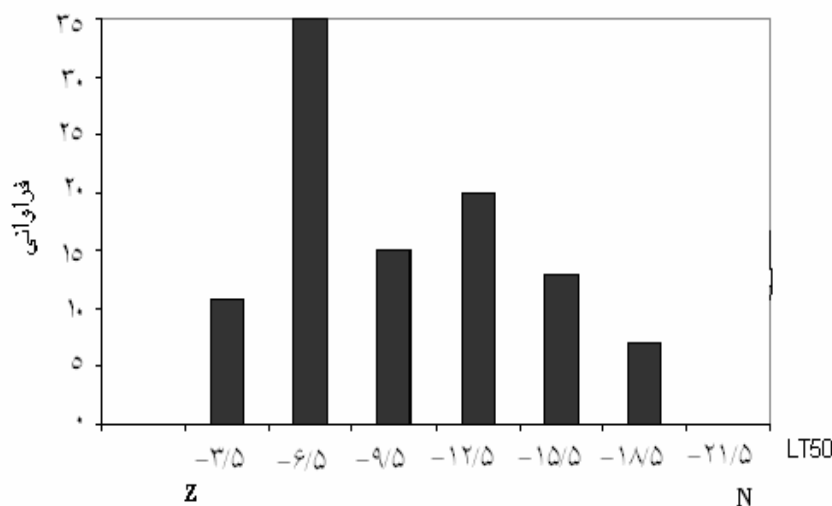
زاگرس رقمی بهاره حساس به سرما با $LT_{50} = -3^{\circ}\text{C}$ و جزو زودرس ترین ارقام است که برگ پرچم آن پس از هفت هفته ظاهر می‌شود.

آزمون انجماد: آزمون انجماد مطابق روش های لیمین و فولر (1993) و محفوظی و همکاران (2001b) انجام شد. بدین ترتیب که بذور پس از جوانه زنی در بستر ماسه‌ای نشاء شدند. بوته‌ها به مدت 20 روز تحت رژیم نوری 14 ساعت روشنایی و 8 ساعت تاریکی در $25 \pm 2^{\circ}\text{C}$ قرار گرفتند. بوته‌ها پس از رسیدن به مرحله سه یا چهار برگچه‌ای، به اتاقک رشد منتقل و جهت عادت دهی به سرما به مدت پنج هفته در دمای ثابت 2°C قرار گرفتند.

برای آزمون انجماد، بوته های خوگرفته از 2 سانتی متری بالای طوقه و یک سانتی متری پایین آن بریده شدند. برای هر دما، پنج بوته پس از آماده‌سازی و اتیکت گذاری در داخل ظروف آلومینیومی مخصوص در داخل ماسه مرطوب قرار داده شدند (برول بابل و فولر، 1988). نمونه‌های آماده شده بلافاصله به فریزر قابل برنامه ریزی و در دمای ثابت 3°C - منتقل شدند. برای خوگرفتنی کامل، بوته ها به مدت 8-12 ساعت در این دما باقی ماندند. سپس دما با شدت 2°C - در ساعت کاهش داده شد تا به 17°C - رسید و پس از آن دما بصورت 8°C در ساعت تا رسیدن به دمای 30°C - کاهش داده شد. پس از رسیدن دمای فریزر به دمای مورد نظر، نمونه‌های مذکور از فریزر خارج و به انکوباتور با دمای 4°C منتقل گردیدند. روز بعد نمونه‌ها از انکوباتور به گلخانه برای کشت انتقال یافتند. در گلخانه پس از سه هفته تحت رژیم نوری روز بلند و دمای ثابت $20 \pm 2^{\circ}\text{C}$ تعداد بوته های زنده مانده برای محاسبه ی LT_{50} مشخص شد. ارزیابی ژنوتیپی: استخراج DNA بر اساس روش سقای معروف و همکاران (1984) انجام و کمیت و کیفیت نمونه‌ها با روش اسپکتروفوتومتری و الکتروفورز ژل آگارز 0/8% تعیین شد. غلظت نمونه های DNA برای

گزارش کردند که LT_{50} خانواده های F_3 به سمت والد پاییزه (مقاوم) انحراف داشت. در حالی که در تلاقی ارقام پاییزه با پاییزه این تمایل بیشتر به سمت متوسط والدین بود. لیمین و فولر (1993) تفاوت غیر معنی داری را بین میانگین خانواده های F_3 حاصل از تلاقی ارقام پاییزه و میانگین والدین آنها گزارش کردند. با توجه به نتایج تحقیقات مختلف (پارودی و همکاران 1983 و سوتکا 2001)، استنباط می شود که بسته به مواد گیاهی و شرایط حاکم بر آزمون انجماد، نتایج متفاوت خواهد بود.

سرما است به طوری که در مطالعات مختلف میزان LT_{50} آن $24/5^{\circ}C$ - (لیمین و فولر 1983)، $21^{\circ}C$ - (فولر و همکاران 1996)، $31^{\circ}C$ - (گوستا و همکاران 1997) و $22^{\circ}C$ - (محفوظی و همکاران 2001a) بسته به شرایط خوگرفتگی گزارش شده است. در خانواده های حاصل تفکیک متجاوز نسبت به والدین مشاهده نشد و میانگین مقاومت به یخ زدگی جمعیت F_3 بیشتر به سمت والد حساس به سرما (زاگرس) متمایل بود (شکل 1). برول - بابل و فولر (1988) در بررسی وراثت مقاومت به یخ زدگی در نسل F_3 حاصل از تلاقی ارقام پاییزه و بهاره



شکل ۱- توزیع LT_{50} در خانواده های F_3 والدین نورستار (N) و زاگرس (Z).

(دو QTL)، 1A (یک QTL) و 2B (یک QTL) قرار داشتند (جدول 1). از QTL های شناسایی شده، چهار QTL پیوسته با نشانگرهای Xgwm 148، Xgwm 666، Xgwm 499 و Xcfa2190 دارای اثرهای افزایشی و غالبیت مثبت بودند. بدین ترتیب که الل های افزایش دهنده مقاومت به یخ زدگی در این جایگاه ها به صورت غالب از والد مقاوم نورستار به نتاج منتقل شدند و هتروزیگوت ها ارزش بالاتری نسبت به میانگین والدین داشتند. برای QTL های پیوسته با نشانگرهای Xgwm 174 و Xgwm 357 اثر افزایشی مثبت و غالبیت منفی نشان دهنده توارث الل های افزایش دهنده

از مجموع 200 آغازگر ریزماهواره مورد بررسی در والدین، 41 نشانگر بین والدین چند شکلی نشان دادند که برای غربال افراد جمعیت F_2 استفاده شدند. با توجه به توزیع غیر نرمال مقادیر LT_{50} در جمعیت، قبل از تجزیه QTL تبدیل داده براساس لگاریتم طبیعی قدر مطلق داده ها انجام شد. بر اساس تجزیه QTL ها، هفت QTL در ارتباط با LT_{50} مکان یابی شد. میزان تبیین تغییرات فنوتیپی LT_{50} این جایگاه ها به ترتیب 5، 2، 3، 4، 7، 3 و 3 درصد بود. QTL های شناسایی شده روی کروموزوم های 5D (دو QTL)، 5B (یک QTL)، 5A

مقاومت به سرما از والد مقاوم نورستار بصورت مغلوب بود. در مورد QTL پیوسته با نشانگر Xgwm292 اثر افزایشی منفی و غالبیت مثبت بیانگر انتقال الل افزایشده مقاومت به سرما از والد حساس (زاگرس) به نتاج بود. سوتکا (1981)، سوتکا و اسنپ (1997) و سوتکا (2001) با استفاده از لاین‌های جایگزین کروموزومی به نقش کروموزوم‌های 5A، 2B، 5B و 5D در مقاومت به سرما و یخبندان در دو شرایط آزمایش مزرعه‌ای و آزمون انجماد کنترل شده اشاره کردند. سوتکا و کواکس (1985)، استورلی و همکاران (1998)، سارما و همکاران (1998) و گالیبا (2002) به نقش کروموزوم 5A در کنترل مقاومت به سرما و یخبندان تاکید داشتند. سوتکا و همکاران (1999) با کاربرد نشانگرهای RFLP، یک QTL را در ارتباط با مقاومت به سرما روی کروموزوم 5A و در حدفاصل نشانگرهای Xwgm 644 و Xpsr 426 مکان‌یابی کردند که این QTL بعد ها به Fr_1 مشهور شد. آنها بیان کردند که Fr_1 در نزدیکی جایگاه Vm_1 قرار دارد. اسنپ و همکاران (2001)

با استفاده از نشانگرهای ریزماهوره یک QTL درگیر در مقاومت به یخ‌زدگی را در فاصله نشانگرهای Xgwm 292 و Xgwm 212 روی کروموزوم 5D مکان‌یابی کردند. این جایگاه، Fr_2 نامیده شد. لئونوا و همکاران (2003) و توث و همکاران (2003) QTL‌هایی را در کروموزوم 5B و در نزدیک مکان ژنی $Vm-B_1$ شناسایی کردند که در زمان گلدهی و ایجاد مقاومت به سرما و یخبندان نقش داشتند. باگا و همکاران (2006) با بررسی 594 نشانگر ریز ماهوره و 380 نشانگر AFLP در دو جمعیت هاپلوئید مضاعف شده، QTL‌ای در کروموزوم 5A و در ناحیه نزدیک مکان ژنی $Vm-A_1$ را شناسایی کردند. گالیبا و همکاران (1992) در بررسی مکان‌های ژنی موثر در تنظیم اسمزی گندم، به این نتیجه رسیدند که گروه 5 هومیولوگ گندم نه تنها در مقاومت به سرما موثر است بلکه در تجمع پرولین و کنترل فشار اسمزی در اغلب تنش‌های محیطی نیز اهمیت دارد. آنها بیان کردند که احتمالاً ژن‌های عامل مقاومت به خشکی و سرما در گروه هومیولوگ 5 پیوسته می‌باشند.

جدول ۱- نام و جایگاه ژنومی نشانگرهای پیوسته با QTL‌های موثر در مقاومت به یخبندان و اثر آنها در جمعیت $F_{2,3}$ حاصل از تلاقی ارقام گندم نورستار و زاگرس

نام نشانگر	کروموزوم	میزان توجیه واریانس فئوتیپی صفت (%)	سطح احتمال معنی داری	اثر افزایشی $^a(H-Z/2)$	اثر غالبیت $^b(F_1-m)$	درجه غالبیت
Xgwm357	1A	۵	۰/۰۰۲	۰/۰۱	-۰/۱۰	-۱۰
Xgwm666	5A	۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۲۵
Xcfa2190	5A	۳	۰/۰۲	۰/۰۶	۰/۰۱	۰/۱۶
Xgwm148	2B	۴	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۲۵
Xgwm499	5B	۷	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۱۰	۳/۳۳
Xgwm292	5D	۳	۰/۰۲	-۰/۰۱	۰/۰۱	۱
Xgwm174	5D	۳	۰/۰۱	۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۵۰

a و b به ترتیب نشان دهنده متوسط انحراف ارزش افراد هتروزیگوت از افراد هوموزیگوت و انحراف نسل F_1 از متوسط والدین است.

در پژوهش حاضر یک QTL روی کروموزوم 1A شناسایی شد. هر چند که در مطالعات قبلی QTL‌هایی روی کروموزوم 1A در رابطه با مقاومت به یخ‌زدگی گزارش نشده است اما چال و همکاران (1998) در

بررسی ژنتیکی پروتئین‌های ضدیخ و رابطه آنها با زمستان‌گذرانی گندم نشان دادند که در گیاهان واجد جابجائی کروموزومی در کروموزوم‌های 1A، 5A، 5B و 5D فعالیت ضدیخ بیشتری وجود داشته و در

کروموزوم 1A درصد بالایی از تغییرات فنوتیپی LT_{50} را تبیین می‌کند.

در مجموع، بررسی QTL ها در ارتباط با LT_{50} نشان داد که ال‌های افزایش دهنده مقاومت از هر دو والد به نتاج منتقل شده‌اند. تعداد QTL های با اثر افزایشی مثبت (شش QTL) بیشتر از تعداد QTL های با اثر افزایشی منفی (یک QTL) بود. بنابراین، اغلب QTL های مقاومت به سرما از والد نورستار به نتاج منتقل گردیدند. با وجود این، یک QTL نیز از والد حساس زاگرس به نتاج منتقل شد.

سپاسگزاری

از قطب علمی اصلاح مولکولی غلات بدلیل فراهم کردن امکانات لازم و از بخش غلات موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر برای تامین بذور والدینی قدردانی می‌شود.

نتیجه این گیاهان از مقاومت بیشتری نسبت به سرما و یخبندان برخوردار بودند. کروموزوم 1A در سنتز پروتئین های ذخیره ای در ارتباط با ارزش نانوائی نیز نقش بسزایی دارد، بنابراین، شاید نقش این پروتئین ها در زمستان گذرانی نیز حائز اهمیت باشد (نتسوتائو و نتسوتائو 2004). گالیپا و همکاران (1992) نیز در مطالعه مکان های ژنی موثر در تنظیم فعالیت های اسمزی و میزان تجمع پرولین در گندم تحت تنش های محیطی (مانند تنش یخ زدگی) که منجر به تنش کم آبی می شوند، به نقش کروموزوم 1A تاکید کردند. نورآیین (1384) ضمن برآورد پارامترهای ژنتیکی مقاومت به سرما در گندم نان و رابطه آنها با چند شکلی والدین برای نشانگرهای ریزماهواره نتیجه گرفت که ژنوم A در کنترل صفت مقاومت به سرما نقش موثری دارد. وی نشان داد که نواحی ژنومی مرتبط با نشانگرهای Xgwm 357 و Xwms 99 روی

منابع مورد استفاده

اکبری ع و ذوالقدر م، 1363. گزارش به سمپوزیوم بین المللی گندم مناطق سردسیر در ترکیه. بخش تحقیقات غلات، مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، کرج.
نورآیین م، 1384. برآورد پارامترهای ژنتیکی مقاومت به سرما در گندم نان و رابطه آنها با چندشکلی مولکولی والدین. پایان نامه کارشناسی ارشد اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز.

Ahmad M and Sorrells ME, 2002. Distribution of microsatellite alleles linked to *Rht8* dwarfing gene in wheat. Euphytica 123: 235-240.

Akkaya MS and Buyukunal-Bal EB, 2004. Assessment of genetic variation of bread wheat varieties using microsatellite markers. Euphytica 135: 179-185.

Baga M, Chodaparambil SV, Limin AE, Pecar M, Fowler DB and Chibbar RN, 2006. Identification of quantitative trait loci for low temperature tolerance in cold-hardy winter wheat. Plant and Animal Genome XIV Conference, San Diego, CA, p. 353.

Brule-Babel AL and Fowler DB, 1988. Genetic control of cold hardiness and vernalization requirement in winter wheat. Crop Sci 28: 879-884.

- Bryan GJ, Collins AJ, Stephenson P, Orrey A, Smith JB and Gale MD, 1997. Isolation and characterization of microsatellites from hexaploid bread wheat. *Theor Appl Genet* 94: 557-563.
- Chun JU, Yu MX and Griffith M, 1998. Genetic studies of antifreeze proteins and their correlation with winter survival in wheat. *Euphytica* 102: 219-226.
- Fowler DB, Chauvin LP, Limin AE and Sarhan F, 1996. The regulatory role of vernalization in expression of low-temperature induced genes in wheat and rye. *Theor Appl Genet* 93: 554-559.
- Fowler DB, Gusta LV and Tyler NJ, 1981. Selection of winterhardiness in wheat. III. Screening Methods. *Crop Sci* 21: 896-901.
- Fowler DB, Limin AE and Ritchie JT, 1999. Low-temperature tolerance in cereals: model and genetic interpretation. *Crop Sci* 39: 626-633.
- Fowler DB and Limin AE, 2004. Interactions among factors regulating phenological development and acclimation rate determine low-temperature tolerance in wheat. *Annals of Botany* 94: 717-724.
- Galiba G, 2002. Mapping of gene regulating abiotic stress tolerance in cereals. *Acta Agronomica* 50: 235-247.
- Galiba G, Kerepesi I, Vagujfalvi A, Kocsy G, Cattivelli L, Dubcovsky J, Snape JW and Sutka Y, 2001. Mapping of genes involved in glutathione, carbohydrate and COR14b cold induced protein accumulation during cold hardening in wheat. *Euphytica* 119: 173-177.
- Galiba G, Simon-Sarkadi L, Kocsy G, Salgo A and Sutka J, 1992. Possible chromosomal location of genes determining the osmoregulation of wheat. *Theor Appl Genet* 85: 415-418.
- Gupta PK, Balyan HS, Edwards KJ, Isaac P, Kurzun V, Roder M and Leroy P, 2002. Genetic mapping of 66 new microsatellite (SSR) loci in bread wheat. *Theor Appl Genet* 105: 413-422.
- Gupta PK, Varshney RK, Sharma PC and Ramesh B, 2000. Molecular markers and their application in wheat breeding. *Plant Breed* 118: 369-390.
- Gusta LV, Oconnor BJ and Machutcheon MG, 1997. The effect of superior winter-hardy genotypes using a prolonged freeze test. *Can J Plant Sci* 77: 15-21.
- Hoisington D, Khairallah M and Gonzalez-de-Leon D, 1994. Laboratory protocols: CIMMYT Applied Molecular Genetics Laboratory. Second Edition, CIMMYT, Mexico DF.
- Khlestkina EK, Roder MS, Efremova TT, Borner A and Shumny VK, 2004. The genetic diversity of old and modern Siberian varieties of common spring wheat as determined by microsatellite markers. *Plant Breed* 123: 122-127.
- Knapp SJ, 1998. Marker-assisted selection as a strategy for increasing the probability of selecting superior genotypes. *Crop Sci* 38: 1164-1174.
- Leonova I, Pestsova E, Saliva E, Efremova T, Roder M and Borner A, 2003. Mapping of the *Vrn-B1* gene in *Triticum aestivum* using microsatellite markers. *Plant Breed* 122: 209-212.

- Limin AE and Fowler DB, 1983. Cold-hardiness response of sequential winter wheat tissue segments to differing temperature regimes. *Crop Sci* 32: 838-843.
- Limin AE and Fowler DB, 1993. Inheritance of cold hardiness in *Triticum aestivum* x synthetic hexaploid wheat crosses. *Plant Breed* 110: 103-108.
- Mahfoozi S, Limin AE and Fowler DB, 2001a. Developmental regulation of low-temperature tolerance in winter wheat. *Ann of Bot* 87:751-757.
- Mahfoozi S, Limin AE and Fowler DB, 2001b. Influence of vernalization and photoperiod responses on cold hardiness in winter cereals. *Crop Sci* 41: 1006-1011.
- Manifesto MM, Schlatter AR, Hopp HE, Suarez EY and Dubcovsky J, 2001. Quantitative evaluation of genetic diversity in wheat germplasm using molecular markers. *Crop Sci* 41:682-690.
- Netsvetaev VP and Netsvetaeva OV, 2004. Revealing hereditary variation of winter hardiness in cereals. *Russian J of Genetics* 40: 1239-1244.
- Parodi PC, Nyquist WE, Patterson FL and Hodges HF, 1983. Traditional combining ability and Gardner-Eberhart analyses of diallel for cold resistance in winter wheat. *Crop Sci* 23: 314-318.
- Roder M, Korzun V, Vendehake K, Plaschke J, Tixier MH, Leroy P and Ganal M, 1998. A microsatellite map of wheat. *Genetics* 149: 2007-2023.
- Saghai-Maroofof MA, Soliman K, Jorgensen RA and Allard RW, 1984. Ribosomal DNA spacer-length polymorphisms in barley: Mendelian inheritance, chromosomal location, and population dynamics. *PNAS* 81: 8014-8018.
- Sarma RM, Gill BS, Sasaki T, Galiba G, Sutka J, Laurie DB and Snape JW, 1998. Comparative mapping of the wheat chromosome 5A *Vrn-A1* region with rice and its relationship to QTL for flowering time. *Theor Appl Genet* 97: 103-109.
- Saulescu NN and Braun HJ, 2001. Cold tolerance. In: Reynold MP et al (Eds). *Application of physiology in wheat breeding*. CIMMYT. Mexico DF.
- Shindo C, Tsujimoto H and Sasakuma T, 2003. Segregation analysis of heading traits in hexaploid wheat utilizing recombinant inbred lines. *Heredity* 90: 56-663.
- Snape JW, Sarma R, Quarrie SA, Fish L, Galiba G and Sutka J, 2001. Mapping genes for flowering time and frost tolerance in cereals using precise genetic stocks. *Euphytica* 120: 309-315.
- Song QJ, Fichus EW and Cregan PB, 2002. Characterization of trinucleotide SSR motifs in wheat. *Theor Appl Genet* 104: 286-293.
- Stephenson P, Bryan G, Kirby J, Collins A, Devos K, Busso C and Gale M, 1998. Fifty new microsatellite loci for the wheat genetic map. *Theor Appl Genet* 97: 946-949.
- Storlie EW, Allan RE and Simmons MK, 1998. Effect of the *Vrn1-Fr1* interval on cold hardiness levels in near-isogenic wheat lines. *Crop Sci* 38: 483-488.

- Sutka J, 1981. Genetic studies of frost resistance in wheat. *Theor Appl Genet* 59: 145-152.
- Sutka J, 1994. Genetic control of frost tolerance in wheat (*Triticum aestivum* L.). *Euphytica* 77: 277-284.
- Sutka J, 2001. Genes for frost resistance in wheat. *Euphytica* 119: 167-172.
- Sutka J, Galiba G, Vagujfalvi A, Gill BS and Snape JW, 1999. Physical mapping of Vrn-A1 and Fr1 genes on chromosom 5A of wheat using deletion line. *Theor Appl Genet* 99: 199-202.
- Sutka Y and Kovacs G, 1985. Reciprocal monosomic analysis of frost resistance on chromosome 5A in wheat. *Euphytica* 34: 367-370.
- Sutka J and Snape JW, 1997. Physical mapping of the Vrn-A1 and Fr1 genes on chromosome 5A of wheat using deletion lines. *Theor Appl Genet* 99: 199-202.
- Toth B, Galiba G, Feher E, Sutka Y and Snape W, 2003. Mapping genes affecting flowerjng time and frost resistance on chromosome 5B of wheat. *Theor Appl Genet* 107: 509-514.
- Vagujfalvi A, Grosatti C, Galiba G, Dubcovsky J and Cattivelli L, 2000. Two loci on wheat chromosome 5A regulate the differential cold-dependent expression of *cor14b* gene in frost tolerance and frost sensitive genotypes. *Mol Gene Genet* 263: 194-200.
- Vareshney RK, Thief T, Stein N, Langridge P and Graner A, 2002. In silico analysis on frequency and distribution of microsatellites in ESTs of some cereal species. *Cellular Mol Biol Letters* 7: 537-546.

تعیین برخی خواص مکانیکی نخود برای استفاده در طراحی ماشین‌های برداشت آن

هیوا گل‌پیرا^{۱*}، تیمور توکلی هاشجین^۲، محمد هادی خوش تقاضا^۲ و سعید مینایی^۲

تاریخ دریافت: 86/11/28 تاریخ پذیرش: 88/3/20

۱- دانشجوی دکتری مکانیک ماشین‌های کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

۲- گروه مکانیک ماشین‌های کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

*مسئول مکاتبه E-mail: hgolpira@uok.ac.ir

چکیده

هدف از انجام این تحقیق تعیین برخی خواص مکانیکی نخود برای استفاده در طراحی ماشین‌های برداشت آن بود تا بتواند مبنایی را برای طراحی ماشین برداشت محصول آن فراهم کند که در حال حاضر به صورت دستی توسط کارگر به سختی و با بازده کم برداشت می‌شود. پس از بررسی روش‌های برداشت معمول در دانه‌ها، نیروی لازم برای بریدن ساقه و نیروی مورد نیاز برای جدا کردن دانه و غلاف از بوته در مزرعه و گلخانه مقایسه شدند. رابطه میزان رطوبت و قطر ساقه با تنش برشی ساقه نیز از طریق رگرسیون خطی بررسی شد. تنش برشی ساقه در مزرعه و گلخانه تفاوت معنی‌داری نداشته و مقدار آن بسته به قطر ساقه از ۲/۸ تا ۹ مگاپاسکال متغیر است. در رطوبت ۱۰/۵ تا ۱۹ درصد، رابطه‌ای بین رطوبت و تنش برشی ساقه مشاهده نگردید در حالی که رابطه رگرسیونی قطر ساقه با تنش برشی ساقه معنی‌دار بدست آمد. میانگین نیروی لازم برای کندن دانه و غلاف از بوته در مزرعه و گلخانه تفاوت معنی‌داری داشته و مقدار آن در مزرعه ۸/۳ و در گلخانه ۶/۲ نیوتن در رطوبت ۱۲ درصد محاسبه گردید. از آنجا که نتایج آزمایش‌های گلخانه‌ای و مزرعه‌ای برای خوشه‌چینی یکسان نبودند، بنابراین داده‌های حاصل از کشت در گلخانه برای طراحی مناسب نیستند و بهتر است نتایج آزمایش‌های انجام یافته در مزرعه و در شرایط واقعی مورد استفاده قرار گیرند.

واژه‌های کلیدی: برش ساقه، طراحی، کندن دانه و غلاف، گلخانه، ماشین برداشت، مزرعه، نخود

Determining Some Mechanical Properties of Chickpea to Use in the Design of its Harvesting Machines

H Golpira^{1*}, T Tavakoli Hashjin², MH Khoshtaghaza² and S Minaei²

¹PhD Student, Department of Mechanics of Agricultural Machinery, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modarres University, Tehran, Iran.

²Professor, Associate professor, and Associate professor Department of Mechanics of Agricultural Machinery, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modarres University, Tehran, Iran.

*Corresponding author: E-mail: hgolpira@uok.ac.ir

Abstract

The objective of this study was to determine some mechanical properties of chickpea which are basic with regard to the design of harvesting machines. At the present, chickpea is harvested manually with difficulty and low efficiency. Therefore two common methods in grain harvesting were studied meanwhile stem cutting force and pods stripping force were compared in the field and greenhouse conditions. The relationship of stem diameter and moisture content with shear stress was verified by the linear regression analysis. There was no significant difference between shear stress of chickpea stems planted in the greenhouse and field conditions and it varied from 2.8 to 9 MPa depending on the stem diameter. At 10.5 to 19% moisture content, there was no significant effect of moisture content on shear stress but the regression analysis showed that the effect of stem diameter on shear stress was significant. In terms of pod stripping force a significant difference was observed between greenhouse and field environments. The average of this force in the field and greenhouse were 8.8 and 6.2 N, respectively, at 12% moisture content (w.b.). As the field results did not correspond with those of the greenhouse for stripping, it can be concluded that greenhouse data may not be suitable for designing purposes and researchers should use the data from field condition.

Key words: Chickpea, Design, Field, Greenhouse, Harvesting machine, Pod detaching, Stem cutting

مقدمه

می‌شود. در این شرایط پاکوتاه بودن محصول و خوابیده بودن بوته نخود، امکان برداشت آن را با ادوات متداول برداشت دانه از بین برده و کشاورزان را وادار

در ایران نخود اغلب در فصل بهار و به صورت دیم در مزارع شیب‌دار، نسبتاً ناهموار و دارای سنگریزه کشت

برداشت نخود ممکن است باعث ریزش دانه ناشی از ضعیف شدن اتصال غلاف و دانه به ساقه در اثر شرایط آب و هوایی گردد (بی‌نام ۲۰۰۶). برداشت زودهنگام نیز ممکن است منجر به افزایش هزینه‌های تولید گردد.

بهریزی‌لار و هووانگ (۲۰۰۲) اقدام به طراحی و ساخت یک کمباین برداشت نخود کردند ولی بر ضرورت کاهش تلفات دانه در این ماشین تأکید نمودند. آنها از هد خوشه‌چین شلبورن رینولدز^۱ برای برداشت استفاده کردند که بنا به گزارش تادو و همکاران (۱۹۹۸) این نوع هد برای برداشت محصولات دانه‌ای با عملکرد کم (مانند نخود) مناسب نیست. کوناک و همکاران (۲۰۰۲) نیز به بررسی خصوصیات فیزیکی دانه نخود پرداختند. آنها متوسط طول، عرض، ضخامت، قطر متوسط هندسی، جرم و حجم دانه را به ترتیب $۹/۳$ ، $۷/۷$ ، $۷/۷$ و $۸/۳$ میلی‌متر، $۰/۳۲$ گرم و $۰/۲۳$ سانتی‌متر مکعب تعیین نمودند.

بررسی منابع موجود و تجربیات کشاورزان نشان داده است که امکان استفاده از کمباین و سایر ماشین‌های برداشت دانه برای نخود به دلیل افت بسیار زیاد محصول امکان‌پذیر نبوده و کشاورزان بهترین شیوه برداشت را همان روش برداشت سنتی می‌دانند. لذا هدف از انجام این طرح آن است که با بررسی روش‌های مرسوم برداشت محصولات دانه‌ای، راهکارهای مناسب برای برداشت نخود انتخاب گردد تا اساسی برای طراحی سازوکار برداشت مکانیزه نخود باشد که هم اکنون به صورت دستی و با هزینه زیاد انجام می‌گیرد.

مواد و روش‌ها

برداشت محصول را می‌توان با کندن دانه و غلاف یا برش ساقه توسط تیغه و در مواردی نیز با ترکیب دو مورد فوق انجام داد. لذا در این طرح به اندازه‌گیری

به برداشت سنتی کرده است (شکل ۱). کوناک و همکاران (۲۰۰۲) نیز برداشت دستی نخود را در ترکیه گزارش داده‌اند. در مواردی دیده شده است که برای برداشت نخود از داس استفاده می‌شود اما این امر به دلیل کاهش عملکرد کارگر در برداشت مورد توجه نیست و کشاورزان ترجیح می‌دهند که محصول را از زمین به صورت دستی بکنند. لذا دلیل اصلی در کندن بوته از خاک سادگی برداشت آن در مقایسه با بریدن آن توسط داس است.



شکل ۱- برداشت مرسوم نخود توسط کارگر

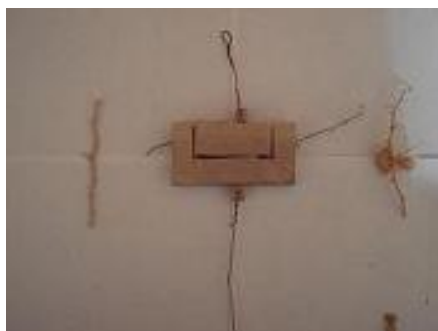
در مورد برداشت مکانیکی نخود تحقیقات زیادی صورت نگرفته است اما محققان بیان نموده‌اند که برداشت نخود شبیه برداشت عدس است (ویکار ۱۹۹۹). برداشت با کمباین و استفاده از دروگر برای برش ساقه عدس و پس از آن استفاده از نوارساز برای جمع‌آوری محصول نیز به علت افت زیاد ناموفق اعلام شده است (سیداحمد و جابر ۲۰۰۴). سایمنس و همکاران (۲۰۰۲) با انجام تغییراتی بر روی هد کمباین جهت کاهش افت دانه دریافتند که برداشت مکانیکی نخود با کمباین‌های مرسوم در حدود ۲۷٪ تلفات دارد. در یک مزرعه نخود همزمان هم نخود زرد (با رطوبت کم) و هم نخود سبز (با رطوبت زیاد) مشاهده می‌شود و این امر یکی از مشکلات اساسی برداشت مکانیزه نخود است. تأخیر در

¹Shelbourne Reynolds stripper header

اطلاعات، داده‌ها با استفاده از آزمون تجزیه واریانس و رگرسیون خطی در نرم‌افزار MATLAB مورد ارزیابی قرار گرفتند.

اندازه‌گیری نیروی لازم برای بریدن ساقه

در بررسی خصوصیات مکانیکی محصولات کشاورزی، از عنوان برش برای عمل بریدن و قطع کردن ساقه استفاده شده است (محسنین ۱۹۷۰). در طراحی ادواتی که بر اساس برش محصول کار می‌کنند لازم است مقدار نیروی برشی ساقه گیاه تعیین شود تا بر اساس این نیرو اقدام به طراحی ماشین گردد. برای محاسبه نیرو و تنش برشی از سازوکار شکل ۲ استفاده گردید که استفاده از این نوع سازوکار برای تعیین تنش برشی ساقه یونجه به طول هفت گره توسط محسنین (۱۹۷۰) گزارش شده است. این وسیله شامل دو فک است که دهانه فک ثابت آن ۵ سانتی‌متر بود و در آن ۵ تا ۷ گره از ساقه نخود جای می‌گیرد. در این دهانه فک متحرک با طول ۴/۹ سانتی‌متر قرار می‌گیرد که به یک نیروسنج متصل می‌گردد. ساقه استفاده شده برای برش مجزا از برگ و دانه و غلاف بوده و طوری قرار می‌گیرد که نقاط بین گره‌های ساقه در محل تماس بین دو فک قرار گیرند تا برش بین گره‌های اتفاق بیافتد.



شکل ۲- وسیله اندازه‌گیری ساخته شده در آزمایشگاه برای تعیین نیروی برشی ساقه

نیروی لازم برای بریدن ساقه و نیروی مورد نیاز برای جدا کردن دانه و غلاف از ساقه پرداخته شد که در بررسی پارامترهای طراحی ماشین برداشت آن، الزامی است. ضمناً روش کندن بوته از خاک هم به عنوان یکی از روش‌های برداشت دانه مورد بررسی قرار گرفت.

آزمایش‌ها در زمان برداشت محصول که رطوبت ساقه و دانه کم بود انجام گرفت تا شرایط واقعی برداشت در مورد نتایج آزمایش‌ها فراهم شود. رطوبت نمونه ساقه‌ها بین ۱۰/۵ تا ۱۹ درصد، قطر ساقه‌ها بین ۱/۲ تا ۳ میلی‌متر و ضخامت آنها بین ۰/۴۵ تا ۰/۹۲ میلی‌متر در نوسان بودند. میانگین رطوبت دانه و غلاف نیز ۱۲٪ (زمان مرسوم برداشت در منطقه) اندازه‌گیری گردید. اندازه‌گیری‌های انجام شده شامل میزان رطوبت دانه و ساقه، قطر، ضخامت، سطح مقطع عرضی ساقه و تنش برشی ساقه بودند. در این طرح نخود نوع کابلی (سفید) مورد استفاده توسط کشاورزان خودکار اطراف شهر سنندج در استان کردستان برای آزمایش انتخاب گردید.

آزمایش در قالب یک طرح کاملاً تصادفی در دو تیمار (کشت گلخانه‌ای و کشت مزرعه‌ای) و در دو تکرار (دو تاریخ کاشت) به اجرا درآمد. مقایسه این دو تیمار اثر محیط کشت را بر روی خواص مکانیکی مورد نظر معلوم می‌سازد. کشت گلخانه‌ای در گلخانه دانشکده کشاورزی دانشگاه کردستان و کشت مزرعه‌ای در منطقه چم سو سنندج و در اواخر فروردین انجام گردید. خاک این منطقه از نوع رسی شنی بود و خاک گلدان‌های گلخانه نیز از همین خاک انتخاب شدند. اولین تاریخ کاشت در گلخانه همزمان با مزرعه در تاریخ ۲۷ فروردین ماه ۱۳۸۵ و دومین تاریخ کشت یک هفته بعد از آن یعنی ۴ اردیبهشت ماه انجام گرفت. در اواسط تیر ماه همزمان با برداشت محصول توسط خودکاران منطقه اقدام به برداشت بوته‌ها گردید. پس از جمع‌آوری

اندازه‌گیری نیروی لازم برای جدا کردن دانه و غلاف از ساقه

اندازه‌گیری این نیرو امکان بررسی جدا سازی دانه و غلاف از ساقه را بدون برش ساقه و یا کندن بوته میسر می‌سازد. در هنگام جداسازی، نیروی وارد بر دانه و غلاف بایستی بر نیروی اتصال دم به ساقه غلبه کند و آن را از ساقه جدا نماید. برای این که امکان ثبت مقدار نیروی جداسازی فراهم گردد از یک ظرف آب به جای نیروسنج استفاده گردید. با افزایش نیروی جداسازی ناشی از افزایش مقدار آب در ظرف، نیروی وارد بر دانه و غلاف بیشتر شده و کنده شدن دانه و غلاف را به دنبال دارد. با اندازه‌گیری وزن آب و ظرف با استفاده از یک ترازوی سارتریوس با دقت یک گرم، مقدار نیروی لازم برای کنده شدن دانه و غلاف تعیین گردید. لازم به ذکر است که نیروی برشی ساقه نیز به همین روش اندازه‌گیری شد.

میزان رطوبت

برای تعیین میزان رطوبت (بر پایه وزن تر)، نمونه دانه‌ها پس از توزین به مدت ۴۸ ساعت در دمای ۱۰۵ درجه سانتی‌گراد و نمونه ساقه‌ها نیز به مدت ۷۲ ساعت در دمای ۱۱۸ درجه سانتی‌گراد قرار گرفتند. سپس نمونه‌ها مجدداً توزین شدند و از رابطه زیر میزان رطوبت محاسبه گردید (بروکر و همکاران ۱۹۹۷):

$$MC = \frac{M_v}{M_u} * 100 \quad [۱]$$

که در آن:

MC : میزان رطوبت بر پایه تر (%)

M_v : جرم آب موجود در گیاه (kg)

M_u : جرم ماده خشک نشده (kg)

تنش برشی ساقه

تنش برشی ساقه مطابق معادله زیر به دست می‌آید (ویلیام ۱۹۹۴ و گودسکا ۲۰۰۴):

$$t = \frac{F_s}{A_s} \quad [۲]$$

که در آن:

t : تنش برشی (N/m^2)

F_s : نیروی برشی (N)

A_s : سطح مقطع ساقه (m^2) است که از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$A_s = p d t \quad [۳]$$

که در آن:

t : ضخامت دیواره ساقه (m)

برای تعیین ضخامت دیواره ساقه، یک برش طولی روی ساقه در جهت آوندها به ساقه اعمال گردید. پس از این که ساقه به دو قسمت طولی تقسیم گردید با استفاده از کولیس، ضخامت ته هر ناودان تعیین شد و میانگین این دو داده به عنوان ضخامت ساقه تعیین گردید (لازم به ذکر است که ساقه نخود توخالی است). قطر ساقه نیز در دو جهت عمود بر هم با استفاده از کولیس با دقت ۰/۰۲ میلی‌متر اندازه‌گیری شد و میانگین دو قرائت به عنوان قطر معادل ساقه در نظر گرفته شد.

نتایج و بحث

برش ساقه

فرآیند برش، لحظه‌ای آغاز می‌شود که لبه تیغه با ماده تماس پیدا کند و با ادامه حرکت تیغه و افزایش نیروها و تنش‌ها شرایط گسیختگی فراهم شود (پرسون ۱۹۸۷). در آزمایش تعیین نیروی برش ساقه، پس از تجزیه و تحلیل داده‌ها مقدار تنش برشی ساقه نخود در زمان برداشت محصول بین ۲/۸ تا ۹ مگاپاسکال تعیین گردید. تنش برشی برای ساقه یونجه بین ۰/۶ تا ۱۷/۹۵

برش ساقه یک نوع پاره‌گی و انفصال بین سلولی است. از آنجا که نیروی جاذبه بین سلولی با فاصله بین دو سلول رابطه عکس دارد بنابراین با کاهش رطوبت، این سلول‌ها به هم نزدیکتر شده و نیروی جاذبه بین آنها افزایش می‌یابد. اما این افزایش تا رطوبت مشخصی ادامه یافته و از آن بیشتر هر چه قدر هم رطوبت کاهش یابد تاثیری بر روی جاذبه بین سلولی نخواهد داشت. به دلیل کم بودن میزان آب بین سلولی در زمان برداشت نخود، ساقه حالت ترد و شکننده به خود گرفته و تغییر رطوبت در این بازه تاثیر چندانی بر روی مقاومت برشی گیاه ندارد. در رطوبت‌های بالاتر هر چه رطوبت بیشتر شود بادکردگی ساقه بیشتر شده، سطح مقطع افزایش یافته و تنش برشی کاهش می‌یابد. در رطوبت‌های کمتر و پایین کاهش رطوبت تاثیری بر روی این سطح مقطع ندارد و لذا تغییری در تنش برشی در ازای تغییرات میزان رطوبت مشاهده نمی‌شود.

تفاوت دیگری که در بریدن در رطوبت کم و زیاد وجود دارد مربوط به نوع برش است. در رطوبت زیاد لهیدگی و احتمالاً گسیختگی بافت‌ها اهمیت بیشتری نسبت به برش دارد. اما در رطوبت کم برش اهمیت بیشتری دارد و فرآیند لهیدگی کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر در رطوبت کم به علت از دست دادن خاصیت الاستیسیته ساقه، افزایش نیرو بر روی تیغه برش منجر به تغییر شکل کمتری می‌شود و سریعاً برش اتفاق می‌افتد.

شکل ۴ نشان می‌دهد که با افزایش قطر ساقه تنش برشی افزایش می‌یابد. چن و همکاران (۲۰۰۷) نیز چنین نتیجه‌ای را گزارش کردند. همچنین نتایج آزمایش‌ها نشان دادند که تفاوت معنی‌داری بین تنش برشی در ساقه نخودهای کشت شده در مزرعه و گلخانه وجود ندارد (جدول ۱). این امری طبیعی است زیرا تنش برشی

مگاپاسکال (هالیک و هارلایت ۱۹۶۸ و محسنین ۱۹۷۰)، برنج نوع هاشمی و بی‌نام ۰/۱۸۱، فجر ۰/۱۸۱ و برای خزر ۰/۲۱۰ مگاپاسکال (طباطبایی‌کلور و همکاران ۱۳۸۴) و ساقه شاهدانه بین ۲ تا ۷ مگاپاسکال (چن و همکاران ۲۰۰۴) تعیین گردیدند. همچنین نتایج آزمایش‌ها نشان دادند که تفاوت معنی‌داری بین تنش برشی ساقه در مزرعه و گلخانه وجود ندارد (جدول ۱).

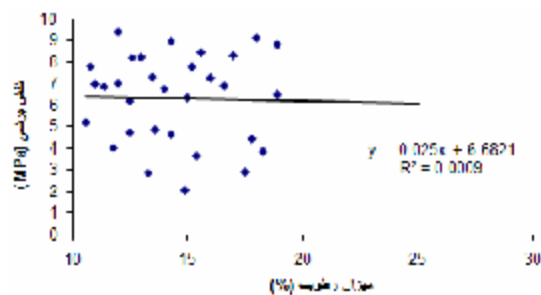
جدول 1- تجزیه واریانس داده‌های تنش برشی ساقه

نخود در شرایط گلخانه و مزرعه

منبع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات
تیمار	1	3/2 ^{ns}
خطا	28	4/3
کل	29	

ns- غیر معنی‌دار در سطح احتمال 1%

در حالی که برخی از محققان تاثیر قطر و رطوبت ساقه را بر مقاومت برشی ساقه یونجه بررسی و گزارش نموده‌اند (ایواسا و همکاران ۱۹۹۵ و ایواسا و همکاران ۱۹۹۶)، شکل ۳ نشان می‌دهد که ارتباط معنی‌داری بین تنش برشی و میزان رطوبت ساقه وجود ندارد. برخی دیگر نیز افزایش نیروی برشی را اثر کاهش رطوبت ساقه عنوان کردند (پرینس و همکاران ۱۹۶۹، هالیک و هارلایت ۱۹۶۸ و محسنین ۱۹۷۰).



شکل 3- نمودار تنش برشی ساقه نخود در مقابل میزان رطوبت

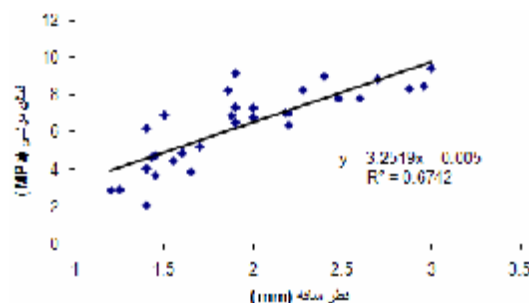
ساقه نخود عنوان گردید) می‌توان آزمایش‌ها را در محیط آزمایشگاه با دقت و کنترل بیشتر انجام داد در غیر اینصورت (کندن دانه و غلاف از بوته نخود) نتایج داده‌های آزمایشگاهی برای طراحی ماشین برداشت معتبر نخواهند بود. از سوی دیگر انتقال بوته و گیاه نیز از مزرعه به محیط آزمایشگاه (به دلیل از بین رفتن طراوت و تردی محصول در زمان انتقال) ممکن است منجر به تغییراتی در خواص فیزیکی و مکانیکی محصول گردد. تفاوت نتایج داده‌های مزرعه‌ای و آزمایشگاهی را می‌توان با مقایسه مقادیر نیروهای فوق با نتایج بدست آمده توسط خزایی و همکاران (۱۳۸۳) تشخیص داد. آنها میانگین نیروی لازم برای کندن غلاف‌ها با رطوبت ۲۵٪ را ۶/۸۲ نیوتن و با رطوبت ۸٪ را ۱/۱۹ نیوتن (با استفاده از دستگاه اندازه‌گیری اینسترون) برآورد نمودند. البته دلایل دیگر این اختلاف را می‌توان تفاوت در ارقام کشت شده، نوع کشت و شرایط آب و هوایی محیط عنوان کرد.

کندن بوته از خاک

در اکثر موارد در ایران نخود به صورت دیم کشت می‌شود. در این شرایط عمق ریشه نسبتاً زیاد است و این امر باعث می‌شود که نیروی لازم برای کندن بوته از زمین زیاد باشد. تلاش برای کندن بوته از خاک و بریدن ساقه از ۲۰ تا ۵۰ میلی‌متری زیر خاک برای برداشت عدس نیز توسط محققان ناموفق اعلام شده است (سید احمد و جابر ۲۰۰۴). در کل برداشت محصول نخود به صورت کندن بوته از خاک به طوری که با ریشه همراه باشد به دلایل ذیل درست نیست:

الف - با کندن بوته از زمین نیتروژنی که می‌تواند توسط ریشه در خاک تثبیت شود از خاک خارج می‌شود. این مقدار نیتروژن جدا از مقدار نیتروژنی است که به مصرف خود گیاه برای تولید پروتئین می‌رسد.

به خصوصیات ساختمانی و سلولی ساقه بستگی دارد که در هر دو مورد یکسان بوده است.



شکل 4- نمودار تنش برشی ساقه در مقابل قطر ساقه در نخود

کندن دانه و غلاف از بوته

نتایج مربوط به نیروی لازم برای کندن دانه و غلاف از ساقه در نخودهای کشت شده در مزرعه و گلخانه در جدول ۲ آمده است. از نظر نیروی لازم برای کندن دانه و غلاف از ساقه بین شرایط مزرعه و گلخانه تفاوت معنی‌داری در سطح احتمال ۵٪ وجود داشت. میانگین نیروی لازم برای کندن دانه و غلاف با رطوبت ۱۲٪ در مزرعه ۸/۳ و در گلخانه ۶/۲ نیوتن بود. همچنین میانگین وزن دانه و غلاف در مزرعه ۰/۳۷ گرم و میانگین وزن دانه به وزن دانه و غلاف ۰/۶۶ گرم محاسبه گردید.

جدول 2- تجزیه واریانس داده‌های مربوط به نیروی جداسازی

دانه و غلاف از ساقه نخود در شرایط گلخانه و مزرعه

منبع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات
تیمار	1	21/987 *
خطا	18	2/8254
کل	19	

* معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪

در صورتی که نتایج آزمایش‌های مزرعه‌ای و گلخانه‌ای یکسان باشند (مشابه شرایطی که در برش

نسبت به سایر سازوکارهای برداشت داشته باشند. اما باید توجه داشت که خوشه‌چین‌ها هم به دلیل تنک بودن مزرعه، عملکرد کم محصول و وجود همزمان محصول رسیده و نارس در مزرعه کارایی لازم برای برداشت نخود را ندارند و در صورت استفاده از روش کندن دانه و غلاف از بوته باید سازوکاری متناسب با شرایط گیاه و سازگارتر نسبت به خوشه‌چین‌های متداول برای برداشت نخود طراحی و ساخته شود. از آنجا که نتایج آزمایش‌های تعیین نیروی کندن دانه و غلاف در گلخانه با مزرعه یکسان نبودند لذا نمی‌توان داده‌های کشت گلخانه‌ای را برای طراحی به کار برد و بهتر است آزمایش‌های برداشت نخود در مزرعه و در شرایط واقعی انجام گیرد تا نتایج قابل اعتمادتر باشند.

ب- پس از جدا کردن دانه از کاه و کلش مواد باقی مانده به دلیل داشتن ازت (موجود در ریشه) از کیفیت مناسبی برای تعلیف دام برخوردار نیستند.

پ- هزینه برداشت این محصول به دلیل مصرف انرژی زیاد برای کندن بوته زیاد است (در آزمایشی که برای تعیین این نیرو انجام گرفت میانگین نیروی بوته‌کشی در مزرعه ۹۵ نیوتن و در گلخانه ۱۷ نیوتن به دست آمد).

بررسی‌های فوق نشان می‌دهند که کندن بوته از زمین روش مناسبی برای برداشت نخود نیست. از سوی دیگر با توجه به نزدیک بودن غلاف‌ها به سطح زمین و وجود سنگریزه در مزارع نخود، امکان استفاده از تیغه‌های برشی مرسوم در کمباین‌ها و دروگرها برای برش ساقه در ماشین برداشت نخود وجود ندارد. به نظر می‌رسد خوشه‌چین‌ها قابلیت بهتری در برداشت نخود

م نابع مورد استفاده

خزایی ج، محتسبی س، رجبی‌پور ع و بهروزی‌لار م، ۱۳۸۳. تعیین نیرو و انرژی لازم برای کندن غلاف نخود بعنوان معیاری برای ارزیابی مقاومت به ریزش. مجله علوم کشاورزی ایران جلد ۳۵، شماره ۲. صفحه‌های ۵۱۷ تا ۵۲۸.

طباطبایی کلور ر، برقی ع م، علیمردانی ر و رجبی‌پور ع، ۱۳۸۴. بررسی تأثیر سرعت و زاویه لبه تیغه بر مقاومت برشی ساقه ارقام مختلف برنج. مجله تحقیقات مهندسی کشاورزی، جلد ۲۳، شماره ۶. صفحه‌های ۹۹ تا ۱۱۱.

Anonymous, 2006. Receival standards for farmer dressed desi and kabuli chickpeas. The State of Queensland, Department of Primary Industries and Fisheries. Queensland Government.

Behroozi-Lar M and BK Huang, 2002. Design and development of chickpea combine. AMA 33 (1): 35-38.

Brooker DB, Bakker-Arkema FW and Hall CW, 1997. Drying and storage of grains and oilseeds. CBS Publishers and Distriutors

Chen Y, Chen J, Zhangc Y, and Zhoud D, 2007. Effect of harvest date on shearing force of maize stems. Livestock Science 111 (1): 33-44.

Chen Y, JL Gratton and J Liu, 2004. Power requirements of hemp cutting and conditioning. Biosystems Engineering 87 (4): 417-424.

- Godeska T, 2004. Determination of minimal cutting speed by flailing potato vines. *Acta Agriculturae Slovenica* 83 (1): 137 – 146.
- Halyk RM and Harlbut LW, 1968. Tensile and shear strenght characteristics of alfalfa stems. *ASAE* 11: 256- 257.
- Iwaasa AD, Beauchemin KA, Buchanan-Smith JG and Acharya SN, 1995. Assessment of stem shearing force for three alfalfa varieties grown under dryland and irrigated conditions. *Canadian Journal of Animal Science* 75: 177–179.
- Iwaasa AD, Beauchemin KA, Buchanan-Smith JG and Acharya SN, 1996. A shearing technique measuring resistance properties of plant stems. *Animal Feed Science and Technology* 57: 225–237.
- Konak M, Carman K and Aydin C, 2002. Physical properties of chickpea seeds. *Biosystems Engineering* 82 (1): 73–78.
- Mohsenin NN, 1970. *Physical Properties of Plant and Animal Materials*. Gordon and Breach Science Publisher, Inc.
- Person S, 1987. *Mechanics of cutting plant materials*. ASAE, St. Joseph, MI.
- Prince RP, Bartok JW and Bradway DW, 1969. Shear stress and modulus of elasticity of selected forages. *Transactions of the ASAE* 12 (1): 426–429.
- Sidahmed MM and Jaber NS, 2004. The design and testing of a cutter and feeder mechanism for the mechanical harvesting of lentils. *Biosystems Engineering* 88 (3): 295-304.
- Siemens MC, Corp MK and Correa RF, 2002. Effects of header modifications on garbanzo bean harvesting losses. *Columbia Basin Agricultural Research Annul Report*, SR 1040. Pp: 37-43, Oreg. State Univ. Agric. Exp. Station Corvallis, Oregon, in cooperation with USDA-Agric. Res. Service, Pendleton, Oregon.
- Tado CJ, Wacker MP, Kutzbatch HD and Suministrado DC, 1998. Development of stripper harvesters: a review. *Journal of Agricultural Engineering Research* 71: 103-112.
- Vicar RM, 1999. *Harvesting Chickpea*. Special Crops, Saskatchewan Agriculture and Food.
- Willame AN, 1994. *Strength of Materials, Theory and Problems*. Schaums Outline Series. McGraw-Hill, Inc.

تعیین ارزش تفریحی پارک‌های شهری، مطالعه موردی: پارک ائل گلی تبریز

حمید امیرنژاد^۱، کمال عطایی سلوط^{۲*} و کمیل مهجوری^۲

تاریخ دریافت: 87/4/8 تاریخ پذیرش: 88/3/30

1- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه مازندران

2- دانشجویان سابق کارشناسی ارشد، اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز

*مسئول مکاتبه E-mail: kamal_ataii2002@yahoo.com

چکیده

پارک‌های شهری از ارزش‌های تفرجگاهی مهمی برای گذران اوقات فراغت مردم برخوردار هستند. مقاله حاضر در راستای تعیین ارزش تفریحی ناشی از بهره‌مندی بازدیدکنندگان پارک شهری ائل گلی تبریز می‌باشد. در این مقاله به تعیین ارزش منافع تفریحی این پارک برای بازدیدکنندگان آن با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط و پرسشنامه انتخاب دوگانه، پرداخته شده است. پس از انجام محاسبات، متوسط میزان تمایل به پرداخت برای هر خانوار سالیانه 359988 ریال و تمایل به پرداخت کل خانوارهای بازدیدکننده برای بهره‌مندی از این مجموعه ماهانه مبلغ 224/99 میلیون ریال برآورد گردید. با توجه به اهمیت ذاتی منابع طبیعی و همچنین میزان ارزش‌های استخراج شده از سوی بازدیدکنندگان، توجه هر چه بیشتر مسئولان امر را به این منابع پاک و سالم و همچنین بهبود و گسترش آن جهت حفظ روحیه نشاط و شادابی هر چه بیشتر جامعه می‌طلبد.

واژه‌های کلیدی: ارزش تفریحی، پارک ائل گلی تبریز، تمایل به پرداخت، روش ارزش‌گذاری مشروط، مدل Logit

Determining Recreational Value of Urban Parks: The Case-Study of Elgoli Park of Tabriz

H Amirnejad¹, K Ataiy Solut^{2*} and K Mahjuri²

¹Assistant Professor, Agricultural Economics Department, Sari Agricultural and Natural Resources University, Sari, Iran

²MSc Students of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

*Corresponding author: E-mail: kamal_ataii2002@yahoo.com

Abstract

As an option for spending leisure time, urban parks bear important recreational values. This study was carried out to determine the recreational value of "Elgoli" urban park, located in Tabriz, based on visitors' enjoyment factor. To achieve this, double-bounded dichotomous questionnaires and contingent valuation method were used. Analyzing of data showed that the average expenditure by every visited family in order to enjoy the above mentioned park was 359988 Rials, annually. It came to 224.99 million Rials per month for total number of visited families. Virtual importance of natural resources and obtained results from visitors indicate that urban parks, as a healthy source, demand the highest attention of responsible organizations in order to inspire and maintain the hilarity and jubilation senses among the society.

Keywords: Contingent valuation method, Logit model, Recreational value, Tabriz Elgoli Park Willingness to pay

مقدمه

با توجه به تقاضای روزافزون مردم به تفرجگاهها و مراکز تفریحی، تجزیه و تحلیل در مورد این مساله از نقطه نظر اقتصادی و اجتماعی و بررسی کامل خواسته‌های مردم و همچنین پیش‌بینی نیازهای تفرجگاهی و اوقات فراغت در آینده کاری است که با وجود دشواری، به علت ضرورت امر، الزامی است (دهقانیان و فرج‌زاده 1381). امروزه، ارزش‌گذاری اقتصادی منابع تفریحی و پارکها، بعنوان ابزار مدیریتی مؤثری جهت تصمیم‌گیری در زمینه برنامه‌ریزی طرحهای توسعه‌ای مورد استفاده مدیران محیط زیست و پارکها قرار می‌گیرد (دهقانیان و همکاران 1374). پرداختن به موضوعات و مسائل منابع تفریحی از دیدگاه اقتصادی در جهت فراهم آوردن زمینه‌های توسعه پایدار، مستلزم استفاده از ابزار تحلیل مناسب نظیر تحلیل هزینه-منفعت اجتماعی، تنظیم حسابداری منابع طبیعی و مخصوصاً بکارگیری روشهای مناسب

می‌باشد (دهقانیان 1375). انجام چنین ارزش‌گذاری‌هایی اجتناب ناپذیر بوده و انکار موجودیت آنها در درازمدت پشیمانی به بار خواهد آورد. در صورتی که ارزش‌گذاری بر حسب واحدهایی غیر قابل مقایسه با سایر کالاها باشد، انسانها غالباً جز رایگان بودن تصور دیگری از کالاها و خدمات زیست محیطی و منابع تفریحی ندارند و این امر، در سطح تصمیم‌گیری منجر به اتخاذ سیاستهای ناپایدار می‌شود (دیانت نژاد 1382). بکارگیری چنین روشهایی نیازمند شناخت "ارزش" و یا "قیمت" مطلوبیت منابع تفریحی و همچنین دانستن مقدار هزینه‌های خسارت و آسیب بر منابع تفریحی است. ارزش از یک تغییر در رفاه مردم ناشی می‌شود که از تغییر کمی و یا کیفی در بهره‌مندی کالا یا هر یک از مشخصه‌های آن کالا بوجود می‌آید. در نتیجه چیزی دارای ارزش است که به رفاه انسان کمک نماید و زمانی که رفاه بیشتری ایجاد شود، دارای ارزش بیشتری می‌باشد (امیرنژاد 1386).

اقتصاددانان ارزش منابع تفریحی و پارکها را از نظر مردم، یعنی برآورد مبالغی که مردم مایلند برای استفاده یا افزایش خدمات پرداخت کنند، ارزیابی می کنند. ضرورتی ندارد تا خدمات منابع تفریحی و مطبوع بودن آنها در بازار خرید و فروش شوند تا ارزش آنها را به ریال تعیین کرد. آنچه لازم است برآورد مقدار قدرت خریدی (ریال) است که مردم مایلند در ازای استفاده از خدمات منابع تفریحی و لذت بردن از مطلوبیت آنها بپردازند.

روش ارزش گذاری مشروط (CVM) یک روش ارزش گذاری غیربازاری و انعطاف پذیر می باشد که بطور، گسترده در تجزیه و تحلیل هزینه-منفعت و ارزیابی تأثیرات زیست محیطی استفاده می شود (میشل و کارسون 1989). روش ارزش گذاری مشروط برای نخستین بار در سال 1963 مورد استفاده قرار گرفت. اما بعد از آن تا اواسط دهه 1970 که توسعه این روش با جدیت آغاز شد، بکار نرفت (ونکاتا چالام 2003). از آن زمان به بعد این روش به صورت روزافزونی مورد استفاده قرار گرفته است و یکی از بهترین و در عین حال بحث برانگیزترین روش ها در میان تمام روشهای ارزش گذاری مواهب زیست محیطی قلمداد می شود (ونکاتا چالام 2003). در این روش نیاز به مراجعه به افراد جهت تعیین ارزش اقتصادی کالاها و خدمات زیست محیطی (مثل مطلوب بودن حاصل از بهره مندی و استفاده از یک منبع طبیعی) است. به همین دلیل روش ارزیابی مشروط را غالباً روش ترجیح می نامند. در دیدگاه اقتصادی رایج ارزش به عنوان درجه ترجیح انسان تعریف می شود. با در نظر گرفتن این طرز فکر می توان با استفاده از پرسشنامه و مشاهده رفتار افراد از میزان تمایل به پرداخت آنها برای خدمات غیربازاری محیط زیست آگاهی یافت.

استفاده از روش ارزش گذاری مشروط مستلزم بکارگیری تمهیداتی است که خلاصه ی آن به شرح زیر است:

الف) آگاه ساختن مصاحبه شوندگان درخصوص موضوع مورد بررسی و کالا و منافع زیست محیطی.
ب) شبیه سازی و ایجاد یک بازار فرضی برای مصاحبه شوندگان تا آنها مبلغی را برای پرداخت اظهار نمایند.
ج) تعیین نوع پرداخت: پس از قرارگیری شخص در بازار فرضی، باید یک روش منطقی و مناسب برای پاسخگو جهت پرداخت پول مشخص و تبیین شود.
د) در گام بعد باید تصمیمی در خصوص یک قیمت پیشنهادی ناقل مناسب اتخاذ گردد. به وسیله این روش قیمت های پیشنهادی WTP را می توان استنباط کرد.
ه) مرحله بعد تخمین میانگین مقدار WTP می باشد. از روشهای تحلیلی چون مدلهای پروبیت و لاجیت و تصادفی می توان برای انجام برآوردها استفاده کرد.
و) بررسی عوامل مؤثر بر پذیرش پیشنهاد و میزان WTP.

ز) جمع داده ها: در صورتی که هدف، تعیین ارزش اقتصادی کل برای تغییر محل زیست محیطی مورد نظر باشد، اقدامات مربوط به جمع آوری داده ها حول سه محور اساسی زیر قرار خواهند داشت:

الف) گام اول انتخاب جمعیت مربوط به میانگین است. هدف تعیین تمام افرادی است که مطلوب بوده آنها به نحو قابل ملاحظه ای به واسطه این عمل تحت تاثیر قرار می گیرد.

ب) گام دوم محاسبه میانگین نمونه و برآورد میانگین برای کل جمعیت است. نمونه گیری باید نشان دهنده جمعیت باشد.

ج) گام سوم مربوط به انتخاب دوره زمانی است که در طول آن منافع زیست محیطی محاسبه می شود (امیرنژاد 1384).

پس از پیشاپ و هبرلین (1979) که روش انتخاب دوگانه یک بعدی را همراه با نقائصی ارائه نمودند، کارسن (1985) و هانمن (1984) روش دوگانه DC¹ تک بعدی را تعدیل و اصلاح نموده و نتیجه آن، روش

¹Dichotomous Choice

در معادله [1] U مطلوبیت غیرمستقیم حاصله برای فرد می باشد. Y و A بترتیب درآمد فرد و مبلغ پیشنهاد شده و S سایر ویژگی‌های اجتماعی-اقتصادی از قبیل سن، جنس، عضویت در نهادهای حمایت از محیط زیست، میزان علاقه‌مندی به طبیعت و غیره می‌باشد که تحت تأثیر سلیقه فردی است. e_1 و e_0 متغیرهای تصادفی با میانگین صفر هستند که بطور برابر و مستقل توزیع شده‌اند. تفاوت در مطلوبیت (ΔU) در رابطه 2 نشان داده شده است:

$$\Delta U = (1, Y - A; S) - U(0, Y; s) + (e_1 - e_0) \quad [2]$$

قالب پرسشنامه در بررسی‌های ارزش‌گذاری مشروط دارای یک متغیر وابسته با همه پرسشی برگشتی دومرحله‌ای می‌باشد که به یک مدل کیفی انتخابی نیاز دارد. به پاسخ دهندگانی که به مبلغ اول پاسخ «خیر» می‌دهند مبلغ پایین‌تری پیشنهاد می‌شود و به کسانی که پاسخ «آری» داده‌اند مبلغ بیشتر پیشنهاد می‌شود. معمولاً مدل‌های لاجیت و پروبیت برای روش‌های انتخاب کیفی (دارای متغیر وابسته کیفی) مورد استفاده قرار می‌گیرند (لهتن و همکاران 2003). اگر از مدل لاجیت برای بررسی تأثیر متغیرهای مختلف توضیحی بر میزان WTP افراد برای تعیین ارزشهای غیر بازاری استفاده شود، احتمال (P_i) اینکه فرد یکی از پیشنهادها را بپذیرد بصورت رابطه [3] بیان می‌شود (هاوارس و فاربر 2002):

$$P_i = F_h(\Delta U) = \frac{1}{1 + \exp(-\Delta U)} \quad [3]$$

$$= \frac{1}{1 + \exp\{-(a - bA + gY + qS)\}}$$

که $F_h(\Delta U)$ تابع توزیع تجمعی با یک اختلاف لوجستیک استاندارد است و بعضی از متغیرهای اجتماعی - اقتصادی را شامل می‌شود. b ، g و q

انتخاب دوگانه دو بعدی (DDC)¹ بود (ونکاتا چالام 2003). این روش مستلزم تعیین و انتخاب یک پیشنهاد بالاتر نسبت به پیشنهاد اولیه می‌باشد. پیشنهاد بیشتر به جواب بله یا خیر یا عکس‌العمل پاسخگو در پیشنهاد اولیه بستگی دارد. روش DDC اولین بار توسط کارسن و استین برگ (1990) و هانمن و همکاران (1991) مورد استفاده قرار گرفت. مهمترین مزیت این روش آن است که فرد قادر خواهد بود مقدار حداکثر WTP را از داده‌های استخراج شده از این روش، مشخص نماید. روش DDC بعنوان یک روش سازگار محرک تلقی شده و از نظر آماری کاراتر از روش DC تک‌بعدی می‌باشد (امیرنژاد 1384).

معمولاً در بیان ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته در تخمین توابع این فرض توسط اقتصاددانان وجود دارد که متغیر وابسته بایستی از توزیع پیوسته برخوردار باشد. حال آنکه در بسیاری مواقع رفتار تصمیم گیران در قالب یک مجموعه محدود (مثل پذیرش و عدم پذیرش) خلاصه می‌شود. لذا یک روش برای کمی کردن این صفات، در نظر گرفتن متغیرهای ساختگی با قبول دو مقدار صفر و یک می‌باشد که «صفر» بیانگر عدم وجود یا تحقیق صفت مورد بررسی و «یک» حاکی از وجود یا تحقق آن می‌باشد. با توجه به پیوسته نبودن مقادیر متغیر وابسته در این قبیل مدل‌ها، به این مدل‌های اقتصادسنجی، مدل‌های رگرسیون گسسته اطلاق می‌شود. برای تعیین مدل جهت اندازه گیری WTP که متغیر وابسته آن از نوع متغیر وابسته کیفی است، فرض می‌شود که فرد مبلغ پیشنهادی برای تعیین ارزشهای غیربازاری یک منبع طبیعی را بر اساس بیشینه ساختن مطلوبیت خود تحت شرایطی می‌پذیرد یا آنرا رد می‌کند (هانمن 1994 و لی و هان 2002):

$$U(1, Y - A; S) + e_1 \geq U(0, Y; S) + e_0 \quad [1]$$

¹Double-Bounded Dichotomous Choice

می‌باشند، هیچ تضمینی، وجود ندارد که تابع لاجیت از نقطه تعریف شده به وسیله میانگین نمونه، عبور کند. برای حل این مشکل، هنشر و جانسون (1981) روش دیگری را ارائه کردند. در این روش ابتدا کشش‌ها برای هر یک از مشاهدات محاسبه گردیده و سپس یک میانگین وزنی از آنها گرفته می‌شود. به گونه‌ای که وزن‌ها احتمالات پیش‌بینی شده هستند. اثر نهایی از طریق مقیاس‌گذاری پارامترهای برآورد شده محاسبه می‌گردد. این مقیاس برای هر یک از مشاهدات مربوط به متغیر مستقل، متفاوت است. بنابراین برای تسهیل در گزارش نتایج، این مقیاس در میانگین متغیرهای مستقل محاسبه می‌شود. اثر نهایی (در میانگین متغیرها) برای متغیرهای مستقلی که به شکل لگاریتمی تبدیل شده‌اند، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\partial P(Y=1|\bar{X})}{\partial X_k} = \frac{scale \cdot \beta_k}{\bar{X}_k} \quad [5]$$

بنابراین برای محاسبه اثر نهایی متغیر اصلی، باید اثر نهایی محاسبه شده برای شکل لگاریتمی را در میانگین آن متغیر ضرب نمود (ترشیزی و سلامی 1386).

در دهه گذشته تحقیقات رو به رشدی در زمینه ارزش‌های تفریحی، حفاظتی و اقتصادی اکوسیستم جنگلی و تفریحی صورت گرفته که می‌توان به برخی موارد اشاره کرد. گارود و ویلیز (1997) این ارزش را برای جنگلهای مالزی با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط (CVM)¹ 740 دلار در هکتار برآورد کردند. کریگر (2001) ارزش تفریحی جنگلهای ایالت مانتانای آمریکا را با استفاده از روش CVM 108 دلار برای هر سفر برآورد نمود. همچنین ارزش تفریحی مناطق جنگلی شرقی آمریکا با استفاده از همین روش، سالیانه 10/43 دلار برای هر خانواده بدست آمد. لی و هان (2002) به کمک روش CVM ارزش تفریحی پنج پارک ملی در کره جنوبی را به طور متوسط 10/54 دلار برای هر

ضرایب برآورد شده هستند و انتظار می‌رود b کوچکتر از صفر باشد یعنی با افزایش مبلغ پیشنهادی احتمال پذیرش آن کاهش می‌یابد و g نیز بزرگتر از صفر باشد یعنی با افزایش درآمد افراد احتمال پذیرش در آنها افزایش می‌یابد (هانمن 1994 و لی و هان 2002).

پارامترهای مدل لاجیت با استفاده از روش حداکثر درست نمایی (Maximum Likelihood) که رایج‌ترین روش برای تخمین مدل لاجیت می‌باشد، برآورد می‌شوند. سپس مقدار انتظاری WTP به وسیله انتگرال‌گیری عددی در محدوده صفر تا بالاترین پیشنهاد (A) بصورت رابطه [4] محاسبه می‌شود:

$$E(WTP) = \int_0^{Max.A} F_h(\Delta U) dA \\ = \int_0^{Max.A} \left(\frac{1}{1 + \exp\{-(a^* + bA)\}} \right) dA \quad [4]$$

که $E(WTP)$ مقدار مورد انتظار WTP است و a^* عرض از مبدأ تعدیل شده می‌باشد که بوسیله جمله اجتماعی - اقتصادی به جمله عرض از مبدأ اصلی (a) اضافه شده است ($a^* = (a + gY + qS)$) (امیرنژاد 1386).

در الگوهای لوجیت و پروبیت، ضرایب تخمینی (β)ها تفسیر اقتصادی مستقیمی ندارند. ضرایبی که بیشتر بین اقتصاددانان مشهور است، اثرات نهایی و کشش‌ها می‌باشند. کشش‌ها تنها برای متغیرهای مستقل پیوسته قابل استفاده می‌باشند. کشش، درصد تغییر در احتمال وقوع موفقیت ($Y=1$) در متغیر وابسته را در نتیجه 1 درصد تغییر در متغیر مستقل و با ثابت بودن سایر شرایط نشان می‌دهد. اما از آنجا که کشش‌ها برای هر یک از مشاهدات متفاوت می‌باشند، لازم است تا یک خلاصه برای کشش مربوط به هر یک از متغیرها ارائه شود. اما این روش دارای یک محدودیت است. از آنجا که کشش‌ها توابعی غیرخطی از مقادیر مشاهدات

¹Contingent Valuation Method (CVM)

افراد 2477 ریال و ارزش تفریحی آن 2535835 ریال در هکتار برآورد شد.

اهداف این پژوهش عبارت بودند از: الف) تعیین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان، ب) تعیین میزان تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان برای مطبوعیت پارک ائل گلی و ج) تعیین ارزش تفریحی پارک ائل گلی تبریز.

مواد و روشها

در مقاله حاضر ارزش تفریحی پارک ائل گلی تبریز مورد مطالعه قرار گرفت. شاه گلی (استخر شاه) سابق و ائل گلی (استخر مردم) فعلی از گردشگاه‌های زیبا و دلکش است که در جنوب شرقی تبریز، بر دامنه تپه‌ای واقع شده است. در پیرامون استخر از روزگاران قدیم، درختان کهنسالی سر به هم آورده که انعکاس عکس آنها در آب، به زیبایی آن محوطه می‌افزاید. تمام تپه‌های جنوبی استخر به شکل بسیار زیبایی چمنکاری و گلکاری شده که در روزهای گرم تابستان استراحتگاه مردم تبریز و مسافران سایر شهرها است. در روزهای پیروزی انقلاب این بنا تعطیل شد ولی در سال‌های اخیر مجدداً بازگشایی و مورد بهره برداری قرار گرفته است. نمونه‌گیری صورت گرفته در تحقیق حاضر، با روش سیستماتیک انجام شد. با توجه به تعداد متوسط بازدیدهای روزانه انجام شده توسط بازدیدکنندگان از پارک در مهرماه سال 1388 و با استفاده از فرمول کوکران تعداد 155 نمونه انتخاب گردید.

مدل‌های Logit ممکن است به شکل‌های تابع لگاریتمی یا خطی برآورد شوند. در تحقیق حاضر به علت تسهیل در محاسبه متوسط WTP، از مدل Logit خطی استفاده شد. مدل رگرسیونی در این شرایط به صورت زیر بود:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \beta_4 X_{i4} + \beta_5 X_{i5} + u_i \quad [6]$$

خانوار در سال بدست آوردند. اوجدا و همکاران (2008) ارزش اقتصادی خدمات محیط زیست فراهم آمده از طریق بهبود کیفی جریانهای آبی در مناطق کم آب تنگ رودخانه یا کوئی در مکزیک را با استفاده از روش CVM مورد بررسی قرار دادند. نتایج بررسی آنها حاکی از تمایل به پرداخت (WTP)¹ ماهیانه 73 پزوئی خانوارهای بهره‌مند بود.

در ایران نیز یخکشی (1353) برای اولین بار با استفاده از روش هزینه سفر ارزش تفریحی پارک سی‌سنگان را مورد بررسی قرار داد و آن را 8960 ریال در هکتار برآورد کرد. این مقدار در بررسی شریفی (1368) با استفاده از روش کلاوسون² به 2608200 ریال در هکتار رسید. نهرلی (1374) در مطالعه خود ارزش تفریحی و گردشگری پارک ائل گلی تبریز را با استفاده از روش کلاوسون 1594300 ریال در روز برآورد کرد. معاریان (1378) ارزش تفریحی سالانه پارک ملی گلستان را بر اساس روش هزینه سفر 72 دلار در هکتار برآورد نمود. میرزایی (1379) نیز در بررسی خود با استفاده از روش هزینه سفر این ارزش را برای منطقه پلنگ دره قم در جنوب غربی این استان 83395 ریال در هکتار بدست آورد. مجابی و منوری (1384) به کمک روش کلاوسون ارزش تفریحی پارکهای پردیسان و لویزان را به ترتیب 77/6 و 53 میلیون ریال در روز برآورد کردند. امیرنژاد و همکاران (2006) میانگین تمایل به پرداخت برای ارزش وجودی جنگلهای شمال ایران را در بررسی خود با استفاده از CVM 2/51 دلار (23092 ریال) در ماه و به طور سالانه 30/12 دلار (277104 ریال) برای هر خانوار برآورد کردند. امیرنژاد و خلیلیان (1385) ارزش تفریحی پارک سی سنگان را به کمک روش CVM مورد بررسی قرار دادند که میزان تمایل به پرداخت

¹Willingness To Pay

²Clawson

پیشنهادی برای تعیین ارزش مطلوبیت پارک ائل گلی با توجه به پیش آزمونه‌های صورت گرفته، در بر گیرنده پیشنهاد بالاتر 3000 ریال، پیشنهاد پایینتر 1000 ریال، پیشنهاد میانی 2000 ریال می باشد. برای تعیین ارزش تفریحی در پارک ائل گلی سوالات مربوط به پیشنهاد میانی مورد پرسش قرار می‌گیرد. در صورت ارائه جواب منفی توسط پاسخگو، قیمت پیشنهادی پایینتر و در صورت ارائه جواب مثبت، قیمت پیشنهادی بالاتر از پاسخگویان سؤال می‌شود. پاسخگویان در این بخش، در مواجه شدن با قیمت پیشنهادی می‌توانند پاسخ مثبت یا منفی داده و یا هیچ پاسخی ندهند.

نتایج و بحث

ویژگی‌های اجتماعی-اقتصادی پاسخگویان مورد بررسی در جدول 1 نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود میانگین سن پاسخگویان 33/911 سال با انحراف معیار 7/967 می‌باشد. همچنین میانگین جنسیت برابر 1/3 که میزان 1 برای جنسیت مذکر و میزان 2 برای جنسیت مؤنث اختیار شده بود. متغیرهای تحصیلات و درآمد ماهیانه نیز به ترتیب دارای میانگین‌های 14/119 سال و 3809400 ریال با انحرافات معیار 2/511 و 1846668 می‌باشند. نتایج برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی مدل لاجیت، سطوح احتمال آماری آنها و تاثیرگذاری این متغیرها بر متغیر وابسته با استفاده از روش حداکثر درست نمایی برای تعیین ارزش تفریحی و مطلوبیت پارک ائل گلی در جدول 2 نشان داده شده است. همانطور که از نتایج تخمین مدل لاجیت در جدول پیداست، ضریب متغیرهای سن، تحصیلات، درآمد و پیشنهاد معنی‌دار شده است. معنی‌داری متغیرهای درآمد و پیشنهاد در سطح احتمال 1 درصد، متغیر تحصیلات در سطح احتمال 5 درصد و سن در سطح احتمال 10 درصد معنی‌دار می‌باشند.

که در آن Y متغیر وابسته کیفی تمایل به پرداخت را جهت حفظ و بهره‌مندی از پارک ائل‌گلی نشان می‌دهد. مقدار آن در نمونه به صورت میزان یک در صورت پذیرش مبلغ پیشنهادی و صفر در صورت عدم پذیرش مبلغ پیشنهادی کدگذاری شد. X_1 سن، X_2 جنس، X_3 تحصیلات، X_4 تعداد افراد خانوار، X_5 درآمد فرد و X_6 مبلغ پیشنهادی را نشان می‌دهد. برای تجزیه و تحلیل آماری متغیرها، محاسبات ریاضی و تخمین پارامترهای مدل Logit، بترتیب از نرم افزارهای Excel، Maple و Shazam استفاده شد.

برای برآورد WTP بازدیدکنندگان جهت تعیین ارزش تفریحی مطلوبیت پارک ائل گلی از روش CV، با استفاده از پرسشنامه دوگانه دوبعدی (DDC) استفاده شد. بنابراین، یک پرسشنامه DDC برای مصاحبه و استخراج میزان WTP افراد جهت تعیین ارزشهای ذکر شده، بدقت طراحی شد تا اطلاعات صحیح و کافی را فراهم آورد و آنها را از موقعیت بازار فرضی کاملاً آگاه سازد. اطلاعات پرسشنامه CV، نه تنها برای کمک به محقق در بیان ارزشهای واقعی در نظر گرفته شده، بلکه میزان عدم پذیرش و پاسخگوئی از طرف پاسخگویان را نیز کاهش می‌دهد.

جهت نیل به اهداف تحقیق با درجه اطمینان بالاتر، مصاحبه با افرادی صورت گرفته است که از استقلال درآمد بهره‌مند بوده تا به هنگام مواجه شدن با مبالغ پیشنهادی، به راحتی توانایی تصمیم‌گیری را داشته باشند.

پرسشنامه ارزش تفریحی شامل سؤالاتی می‌باشد که شرایط اقتصادی-اجتماعی، تمایلات به پرداخت افراد و همچنین میزان WTP و قبول یا عدم قبول قیمت پیشنهادی را برای مصاحبه شونده مشخص می‌سازد. در پرسشنامه، مبالغ پیشنهادی جهت اندازه‌گیری مقدار WTP در بخش تفریحی ارائه شده است. سه قیمت

علامت متغیر سن مثبت بدست آمد و بیانگر آن است که تمایل به پرداخت در افراد مسن بیشتر از افراد جوان می باشد. بر اساس کشش وزنی متغیر سن، افزایش یک درصد در سن، احتمال پذیرش قیمت پیشنهادی را 0/37 درصد افزایش می دهد.

بنابر تئوری علامت ضریب برآورد شده متغیر پیشنهاد منفی می باشد که نشان می دهد در صورتیکه مبلغ پیشنهاد شده برای ارزش تفریحی پارک افزایش یابد احتمال پذیرش در پرداخت مبلغی معین کاهش می یابد. با توجه به کشش وزنی متغیر مبلغ پیشنهادی (0/522-) در جدول 2، افزایش یک درصد در قیمت پیشنهاد شده به پاسخگویان، احتمال پذیرش در مبلغ پیشنهادی برای پرداخت را 0/521 درصد کاهش می دهد. همچنین، با توجه به اثر نهایی این متغیر (0/0023-)، افزایش یک ریال در مبلغ پیشنهادی، احتمال پذیرش مبلغی جهت بهره مندی از این مجموعه را معادل 0/0023 درصد کاهش می دهد. علامت ضریب برآوردی متغیر درآمد بر حسب انتظار بوده، مثبت بدست آمد که نشان دهنده افزایش احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی همراه با افزایش درآمد است هرچند که مقدار آن کوچک است. بنابراین، براساس کشش وزنی متغیر درآمد، افزایش یک درصد در درآمد پاسخگویان، احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی را 0/42 درصد افزایش می دهد.

علامت مثبت ضریب متغیر تحصیلات حاکی از آن است که سطح آموزش بالاتر، احتمال جواب مثبت در پرداخت برای بهره مندی از این مجموعه را افزایش می دهد. عبارت دیگر افزایش یک درصد در میزان تحصیلات پاسخگویان، احتمال تمایل به پرداخت را 1/09 درصد افزایش می دهد. ضریب منفی (هر چند غیر معنی دار در سطح احتمال 0/05) متغیر جنسیت، بیانگر این مطلب می باشد که مردان تمایل به پرداخت کمتری نسبت به زنان جهت بهره مندی از پارک دارند. ضریب تعیین مک فادن نشان داد که حدود 53 درصد تغییرات در متغیر وابسته به وسیله متغیرهای توضیحی مدل تبیین می شوند. ضریب اثر نهایی مدل برابر با 0/2499 می باشد که با ضرب کردن این شاخص در ضریبهای متغیرهای توضیحی برآورد شده، مقدار اثر نهایی هر متغیر به دست آمده است.

در الگوی لاجیت برای سنجش معنی داری کل مدل و نیکویی برازش از آماره آزمون LR استفاده می گردد که مقدار آن 74/49 بدست آمد. معنی دار بودن این آماره بیانگر این موضوع است که مدل برآورد شده به طور کلی معنی دار است. درصد پیش بینی صحیح مدل برآورد شده نیز بالغ بر 87 درصد است که رقم نسبتاً مطلوبی به نظر می رسد.

جدول 1- ویژگی های اجتماعی - اقتصادی پاسخگویان

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
سن پاسخگویان (سال)	33/9	7/967	19	69
جنس	1/3	0/46	1	2
تحصیلات	14/119	2/511	8	18
درآمد ماهیانه	3809400	1846668	100000	10000000
تعداد افراد خانوار	3/56	1/835	0	8

جدول 2- نتایج برآورد مدل رگرسیونی لاجیت برای ارزش تفریحی پارک ائل گلی

متغیرها	ضرایب برآورد شده	مقدار t	سطح احتمال معنی دار	کشش وزنی متغیرها	اثر نهایی (Weighted Ag. El.)
(Marginal effect)					
ضریب ثابت	-3/4236	-0/9016	3/7972	-0/6572	-
سن	0/0603	1/017	0/0953	0/371	0/015
جنس	-1/1365	-1/6144	0/7039	-0/2912	-0/284
تحصیلات	0/397	2/25	0/017675	1/0995	0/099
درآمد	0/0000006	2/5884	0/000	0/4219	0/000001633
تعداد افراد خانوار	-0/666	-2/6056	0/2559	-0/3998	0/1666
پیشنهاد	- 0/009595	4/208	0/0022	-0/5216	0/0023
Likelihood Ratio Test (L.R. Statistic) = 74/495 df= 6 سطح احتمال = 0/000					
Percentage of Right Prediction= 0/871 McFadden R ² = 0/533					
Log Likelihood Function = -32/636 Log Likelihood(0) = -69/884					
Scale Factor= 0/249					

پیشنهادهای

با توجه به اهمیت منابع طبیعی و نقش آن در الگوی توسعه اقتصادی کشور و همچنین رفاه اجتماعی مردم که نشأت گرفته از طبیعت این منبع مهم می باشد، پرداختن به ارزش این منابع برای مدیریت صحیح و مدبرانه آن جهت حفظ، بهبود و همچنین بهره برداری صحیح آن در طول زمان امری ضروری است. در مقاله حاضر ارزش تفریحی و مطلوبیت پارک ائل گلی تبریز که محیطی فرح بخش و آرامش بخش برای استفاده کنندگان این پارک می باشد به روش ارزش گذاری مشروط محاسبه گردید. برنامه ریزان و تصمیم گیران اقتصادی، سیاسی و اجتماعی کشور در تصمیمات خود همواره بر تحلیل های هزینه-فایده تکیه می نمایند و این تحلیل ها بر مبنای واحدهای کمی و پولی استوار است. لذا، ارزش گذاری اقتصادی پارکهای طبیعی و شهری بسیار اهمیت داشته و تا زمانی که طرفداران طبیعت، نتوانند ارزش این خدمات را بر مبنای واحدهای پولی تعیین نمایند، متأسفانه خدمات مهم این پارکها که عمدتاً خارج از نظام بازار هستند، مورد غفلت قرار

مقدار مورد انتظار متوسط تمایل به پرداخت که ارزش تفریحی و مطلوبیت بوده پارک ائل گلی را ارائه می کند، بعد از تخمین پارامترهای مدل لاجیت، بوسیله انتگرال گیری عددی در محدوده صفر تا پیشنهاد ماکزیم بصورت رابطه [7] محاسبه شد:

[7]

$$WTP = \int_0^{30000} \frac{1}{1 + \exp \{-4.7696 - 0.0095X\}} = 29999$$

متوسط تمایل به پرداخت هر خانوار برای بهره مندی از پارک ائل گلی 29999 ریال در هر ماه است، به عبارتی دیگر با توجه به متوسط تعداد بازدیدهای روزانه صورت گرفته از پارک (250 عدد)، تمایل به پرداخت خانوارهای بازدیدکننده برای بهره مندی از این مجموعه ماهانه مبلغ 224992500 ریال جهت بهره مندی از این مجموعه می باشد. همچنین تمایل به پرداخت کل بازدید کنندگان در یک روز، 7499750 ریال است که این میزان 4/7 برابر تحقیق انجام شده از سوی نهی (1374) (1594300 ریال) برای پارک ائل گلی تبریز در سال 1374 می باشد.

می‌گیرند و شاهد این مدعا کاسته شدن کیفیت و کمیت این منابع در طول زمان می‌باشد.

با توجه به نتایج تحقیق، انجام این مطالعه در شرایط حاضر نتایج مهمی را برای تصمیم‌گیران و مسئولان این بخش به بار آورد. اولاً آشنایی مردم نسبت به محیط‌های تفریحی تاریخی، تفریحی و طبیعی در سطح بسیار بالایی است که این افراد حاضرند با رضایت کامل بهایی را برای بهره‌مندی و حفظ و گسترش این مجموعه پرداخت نمایند. ثانیاً تمایل به پرداخت افراد در سطحی می‌باشد که می‌تواند برای تصمیم‌گیران بخش مربوطه جهت سرمایه‌گذاری انگیزه کافی را تامین نماید. از سوی دیگر شاید بتواند بیانگر اهمیت نسبی کمی این محیط‌ها از دیدگاه استفاده‌کنندگان آن باشد.

در جهت توسعه گردشگری در این پارک راهکارهایی به این شرح پیشنهاد می‌شود: تهیه طرح جامع گسترش و توسعه پارک ائل گلی تبریز جهت نوسازی پارک برای جذب بیشتر بازدیدکنندگان، تشویق و حمایت همه جانبه از بخش خصوصی جهت سرمایه‌گذاری در صنعت اکوتوریسم شهرستان تبریز و بالأخص پارک ائل گلی، اطلاع رسانی و آگاهی مردم از محاسن استفاده از محیط‌های تفریحی و طبیعی جهت گذران بیشتر اوقات فراغت در این فضاها.

تشکر و قدردانی

از زحمات آقای مهندس حامد رفیعی که ما را در انجام تحقیق حاضر یاری رساندند، کمال تشکر و قدردانی می‌نمائیم.

منابع مورد استفاده

- امیرنژاد ح، 1384. تعیین ارزش کل اقتصادی اکوسیستم جنگل‌های شمال ایران با تاکید بر ارزش‌گذاری زیست محیطی - اکولوژیکی و ارزش‌های حفاظتی. رساله دکتری دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.
- امیرنژاد ح، 1386. اقتصاد منابع طبیعی. انتشارات جنگل.
- امیرنژاد ح و خلیلیان ص، 1385. برآورد ارزش تفریحی پارک‌های جنگلی ایران با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط: مطالعه موردی پارک جنگلی سی‌سنگان نوشهر. مجله منابع طبیعی ایران، جلد 59، شماره 2، صفحه‌های 365 الی 376.
- ترشیزی م و سلامی ح، 1386. بررسی عوامل مؤثر بر اقدامات حفاظتی خاک، مطالعه موردی: خراسان رضوی، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی، مشهد، صفحه‌های 255 الی 269.
- دهقانیان س، 1375. اقتصاد اکولوژیک و اقتصاد کشاورزی ارگانیک. انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد.
- دهقانیان س و فرج‌زاده ز، 1381. اقتصاد محیط زیست برای غیر اقتصاددانان (ترجمه). انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.
- دهقانیان س، کوچکی ع و شاهنوشی ن، 1374. اقتصاد محیط زیست (ترجمه). دانشگاه فردوسی مشهد.
- دیانت نژاد م، 1382. ارزش‌گذاری اقتصادی دریاچه منطقه 22 شهرداری تهران بر اساس روش کلاوسون. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده محیط زیست و انرژی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران.

- شریفی م، 1368. آمایش و برآورد ظرفیت برد تفرجی جنگل شمشاد سی سنگان. پایان نامه کارشناسی ارشد گروه جنگلداری و اقتصاد جنگل، دانشکده منابع طبیعی دانشگاه تهران، 181 ص.
- مجابی م و منوری م، 1384. ارزش گذاری اقتصادی پارک های پردیسان و لویزان. فصلنامه علوم محیطی، شماره 7. صفحه های 63 الی 71.
- معماریان ف، 1378. بررسی پوشش گیاهی پارک ملی گلستان پس از آتش سوزی های سال 1374 و ارزش گذاری اکولوژیکی آن، پایان نامه کارشناسی ارشد علوم گیاهی، دانشگاه تربیت مدرس، 142 ص.
- میرزائی م، 1379. بررسی پوشش گیاهی و ارزش گذاری اکولوژیکی ناحیه نیمه بیابانی جنوب غربی استان قم (منطقه پلنگ دره)، پایان نامه کارشناسی ارشد علوم گیاهی، دانشگاه تربیت مدرس، 125 ص.
- نهرلی د، 1374. ارزیابی اقتصادی و اجتماعی پارک ائل گولی تبریز، پایان نامه کارشناسی ارشد محیط زیست، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تهران، 95 ص.
- یخکشی ع، 1353. مقدمه ای بر پارک های ملی و جنگلی ایران، انتشارات دانشگاه تهران، 135 ص.
- Amirnejad H, Khalilian S, Assareh MH and Ahmadian M, 2006. Estimating the existence of north forests of Iran by using a contingent valuation method *Ecological Economics* 58: 665-675.
- Bishop RC and Heberlein TA, 1979. Measuring values of extra market goods: Are indirect measures biased? *American Journal of Agricultural Economics* 61 (5): 926-930.
- Carson RT, 1985. Tree essays on contingent valuation (Welfare economics, non-market goods, water quality). PhD thesis: Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Berkeley, USA.
- Carson RT and Steinberg D, 1990. Experimental design for discrete choice voter preference surveys, 1989. Proceeding of the Survey Methodology Section of the American Statistical Association, Washington DC, USA
- Garrod G and Willis K, 1997. The recreational value of tropical forests in Malaysia. *Journal of World Forest Resource Management* 8: 183-201.
- Hanemann WM, 1984. Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses. *American Journal of Economic* 71 (3): 322-341.
- Hanemann WM, 1994. Valuing the environment through contingent valuation. *Journal of Economic Perspectives* 8 (4): 19-43.
- Hanemann WM, Loomis J and Kanninen B, 1991. Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation. *American Journal of Agricultural Economics* 73 (4): 1255-1263.
- Hensher DA and Johnson LW, 1981. *Applied Discrete Choice Modeling*. Croom Helm Ltd.
- Howarth BR and Farber S, 2002. Accounting for the value of ecosystem services. *Ecological Economics* 41: 421-429.

- Krieger DJ, 2001. Economic value of forest ecosystem services: A review. The Wilderness Society, Washington, DC, USA.
- Lee C and Han S, 2002: Estimating the use and preservation values of national parks tourism resources using a contingent valuation method. *Tourism Management* 23: 531-540.
- Lehtonen E, Kuuluvainen J, Pouta E, Rekola M and Li C, 2003. Non-market benefits of forest conservation in southern Finland. *Environmental Science and Policy* 6: 195– 204.
- Mitchell RC and Carson RT, 1989. Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method. *Resources for the Future*. Washington DC, 462 pp.
- Ojeda MI, Mayer AS and Solomon BD, 2008. Economic valuation of environmental services sustained by water flows in the Yaqui River Delta. *Ecological Economics* 65 155-166.
- Venkatachalam L, 2003. The contingent valuation method: A renew. *Environmental Impact Assessment Review*, 24: 89-124.

ارزیابی فنی سه نوع بذرکار نیوماتیکی و مکانیکی چغندر قند رایج در منطقه خراسان

سعید ظریف نشاط^{۱*}، ارژنگ جوادی^۲، مسعود احمدی^۱، ایوب خلیلی^۳، حسین غفاری^۴ و حسین بهفر^۴

تاریخ دریافت: ۸۶/۶/۲۸ تاریخ پذیرش: ۸۷/۴/۳

۱- مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خراسان

۲- موسسه تحقیقات فنی و مهندسی کشاورزی کرج

۳- کارشناس تحقیقات کشت و صنعت جوی، سبزوار

۴- گروه ماشین‌های کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

*مسئول مکاتبه E-mail: zarifneshat@yahoo.com

چکیده

این آزمایش بمنظور ارزیابی بذرکارهای رایج در کشت چغندر قند در منطقه جوی با استفاده از طرح کرت‌های خرد شده نواری در قالب بلوک‌های کامل تصادفی در سه تکرار انجام شد. نوع بذرکار در سه نوع شامل a_1 : بذرکار نیوماتیکی تراشکده، a_2 : بذرکار نیوماتیکی راثو، a_3 : بذرکار مکانیکی آکورد و سرعت پیشروی در دو سطح شامل: b_1 : سرعت 4 کیلومتر در ساعت، b_2 : سرعت 6 کیلومتر در ساعت بودند. متغیرهای مورد اندازه‌گیری در این طرح عبارت بودند از: عملکرد چغندر قند، درصد قند، درصد سبز شدن بذور، میزان صدمات مکانیکی وارده به بذور، ضریب یکنواختی توزیع ریزش بذر حول فاصله تنظیمی و حول میانگین. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که فاکتور نوع بذرکار بر عملکرد تاثیر معنی‌دار در سطح احتمال 5% داشته است ولی سرعت پیشروی و اثر متقابل نوع بذرکار و سرعت بر عملکرد اختلاف معنی‌داری بوجود نیاورده است. بذرکار راثو با سرعت 4 کیلومتر در ساعت بیشترین مقدار عملکرد (96/67 تن در هکتار) را دارا بود. همچنین نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل بیانگر آن است که نوع بذرکار و سرعت پیشروی آن بر درصد سبز شدن بذور اثر معنی‌دار در سطح احتمال 1% داشته ولی اثرات متقابل آنها معنی‌دار نبود. بذرکار نیوماتیکی تراشکده با سرعت پیشروی 4 کیلومتر در ساعت بیشترین مقدار درصد سبز (77/67 درصد) را بخود اختصاص داده است. همچنین ضریب یکنواختی ریزش بذر برای بذرکارها در سرعت‌های مختلف محاسبه گردید که بذر کار نیوماتیکی تراشکده در سرعت 4 کیلومتر بالاترین ضریب یکنواختی حول فاصله تنظیمی (56/89 درصد) و حول میانگین فاصله‌ها (58/62 درصد) را دارا بود. در نهایت با توجه به نتایج و شرایط آزمایش در منطقه بذرکارهای نیوماتیکی عملکرد بهتری نسبت به بذرکار مکانیکی داشته و در بین بذرکارهای نیوماتیکی بذر کار تراشکده نسبت به سایر بذرکارها برتری داشت.

واژه‌های کلیدی: چغندر قند، کاشت، ردیف کار نیوماتیکی، ردیف کار مکانیکی

Technical Evaluation of Three Pneumatical and Mechanical Planters Commonly Used for Sugar Beet Sowing in Khorasan Area

S Zarifneshat^{1*}, A Javadi², M Ahmadi¹, A Khalili³, H Ghaffari⁴ and H Behfar⁴

¹Khorasan Agriculture and Natural Resource Research Center, Mashhad, Iran

²Agricultural Engineering Research Institute, Karaj, Iran

³The Jovein Agricultural and Industrial Company, Sabzevar, Iran

⁴Dept. of Agricultural Machinery, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

*Corresponding author: E-mail: zarifneshat@yahoo.com

Abstract

In order to evaluate different planters for mechanized sugarbeet planting, this study was conducted in Khorasan province (Jovein area). Field tests were conducted using strip plot design. Experimental factors consisted of: i) planting methods with Tarashkadeh vaccum planter (a_1) Rau vaccum planter (a_2) and Accord plate-type mechanical planter (a_3) and ii) forward speeds with planting speed at 4 km/h (b_1) and planting speed at 6 km/h (b_2). In this study root yield, sugar percent, planter wheel slippage, seed damage, seed germination, plant stand, seed consumption and drilled seed distribution were measured. It was shown that planter type had significant effect on yield at 5% probability level. Maximum yield was obtained using Rau planter with 4 km/h forward speed (96.67 ton/ha). Planter type and planting speed also had significant effect on germination at 1% probability level, but their interaction was not significant. Tarashkadeh vaccum planter with 4 km/h forward speed had maximum seed germination (77.67%). Coefficients of seed distribution were measured for all planters and Tarashkadeh vaccum planter with 4 km/h forward speed had maximum seed distribution uniformity in adjusted distances (56.89%) and in average distances (58.62%). Consequently pneumatic planters had better performance than mechanical planters and Tarashkadeh vaccum planter was better than other pneumatic planters.

Keywords: Mechanical planter, Planting, Pneumatical planter (vaccum planter), Sugarbeet

مقدمه

سالانه حدود 172000 هکتار در ایران زیر کشت چغندر قند می‌رود که 74000 هکتار آن مربوط به استان خراسان می‌باشد. قسمت اعظم این کشت بصورت مکانیزه و با استفاده از ماشین‌های دقیق کاشت انجام می‌شود. با توجه به قیمت بالای بذور چغندر قند و همچنین نیاز این گیاه به

فاصله دقیق بین بوته‌ها روی ردیف، هزینه و زمان زیاد تنک کردن، امروزه کشاورزان استفاده از بذرکارهای دقیق را بر بقیه بذرکارها ترجیح می‌دهند. عملکرد ماشین‌های کاشت، بسیاری از عواملی را که در جوانه زدن و سبز شدن دانه‌های کشت شده مؤثرند تحت تاثیر قرار می‌دهد و لذا عملکرد گیاهان

کاشت تاثیری بر روی استقرار بذر نداشته ولی فاصله یک اندازه بین بذور در سرعت‌های پایینتر کاشت بهبود می‌یابد. بالاترین درصد سبز چغندر قند مربوط به استفاده از بذرکار نیوماتیکی دیر و کمترین آن مربوط به بذرکار مکانیکی آکورد بود. همچنین مشخص گردید که استفاده از بذور کروی با قطر 3 میلی‌متر درصد سبز بیشتری نسبت به بذور با قطر 4/5 میلی‌متر دارد و در نهایت تیمار استفاده از بذرکار دیر با استفاده از بذور عادی (کروی نشده) دارای بیشترین درصد سبز بود (هاریگان و اسمیریلیس 2000)

در تحقیقی دو نوع ردیف‌کار متداول در استان فارس بمنظور رفع نواقص، مورد ارزیابی فنی قرار گرفت و متغیرهایی مانند یکنواختی طولی کاشت، پراکندگی جانبی بذرها، درصد شکستگی بذرها و یکنواختی عمق کاشت اندازه‌گیری شد (افضلی نیا 1374). افضلی نیا (1377) یک نوع ردیف کار نیوماتیک با بذرکار مکانیکی رایج در منطقه فارس برای کشت گوجه فرنگی را مورد بررسی و مقایسه قرار داد و نتیجه گرفت که از نظر معیارهای درصد سبز شدن بذور و یکنواختی توزیع بذر، بذرکار مکانیکی بهتر عمل می‌کند. از لحاظ درصد شکستگی بذر، هیچگونه شکستگی ظاهری در بذره‌های خارج شده از لوله سقوط دو نوع بذر کار مشاهده نشد. در تحقیقی دیگر یک دستگاه دقیق کار برای کاشت چغندر قند طراحی گردید و سپس با ردیف کار متداول منطقه مقایسه شد. این مقایسه نشان داد که میزان سبز شدن بذر در دقیق‌کار جدید 8 درصد بیشتر از ردیف کار متداول است (کیت 2000). آزمایش یکنواختی توزیع بذر در استفاده از بذرکار نیوماتیک برای گیاهانی مانند کلزا، جو، گندم و یولاف نشان داد که توزیع بذر بوسیله بذر کار نیوماتیک یکنواخت‌تر و دقیق‌تر می‌باشد (فرن استرم و بکر 1972).

براساس یک گزارش در زراعت چغندر قند، دقیق‌کاری بوسیله کارنده‌های نیوماتیک، پایداری

می‌تواند بسته به عملکرد ماشین‌های کارنده متفاوت باشد. یکی از راه‌های بهبود عملکرد، ارزیابی فنی مزرعه‌ای و تعیین مناسبترین ردیف‌کار موجود برای کشت این گیاه می‌باشد. تنوع مدل بذرکارهای نیوماتیکی موجود گاهاً موجب بروز سرگردانی برای کشاورزان شده و با توجه به بذور موجود، انتخاب مدل و نوع بذرکار مشکل می‌باشد. هر چند که بذرکارهای نیوماتیکی دقیق‌کار بوده و می‌بایست از میزان بذر کمتری در مقایسه با بذرکارهای مکانیکی استفاده شود ولی بعلت عدم رعایت و شناخت ویژگیهای فنی، کشاورزان در استفاده از این بذرکارها نیز بذر اضافی مصرف می‌کنند. از طرفی در ایران بیشتر ماشین‌های کاشت مخصوصاً دقیق کارها وارداتی بوده و بررسی کمی و کیفی این ماشین‌ها ضرورت و اهمیت دارد تا اولاً معیار مناسبی جهت انتخاب مناسبترین ماشین حاصل گردد، ثانیاً منجر به بهبود عملکرد گشته و ثالثاً به رفع نواقص موجود در ساختمان و کاربرد بهینه ماشین‌ها در شرایط کشور کمک نماید.

در تحقیقی که در دانشگاه نبراسکا روی تاثیر نوع و مدل کارنده بر جوانه‌زنی چغندر قند انجام شد مشخص گردید که نوع و مدل کارنده بر جوانه‌زنی چغندر قند مؤثر می‌باشد. در این تحقیق چهار نوع کارنده متفاوت به‌همراه سه نوع بذر چغندر قند با هم مقایسه شدند. مشخص گردید که بذرکارهای نیوماتیکی، جوانه زنی گیاه را 11/5 درصد افزایش داده ولی بین بذرکارهای نیوماتیکی تفاوت معنی داری مشاهده نگردید (اسمیت و همکاران 1992). تحقیق دیگری در دانشگاه میشیگان در زمینه ارزیابی کارنده‌های چغندر قند انجام گرفت. در این طرح چهار مدل بذرکار (بذرکار مکانیکی آکورد، بذرکار نیوماتیکی دیر¹، بذرکار نیوماتیکی مونوزم² و بذرکار نیوماتیکی استنهی³) به همراه دو روش خاک‌ورزی، دو سرعت کاشت و همچنین دو نوع بذر باهم مقایسه شدند. این طرح در دو منطقه جداگانه اجرا شد و مشخص گردید که تغییرات سرعت

¹Deer²Monosem³Stanhooy

منطقه رایج شده است) و تاثیر آنها بر یکنواختی کاشت بذور، رشد و نمو و عملکرد چغندر قند در مقایسه با بذرکارهای مکانیکی تعیین گردد. لذا جهت انجام این آزمایش از 2 نوع بذرکار نیوماتیک استفاده شد تا مزایا و معایب هر یک بررسی و مشخص گردد.

مواد و روش‌ها

این آزمایش در کشت و صنعت جوبین خراسان رضوی انجام شد. طرح آماری مورد استفاده در این تحقیق کرت‌های خرد شده نواری با سه تکرار بود. فاکتورهای مورد مطالعه عبارت بودند از:

الف - ماشین‌های بذرکار در سه نوع:

a_1 : بذرکار نیوماتیکی شش ردیفه تراشکده (ساخت داخل کشور)

a_2 : بذرکار نیوماتیکی دوازده ردیفه رانو² (نوع خارجی)

a_3 : بذرکار مکانیکی شش ردیفه آکورد³

دو بذرکار نیوماتیکی ذکر شده دارای سیستم موزع تقریباً یک شکل بوده ولی یکی از آنها ساخت داخل و دیگری ساخت خارج می‌باشد که تفاوت‌هایی در زمینه دقت و کیفیت در زمینه ساخت آنها مشاهده می‌شود. همچنین از بذر کار مکانیکی آکورد بعنوان بذرکاری که در سطح وسیعی از مزارع چغندر قند (ردیف‌کاری) بکار می‌رود بعنوان یکی از بذرکارها استفاده شده است. با توجه به اینکه بذرکار نیوماتیک تراشکده به تازگی در منطقه رایج شده است و در سطح وسیعی مورد استفاده قرار می‌گیرد، ارزیابی فنی-مزرعه‌ای آن ضرورت دارد. مشخصات بذرکارها در جدول 1 آمده است.

بوته‌ها را بعلاوه نیاز کم به تنک کردن افزایش می‌دهد و همچنین تعداد و جمعیت بوته‌های سالم و قوی در سطح مزرعه افزایش می‌یابد و مناسبترین عمق کاشت 0/5 اینچ (12/5 میلی‌متر) می‌باشد (کیت 2000). مقایسه و ارزیابی چهار نوع بذرکار چغندر قند موزع صفحه‌ای افقی، صفحه‌ای عمودی، تسمه نقاله‌ای و موزع خلایی) نشان داد که در کاشت دقیق بوسیله استفاده از خلاء (نیوماتیک) با سایر موزع‌های مکانیکی درصد سبز شدن و استقرار بوته‌ها در واحد سطح دارای اختلاف معنی‌داری است. همچنین مشخص گردید که افزایش سرعت کاشت در موزع‌های مکانیکی دارای تاثیر بیشتری نسبت به موزع نیوماتیکی می‌باشد (رورباخ و همکاران 1971).

طی تحقیقی در سال 1992 اثر سرعت پیشروی بر روی یکنواختی فاصله بذرها در کارنده نیوماتیک گاسپاردو¹ مدل Sp520 مورد بررسی قرار گرفت. سرعت‌ها عبارت از 5، 7 و 9 کیلومتر در ساعت بودند. نتایج نشان داد که در سرعت پیشروی 5 کیلومتر در ساعت، بهترین یکنواختی از نظر فاصله بین بذرها حاصل می‌شود بطوریکه ضریب تغییرات دارای حداقل مقدار بود (خان و همکاران 1992). فورنستورم و بکر (1972) یک دستگاه ردیف‌کار دقیق برای کاشت چغندر قند طراحی کردند و پس از ارزیابی نتیجه گرفتند که بذر کار مورد نظر بذرها را با کمترین تغییرات فاصله روی خطوط کشت در عمق یکنواخت و در سرعت‌های بالای 4/9 کیلومتر در ساعت، قرار می‌دهد. عملکرد این ماشین با یک ردیف کار متداول در 4 منطقه مورد بررسی و مقایسه قرار گرفت که میزان سبز شدن بذر در سه منطقه توسط ردیف‌کار جدید بطور متوسط 8% بیشتر بود ولی طی مقایسه با ردیف‌کار جان دیر در سال دوم اختلاف معنی‌داری مشاهده نشد.

هدف از این تحقیق ارزیابی فنی بذرکارهای رایج در کاشت چغندر قند در شرایط زراعی منطقه بود تا از این طریق کارآیی و یا نواقص بذرکارهای نیوماتیکی (مخصوصاً بذرکار نیوماتیک تراشکده که به تازگی در

²Rau

³Accord

¹Gaspardo

جدول 1- مشخصات بذر کارهای مورد استفاده در آزمایش.

نوع ردیفکار	تعداد ردیف	عرض کار (متر)	نوع اتصال به تراکتور	چرخ فشار دهنده	نوع پوشاننده	نوع شیار بازکن	نوع موزع
تراشکده	6	3	سوار	چرخ لاستیکی	کاردی	کفشکی	بادی صفحه عمودی
راثو	12	6	سوار	میان باز لاستیکی	کاردی	کفشکی	بادی صفحه عمودی
آکورد	6	3	سوار	میان باز	دیسکی	بیلچه ای	مکانیکی صفحه افقی

ب- سرعت پیشروی در دو سطح:

 b_1 : سرعت 4 کیلومتر در ساعت b_2 : سرعت 6 کیلومتر در ساعت

3- درصد سبز شدن بذور

4- اثر سرعت پیشروی دستگاه روی دقت دستگاه

5- درصد استقرار بوته پس از ظهور دو برگ حقیقی در واحد سطح و واحد طول ردیف کاشت
6- درصد لغزش چرخها (یکسوات)

روش اندازه گیری متغیرها

میزان صدمات مکانیکی وارده به بذر یا عبارت دیگر درصد شکستگی بذر بدین صورت اندازه گیری شد که بذرهایی خارج شده از لوله سقوط در هر بذرکار در آزمایشگاه جمع آوری شده و تعداد کل بذرها و بذرهایی شکسته شده در یک نمونه معین شمارش گردید و سپس با استفاده از معادله 1 درصد شکستگی بذر در هر یک از ردیفکارها محاسبه شد. قبل از انجام آزمایش بذرهایی شکسته شده جدا و حذف شدند تا تنها درصد شکستگی ناشی از ماشین محاسبه گردد.

$$B = \frac{N_B}{N_T} \times 100 \quad [1]$$

که در آن: B درصد شکستگی بذور، N_B تعداد بذور شکسته شده و N_T تعداد کل بذور می باشد.

همچنین برای اندازه گیری درصد سبز شدن بذر، پس از سبز شدن بذرها در مزرعه، با استفاده از یک کادر مربعی (یک متر مربع) بوته های سبز شده در

برای دستیابی به سرعت های ذکر شده با توجه به کتابچه راهنمای تراکتور، دنده مورد نظر انتخاب و با استفاده از گاز دستی و دور موتور، سرعت های مورد نظر حاصل شد. در این طرح آماری 16 تیمار در کرت هایی به ابعاد 6×30 متر اجرا شد. عملیات خاکورزی و تهیه بستر بذر مطابق روش مرسوم منطقه انجام گردید بدین ترتیب که ابتدا زمین را بوسیله گاواهن برگردان دار شخم زده و پس از پخش کودهای فسفر و پتاس مزرعه دیسک زده شد. در عملیات تکمیلی نیز با استفاده از ماله¹، سطح خاک قبل از بذرکاری هموار تا اثر ناهمواری های زمین بر روی نتایج آزمایش حذف گردد.

در هر سه نوع بذرکار فاصله بین ردیف های کشت حدود 50 سانتی متر، فاصله بذرها روی ردیف 5/1 سانتی متر و میزان بذر مصرفی 3 واحد (هر واحد حاوی 100 هزار بذر بود) در هکتار بود. آبیاری مزرعه با استفاده از دستگاه دوار مرکزی² انجام شد.

متغیرهای مورد اندازه گیری در این طرح عبارت بودند از:

1- میزان صدمات مکانیکی وارده به بذرها (درصد شکستگی بذرها) در هر یک از کارنده ها بطور جداگانه

2- یکنواختی توزیع و ریزش بذر بر روی ردیف یکنواختی عمق کاشت

¹Land leveler²Centerpivot

تقسیم شده و به تعداد دورهایی که می‌بایست بزند محاسبه گردیده و درصد لغزش با استفاده از فرمول زیر به دست آمد:

$$Sl = \frac{N_1 - N_0}{N_1} \times 100 \quad [4]$$

که در آن: Sl درصد لغزش چرخ و N_0 و N_1 به ترتیب تعداد چرخش چرخ در حالت بدون بار و با بار می‌باشد.

جهت اندازه‌گیری اثر سرعت پیشروی بر دقت دستگاه، در مسافت معینی از مزرعه، بذرها خارج شده از لوله سقوط در سرعت‌های تعیین شده (4 و 6 کیلومتر در ساعت) جمع‌آوری گردیده و میزان بذر در هر متر طولی برای هر سرعت مشخص شد. تجزیه واریانس و مقایسه میانگین‌ها توسط نرم‌افزار MSTATC انجام شد.

نتایج و بحث

اندازه‌گیری میزان شکستگی بذر بعد از عبور از موزع بذرها نشان داد که در هر دو مورد میزان شکستگی ظاهری صفر می‌باشد. نتایج تجزیه و تحلیل داده‌های مربوط به عملکرد، در صد سبز شدن بذور، در صد لغزش چرخ، در صد استقرار بوته، میزان بذر مصرفی و درصد قند در جداول 2، 3 و 4 بیان شده است. بطوریکه در جدول 2 ملاحظه می‌شود فقط فاکتور نوع بذرکار توانست روی عملکرد اثر معنی‌داری ایجاد کند و فاکتور سرعت پیشروی و همچنین اثر متقابل نوع بذرکار و سرعت پیشروی اثر معنی‌داری روی عملکرد نداشتند. در مورد درصد سبز شدن بذور، هر دو فاکتور نوع بذرکار و سرعت پیشروی اثر معنی‌داری روی درصد سبز شدن داشتند ولی اثر متقابل این دو فاکتور معنی‌دار نشد.

داخل کادر شمارش شد و با استفاده از معادله 2 درصد سبز شدن بذر محاسبه گردید:

$$G = \frac{N_G}{N_T * g * p} \times 100 \quad [2]$$

که در آن: G درصد سبز شدن بذور، N_G تعداد بذور سبز شده، g و p به ترتیب قوه نامیه و درصد خلوص بذر می‌باشد.

برای اندازه‌گیری درصد استقرار بوته پس از دو برگی شدن بوته‌ها تعداد آنها در طول ردیف شمارش شده و با توجه به تعداد بذور کاشته شده در واحد طول درصد استقرار بذرها محاسبه گردید.

برای اندازه‌گیری دقت بذرها در تامین یکنواختی توزیع بذر بر روی ردیف، آزمایشی بشرح زیر در مزرعه انجام و ضریب یکنواختی توزیع بذر بر حسب درصد، طبق معادله 3 محاسبه گردید (سنپاتی و همکاران: 1988):

$$S_e = \left(1 - \frac{Y}{D}\right) \times 100 \quad [3]$$

S_e : ضریب یکنواختی توزیع بذر بر حسب درصد

D : میانگین فاصله تنظیمی بین بذرها بر روی ردیف

Y : میانگین قدر مطلق تفاضل داده‌ها از میانگین آنها یا میزان فاصله تنظیمی.

در این آزمایش برای اندازه‌گیری فاصله بین بذرها بعلافت فقدان تسمه آغشته به گریس¹، از روش ابتکاری استفاده گردید. در قسمتی از زمین که خاک نسبتاً رسی دارد (بطول تقریباً 20 متر و عرض 1/5 متر) آبیاری صورت گرفته و با توجه به خاصیت چسبناک بودن گل رس، بذور در هنگام خروج از لوله سقوط ردیفکار بدون هیچگونه جابجایی در محل سقوط ثابت گردید. با توجه به اینکه میزان لغزش چرخ‌ها در یکنواختی توزیع بذر بوسیله موزع مؤثر است، در طول مسیر طی شده با علامت گذاری بر روی چرخ محرک دستگاه، تعداد دورهای زده شده آن اندازه‌گیری شد. سپس طول مسیر طی شده بر محیط چرخ

¹Grease Belt

جدول 2- نتایج تجزیه واریانس اثر نوع بذرکار و سرعت پیشروی صفات مورد مطالعه

درصد سبز شدن بذور	عملکرد	بذر مصرفی	درصد استقرار بوته	ضریب یکنواختی (فاصله تنظیمی)	ضریب یکنواختی (میانگین فاصله‌ها)	درصد سرش چرخ	درجه آزادی	صفات مورد بررسی	منابع تغییر
0/771 ns	4/06ns	622/20ns	0/054 ns	0/13 ns	0/93 ns	1/35 ns	1/24 ns	2	بلوک (تکرار)
2/174 *	1321/06**	2401/38*	3/660**	0/86 ns	856/70**	5624/20**	26/92**	2	ردیف کار (A)
0/180	4/06	228/47	0/050	0/44	21/40	170/42	0/75	4	خطای a
0/ 257 ns	401/39**	1/39ns	0/188 ns	1/270Ns	46/12*	38/79	1/93*	1	سرعت (B)
0/690	15/39	338/89	0/164	0/34	10/41	51/41	0/07	2	خطای b
1/680 ns	48/72 ns	43/06 ns	0/008 ns	2/12 ns	7/50	0/08	0/22 ns	2	AB
0/820	22/22	49/30	0/129	0/95	2/11	0/012	0/06	4	خطای c
** : معنی دار در سطح احتمال 0/01 * : معنی دار در سطح احتمال 0/05 ns : غیر معنی دار									

فاکتورهای نوع بذرکار و سرعت پیشروی و همچنین اثرات متقابل آنها اثر معنی داری روی درصد استقرار بوته نداشتند ولی فقط اثر نوع بذرکار در سطح احتمال 1% بر میزان بذر مصرفی معنی دار به دست آمد (جدول 2). با وجود این اختلاف بذرکارهای نیوماتیک در مورد این متغیر معنی دار نشد. اثر سرعت پیشروی بر میزان مصرف بذر معنی دار بدست نیامد.

نوع بذرکار در سطح احتمال 1% و سرعت پیشروی در سطح احتمال 5% اثر معنی داری روی میزان سرش چرخ‌های بذرکار نشان داد. سرش چرخ‌ها با افزایش سرعت پیشروی بیشتر شد (جدول 2).

نوع بذرکار، سرعت پیشروی و اثرات متقابل آنها روی درصد استقرار بوته اثر معنی داری ایجاد نکرد. در مورد درصد قند نیز فقط نوع بذرکار بر این متغیر اثر معنی دار در سطح احتمال 5% داشت (جدول 2) و سرعت پیشروی تاثیر معنی داری بر درصد قند نداشت (جدول 2).

براساس مقایسه میانگین‌ها مشخص شد بیشترین عملکرد مربوط به بذرکار راثو به میزان 93/33 تن در هکتار بوده و بعد از آن بذرکارهای تراشکده و آکورد قرار داشتند. علت این اختلاف عملکرد را می‌توان به یکنواختی عمق کاشت در بذرکار راثو در مقایسه با

دو بذرکار دیگر نسبت داد (جدول 3). همچنین با توجه به جدول 3 می‌توان گفت بذرکار تراشکده بیشترین درصد سبز را بخود اختصاص داده است (74/83 درصد) و بذرکارهای آکورد و راثو در رتبه های بعدی قرار گرفتند. علت این امر را می‌توان در مناسب بودن نوع یار بازکن و همچنین نوع پوشاننده بذرکار تراشکده دانست که در این مورد، نتایج با یافته‌های فورنستورم و بکر (1972) و اسمیت و همکاران (1992) مطابقت دارد. همچنین ردیفکارهای نیوماتیک از نظر درصد شکستگی بذرنسبت به ردیفکار مکانیکی برتری داشتند.

با توجه به جدول 3 میزان بذر مصرفی ردیفکار مکانیکی آکورد بیشتر از ردیفکارهای نیوماتیک می باشد و این موضوع یکی از محاسن ردیفکارهای نیوماتیک می باشد که می‌توان به هنگام کار با آن میزان بذر مصرفی را دقیقاً تنظیم نمود و مصرف آن را در هکتار کاهش داد. ردیفکار مکانیکی به علت بزرگ بودن حفره های مورغ آن نسبت به اندازه بذر موجب ریزش غیر یکنواخت بذر شده و باعث افزایش بذر مصرفی گردید.

بیشترین میزان سرش به ردیفکار مکانیکی آکورد و کمترین میزان به ردیفکار راثو تعلق داشت (جدول 3). این علت را می‌توان به وزن بیشتر کارنده نسبت به سایر بذرکارها دانست. در اثر لغزش چرخ

بذرکار، صفحه بذر نمی‌چرخد و بذرها بطور غیر یکنواخت کاشته می‌شوند که یکنواختی مناسب فواصل بذر در بذرکار راتو گواه این مطلب بود. در ردیفکار مکانیکی بدلیل درصد لغزش چرخ‌های آن یکنواختی ریزش بذر نیز پایین بود که این امر به خصوصیات مکانیکی چرخ و طراحی مناسب بذرکار و پارامترهای مرتبط با آن نظیر توزیع وزن و میزان وزن دستگاه بستگی دارد.

میانگین‌های سرعت بذرکار از نظر متغیرهای مورد مطالعه در جدول 4 مشاهده می‌شود. بیشترین عملکرد و

میزان درصد بذور سبز شده مربوط به سرعت 4 کیلومتر در ساعت و بیشترین درصد سرش چرخ مربوط به سرعت 6 کیلومتر در ساعت می‌باشد. کاهش درصد سبز در سرعت‌ها بالا می‌تواند ناشی از اثرات جزئی سرعت پیشروی و عمل چرخ‌های فشار بر یکنواختی عمق کاشت و خود عمق کاشت باشد که در سرعت‌های بالا ممکن است بیشتر نمایان گردد خان و همکاران (1992) و هاریگان و اسمیرلیس (2000) نیز در تحقیقات خود به نتایج مشابهی رسیدند.

جدول 3- میانگین صفات مورد مطالعه برای انواع بذرکار

صفات مورد بررسی	درصد سرش	درصد استقرار	بذر مصرفی	عملکرد	درصد سبز	درصد قند
منابع تغییر	چرخ	بوته	(کیلوگرم در هکتار)	(تن در هکتار)	شدن بذور	
ردیفکار تراشکده	2/37 b	96/84 a	3/47 b	60/00b	74/83a	16/58a
ردیفکار راتو	1/76 b	96/91 a	3/63 b	93/33a	47/00c	15/56b
ردیفکار آکورد	5/69 a	96/22 a	4/89 a	57/50b	52/00b	15/51b

میانگین‌هایی که در هر ستون دارای حروف مشترکی هستند براساس آزمون دانکن اختلاف معنی‌دار ندارند

جدول 4- میانگین خصوصیات مورد مطالعه برای سرعت‌های پیشروی مختلف

صفات آزمایش	درصد سرش	درصد استقرار	میزان بذر مصرفی	عملکرد (تن در هکتار)	درصد سبز	عیار (درصد)
سرعت پیشروی	چرخ	بوته	(کیلوگرم در هکتار)	هکتار		
چهار کیلومتر در ساعت	3/4b	96/7a	3/45a	62470 a	74/8 a	16/22 a
شش کیلومتر در ساعت	3/7a	96/6a	3/89a	62100 a	72/6 b	16/59 a

میانگین‌هایی که در هر ستون دارای حروف مشترک هستند براساس آزمون دانکن اختلاف معنی‌دار ندارند

بالاترین ضریب یکنواختی توزیع بذر حول فاصله تنظیم شده برای بذرکار (5/1 سانتیمتر) مربوط به بذرکار تراشکده در سرعت 4 کیلومتر در ساعت (56 درصد) بود که بطور کلی دقت بالایی نیست و این کاهش دقت توزیع با افزایش سرعت پیشروی بیشتر شد (داده‌ها درج نشده‌اند). بیشترین ضریب یکنواختی حول میانگین فاصله‌های بدست آمده (به ترتیب 80 و 65 درصد) به

بذرکار مکانیکی اکورد در سرعت‌های 4 و 6 کیلومتر در ساعت متعلق بود. این امر بیانگر آن است که هرچند دقت این بذرکار حول فاصله تنظیمی (5/1 سانتیمتر) پایین‌تر بود (46 درصد) ولی دقت آن حول میانگین فاصله‌های بذر بالا بوده و بذرها با نرخ یکنواخت‌تری ریخته شدند هرچند این امر باعث افزایش میزان مصرف بذر در هکتار می‌گردد.

منوژرم معمولی چغندر قند نسبت به ردیفکار مکانیکی مناسبتر می باشند که این نتایج با یافته های رورباخ و برای (1971) مطابقت دارد. در بین ردیفکارهای نیوماتیک، اختلاف چشمگیری ملاحظه نگردید ولی با توجه به نتایج، ردیفکار تراشکده نسبت به ردیفکار راثو برتری نسبی داشت.

سپاسگزاری

اجرای این آزمایش بدون مساعدت صمیمانه مدیریت محترم کشت و صنعت جوبین و همکاران ایشان به ویژه جناب آقای مهندس ایوب خلیلی امکان پذیر نبود لذا از زحمات ایشان تقدیر و سپاسگزاری می گردد.

به طور کلی نتایج تجزیه و تحلیل آزمایش بیانگر آن بود که از 9 متغیر مورد بررسی در سه مورد بذر کار راثو از تراشکده برتر است که در یک حالت (عملکرد) این اختلاف معنی دار گردید. از طرف دیگر بذر کار تراشکده در سه مورد از بذر کار راثو برتر بوده که در سه متغیر (درصد قند، درصد سبز و یکنواختی توزیع بذر حول فاصله تنظیمی در سرعت 6 کیومتر در ساعت) این اختلاف معنی دار شد. همچنین بذرکار مکانیکی آکورد از نظر یکنواختی توزیع بذر حول میانگین در سرعت های 4 و 6 کیلومتر در ساعت از بذر کارهای نیوماتیک برتر بود. در مجموع نتایج نشان می دهد که ردیفکارهای نیوماتیک از نظر متغیرهای مورد بررسی در کاشت بذر

منابع مورد استفاده

- افضلی نیا ص، 1374. ارزیابی و مقایسه عملکرد دو نوع ردیفکار متداول در استان فارس. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز. 79 صفحه.
- افضلی نیا ص، 1377. ارزیابی ردیفکارهای گوجه فرنگی. مجموعه مقالات علمی تخصصی تحقیقات فنی و مهندسی کشاورزی. شماره 12. صفحه های 1 الی 14.
- Fornstor K and Becker CF, 1972. Sugar beet plant spacing- thinning considerations and spaceplanter. Journal of the ASSBT 12(2): 165-179.
- Harrigan T and Smyrillis A, 2000. Sugar beet planter evaluation. Michigan State University Extension, Agricultural Engineering Information Series No. 665.
- Keith S, 2000. Sugar Beet. UC Cooperative Extension, USA.
- Khan A, Tabassum MA and Farooq MF, 1992. Effort to mechanize seeding and planting operations in Pakistan. Agricultural Mechanization in Asia, Africa and Latin America 23(3): 15-20.
- Rohrbach R, Brazee RD and Barre HG, 1971. Evaluating precision on a Monte carlo planter model. Transactions of the ASAE 14 (6): 1146-1149.
- Senapati PC, Mohapatra PK and Setpathly D, 1988. Field performance of seeding devices in rainfed situation in orissa, India. Agricultural Mechanization in Asia, Africa and Latin America 19(1): 35-38.
- Smith JA, Yonts CD, Wilson AG and Palm KL, 1992. Sugar beet plant emergence as influenced by planter model. American Society of Agricultural Engineers, No. 92-1047.

مکانیسم‌های آنتاگونیستی باکتری‌های آنتاگونیست پوسیدگی زغالی سویا در آزمایشگاه

یلدا واصبی^۱، عزیز اله علیزاده^۲ و ناصر صفایی^{۲*}

تاریخ دریافت: 87/12/4 تاریخ پذیرش: 88/4/20

۱- دانشجوی سابق گروه بیماری شناسی گیاهی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس تهران

۲- گروه بیماری شناسی گیاهی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس تهران

*مسئول مکاتبه E-mail: nsafaie@modares.ac.ir

چکیده

بیماری پوسیدگی زغالی با عامل *Macrophomina phaseolina* یکی از مهم ترین بیماری‌های سویا می‌باشد. به منظور بررسی اثر باکتری‌های آنتاگونیست در کنترل این بیماری، 280 جدایه باکتری از ریزوسفر، اندام‌های هوایی و گره‌های ریشه سویا جدا و خالص سازی شد. از این میان، 89 جدایه خاصیت آنتاگونیستی نشان دادند که نه جدایه شامل هفت جدایه *Bacillus* spp. یک جدایه *Pantoea agglomerans* (synonym: *Erwinia herbicola*) و یک جدایه *Pseudomonas fluorescens* biov.I با بازدارندگی بالای 50 درصد برای آزمون‌های درون شیشه‌ای انتخاب شدند. نتایج نشان داد که در آزمون تولید ترکیبات فرار، جدایه *P. agglomerans* (ENA) با 34/5 درصد، در آزمون تولید آنتی بیوتیک، جدایه‌های BDQ، *Bacillus* (BIN, BIA, BL) با 100 درصد و در آزمون تولید ترشحات مایع برون یاخته‌ای جدایه *Bacillus* (BL) با 75/29 درصد بیشترین تاثیر را در کاهش رشد میسلیومی *M. phaseolina* دارا بودند. در آزمون تولید سیدروفور جدایه ENA با تولید هاله نارنجی‌ای به قطر 23/8 میلی‌متر بیشترین توانایی را در تولید سیدروفور نشان داد. در آزمون تولید ایندول استیک اسید، تنها جدایه *P. fluorescens* (P2FB) توانایی تولید آن را دارا بود. به منظور ردیابی و پایش جمعیت آنتاگونیست‌ها در طول آزمایش‌های گلخانه‌ای، ژنوتیپ‌های جهش یافته مقاوم به آنتی بیوتیک تهیه گردید. آزمون‌های ارزیابی توان آنتاگونیستی جدایه‌ها، عدم تفاوت معنی دار بین تیپ والدی و ژنوتیپ جهش یافته را نشان داد. استفاده از آغازگرهای اختصاصی PrnAF/PrnAR در واکنش زنجیره‌ای پلی مرارز برای ردیابی ژن کد کننده آنتی بیوتیک پیروول نیتیرین در جدایه‌های والدی و جهش یافته *Bacillus* (BIN) و *P. agglomerans* (ENA) نشان داد که تنها جدایه والدی و جهش یافته ENA ژن کد کننده پیروول نیتیرین را دارا می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: باکتری‌های آنتاگونیست، پوسیدگی زغالی سویا، جدایه‌های والدی و جهش یافته، کنترل بیولوژیک،

Macrophomina phaseolina

Antagonistic Mechanisms of Bacterial Antagonists of Soybean

Charcoal Rot in vitro

Y Vasebi¹, A Alizadeh² and N Safaie^{2*}

¹Formessor MSc Student, Department of Plant Pathology, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

² Professor and Assistant Professor, Department of Plant Pathology, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

*Corresponding author: E-mail: (nsafaie@modares.ac.ir)

Abstract

Charcoal rot caused by *Macrophomina phaseolina*, is considered to be one of the important diseases of soybean. Two hundred eighty strains of bacteria were recovered from rhizosphere, phyllosphere and nodules of soybean and purified on NA media. Eighty nine of these strains displayed antagonistic ability using dual-culture tests against pathogen, of which, nine strains with high antagonistic effect (>50%), seven strains as *Bacillus* spp., one strain each belonging to *Pantoea agglomerans* and *Pseudomonas fluorescens* biov. I, were selected for *in vitro* tests. Results of volatile metabolites assays indicated that *P. agglomerans* (ENA) isolate with 34.5%, in antibiotic test, BIA, BL, BDQ and BIN (*Bacillus* spp.) isolates with 100% and in cell free culture test *Bacillus* (BL) isolate with 75.29%, were the most efficient isolates in reducing mycelial growth of the pathogen. Siderophore test showed that ENA isolate produced the highest amount of siderophore (23.8 mm in diam). *P. fluorescens* (P2FB) isolate was the only isolate produced IAA. To determine the population dynamics of antagonists during greenhouse experiments, mutants of antibiotic resistant were obtained. In antagonistic assays, mutants and wild types were not significantly different. Using specific primers (PrnAF/PrnAR) in wild types and mutants of *Bacillus* BIN and *P. agglomerans* ENA for detecting antibiotic-encoding genes of pyrrolnitrin indicated that the ENA strain carried gene for encoding pyrrolnitrin

Keywords: Antagonistic bacteria, Biological control, Charcoal rot of soybean, *Macrophomina phaseolina*, Mutant isolates, Wild type

مقدمه

یکی از مهمترین عوامل بیماریزای سویا که ریشه و طوقه را مورد حمله قرار می‌دهد قارچ خاکزاد *Macrophomina phaseolina* (Tassi) Goid عامل پوسیدگی زغالی می‌باشد. به دلیل ماهیت بیماری، خاگری بودن قارچ بیمارگر و توان بالای ساپروفیتی آن در خاک، استراتژی‌های کنترلی کمی برای آن وجود دارد و روش‌های کنترلی بکار گرفته شده، همچون تناوب زراعی، کاهش تراکم سویا در مزرعه و حفظ رطوبت خاک، نوعاً برای کاهش میزان میکرواسکروت در خاک و به حداقل رساندن تماس اینوکوم با ریشه میزبان می‌باشد (دهینگرا و سینکلایر 1975 و لهدا و همکاران 2003). استفاده از مواد شیمیایی به دلیل عدم وجود عوامل شیمیایی مناسب که بتواند گیاه را از صدمه بیمارگر حفظ نماید عملی نبوده است (پیرسون و همکاران 1984، سینگ و کایزر 1995 و وراتر و کندیک 1998). با توجه به مشکلات متعددی که در زمینه کنترل این بیمارگر وجود دارد، استفاده از عوامل طبیعی بخصوص باکتری‌های آنتاگونیست مورد توجه محققین قرار گرفته و موفقیت‌هایی نیز در این زمینه به دست آمده است. باکتری‌های محرک رشد گیاه¹، صدمات وارده به گیاهان از سوی بیمارگرهای گیاهی را توسط چند نوع مکانیسم مختلف به صورت مستقیم یا غیر مستقیم از جمله: تثبیت نیتروژن، سنتز هورمون‌های گیاهی، ترشح سیدروفورهایمانند پزودوباکتین² و پیووردین³، سنتز آنتی‌بیوتیک‌هایی چون 2 و 4-دی استیل فلوروگوسینول⁴، فنازین‌ها⁵، پیرول نیتروژن⁶ و پیولوتئورین⁷، سنتز متابولیت‌های ضد قارچی با وزن مولکولی پایین مانند سیانید هیدروژن⁸ در گیاه

کاهش داده یا مهار می‌کنند (چت و همکاران 1990). پال و همکاران (2001) بیماری پوسیدگی زغالی ناشی از *M. phaseolina* را در ذرت، توسط جدایه‌های *Pseudomonas* sp. EM85 و *Bacillus* sp. MRF و در شرایط آزمایشگاهی کنترل کردند. مکانیسم‌های بیوکنترلی استفاده شده توسط جدایه *Pseudomonas* sp. EM85 تولید آنتی بیوتیک، سیدروفور، سیانید هیدروژن و پیگمان‌های فلورسنت، جدایه *Bacillus* sp. MR-11(2) تولید آنتی بیوتیک، سیدروفور و مواد فرار ضد قارچی و جدایه MRF *Bacillus* sp. تولید سیدروفور و آنتی بیوتیک بیان شد. مکانیسم‌های بازدارندگی جدایه‌های *Rhizobium meliloti* بر علیه *M. phaseolina* جدا شده از گیاهان بادام زمینی توسط آرورا و همکاران (2001) تولید ایندول استیک اسید و سیدروفور معرفی گردید. گوپتا و همکاران (2002) تاثیر آنتاگونیست *P. fluorescens* در افزایش رشد گیاه بادام زمینی و کاهش بیماری ناشی از *M. phaseolina* را به دلیل تولید سیدروفور هیدروکسامات، سیانید هیدروژن و ایندول استیک اسید بیان کردند. بر این اساس هدف از این تحقیق جداسازی باکتری‌های آنتاگونیست موثر بر علیه *M. phaseolina* از ریزوسفر، اندام‌های هوایی و گره‌های ریشه سویا، شناسایی برخی مکانیسم‌های آنتاگونیستی این جدایه‌ها، نشاندار کردن جدایه‌های آنتاگونیست با ایجاد مقاومت به آنتی بیوتیک برای پایش جمعیت آن‌ها در طی آزمون‌های گلخانه‌ای و بررسی وجود ژن کد کننده آنتی بیوتیک پیرول نیتروژن در آنتاگونیست‌ها می‌باشد.

مواد و روش‌ها

تهیه جدایه بیمارگر

در این تحقیق از جدایه قارچی *M. phaseolina* (M21) جدا شده از گیاه سویا و منطقه حسین آباد گرگان استفاده گردید، که در آزمون بیماریزایی انجام

¹ Plant growth promoting rhizobacteria (PGPR)

² Pseudobactin

³ Pyoverdine

⁴ 2,4-Diacetyl phloroglucinol (2,4-DAPG)

⁵ Phenazine

⁶ Pyrrolnitrin

⁷ Pyoluteorin

⁸ Hydrogen cyanide (HCN)

شده به عنوان یکی از بیماریزاترین جدایه قارچی شناخته شد (واصبی 1387).

جدا و خالص سازی باکتری‌های آنتاگونیست

بدین منظور از خاک ناحیه ریزوسفر بوته‌های سالم، اندام‌های هوایی و گره‌های ریشه سویا نمونه برداری شد. از نمونه‌های خاک موجود رقت‌های سریالی تهیه شده و روی محیط آگار مغذی، نوترینت آگار¹، پخش شد. برای جداسازی باکتری‌ها از اندام‌های هوایی، برگ و ساقه سویا در فلاسک‌های حاوی آب مقطر سترون به مدت یک ساعت روی شیکر با 150 دور در دقیقه نگهداری شدند، سپس سوسپانسیون حاصله روی محیط نوترینت آگار پخش شد. برای جداسازی باکتری‌ها از گره‌های ریشه، پس از شستن و ضد عفونی سطحی ریشه‌ها، گره‌ها در تشتک سترون له شده و محتویات آن‌ها روی محیط نوترینت آگار پخش شد. تشتک‌های پتری به مدت 24 تا 48 ساعت در دمای 26 ± 1 درجه سلسیوس نگهداری شده و مشخصات پرگنه باکتری‌ها ثبت گردید (شاد و همکاران 2001). بعد از ظهور پرگنه‌های باکتریایی در سطح محیط کشت، پرگنه‌هایی که از نظر شکل، رنگ و مرفولوژی عمومی تفاوت نشان می‌دادند با سه بار مخطط کردن روی محیط نوترینت آگار خالص سازی شدند.

انتخاب جدایه‌های آنتاگونیست

برای انتخاب نژادهای آنتاگونیست، آزمون کشت متقابل² مقدماتی قارچ با جدایه‌های باکتری به صورت چهار نقطه‌ای انجام گرفت.

آزمون‌های افتراقی جهت تشخیص جنس جدایه‌های باکتری جدایه‌های آنتاگونیست مورد استفاده در آزمون‌های درون شیشه‌ای بر اساس آزمون‌های گرم در پتاس سه

درصد، تشکیل اندوسپور، رشد هوایی و بی‌هوایی، تشکیل میسلیم‌های هوایی، تولید پرگنه‌های زرد یا نارنجی روی محیط YDC^3 ، تولید پیگمان فلورسنت روی محیط کینگ ب⁴، احیای نیترات، تولید لوان از سوکروز، هیدرولیز نشاسته، ذوب ژلاتین، مصرف آرژنین، کاتالاز، مصرف سیترات، تحمل نمک طعام 2، 5، 7 و 10 درصد و رشد در pH برابر 5/7 و 6/8 تا سطح جنس و گونه تشخیص داده شدند (شاد و همکاران 2001).

آزمون کشت متقابل تکمیلی

این آزمون با هدف بررسی میزان بازدارندگی و تعیین مدت زمان پایداری هاله بازدارنده رشدی توسط هر یک از جدایه‌های آنتاگونیست، به دو روش 24 و 72 ساعته انجام گرفت. تشتک‌های پتری به مدت 21 روز در دمای 28 درجه سلسیوس نگهداری شده، میزان رشد شعاعی قارچ در تیمار حاوی آنتاگونیست و شاهد در روزهای سوم، ششم، نهم، دوازدهم، پانزدهم و بیست و یکم کشت قارچ، اندازه گیری شده و درصد کاهش رشد میسلیمی قارچ با استفاده از رابطه یک برای هر جدایه محاسبه گردید. این آزمایش در قالب طرح کاملاً تصادفی با 10 تیمار و سه تکرار انجام شد. میانگین داده‌های به دست آمده از آزمایش با استفاده از آزمون LSD^5 در سطوح احتمال یک و پنج درصد مقایسه شد. این آزمون دو بار تکرار گردید.

$$IG = [(C-T)/C] \times 100 \quad [1]$$

IG = درصد بازدارندگی رشد میسلیمی قارچ

C = قطر پرگنه قارچ در شاهد

T = قطر پرگنه قارچ در تیمار

³ Yeast extract -dextrose $CaCO_3$ (YDC)

⁴ Kings B

⁵ Fishers protected least significant difference (LSD)

¹ Nutrient agar (NA)

² Dual culture

بررسی مکانیسم‌های آنتاگونیستی باکتری‌های جدا شده در شرایط آزمایشگاهی

تولید ترکیبات فرار ضد قارچی آزمون مطابق روش فرناندو و همکاران (2005 ب) انجام گرفت. تشتک‌های پتری در دمای 28 درجه سلسیوس به مدت سه روز نگهداری شدند. در تیمار شاهد به جای باکتری از آب مقطر سترون استفاده گردید. درصد بازدارندگی رشد میسلیمی قارچ با استفاده از رابطه یک به دست آمد. این آزمایش در قالب طرح کاملاً تصادفی با 10 تیمار و سه تکرار انجام گرفت. مقایسه میانگین داده‌های به دست با استفاده از آزمون LSD در سطوح یک و پنج درصد انجام گرفت و تیمارها بر این اساس گروه بندی شدند. آزمون دو بار تکرار شد.

تولید آنتی بیوتیک

بررسی تولید متابولیت‌های قابل نشست در آگار توسط جدایه‌های آنتاگونیست مطابق روش کراوز و لوپر (1990) انجام گرفت. تشتک‌های پتری به مدت سه روز در دمای 28 درجه سانتی‌گراد نگهداری شده و قطر حلقه رشدی قارچ پس از این مدت اندازه گیری شد. آزمون در قالب طرح کاملاً تصادفی با ده تیمار و سه تکرار انجام شد. درصد بازدارندگی از رشد میسلیم قارچ *M. phaseolina* با استفاده از رابطه (1) محاسبه گردید. داده‌های به دست آمده تجزیه و تحلیل شده و مقایسه تیمارها با استفاده از آزمون LSD در سطوح احتمال یک و پنج درصد صورت پذیرفت. آزمون فوق دو بار تکرار گردید.

تولید مواد خارج سلولی

برای انجام این آزمون باکتری‌های رشد کرده در محیط نوترینت براس¹، به مدت 20 دقیقه با 6000 دور در دقیقه سانتریفیوژ گردیدند. روتشین² به دست آمده

توسط فیلترهای میکروبیولوژیک 0/22 میکرومتری سترون شد (سینگ و دورلا 1984). برای بررسی تاثیر عصاره‌های به دست آمده، محیط‌های سیب زمینی- دکستروز-آگار³ با غلظت 25 درصد عصاره‌های باکتریایی تهیه شد. سپس دیسک‌هایی از حاشیه فعال سه روزه قارچ به قطر پنج میلی متر در وسط تشتک‌های پتری کشت گردید. در شاهد به جای عصاره باکتریایی از محیط نوترینت براس فیلتر شده استفاده شد. کشت‌ها به مدت سه روز در دمای 28 درجه سلسیوس نگهداری شدند. بعد از سپری شدن زمان فوق درصد بازدارندگی رشد میسلیمی قارچ محاسبه شد. آزمون در قالب طرح کاملاً تصادفی با 10 تیمار و سه تکرار انجام گرفت. میانگین‌های تیمارها توسط آزمون LDS در سطوح احتمال یک و پنج درصد مقایسه شدند. آزمون دو بار تکرار شد.

تولید سیدروفور

این آزمون بر اساس روش اصلاح شده الکساندر و زوبرر (1991) انجام شد. در این آزمون از محیط کروم آزورل اس آگار⁴ استفاده گردید و تشتک‌های پتری به مدت 96 ساعت در دمای 26 درجه سلسیوس نگهداری شدند. توانایی تولید سیدروفور با تغییر رنگ محیط آبی به نارنجی مشخص شده و قطر هاله نارنجی اطراف پرگنه هر جدایه اندازه گیری گردید. آزمون در قالب طرح کاملاً تصادفی با 10 تیمار انجام گرفت و میانگین‌های حاصل توسط آزمون LSD در سطوح احتمال یک و پنج درصد مقایسه شدند. آزمون دو بار تکرار شد.

تولید ایندول استیک اسید

آزمون بررسی تولید ایندول استیک اسید مطابق روش گوپتا و همکاران (2002) انجام گرفت. در این

³ Potato dextrose agar (PDA)

⁴ Chrome azorol s agar (CAS -agar)

¹ Nutrient broth (NB)

² Supernatant

نوترینت براس فاقد آنتی بیوتیک منتقل شده و مجدداً به مدت 24 ساعت روی شیکر انکوباتور نگهداری شدند. این عمل ده بار تکرار شد. پس از پایان این مرحله، باکتری‌های جهش یافته بسته به جدایه مورد نظر، برای بررسی ثبات مقاومت القاء شده و توانایی رشدشان در محیط آنتی بیوتیک دار، مجدداً در محیط نوترینت آگار حاوی غلظت 200 پی پی ام یک و یا هر دو آنتی بیوتیک کشت داده شدند.

ردیابی ژن رمز کننده آنتی بیوتیک

با هدف بررسی وجود ژن کد کننده آنتی بیوتیک پیرول نیتین در جدایه‌های والدی و نشاندار شده ENA و BIN، دی ان آی ژنومی باکتری‌ها استخراج شد. بدین منظور یک سی سی از کشت 24 ساعته باکتری‌ها در محیط ⁴TSB، به میکروتیوب یک و نیم سی سی منتقل شده، به مدت چهار دقیقه در دمای چهار درجه سلسیوس با 10000 دور در دقیقه سانتریفیوژ گردیدند. رونسست حاصله دور ریخته شده، یک سی سی آب مقطر سترون به میکروتیوب اضافه شده و بعد از ورتکس ترکیب، دوباره سانتریفیوژ به روش قبل انجام گرفت. یک سی سی آب مقطر سترون و 25 میکرولیتر هیدروکسید پتاسیم سه درصد به رسوب حاصله از سانتریفیوژ اضافه شد. سپس محتویات میکروتیوب به مدت دو دقیقه در آب 95 درجه سلسیوس نگهداری شدند. در نهایت به مدت 10 دقیقه با 10000 دور در دقیقه در دمای چهار درجه سلسیوس سانتریفیوژ انجام شد. مایه رویی جمع‌آوری شده و برای ادامه آزمون‌ها مورد استفاده قرار گرفت. برای تکثیر دی ان آ ژنومی از آغازگرهای اختصاصی آنتی بیوتیک پیرول نیتین PrnAR (5'-TGCCGGTTCGCGAGCCAGA-3') و PrnAF (5'-GTGTTCTTCGACTTCCT-3') استفاده شد (ژانگ 2004). تکثیر دی ان آ در حجمی

آزمون از عصاره‌های باکتریایی تهیه شده در آزمون مواد خارج سلولی استفاده شد. آزمون با اضافه کردن دو الی چهار قطره ارتو فسفوریک اسید¹ به یک میلی لیتر از عصاره باکتریایی آماده شده، با 10 تیمار و سه تکرار به مورد اجرا گذاشته شده و دو بار تکرار گردید.

تهیه جدایه‌های جهش یافته

به منظور ردیابی و پایش جمعیت جدایه‌های آنتاگونیست در آزمون‌های گلخانه‌ای، جدایه‌های جهش یافته با ایجاد مقاومت به آنتی بیوتیک، از طریق مخطط نمودن باکتری‌ها در محیط نوترینت آگار حاوی مقادیر مختلف آنتی بیوتیک به دست آمد. برای این منظور ابتدا مقاومت جدایه‌ها به آنتی بیوتیک ریفامپیسین² بررسی شد. به این ترتیب که غلظت‌های افزایشی³ 5، 10، 35، 50، 100، 135، 150 و 200 پی پی ام از این آنتی بیوتیک تهیه گردید. پرگنه‌های مقاوم در هر کدام از غلظت‌ها به محیط‌های حاوی غلظت‌های بالاتر منتقل شده و مخطط شدند. پرگنه‌های مقاوم و رشد کرده در غلظت 200 پی پی ام برای القاء مقاومت به آنتی بیوتیک دوم مورد استفاده قرار گرفتند. غلظت‌های مورد استفاده و روش کار برای آنتی بیوتیک نالیدیکسیک اسید³ دقیقاً مشابه با آنتی بیوتیک ریفامپیسین بود. جدایه‌های مقاوم به غلظت 200 پی پی ام نالیدیکسیک اسید، روی محیط‌های حاوی غلظت 200 پی پی ام از هر دو آنتی بیوتیک، جهت بررسی مقاومت شان آزمایش شدند. به منظور اطمینان از ثبات جهش القاء شده در جدایه‌های مورد آزمایش، جدایه‌های مقاوم در محیط نوترینت براس فاقد آنتی بیوتیک کشت گردیدند. کشت‌ها در دستگاه شیکر انکوباتور با 150 دور در دقیقه در دمای 26 درجه سانتی گراد به مدت 24 ساعت نگهداری شدند. سپس یک میلی لیتر از سوسپانسیون باکتریایی به محیط

¹ Phosphoric acid 0-

² Riphampicine

³ Nalidixic acide

⁴ Triptych soy broth

جدول 1- فهرست نه باکتری آنتاگونیست استفاده شده در

آزمون‌های درون شیشه‌ای

شماره جدایه	کد جدایه	میزبان و محل جمع آوری
1	BIA	ریزوسفر سویا - اردبیل - مغان
2	BDR	ریزوسفر سویا - لرستان - الشتر
3	BDQ	ریزوسفر سویا - لرستان - اشتر
4	B2HI	ریزوسفر سویا - اردبیل - مغان
5	BIN	ریزوسفر سویا - اردبیل - مغان
6	BII	ریزوسفر سویا - اردبیل - مغان
7	ENA	گره‌های ریشه سویا - گلستان - گرگان
8	P2FB	ریزوسفر سویا - لرستان - الشتر
9	BL	اندام‌های هوایی سویا - گلستان - گرگان

شناسایی باکتری‌های آنتاگونیست

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های فیزیولوژیکی و بیوشیمیایی، ویژگی جدایه‌های BIA، BIN، BDQ، BDR، B2HI، BII و BL با *Bacillus spp.* جدایه ENA با *Pantoea agglomerans* (synonym: *Erwinia herbicola*) و جدایه P2FB با *Pseudomonas fluorescens biov.I* مطابقت داشت (جدول 2).

کشت متقابل تکمیلی

نتایج به دست آمده از آزمون نشان داد که میزان بازدارندگی و پایداری هاله بازدارنده رشدی توسط آنتاگونیست‌ها در زمان‌های مورد آزمون متفاوت بوده (شکل 1) و بین جدایه‌ها اختلاف معنی داری در سطح یک درصد وجود داشت. مقایسه میانگین داده‌ها، نشان داد که در هر دو آزمون جدایه (*Bacillus* (BL) به ترتیب با 88/88 و 88/09 درصد بیشترین و جدایه‌های P2FB و B2HI به ترتیب در آزمون‌های 24 و 72 ساعته با 51/66 و 34/76 درصد، کمترین تاثیر را در کاهش رشد میسلیومی بیمارگر دارا بودند (شکل‌های 2 و 3).

معادل 20 میکرولیتر از مخلوط واکنش چرخه‌ای پلی مران¹ شامل: 12/4 میکرولیتر آب دیونیزه، دو میکرولیتر بافر پی سی آر 10 غلظتی، 0/5 میکرولیتر محلول 50 میلی مول $MgCl_2$ ، 0/5 میکرولیتر از محلول 10 میلی مول dNTPs حاوی 2/5 میلی مول از هر یک از dNTPها، 0/5 میکرولیتر محلول حاوی پنج واحد آنزیم Taq DNA polymerase، یک میکرولیتر از محلول حاوی 10 پیکو مول از هر یک از آغازگرهای PrnAR و PrnAF و دو میکرولیتر از دی ان آی الگو صورت گرفت. برنامه حرارتی واکنش چرخه‌ای پلی مران با 25 چرخه به صورت مرحله واسرشتگی مقدماتی: 95 درجه سلسیوس، دو دقیقه، مرحله واسرشتگی: 95 درجه سلسیوس، یک دقیقه، مرحله اتصال: 55 درجه سلسیوس، یک دقیقه، مرحله گسترش: 72 درجه سلسیوس، یک دقیقه و مرحله گسترش نهایی: 72 درجه سلسیوس، پنج دقیقه مطابق با روش ژانگ (2004) برای دستگاه ترموسایکلر مدل اپگرادینت² ساخت شرکت اپن درف آلمان تنظیم شد. برای مشاهده محصول پی سی آر و ردیابی قطعه دی ان آی تکثیر شده، الکتروفورز با ژل آگارز 0/8 درصد و رنگ آمیزی با اتیدیوم بروماید انجام گرفت.

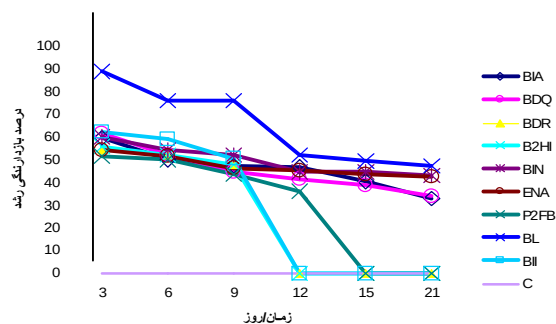
نتایج

انتخاب جدایه‌های آنتاگونیست

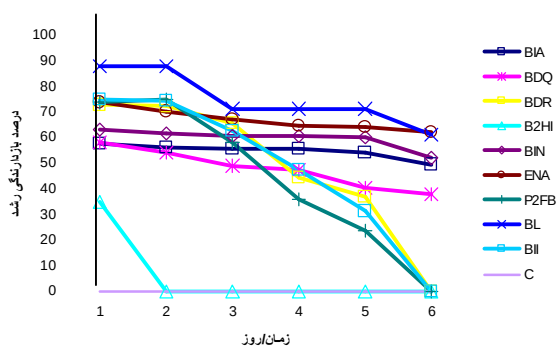
بر اساس آزمون کشت متقابل مقدماتی، از مجموع 280 جدایه باکتری جدا و خالص سازی شده، 89 جدایه خاصیت آنتاگونیستی نشان دادند. از این میان، 39 جدایه آنتاگونیست، بازدارندگی بالای 50 درصد داشتند که نه جدایه برای آزمون‌های بعدی انتخاب شدند (جدول 1).

¹ PCR Master mix

² Epgradient



شکل 2- میزان بازدارندگی جدایه‌های آنتاگونیست در رشد میسلیومی *Macrophomina phaseolina* در آزمون کشت متقابل تکمیلی 24 ساعته در مدت 21 روز



شکل 3- میزان بازدارندگی جدایه‌های آنتاگونیست در رشد میسلیومی *Macrophomina phaseolina* در آزمون کشت متقابل تکمیلی 72 ساعته در مدت 21 روز

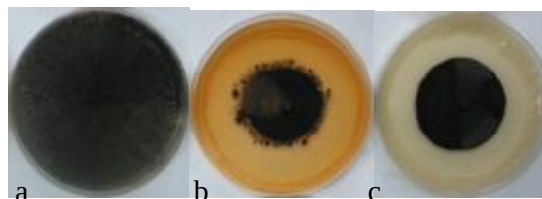
مکانیسم‌های بازدارندگی باکتری‌های آنتاگونیست در آزمایشگاه تولید متابولیت‌های فرار

تجزیه واریانس نشان داد که بین تیمارها در سطح احتمال یک درصد اختلاف معنی‌داری وجود دارد (داده‌ها درج نشده‌اند). جدایه ENA با اعمال بازدارندگی 34/5 درصد و جدایه BDR با 15/45 درصد به ترتیب بیشترین و کمترین تاثیر را در کاهش رشد میسلیومی قارچ بیمارگر داشتند (شکل 4).

جدول 2- ویژگی‌های افتراقی باکتری‌های آنتاگونیست

خصوصیت	جدایه								
	BII	B2HI	BL	BDQ	BDR	BIN	BIA	P2FB	ENA
واکنش گرم	+	+	+	+	+	+	+	-	-
تولید رنگ	-	-	-	-	-	-	-	+	-
فلورسنت									
اندوسپور	+	+	+	+	+	+	+	*	*
رشد بی هوازی	-	-	-	-	-	-	-	-	+
میسلیوم هوایی	-	-	-	-	-	-	-	*	*
تولید لوان از	*	*	*	*	*	*	*	+	-
سوکروز									
ذوب ژلاتین	*	*	*	*	*	*	*	+	+
هیدرولیز نشاسته	-	-	+	+	-	+	+	*	*
احیا نیترات	*	*	*	*	*	*	*	-	+
زایلوز	-	-	-	-	-	-	-	*	*
آرژنین دهیدرولاز	*	*	*	*	*	*	*	+	+
کاتالاز	+	+	+	+	+	+	+	*	*
مصرف سیترات	-	+	-	-	-	-	-	-	+
تولید رنگ زرد	-	-	-	-	-	-	-	+	-
در محیط YDC									
تولید رنگ متالیک	*	*	*	*	*	*	*	-	*
روی EMB									
تحمل نمک طعام									
2 درصد	+	+	+	+	+	+	+	*	*
5 درصد	+	+	+	+	+	+	+	*	*
7 درصد	+	+	+	+	+	+	+	*	*
10 درصد	+	-	-	-	-	-	-	*	*
pH رشد در									
5/7	+	+	+	+	+	+	+	*	*
6/8	+	+	+	+	+	+	+	*	*

+: واکنش مثبت - : واکنش منفی *: آزمون انجام نشد

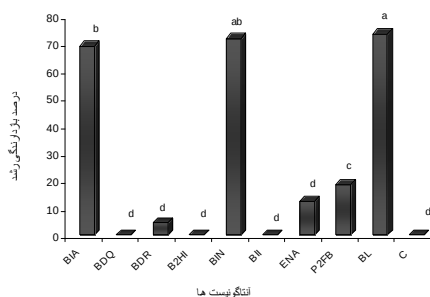


شکل 1- هاله بازدارندگی از رشد میسلیومی *Macrophomina*

phaseolina در آزمون کشت متقابل تکمیلی

a: شاهد b: جدایه P2FB c: جدایه ENA.

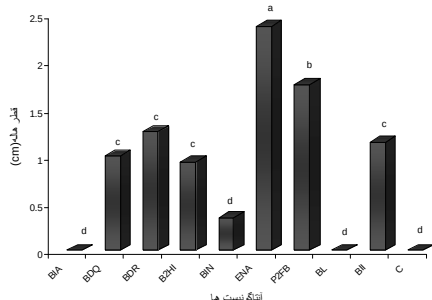
B2HI با بازدارندگی صفر درصد کمترین تاثیر را در جلوگیری از رشد قارچ *M. phaseolina* دارا بودند.



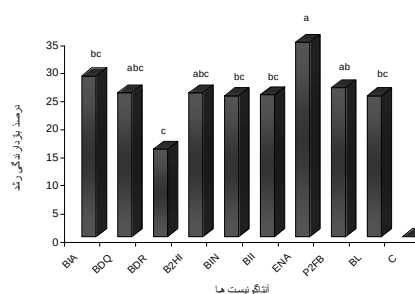
شکل 6- مقایسه میانگین درصد کاهش رشد میسلیمی *Macrophomina phaseolina* در آزمون تولید ترشحات مایع خارج سلولی جدایه‌های آنتاگونیست

تولید سیدروفور

نتایج حاصل از این آزمایش نشان داد که بین جدایه‌ها از نظر تولید سیدروفور اختلاف معنی داری در سطح احتمال یک درصد وجود دارد. مقایسه میانگین داده‌ها حاکی از آن است که جدایه ENA با تولید هاله‌ای به قطر 23/8 میلی متر بیشترین و جدایه‌های BL و BIA بدون تشکیل هاله نارنجی، کمترین توانایی را در تولید سیدروفور در بین جدایه‌های آنتاگونیست داشتند (شکل 7).



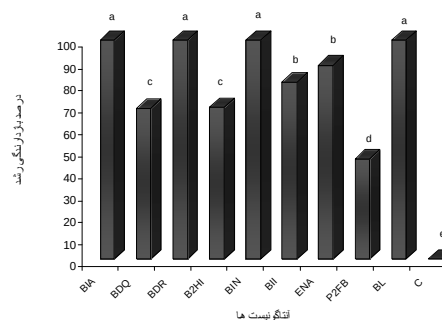
شکل 7- مقایسه میانگین مربوط به توانایی باکتری‌های آنتاگونیست در تولید سیدروفور با ایجاد هاله نارنجی در محیط CAS-agar



شکل 4- مقایسه میانگین درصد کاهش رشد میسلیمی *Macrophomina phaseolina* در آزمون تولید متابولیت‌های فرار جدایه‌های آنتاگونیست

تولید آنتی بیوتیک

بر اساس مقایسه میانگین داده‌ها، جدایه‌ها در پنج گروه مجزا طبقه بندی شدند که جدایه‌های BIA, BL, BDQ و BIN با بازدارندگی 100 درصد از رشد میسلیمی بیمارگر بیشترین و جدایه P2FB با 45/55 درصد کمترین تاثیر را دارا بودند (شکل 5).



شکل 5- مقایسه میانگین درصد کاهش رشد میسلیمی *Macrophomina phaseolina* در آزمون تولید آنتی بیوتیک جدایه‌های آنتاگونیست

تولید مواد خارج سلولی

نتایج حاصله از تجزیه و تحلیل داده‌ها و مقایسه میانگین آن‌ها نشان داد که در بین جدایه‌ها در بازداری رشد میسلیمی قارچ در سطح یک درصد اختلاف معنی داری وجود داشت (شکل 6). جدایه BL با بازدارندگی 75/29 درصد بیشترین و جدایه‌های BDQ, BII و

تولید ایندول استیک اسید

بررسی‌ها نشان داد که تنها جدایه P2FB قادر به تولید ایندول استیک اسید بوده و عصاره باکتریایی آن با اضافه کردن اورتوفسفوریک اسید به رنگ صورتی تغییر رنگ یافت. بقیه تیمارها از تولید ایندول استیک اسید ناتوان بودند و در حضور اورتوفسفوریک اسید رنگ عصاره آن‌ها تغییر نکرد.

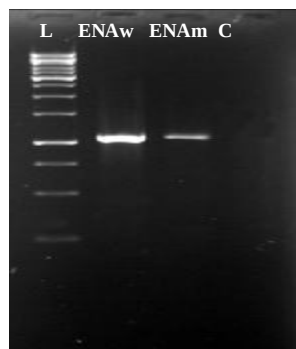
نشاندار کردن باکتری‌های آنتاگونیست

از نه جدایه مورد بررسی تمامی جدایه‌ها تا غلظت 200 پی پی ام آنتی بیوتیک ریفامپیسین قادر به رشد بودند. اما تنها سه جدایه ENA، P2FB و B2HI توانستند تا غلظت 200 پی پی ام آنتی بیوتیک دوم نیز رشد کنند (جدول 3). نتایج حاصل از آزمون‌های بررسی خواص مرفولوژیکی، بیوشیمیایی و آنتاگونیستی، عدم تفاوت معنی‌دار بین جدایه‌های مادری و نشاندار را نشان دادند.

ردیابی ژن رمزکننده آنتی بیوتیک در جدایه‌های آنتاگونیست والدی و نشاندار شده

نتایج حاصله از آزمون‌های مولکولی جهت ردیابی ژن رمزکننده آنتی بیوتیک پیروول نیترو با استفاده از آغازگرهای اختصاصی PrnAF/PrnAR نشان داد که جدایه‌های والدی و نشاندار شده ENA، ژن رمزکننده پیروول نیترو را دارا بوده و قطعه‌ای به طول 1050 bp توسط آغازگرهای فوق در هر دو جدایه تکثیر

می‌یابد (شکل 8). در جدایه BIN والدی و مقاوم به آنتی‌بیوتیک علی‌رغم داشتن خاصیت آنتی بیوز و در جدایه غیر آنتاگونیست DS این ژن ردیابی نشد.



شکل 8- نقوش الکتروفورزی ژن رمزکننده آنتی بیوتیک پیروول نیترو در جدایه والدی و جهش یافته آنتاگونیست L: نشانگر (یک کیلو جفت باز) ENAw: جدایه والدی ENAm: جدایه مقاوم به آنتی بیوتیک C: جدایه DS غیر آنتاگونیست (کنترل منفی)

جدول 3- عکس العمل جدایه‌های آنتاگونیست باکتریایی در غلظت‌های مختلف آنتی بیوتیک‌های ریفامپیسین و نالیدیکسیک اسید

جدایه	غلظت (پی پی ام)															
	200	200	150	100	50	35	10	5	r	n	r	n	r	n	r	r+n
BIA	*	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	*
BIN	*	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	*
BII	*	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	*
B2HI	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
P2FB	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
ENA	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
BDQ	*	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	*
BDR	*	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	*
BL	*	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	*

+ رشد - عدم رشد I: ریفامپیسین n: نالیدیکسیک اسید، و * آزمون انجام نشد

بحث

کنترل پوسیدگی ریشه در گیاهان مختلف توسط عوامل میکروبی متعددی گزارش شده است (پال و همکاران 2001، کیشور و همکاران 2005 و فرناندو و همکاران 2007). در این تحقیق 280 جدایه باکتری از ریزوسفر و اندام‌های هوایی و گره‌های ریشه سویا جدا و خالص سازی شد که از این میان، 31/78 درصد جدایه‌ها با اعمال بازدارندگی 14/28 الی 88/89 درصد، توانایی آنتاگونیستی علیه قارچ را در آزمایشگاه نشان دادند. از این میان، نه جدایه برای آزمون‌های آنتاگونیستی انتخاب شدند که با استفاده از آزمون‌های بیوشیمیایی و فیزیولوژیکی، هفت جدایه گرم مثبت متعلق به جنس *Bacillus* spp. و دو جدایه گرم منفی یکی *Pseudomonas fluorescens* و دیگری *Pantoea agglomerans* شناسایی شد. این مطالعه نشان داد که جدایه‌های آنتاگونیست متعلق به باسیلوس نسبت به سایر باکتری‌های آنتاگونیست از فراوانی بیشتری در ناحیه ریزوسفر سویا برخوردار هستند و این احتمالاً به دلیل تولید اندوسپور در باسیلوس‌ها می‌باشد که آن‌ها را نسبت به شرایط نامساعد مخصوصاً خشکی و گرما مقاوم تر می‌سازد (ویپس 2001). بررسی آزمون‌های متقابل تکمیلی نشان داد که جدایه‌های *Bacillus* بازدارندگی بیشتری بر رشد میسلیمی قارچ اعمال می‌نمایند (شکیبا 1384، صدیقی و همکاران 2001، پال و همکاران 2001 و والینته و همکاران 2007). میزان بازدارندگی در جدایه‌هایی که بعد از گذشت 21 روز همواره هاله بازدارنده رشدی را دارا بودند، در آزمون 72 ساعته نسبت به آزمون 24 ساعته بیشتر می‌باشد به طوری که بیشترین بازدارندگی در آزمون 24 ساعته برای جدایه BL با 47/3 درصد و در آزمون 72 ساعته برای جدایه ENA با 61/9 درصد ثبت شد. صدیقی و

همکاران (2001) توانایی آنتاگونیستی چند جدایه *Pseudomonas aeruginosa* و *B. subtilis* جدا شده از ریزوسفر و ریزوپلان چهار گیاه وحشی را بر علیه *M. phaseolina* در شرایط آزمایشگاهی بررسی کردند و نتیجه گرفتند که باکتری‌های جنس باسیلوس دارای قطر هاله بازدارندگی بزرگتری نسبت به سودوموناس-های فلورسنت می‌باشند.

تولید آنتی بیوتیک توسط تمامی جدایه‌های مورد آزمایش و اعمال بازدارندگی، حاکی از اهمیت و قدرت آنتی بیوز آن‌ها در مهار بیمارگر مورد نظر می‌باشد. وجود ژن رمز کننده آنتی بیوتیک پیروول نیتیرین در جدایه‌های والدی و جهش یافته *P. agglomerans* با تکثیر قطعه‌ای به اندازه 1050 bp، بر کارهای انجام شده توسط هامر و همکاران (1999)، در جهت بررسی ژن‌های کد کننده آنتی بیوتیک در یکی دیگر از جنس‌های خانواده (*Enterobacter* Enterobacteriaceae) (*agglomerance*) تایید مثبت بود. ژانگ (2004) از پرایمرهای PRND1/D2، PmAF/RF و PenCf/Cr برای شناسایی ژن رمز کننده پیروول نیتیرین در جدایه‌های آنتاگونیست *P. fluorescens* Pf-5 و *P. chlororaphis* PA-23 استفاده کرد. پیروول نیتیرین یک آنتی بیوتیک فنیل پیروول کلریناتی تولید شده توسط سودوموناس‌های فلورسنت و غیر فلورسنت می‌باشد که اولین بار از *Burkholderia pyrrocinia* جدا شده بود (آریما و همکاران 1964). تولید پیروول نیتیرین از *P. flourescens*، *Burkholderia*، *P. aureofaciens*، *P. chlorraphis*، *Serratia* sp. و *Enterobacter agglomerans*، *cepacia* گزارش شده است (فرناندو و همکاران 2005 الف). عدم تکثیر قطعه مورد نظر در جدایه والدی و جهش یافته BIN نشان دهنده عدم وجود ژن رمز کننده پیروولنیتیرین در جدایه‌ها می‌باشد. تاثیر تولید متابولیت‌های فرار ضد

مکانیسم‌های بازدارندگی *P. flourescens* GRC2 علیه *M. phaseolina* می‌باشد. در این مطالعه از مجموع نه آنتاگونیست مورد بررسی، هفت جدایه در محیط CAS-agar سیدروفور تولید کردند که جدایه *P. agglomerans* نسبت به جدایه‌های *Bacillus spp.* و *P. fluorescens* از توانایی بالاتری در تولید سیدروفور برخوردار بود. تحت شرایط کمبود آهن باسیلوس‌ها نیز تولید سیدروفور می‌کنند. به طور کلی میزان سیدروفور باسیلوس‌ها کمتر از سودوموناس‌ها می‌باشد (شودا 2000). در تحقیق سینگ و همکاران (2008) تنها 30 درصد باسیلوس‌ها قادر به تولید سیدروفور بودند.

تهیه جدایه‌های آنتاگونیست مقاوم به آنتی بیوتیک با هدف نشاندار کردن جدایه‌ها جهت ردیابی و بررسی روند تغییرات جمعیت آنتاگونیست‌ها در گلخانه با موفقیت انجام شد. آنتی بیوتیک‌های ریفامپیسین و نالیدیکسیک اسید متداول ترین آنتی بیوتیک‌ها برای نشاندار کردن باکتری‌ها جهت ردیابی و تعیین جمعیت آن‌ها در خاک می‌باشد. زیرا باکتری‌های مقاوم به این آنتی بیوتیک‌ها در خاک طبیعی کمتر وجود دارند (پائولیتز و بلنر 2001). جدایه مقاوم حاصله از ENA قادر به رشد تا غلظت‌های 200 پی پی ام آنتی بیوتیک-های ریفامپیسین و نالیدیکسیک اسید بوده اما جدایه BIN تنها تا غلظت 200 پی پی ام ریفامپیسین رشد کرده ولی نتوانست در غلظت پائین نالیدیکسیک اسید (10 پی پی ام) رشد نماید. در آزمون‌های مختلف انجام شده، جدایه‌های مقاوم تفاوت معنی داری با جدایه‌های مادری نشان ندادند. وجود ژن کد کننده آنتی بیوتیک Prn در هر دو جدایه والدی و نشاندار ENA موید عدم تغییر این صفات در این جدایه‌ها بود. سینگ و همکاران (2008) جهت ردیابی باکتری آنتاگونیست *B. subtilis* BN1 در خاک‌های آلوده به *M. phaseolina*

قارچی در رشد میسلیمی قارچ مورد مطالعه قرار گرفت و مشخص شد که جدایه‌های آنتاگونیست علاوه بر تولید آنتی بیوتیک، توانایی تولید ترکیبات فرار را نیز دارند. فرناندو و همکاران (2005 ب) از جدایه *P. chlororaphis* (PA23) جدا شده از ریزوسفر سویا مواد فرار آلدئیدی، الکلی، کتونی و سولفیدی جدا و خالص سازی نمودند. در آزمون بررسی تاثیر ترشحات برون یاخته‌ای جدایه‌ها در بازداری رشد میسلیمی قارچ مذکور در شرایط آزمایشگاه مشخص شد که در غلظت 25 درصد تعداد کمی از جدایه‌ها قادر به بازداری رشد رویشی بیمارگر هستند. در تحقیق انجام شده توسط شکبیا (1384)، در بین غلظت‌های پنج، 15 و 25 درصد عصاره‌های برون یاخته‌ای جدایه‌های باسیلوس، غلظت 25 درصد عصاره‌ها بالاترین درصد بازدارندگی را بر *Tiarosporella phaseolina* اعمال نموده است. صدیقی و همکاران (2001) گزارش کردند که ترشحات مایع خارج سلولی *B. subtilis* از رشد رویشی *M. phaseolina* جلوگیری می‌کند. سینگ و همکاران (2008) مهار رشد میسلیمی *M. phaseolina* توسط ترشحات برون یاخته‌ای *B. subtilis* BN1 را به غلظت این ترکیبات وابسته دانسته و اعلام کردند که در میان غلظت‌های 40، 50 و 60 درصد، غلظت 60 درصد به طور کامل رشد قارچ را مهار می‌کند. طبیعت ترشحات برون یاخته‌ای آنتاگونیست‌ها در این تحقیق با توجه به نوع آنتاگونیست‌ها و بیمارگر می‌بایستی مشابه با موادی باشد که صدیقی و همکاران (2001) و سینگ و همکاران (2008) گزارش نموده‌اند. در آزمون تولید ایندول استیک اسید مشخص شد که تنها جدایه P2FB *P. fluorescens* قادر به تولید ایندول استیک اسید می‌باشد. گوپتا و همکاران (2002) در تحقیقی گزارش کردند که تولید ایندول استیک اسید یکی از

ریشه را فراهم می‌کنند و برای استفاده در بیوکنترل ایده آل هستند (ولر 1988). استفاده از باکتری‌ها در کنترل بیولوژیک به طور مکرر توصیه شده است، زیرا از نظر ژنتیکی و بیوشیمیایی بیشتر آنالیز شده‌اند. از سوی دیگر تولید انبوه باکتری‌ها یا تولیدات باکتریایی نسبت به عوامل قارچی آسان‌تر بوده و لذا توسعه و پیشرفت عوامل کنترل کننده باکتریایی نسبت به عوامل قارچی خیلی بیشتر است (شودا 2000). باکتری‌های غیربیماریزا با توانایی آنتاگونیستی روی قارچ‌های بیماری‌زای گیاهی، یک جایگزین مناسب برای قارچ‌کش‌های شیمیایی بوده و از مهم‌ترین عوامل موثر در برقراری پایداری در سیستم‌های کشاورزی به شمار می‌روند.

آنتاگونیست فوق را با آنتی بیوتیک ریفامپیسین نشاندار کرده و تغییرات جمعیتی آن را بررسی نمودند. گوپتا و همکاران (2002) از جدایه *Pseudomonas* GRC2 نشاندار شده با استرپتومایسین برای بررسی کلنیزاسیون ریشه بادام زمینی توسط این جدایه در حضور و عدم حضور *M. phaseolina* استفاده کردند. با توجه به اهمیت سویا در دنیا و خسارت قابل توجهی که توسط بیمارگر مذکور بر آن وارد می‌شود تدابیر مدیریتی جهت کنترل بیماری و کاهش خسارت آن اجتناب ناپذیر است. اما در کل به دلیل ماهیت بیماری، خاکزی بودن قارچ بیمارگر و توان بالای ساپروفیتی آن در خاک، استراتژی کنترلی محدودی برای پوسیدگی زغالی وجود دارد. میکروارگانیسم‌های ریزوسفر خط دفاعی اولیه در برابر حمله بیمارگرها در

منابع مورد استفاده

- شکیبا م، 1384. بررسی اثر باکتری آنتاگونیست روی قارچ *Tiarosporella phaseolina* عامل پوسیدگی زغالی سویا. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.
- واصبی ی، 1387. کنترل بیولوژیکی پوسیدگی زغالی سویا با عامل *Macrophomina phaseolina* با استفاده از باکتری‌های آنتاگونیست جهش یافته. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.
- Alexander DB and Zuberer DA, 1991. Use of Chrome Azurol S reagents to evaluate siderophore production by rhizosphere bacteria. *Biology and Fertility Soils* 12: 39-45.
- Arima K, Imanaka I, Kusaka M, Fukuta A and Tamura G, 1964. Pyrrolnitrin, a new antibiotic substance, produced by *Pseudomonas*. *Agriculture Biology Chemistry* 28: 575-576.
- Arora NK, Kang SC and Maheshwari DK, 2001. Isolation of siderophore-producing strains of *Rhizobium meliloti* and their biocontrol potential against *Macrophomina phaseolina* that causes charcoal rot of groundnut. *Current Science* 81: 673-677.
- Chet I, Ordentlich R, Shapira R and Osoenheimer A, 1990. Mechanisms of biocontrol of soil-borne plant pathogens by rhizobacteria. *Plant and Soil* 129: 85-92.
- Dhingra OD and Sinclair JB, 1975. Survival of *Macrophomina phaseolina* sclerotia in soil, effects of soil moisture, carbon, nitrogen ratios, carbon source and nitrogen concentrations. *Phytopathology* 65: 236-240.

- Fernando D, Kievit TD, Zhang Y, Poritsanos N, Nakkeeran S, Habibian R and Ramarathnam R, 2007. Bacterial secondary metabolites in disease suppression and their mechanisms in plant health promotion. Second Asian Congress of Mycology and Plant Pathology – ‘Microbial Diversity for Asian Prosperity’, 19–22 December, Hyderabad, India. P. 232.
- Fernaddo DWG, Nakkeeran S and Zhang Y, 2005a. Biosynthesis of antibiotics by PGPR and its relation in biocontrol of plant disease. Springer, Netherlands.
- Fernaddo DWG, Ramarathnam R, Krishnamoorthy A and Svchuk SC, 2005b. Identification and use of potential bacterial organic antifungal volatiles in biocontrol. Soil Biology & Biochemistry 37: 955-964.
- Gupta CP, Dubey RC, Kang SS and Maheshwari DK, 2002. Plant growth enhancement and suppression of *Macrophomina phaseolina* causing charcoal rot of peanut by fluorescent *Pseudomonas*. Biology and Fertility of Soil 35: 399-405.
- Hammaer PE, Burd W, Hill DS, Ligon JM and Vanpee KH, 1999. Conservation of the pyrrolnitrin gene cluster among six pyrrolnitrin-producing strains. FEMS Microbiology 180: 39-44.
- Kishore GK, Pande S and Podile AR, 2005. Biological control of collar rot disease with broad-spectrum antifungal bacteria associated with groundnut. Canadian Journal of Microbiology 51: 123–132.
- Kraus J and Lopper JE, 1990. Biocontrol of *Pythium* damping-off of cucumber by *Pseudomonas fluorescens* pf-5: Mechanistic studies. Pp 172-175. In: Keel C, Koller B and Defago G (Eds). Plant Growth Promoting Rhizobacter. The Second International Workshop on Plant Growth-Promoting Rhizobacteria, Interlaken, Switzerland.
- Lohda S, Sharma SK, Mathur BK and Aggarwal RK, 2003. Integration sublethal heating with *Brassica* amendments and summer irrigation for control of *Macrophomina phaseolina*. Plant Soil 256: 423-430.
- Pal KK, Tilak KVBR, Saxena AK, Dey R and Singh CS, 2001. Suppression of maize root disease caused by *Macrophomina phaseolina*, *Fusarium moniliform* and *Fusarium graminearum* by plant growth promoting rhizobacteria. Microbiology Research 156: 209-223.
- Paulitz TC and Belanger RR, 2001. Biological control in greenhouse systems. Annual Review of Phytopathology 90: 103-133.
- Pearson CAS, Schwenk FW, Crowe FJ and Kelley K, 1984. Colonization of soybean roots by *Macrophomina phaseolina*. Plant Disease 68: 1086-1088.
- Schaad NW, Jones JB and Chum W, 2001. Laboratory guide for identification of plant pathogenic bacteria. Third edition. American Phytopathological Society, St. Paul, Minnesota, USA. Pp. 373.
- Shoda M, 2000. Bacterial control of plant disease. Journal of Bioscience and Bioengineering 89: 515-521.
- Siddiqui A, Ehteshamul-Haque S and Shaukat S, 2001. Use of Rhizobacteria in the control of root rot-knot disease, complex of mungbean. Phytopathology 149: 337-346.

- Singh V and Deverella BJ, 1984. *Bacillus subtilis*, as a control agent against fungal pathogens of citrus fruit. Trans Br Mycol Soc 83: 487-490.
- Singh RDN and Kaiser SAKM, 1995. Evaluation of some systemic and non systemic fungicides against the charcoal rot pathogen *Macrophomina phaseolina* of maize. J Trop Agric 33: 54-58.
- Singh N, Pandey P, Dubey RC and Maheshwari DK, 2008. Biological control of root rot fungus *Macrophomina phaseolina* and growth enhancement of *Pinus roxburgii* (Sarg.) by rhizosphere competent *Bacillus subtilis* BN1. World Journal Microbiol Biotechnol 1669-1679.
- Valinte C, Diaz K, Gacitua S and Martinez M, 2007. Control of charcoal root rot in *Pinus radiata* nurseries with antagonistic bacteria. World Journal Microbiol Biotechnol 557-568.
- Weller D, 1988. Biological control of soilborne plant pathogens in the rhizosphere with bacteria. Annual Review of Phytopathology 26: 379-407.
- Whipps JM, 2001. Microbiol interactions and biological control in the rhizosphere. Journal of Experimental Botany 52: 487-511.
- Wrather JA and Kendig SR, 1998. Tillage effects on *Macrophomina phaseolina* population density and soybean yield. Plant Disease 82: 247-250.
- Zhang Y, 2004. Biocontrol of *Sclerotinia* stem rot of canola by bacterial antagonists and study of biocontrol mechanisms involved. Msc Thesis, Department of Plant Science, University of Manitoba, Winnipeg, Manitoba, Canada.

شناسایی نشانگرهای ریزماهواره پیوسته با ژن های مقاومت به بلایت فوزاریومی سنبله در گندم

عبداله نجفی^{۱*}، سید ابوالقاسم محمدی^۲، محمود تورچی^۲، کن چالمرز^۲، محمد مقدم^۲، محمد ترابی^۲ و سعید اهری زاد^۲

تاریخ دریافت: 87/3/25 تاریخ پذیرش: ۸۸/۴/۳۰

۱- گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی، دانشگاه رازی کرمانشاه

۲- گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۳- دانشگاه آدلاید استرالیا

۴- موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر

* مسئول مکاتبه E-mail: nadjaphy@yahoo.com

چکیده

بیماری بلایت فوزاریومی سنبله که عامل آن قارچ *Fusarium graminearum* است، یکی از بیماری های مهم گندم به شمار می رود. اصلاح برای مقاومت به این بیماری از طریق روش های کلاسیک، مشکل و مستلزم صرف هزینه های زیادی است. نشانگرهای DNA پیوسته با ژن های مقاومت به این بیماری می توانند در تسریع برنامه های اصلاح ارقام مقاوم مفید باشند. این مطالعه به منظور شناسایی نشانگرهای ریزماهواره پیوسته با ژن های مقاومت به این بیماری در گندم اجرا شد. جمعیتی شامل 167 خانواده $F_{2:3}$ ، حاصل از تلاقی رقم ونگشویبای به عنوان والد مقاوم و رقم فلات به عنوان والد حساس به بیماری تولید شد. گیاهان F_2 و خانواده های F_3 به همراه والدین برای مقاومت نوع 2 (مقاومت به گسترش بیماری درون سنبله) طی دو سال در گلخانه مورد ارزیابی قرار گرفتند. والدین و دو توده (بالک) حساس و مقاوم از گیاهان F_2 (شامل 15 گیاه در هر توده) توسط 341 نشانگر ریزماهواره غربال شدند. 125 نشانگر بین والدین چند شکل بود که از بین آنها 16 نشانگر علاوه بر والدین، بین دو توده نیز چند شکلی نشان دادند. این 16 نشانگر برای تعیین ژنوتیپ افراد دو توده (30 فرد) استفاده شدند اما تنها 8 نشانگر که چند شکلی معنی داری نشان دادند برای غربال جمعیت و تجزیه QTL مورد استفاده قرار گرفتند. علاوه بر آن، 7 نشانگر دیگر نیز که بر طبق نقشه های موجود با نشانگرهای فوق پیوستگی داشتند برای غربال جمعیت و شناسایی QTL ها مورد استفاده قرار گرفتند. تجزیه داده های نسل F_2 ژنوتیپی سه QTL برای مقاومت به بلایت فوزاریومی سنبله روی کروموزوم های 2AL، 3BS و 3AS شناسایی شد. با ارزیابی خانواده های F_3 ، نشانگرهای پیوسته با دو QTL کنترل کننده مقاومت به این بیماری روی کروموزوم های 3BS و 2AL تایید شدند. نشانگرهای ریزماهواره پیوسته با این QTL ها می توانند درگزینش به کمک نشانگر برای مقاومت به بیماری بلایت فوزاریومی سنبله در گندم مفید باشند.

واژه های کلیدی: بلایت فوزاریومی سنبله (FHB)، گندم، مکان های ژنی صفت کمی (QTL)، نشانگرهای ریزماهواره

Identification of SSR Markers Linked to Fusarium Head Blight

Resistance Genes in Wheat

A Najafi¹, SA Mohammadi², M Toorchi², KJ Chalmers³, M Moghaddam², M Torabi⁴
and S Aharizad⁵

¹Assistant Professor, Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, Razi University, Kermanshah, Iran

²Professors, Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

³Associate Professor, University of Adelaide, Australia

⁴Researcher, Seed and Plant Improvement Institute, Karaj, Iran

⁵Associate Professor, Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

*Corresponding author: E-Mail: nadjaphy@yahoo.com

Abstract

Fusarium head blight (FHB) caused by *Fusarium graminearum* is one of the important diseases of wheat. Traditional breeding for the disease resistance is difficult and expensive. DNA markers linked to FHB resistance genes can be useful in accelerating disease breeding programs. The objective of the study was to identify the SSR markers linked to FHB resistance QTLs in wheat. A population of 167 F_{2:3} families from the cross Wangshuibai (resistant)/Falat (susceptible) was developed. F₂ individuals, F₃ families and the parents were evaluated for Type II resistance (resistance to the disease spread within the spike) in greenhouse. The parents and two resistant and susceptible bulks from F₂ plants (including 15 plants in every bulk) were screened with 341 SSR Markers. 125 markers showed polymorphism between the two parents and 16 markers showed polymorphism between both parents and two bulks. The 16 markers were used to genotype 30 individuals in two bulks. Eight markers showed significant polymorphism and were used for screening the population and QTL analysis. Furthermore, seven markers linked to the polymorph markers were used for screening and identifying QTL. Using F₂ phenotypic and genotypic data, three QTLs for FHB resistance were identified on chromosomes 2AL, 3BS and 3AS. By evaluating F₃ families, two QTLs controlling FHB resistance were confirmed on chromosomes 3BS and 2AL. SSR markers linked to the QTLs can be useful in marker assisted selection for FHB resistance in wheat.

Keywords: Fusarium head blight (FHB), Quantitative trait loci (QTL), SSR markers, Wheat

مقدمه

بیماری بلایت فوزاریومی سنبله (FHB)¹ یا اسکب² که عامل آن عمدتاً قارچ *Fusarium graminearum* است از بیماری های مهم گندم در نواحی نیمه مرطوب به شمار می رود (اعتباریان و ترابی 1374 و مک مولن و همکاران 1997). این بیماری موجب کاهش شدید عملکرد و کیفیت دانه می شود. علاوه بر این، دانه های آلوده حاوی میکوتوکسین هایی مانند دی اکسی نیوالنول بوده که برای انسان و دام سمی هستند (بای و شانر 1994). در سال های اخیر خسارت ناشی از این بیماری در مازندران، گرگان، گنبد و مغان، به علت وجود مایه تلقیح آن، کشت ارقام حساس و مهیا بودن شرایط جوی، بسیار چشمگیر بوده است (اعتباریان و ترابی 1375 و ملیحی پور و همکاران 1379). علائم بیماری با نقاط آبدار مایل به قهوه ای روی پوشینه ها و محور سنبله آغاز و در نهایت منجر به سفید شدن قسمتهایی از سنبله می شود. در مزرعه سنبله های بیمار، کشیده، بدون خمیدگی و بارنگی روشن تر از خوشه های سالم نمایان می شوند. دانه های آلوده، چروکیده و کم وزن بوده و کیفیت مناسبی ندارند (صارمی 1379 و راد و همکاران 2001). بهترین روش مبارزه با این بیماری عبارت از کشت ارقام مقاوم است (پری و همکاران 1995 و میدانر 1997).

دو نوع مهم مقاومت (نوع 1 و 2) به FHB در گندم توسط شرودر و کریستنسن (1963) توصیف شده است. مقاومت نوع 1، به مقاومت در برابر آلودگی اولیه و مقاومت نوع 2، به مقاومت به گسترش بیماری درون سنبله اطلاق می شود. ارزیابی دقیق مقاومت نوع 1 مشکل است، زیرا این نوع مقاومت تا حد زیادی تحت تاثیر عوامل محیطی قرار می گیرد و تعیین مقدار واقعی مایه تلقیح به کار برده شده دشوار است (بای و شانر

1994). درگندم معمول ترین مقاومت مورد ارزیابی، مقاومت نوع 2 است. این نوع مقاومت با مشاهده علایم ظاهری ناشی از گسترش بیماری پس از انجام تلقیح نقطه ای اندازه گیری می شود (بای و همکاران 1999). این مقاومت عموماً در گلخانه تحت شرایط کنترل شده ارزیابی می شود و بدین ترتیب تنوع محیطی کاهش می یابد (بای و همکاران 1999 و والدرون و همکاران 1999). ارزیابی مقاومت به FHB مشکل، پرهزینه و مستلزم صرف زمان زیادی است. نشانگر های مولکولی به عنوان ابزارهای کارا برای مکان یابی ژن های کنترل کننده مقاومت به بیماری، گزینش برای مقاومت را تسهیل کرده و امکان انتقال ژن های مقاومت از ارقام مقاوم به ارقام حساس را در زمان کوتاه تر و با دقت بیشتر فراهم می کنند. به این ترتیب نشانگرهای مولکولی پیوسته با ژن های مقاومت می توانند در اصلاح برای بیماری FHB موثر باشند (کولب و همکاران 2001).

چن و همکاران (2000) با ارزیابی 156 بوته F₂ حاصل از تلاقی ارقام دبلیو 14 و پایونیر 2684 برای مقاومت به FHB و استفاده از نشانگرهای ریز ماهواره، دو QTL را روی کروموزوم های 3BS و 2BS مکان یابی کردند. در مجموع 21 درصد از تنوع در شدت بیماری توسط این دو QTL توجیه شد.

اتو و همکاران (1999) با ارزیابی بیماری FHB در جمعیتی مرکب از 83 لاین اینبرد کروموزومی نوترکیب حاصل از تلاقی رقم لانگدون با یک لاین جایگزینی دی سومیک برای کروموزوم 3A از *Triticum dicocoides* یک QTL را برای مقاومت به FHB روی کروموزوم 3A شناسایی کردند. نشانگر ریزماهواره Xgwm 2 با این QTL پیوستگی داشت. با ارزیابی 218 لاین خویش آمیخته نوترکیب از تلاقی نینگ 894037 با آلوندر، سه QTL برای مقاومت به FHB روی کروموزوم های

¹Fusarium head blight² Scab

بیماری FHB و فلات گندم بهاره حساس به این بیماری است. حدود دویست و پنجاه بذر F_2 در گلدان‌های پلاستیکی بزرگ به ابعاد 21×23 سانتی متر در گلخانه تحت 16 ساعت روشنایی در سال 1381 کشت شدند. در هر گلدان به منظور دستیابی به تعداد پنجه مناسب فقط دو بذر کاشته شد. به منظور تولید خانواده های F_3 ، 14 تا 18 بذر حاصل از هر گیاه F_2 در سه گلدان بزرگ به ابعاد 21×23 سانتی متر کاشته شد. گلدان‌ها به طور تصادفی توزیع شدند. بافت خاک مورد استفاده لوم شنی بود. آبیاری گلدان‌ها و سایر مراقبت‌های زراعی مطابق معمول و بر حسب نیاز گیاهان انجام شد. کوددهی در دو مرحله 4 تا 5 برگی و مرحله طویل شدن ساقه اعمال گردید. به دلیل این که نمونه‌های DNA تعدادی از گیاهان F_2 تخریب شده بود، 196 گیاه F_2 در ارزیابی‌های ژنوتیپی مورد استفاده قرار گرفتند.

ارزیابی بیماری

سی بوته از هر یک از والدین ونگشوییای و فلات، 213 گیاه F_2 و 167 خانواده F_3 برای مقاومت نوع 2 (گسترش بیماری درون سنبله) در گلخانه‌ای کاملاً تحت کنترل از نظر دما و رطوبت طی دو سال ارزیابی شدند. دو رقم سومای تری و فلات نیز که در چند تاریخ متوالی کشت شده بودند به ترتیب به عنوان شاهد‌های مقاوم و حساس مورد استفاده قرار گرفتند. مایه تلقیح *F. graminearum* مخلوطی از پنج جدایه جمع‌آوری شده از شمال ایران بود. سوسپانسیون اسپور جدایه‌های فوق از بخش پاتولوژی غلات موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر تهیه گردید. در اوایل گلدهی 2 تا 3 سنبله از هر گیاه F_2 و 13 تا 17 گیاه F_3 حاصل از هر گیاه F_2 با 10^4 میکرولیتر سوسپانسیون اسپور که غلظت آن 2×10^4 اسپور در میلی لیتر بود تلقیح شدند. تزریق سوسپانسیون اسپور توسط یک میکروپیپت به گلچه میانی در سنبله نزدیک به مرکز سنبله مطابق روش اندرسن و همکاران (2001) انجام شد. به منظور تامین

3B، 6B و 2D شناسایی شدند که در مجموع 51/6 درصد از تنوع فنوتیپی را تبیین کردند.

ژو و همکاران (2003) اثر QTL شناسایی شده برای مقاومت به FHB روی کروموزوم 3BS را در یک جمعیت F_2 (نینگ 7840/ویتون) و یک جمعیت $F_{3:4}$ (نینگ 7840/ای ال 897978) تأیید کردند. آنها دریافتند که اثر جایگزینی آلل مقاوم در نسل F_2 مشابه نسل F_4 و نسل های بالاتر است و اظهار داشتند که در صورت استفاده از نشانگرهای همباز مانند ریزماهواره، تأثیر گزینش به کمک نشانگر در نسل F_2 می تواند همانند تأثیر این عمل در نسل های بالاتر باشد.

استینر و همکاران (2004) با ارزیابی 210 لاین هاپلوئید مضاعف شده حاصل از تلاقی رقم مقاوم برزیلی فرونتانا با رقم حساس رموس و بهره گیری از نشانگرهای DNA، دو QTL را روی کروموزوم‌های 3A و 5A که به ترتیب بیانگر 16 و 9 درصد تنوع فنوتیپی بودند، مکان یابی کردند. در این تحقیق QTL هایی با اثرهای کوچکتر روی کروموزوم‌های 1B، 2A، 2B و 6B نیز گزارش شد. با ارزیابی نسل های F_3 و F_5 حاصل از تلاقی سری 82 با ونگشوییای در مزرعه برای مقاومت نوع 1 و استفاده از نشانگرهای ریز ماهواره AFLP، دو QTL روی کروموزوم‌های 3B و 2D توسط مردی و همکاران (2005) شناسایی شده است.

هدف از این تحقیق شناسایی نشانگرهای ریزماهواره پیوسته با QTL های کنترل کننده مقاومت نوع 2 به بیماری FHB گندم در جمعیت $F_{2:3}$ حاصل از تلاقی ارقام ونگشوییای و فلات بود.

مواد و روش ها

مواد گیاهی

مواد گیاهی مورد مطالعه متشکل از 213 گیاه F_2 و 167 خانواده F_3 حاصل از تلاقی رقم ونگشوییای با رقم فلات بود. ونگشوییای گندم بهاره چینی مقاوم به

الکتروفورز نمونه های DNA برش شده به همراه DNA گندم چاینیز اسپرینگ با غلظت مشخص و نشانگر DNA لمد (HindIII λ) انجام شد و برای تعیین کمیت نمونه - های DNA، غلظت آنها با شاهد مورد مقایسه قرار گرفت. بر اساس ارزیابی فنوتیپی بیماری در گلخانه، DNA 15 گیاه از مقاوم ترین افراد F₂ به نسبت یکسان برای تهیه توده (بالک) مقاوم (R) با یکدیگر مخلوط شدند. به همین ترتیب، یک توده حساس (S) با ادغام DNA پانزده گیاه از حساس ترین افراد F₂ تشکیل شد. والدین و دو توده R و S با استفاده از 341 نشانگر ریزماهواره شامل 166 نشانگر Xgwm (رودر و همکاران 1998) و 175 نشانگر Xbarc (کریگن و همکاران 2001) غربال شدند. آغازگرهایی که بین والدین و همچنین بین دو توده چند شکلی نشان دادند، برای غربال افراد دو توده (30 فرد) مورد استفاده قرار گرفتند. در صورتی که تفاوت معنی داری از نظر فراوانی آلی در بین افراد دو توده R و S وجود داشت، کل افراد جمعیت برای آن نشانگر غربال شدند. علاوه بر این، نشانگرهای دیگری نیز که با نشانگرهای فوق طبق نقشه های ژنتیکی گندم (رودر و همکاران 1998 و کریگن و همکاران 2001) پیوستگی داشتند، برای غربال جمعیت استفاده شدند. واکنش زنجیره ای پلیمرز (PCR) مطابق روش رودر و همکاران (1998) انجام شد، با این تفاوت که حجم واکنش به 12/5 میکرولیتر کاهش یافت. مراحل واکنش، دما و دوره های زمانی واکنش زنجیره ای پلیمرز برای همه آغازگرها یکسان بود و فقط دمای اتصال بر حسب نوع آغازگر، 50، 55 یا 60 درجه سانتی گراد در نظر گرفته شد. قطعات حاصل از PCR روی ژل آکریلامید 8 درصد تفکیک شدند. سپس ژل ها با اتیدیوم بروماید رنگ آمیزی و با استفاده از دستگاه یو وی عکسبرداری از آنها به عمل آمد.

رطوبت درحد اشباع و امکان استقرار قارچ بر روی گیاه میزبان، سنبله های تلقیح شده با آب پاش دستی به طور یکنواخت مرطوب شده و به وسیله کیسه های پلاستیکی مرطوب به مدت سه روز پوشانده شدند. در طی این مدت دمای گلخانه درحدود 25 درجه سانتیگراد نگاه داشته شد. پس از سه روز، کیسه های پلاستیکی برداشته و گلدان ها به بخشی از گلخانه با رطوبت نسبی 70 درصد منتقل شدند. دمای گلخانه به طور متوسط 25 درجه سانتیگراد در طول روز و 19 درجه سانتی گراد در طی شب بود. سه هفته پس از تلقیح، درصد سنبله های آلوده (PSS) در هر سنبله به عنوان شدت بیماری بر اساس مقیاس صفر تا 100 درصد (والدرون و همکاران 1999) و معیاری از مقاومت نوع 2 تعیین شد. PSS متوسط برای هر گیاه F₂ و هر خانواده F₃ با میانگین گیری از PSS سنبله های تلقیح شده در آن گیاه و یا خانواده بدست آمد (اسنایدرز 1990 و ژو و همکاران 2003).

ارزیابی های ژنوتیپی

DNA ژنومی از برگ های افراد F₂ و والدین به روش CTAB (سقای معروف و همکاران 1984) با تغییرات جزئی استخراج شد. ارزیابی کیفی نمونه های DNA با استفاده از ژل آگارز انجام شد. سپس نمونه های DNA با استفاده از دستگاه خشک کن انجمادی، در دمای پایین خشک شدند. ادامه تحقیق با انتقال نمونه های DNA به مرکز ژنومیک گیاهی دانشگاه آدلاید استرالیا صورت گرفت. نمونه های DNA در TE (Tris - EDTA) حل شدند و کیفیت و کمیت آنها با استفاده از ژل آگارز و روش برش آنزیمی DNA با آنزیم BamH1 برده شد. بدین ترتیب که پنج میکرولیتر از هر نمونه DNA برای مدت 3 الی 4 ساعت در آون با دمای 37 درجه سانتی گراد با پنج میکرولیتر مخلوط مادری واکنش آنزیمی (شامل آنزیم BamH1، آب مقطر استریل و بافر SDB) مورد برش قرار گرفت. سپس

تجزیه های آماری

از آنجایی که مقادیر PSS توزیع نرمال نداشتند، از تبدیل آنها به ریشه دوم در تجزیه های آماری استفاده شد. سپس رابطه بین نشانگرها و مقادیر PSS با داده های حاصل از تبدیل به ریشه دوم و داده های تبدیل نشده مورد بررسی قرار گرفت. از آنجایی که ماهیت ارتباط تغییر قابل توجهی نکرد، نتایج با داده های تبدیل نشده ارایه شدند.

قبل از تجزیه پیوستگی، بررسی انحراف تفرق (انحراف از نسبت های 1:2:1 مندلی برای ژنوتیپ های نشانگر همباز ریزماهواره) توسط آزمون کای اسکوار انجام گردید. نقشه پیوستگی نشانگرها با استفاده از نرم افزار Map Manager QTX (مانلی و اولسون 1999) و تابع مکان یابی کوسامبی (کوسامبی 1944) با در نظر گرفتن حداقل LOD برابر 3 و حداکثر فاصله 30 سانتی مورگان تهیه شد. تجزیه تک نشانگری به روش رگرسیونی، به عنوان یک روش اولیه برای شناسایی نشانگرهایی که ارتباط معنی داری با مقاومت به FHB در جمعیت داشتند انجام شد. برای شناسایی QTL ها از روش های مکان یابی فاصله ای و مکان یابی فاصله ای مرکب و نرم افزار QTL Cartographer (باستن و همکاران 2001) با در نظر گرفتن حد آستانه معنی دار 3 برای LOD استفاده گردید.

نتایج و بحث

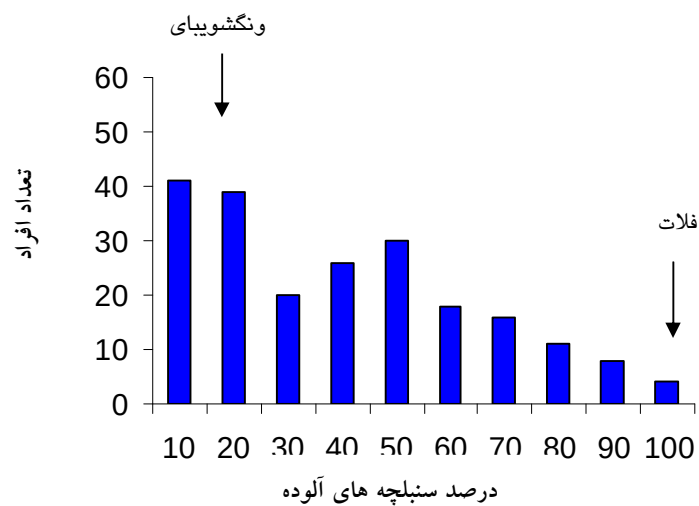
ارزیابی بیماری

شدت بیماری FHB در جمعیت F₂ دارای توزیع پیوسته و دامنه ای بین 4/5 تا 100 درصد بود که نشانگر تنوع فنوتیپی وسیع در این جمعیت بود. والدین از نظر شدت بیماری تفاوت معنی داری نشان دادند ($t=7/66$ و $P < 0/001$). میانگین شدت بیماری والدین جمعیت به ترتیب 14/2 درصد برای والد مقاوم (ونگشوی بای) و 88/2 درصد برای والد حساس (فلات) بود (شکل 1). خانواده های F₃ نیز از توزیع پیوسته ای برخوردار بودند و تنوع وسیعی برای مقاومت به FHB نشان دادند.

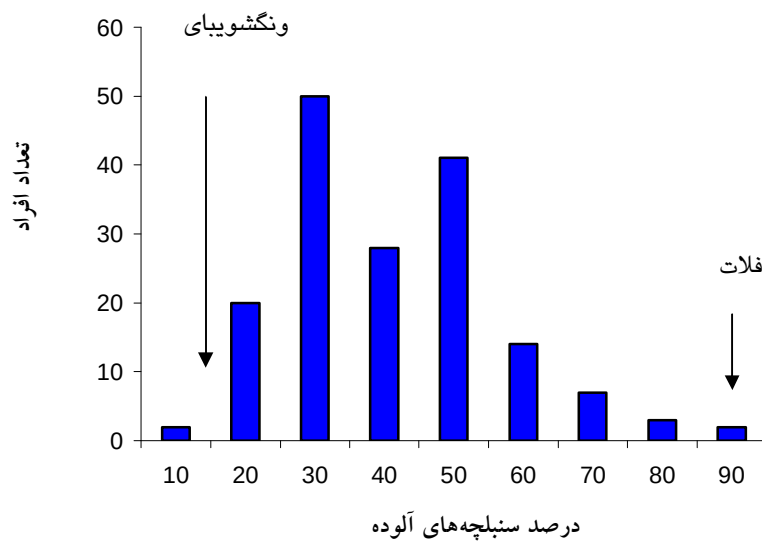
میانگین شدت بیماری این خانواده ها بین 9/5 تا 85/7 درصد متغیر بود. میانگین شدت بیماری والد مقاوم و حساس در سال ارزیابی خانواده های F₃ (سال 1384) به ترتیب 12/4 و 78/6 درصد بود (شکل 2) که این تفاوت از لحاظ آماری نیز معنی دار شد ($t=13/17$ و $P < 0/0001$). توزیع پیوسته برای شدت بیماری در جوامع مورد استفاده برای مکان یابی QTL ها توسط محققان دیگر نیز گزارش شده است (اندرسن و همکاران 2001 و ژو و همکاران 2003). دو عامل محیطی دما و رطوبت عوامل مهم و تعیین کننده در شروع و گسترش بیماری هستند (بای و شانر 1994). در این تحقیق، شرایط مطلوب از نظر دما و رطوبت در یک گلخانه قابل کنترل برای به حداقل رساندن تنوع محیطی فراهم شد.

تجزیه نشانگرهای ریز ماهواره

از 341 نشانگر ریز ماهواره مورد استفاده، 125 نشانگر در بین والدین و 16 نشانگر هم در بین والدین و هم در بین دو توده حساس و مقاوم چند شکلی نشان دادند. این 16 نشانگر برای تعیین ژنوتیپ افراد دو توده (30 فرد) استفاده شدند تا تجزیه توده در حال تفرق اولیه مورد تایید قرارگیرد. در نهایت 8 نشانگر ریز ماهواره چند شکلی معنی داری نشان دادند که برای غربال کل افراد جمعیت استفاده شدند (جدول 1). علاوه بر این، نشانگرهایی نیز که با نشانگرهای فوق بر اساس نقشه رودر و همکاران (1998) و کریگن و همکاران (2001) پیوستگی داشتند برای غربال کل جمعیت استفاده شدند. شکل 3، الگوی چند شکلی نشانگر ریز ماهواره Xbarc 220 در افراد جمعیت F₂ و والدین حساس و مقاوم را نشان می دهد. در مورد تمام نشانگرهای مورد استفاده در تعیین ژنوتیپ جمعیت، نسبت های مشاهده شده با نسبت های مورد انتظار 1:2:1 مطابقت داشت. نقشه پیوستگی جزئی شامل بخش هایی از سه کروموزوم 3B، 2A و 3A توسط نرم افزار Map Manager ایجاد شد (شکل 4).



شکل ۱- توزیع فنوتیپی درصد سنبلچه های آلوده به عنوان شدت بیماری در افراد جمعیت F_2 . شدت بیماری والدین در شکل مشخص شده است

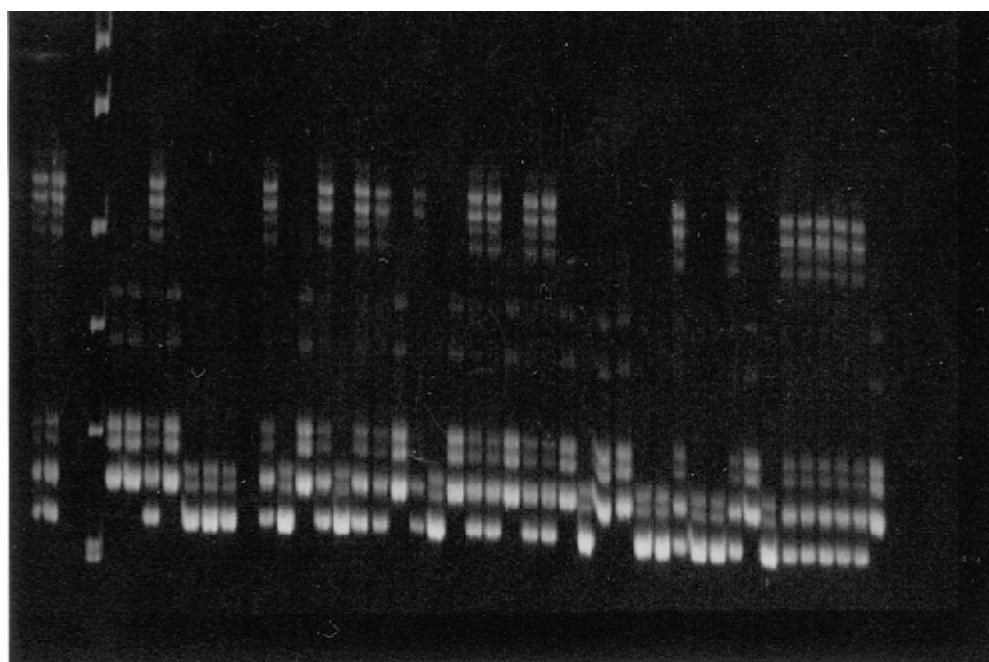


شکل ۲- توزیع فنوتیپی درصد سنبلچه های آلوده به عنوان شدت بیماری در خانواده های F_3 . شدت بیماری والدین در شکل مشخص شده است

جدول ۱- فهرست و مشخصات نشانگرهایی که برای غربال جمعیت F_2 حاصل از تلاقی فلات با ونگشویبای استفاده شدند

نشانگر	کروموزوم	توالی	دمای اتصال ($^{\circ}\text{C}$)
Xgwm 2	3A	(GA) ^{۱۸}	۵۰
Xgwm 369	3A	(CT) ^{۱۱} (T) ^۲ (CT) ^{۲۱}	۵۰
Xgwm 372	2A	(GA) ^{۵۱}	۵۰
Xgwm 389	3B	(CT) ^{۱۴} (GT) ^{۱۶}	۵۰
Xgwm 493	3A	(CA) ^{۴۳} imp	۶۰
Xgwm 533	3B	(GA) ^{۱۸} (GA) ^{۲۰}	۵۰
Xgwm 666.1	3A	(CA) ^{۱۳}	۶۰
Xgwm 666.2	3A	(CA) ^{۱۳}	۶۰
Xbarc 15	2A	(CAA) ^۹	۵۵
Xbarc 54	3A	(TAGA) ^{۱۰}	۵۵
Xbarc 133	3B	(CT) ^{۲۴}	۵۵
Xbarc 220	2A	(CT) ^{۱۸}	۵۵
Xbarc 310	3A	(CT) ^{۱۵}	۵۵
Xbarc 353.1	2A	تکرار نامنظم نوکلئوتیدها	۵۵
Xbarc 353.2	2A	تکرار نامنظم نوکلئوتیدها	۵۵

p^{UC} 19 B B H B A A A-H A B...



شکل ۳- الگوی چند شکلی نشانگر ریز ماهواره *Xbarc 220* در افراد جمعیت F_2 والدین حساس و مقاوم. ژنوتیپ والد مقاوم ونگشویبای، حساس فلات و افراد هتروزیگوت به ترتیب با A، B و H نشان داده شده است.

تجزیه QTL

با استفاده از روش مکان یابی فاصله ای و داده های فنوتیپی مقاومت به بیماری در نسل F_2 ، سه QTL روی کروموزوم های 2AL، 3BS و 3AS برای مقاومت به FHB شناسایی شدند که در مجموع 49/2 درصد از تنوع فنوتیپی را توجیه کردند (شکل 4، جدول 2). محتمل ترین مکان QTL کروموزوم 2AL در حد فاصل نشانگرهای Xbarc 353.2 و Xbarc 15 با $7/85 = LOD$ بود. این QTL، 20/9 درصد از تنوع مقاومت به بیماری را تبیین کرد. یک QTL برای مقاومت به FHB با مکان مشابه روی کروموزوم 2AL توسط والدرون و همکاران (1999)، اندرسن و همکاران (2001) و همکاران (2003) گزارش شده است. QTL دوم نزدیک انتهای بازوی کوتاه کروموزوم 3B در حد فاصل Xgwm 389 - Xgwm 533 ($LOD = 5/22$) شناسایی شد که 13/9 درصد از تنوع فنوتیپی توسط این QTL توجیه شد. QTL مستقر روی کروموزوم 3BS برای اولین بار توسط والدرون و همکاران (1999) در جمعیت RIL حاصل از تلاقی سومای تری با استوا گزارش شد. مطالعات دیگری نیز یک QTL را برای مقاومت به FHB در روی بازوی کوتاه کروموزوم 3B گزارش کرده اند (بای و همکاران 1999، اندرسن و همکاران 2001 و بورستمیر و همکاران 2002). سومین QTL در روی کروموزوم 3AS و در حد فاصل نشانگرهای Xgwm 369 و Xgwm 2 شناسایی شد که 14/4 درصد از تنوع فنوتیپی را تبیین کرد. اتو و همکاران (1999) نیز یک QTL را برای مقاومت به FHB در روی کروموزوم 3A گزارش کردند که با مکان ژنی نشانگر Xgwm 2 پیوستگی نزدیکی داشت. بررسی ها نشان داده است که ارقام مقاوم فرونتانا و اف 201 آر نیز

دارای یک QTL برای مقاومت به FHB روی کروموزوم 3A در نزدیک سانترومر هستند (شن و همکاران 2003 و استینر و همکاران 2004).

به منظور تایید QTL های شناسایی شده برای مقاومت به FHB، ارزیابی مقاومت به بیماری با تکرار بیشتر و با استفاده از خانواده های F_3 نیز انجام شد. با استفاده از داده های فنوتیپی این خانواده ها و روش مکان یابی فاصله ای مرکب، دو QTL برای مقاومت به FHB در روی کروموزوم های 3BS و 2AL مکان یابی شدند (جدول 2). هر چهار نشانگر ریزماهواره روی کروموزوم 3BS با LOD بیشتر از 3/9 ارتباط معنی داری با مقاومت به FHB نشان دادند، اما محتمل ترین مکان QTL در روی بازوی کوتاه کروموزوم 3B و در حد فاصل Xbarc 133-Xgwm 493 قرار داشت (شکل 5). این QTL با LOD برابر 5/7، 16 درصد از تنوع فنوتیپی را تبیین کرد. شن و همکاران (2003 b) نیز یک QTL را برای مقاومت نوع 2 در همین فاصله روی کروموزوم 3BS در رقم نینگ 894037 گزارش کردند. محتمل ترین محل QTL دوم روی کروموزوم 2AL در فاصله بین نشانگر های Xbarc 353.1 و Xgwm 372 با LOD برابر 3/6 تعیین شد (شکل 5) که 9/1 درصد از تنوع را توجیه کرد.

در مجموع، QTL های شناسایی شده در نسل های F_2 و F_3 به ترتیب 49/2 و 25/1 درصد از تنوع فنوتیپی را تبیین کردند. تنوع تبیین نشده احتمالاً مربوط به QTL هایی است که یا به علت کوچک اثر بودن و یا به دلیل این که نشانگرهای آن نواحی در مطالعه حاضر ارزیابی نشدند، مورد شناسایی قرار نگرفتند. اپیستازی بین QTL ها و تنوع محیطی نیز می تواند در عدم تبیین تنوع سهم باشد. عدم شناسایی

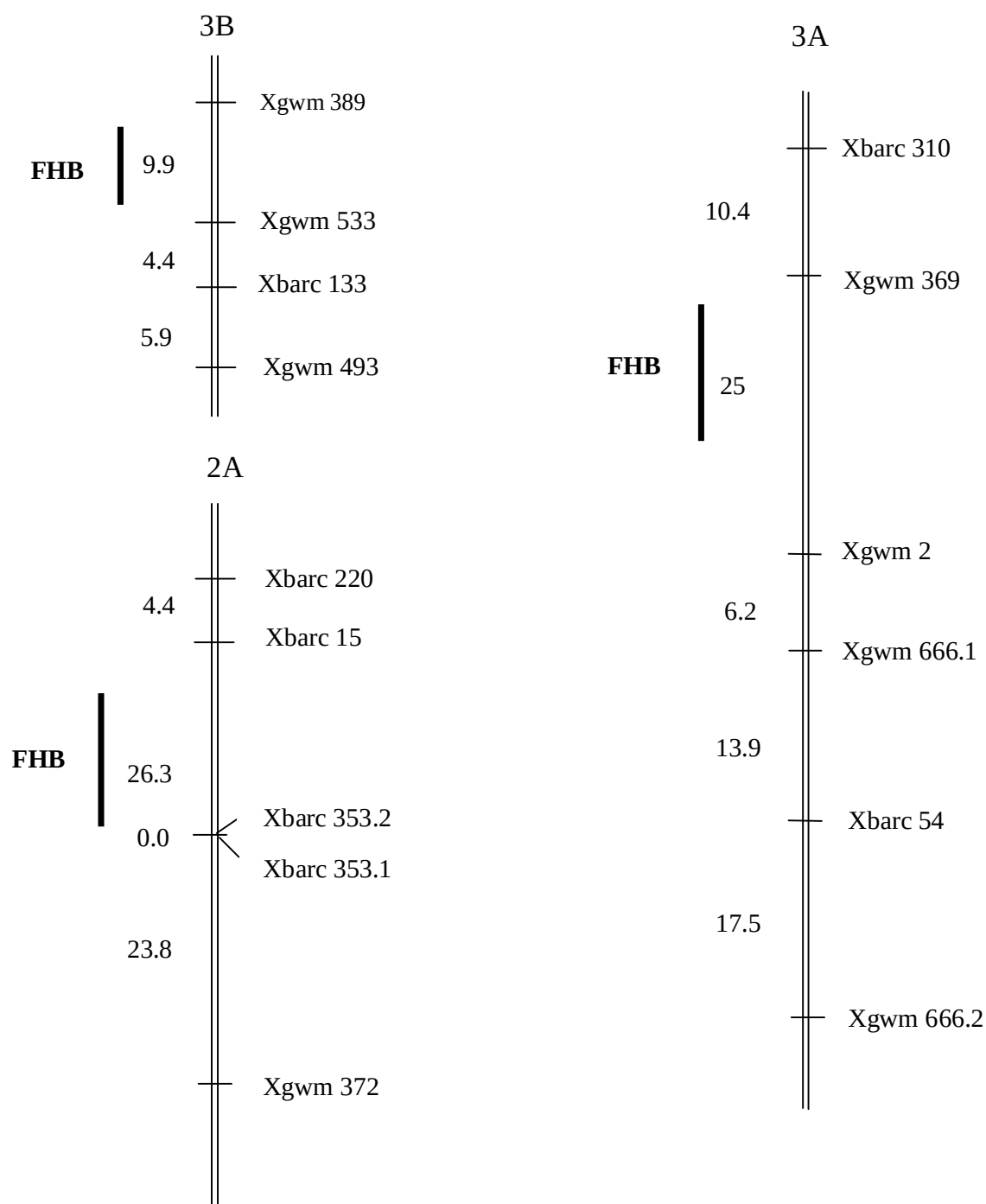
QTL روی کروموزوم 3AS در نسل F_3 ممکن است به دلیل نوترکیبی بین نشانگر و QTL در این ناحیه باشد.

در این تحقیق از نشانگرهای ریزماهواره و روش تجزیه توده در حال تفرق برای شناسایی نشانگرهای مرتبط با مقاومت به FHB و غربال آنها در جمعیت استفاده شد. این روش در کنار ارزیابی چند شکلی والدین یک راهبرد کارا برای تسهیل شناسایی ژن‌ها به شمار می‌رود، زیرا در مقایسه با تعیین ژنوتیپ جمعیت با تعداد زیادی از نشانگرها، موجب صرفه‌جویی در زمان و هزینه می‌شود. در بین نشانگرهای مولکولی، نشانگرهای ریزماهواره از جمله نشانگرهای همباز می‌باشند که از نظر تکنیکی، ساده بوده و امکان تعیین ژنوتیپ با آنها نسبتاً آسان می‌باشد. این نشانگرها تنوع بالایی دارند و برای گزینش به کمک نشانگر، نشانگرها مناسبی به شمار می‌روند. در این پژوهش برای مکان یابی QTL ها از جمعیت‌های F_2 و F_3 استفاده شد. ژو و همکاران (2003) اظهار داشتند که با استفاده از نشانگرهای همباز، گزینش به کمک نشانگر در نسل F_2

برای مقاومت به FHB می‌تواند تأثیری مشابه با این عمل در نسل‌های پیشرفته‌تر داشته باشد. بنابراین، از طریق گزینش به کمک نشانگرهای پیوسته با ژن‌های مقاومت در نسل‌های اولیه و گزینش افراد هموزیگوت دارای الل نشانگر والد مقاوم می‌توان عملیات اصلاحی را تسریع کرده و کارایی گزینش را افزایش داد. نشانگرهای ریزماهواره پیوسته با QTL های شناسایی شده در این تحقیق می‌توانند استفاده از ژن‌های مقاوم رقم ونگشویبی را در برنامه‌های اصلاحی مقاومت به FHB تسهیل کنند.

سپاسگزاری

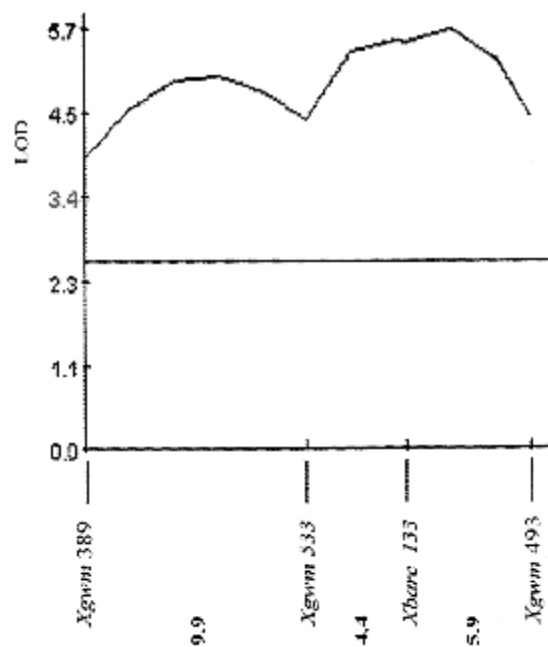
از همکاری دانشگاه آدلاید استرالیا که امکان اجرای بخش مولکولی این تحقیق را برای نویسنده اول فراهم کرد سپاسگزاری می‌شود. از خانم دکتر ناهید نیاری به خاطر کمک در مراحل ارزیابی فنوتیپی و استخراج DNA تشکر و قدردانی می‌شود.



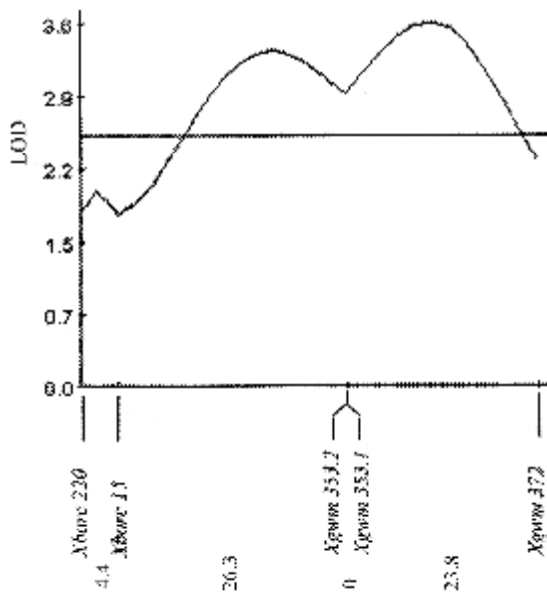
شکل ۴ - نقشه پیوستگی نشانگرهای ریز ماهواره و مکان سه QTL شناسایی شده در نسل F_2 حاصل از تلاقی فلات با ونگشویبی برای مقاومت به FHB به روش مکان یابی فاصله ای. نشانگرها در سمت راست کروموزوم ها نوشته شده اند. اعداد سمت چپ کروموزوم ها نیز بیانگر فاصله بین نشانگرها بر حسب سانتی مورگان (cM) است.

جدول ۲- نشانگرهای احاطه کننده، مکان کروموزومی، LOD، ضریب تبیین و اثرهای افزایشی QTL های شناسایی شده برای مقاومت به FHB با استفاده از جمعیت های F_2 و $F_{2,3}$ حاصل از تلاقی فلات با ونگشویبای

جمعیت	نشانگرهای احاطه کننده QTL	کروموزوم	LOD	ضریب تبیین (R^2)	اثر افزایشی
F_2	Xbarc 15-Xbarc 353.2	2AL	۷/۸۵	۲۰/۹	۱۴/۷۶
	Xgwm 389-Xgwm 533	3BS	۵/۲۲	۱۳/۹	۹/۸۱
	Xgwm 369-Xgwm 2	3AS	۵/۴۲	۱۴/۴	۱۰/۱۹
F_2	Xbarc 133- Xgwm 493	3BS	۵/۷	۱۶	۱۰/۷۲
	Xbarc 353.1- Xgwm 372	2AL	۳/۶۰	۹/۱	۷/۵۰



ج



الف

شکل ۵- QTL های شناسایی شده برای مقاومت به FHB با روش مکان یابی فاصله ای مرکب در روی کروموزوم های (الف) 2A و 3B (ب) با استفاده از جمعیت $F_{2,3}$ حاصل از تلاقی فلات و ونگشویبای

منابع مورد استفاده

- اعتباریان ح ر و ترابی م، 1374. بیماریزایی جدایه های مختلف *F. graminearum* و حساسیت ارقام گندم نسبت به قارچ عامل بیماری در مرحله گياهچه . آفات و بیماری های گیاهی، جلد 63، شماره 9، صفحه های 9 الی 112.
- اعتباریان، ح ر و ترابی م، 1375 . بررسی مقاومت ارقام مختلف گندم نسبت به فوزاریوز سنبله گندم. بیماری های گیاهی . جلد 32 ، شماره های 1 و 2، صفحه های 9 الی 15.
- صارمی ح، 1379 . بیماری های گیاهی ناشی از گونه های فوزاریوم. انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد. 160 صفحه.
- ملیحی پور ع، اخوت م و علیزاده ع. 1379. تجزیه و تحلیل پیشرفت بیماری بلایت فوزاریومی سنبله گندم در شرایط کنترل شده با استفاده از مدل های اپیدمیولوژیکی . بیماری های گیاهی. جلد 36 ، صفحه های 135 الی 153.
- Anderson JA, Stack RW, Liu S, Waldron BL, Fjeld AD, Coyne C, Moreno-Sevilla B, Mitchell J, Fetch AD, Song QJ, Cregan PB and Frohberg RC, 2001. DNA markers for Fusarium head blight resistance QTLs in two wheat populations. Theor Appl Genet 102: 1164-1168.
- Bai GH, Kolb FL, Shaner GE and Domier LL, 1999. Amplified fragment length polymorphism markers linked to a major quantitative trait locus controlling scab resistance in wheat. Phytopathology 89: 343-348.
- Bai GH and Shaner GE, 1994. Scab of wheat. Prospects for control. Plant Dis 78: 760-766.
- Basten CJ, Weir BS and Zeng ZB, 2001. QTL Cartographer: A reference manual and tutorial for QTL mapping, North Carolina State University, USA.
- Buerstmayr H, Lemmens M, Hartl L, Doldi L, Steiner B, Stierschneider M and Ruckebauer P, 2002. Molecular mapping of QTLs for Fusarium head blight resistance in spring wheat. I. Resistance to fungal spread (Type II resistance). Theor Appl Genet 104: 84-91.
- Chen J, Griffey CA, Saghai Maroof MA, Zhao W, Xie W, Pridgen T and Biyashev RM, 2000. Genetic analysis of resistance to Fusarium head blight in common wheat. Pp. 19-24. Proceedings of the National Fusarium Head Blight Forum 10-12 December, 1999. Erlanger, KY, USA.
- Cregan PB, Ward R and Gill BS, 2001. Preliminary BARC SSR maps and primer pair details. http://www.scabusa.org/research_bio.html.
- Gervais L, Dedryver F, Morlais JY, Bodusseau V, Negre S, Bilous M, Groos C and Trottet M, 2003. Mapping of quantitative trait loci for field resistance to Fusarium head blight in an European winter wheat. Theor Appl Genet 106: 961-970.
- Kolb FL, Bai GH, Muehlbauer GJ, Anderson JA, Smith KP and Fedak G, 2001. Host Plant resistance genes for Fusarium head blight: Mapping and manipulation with molecular markers. Crop Sci 41:611-619.
- Kosambi. DD, 1944. The estimation of map distances from recombination values. Ann Eugen 12: 172-175
- Manly KF and Olson JM, 1999. Overview of QTL mapping software and introduction to Map Manager QTX. Mammal Genome 10: 327-334.

- Mardi M, Buerstmayr H, Ghareyazie B, Lemmens M, Mohammadi SA, Nolz R and Ruckebauer P, 2005. QTL analysis of resistance to Fusarium head blight in wheat using a Wangshuibai-derived population. *Plant Breeding* 124: 329-333.
- McMullen MP, Jones R and Gallenberg D, 1997. Scab of wheat and barley: A re-emerging disease of devastating impact. *Plant Dis* 81: 1340-1348.
- Miedaner T, 1997. Review: Breeding wheat and rye for resistance to Fusarium diseases. *Plant Breed* 116: 201-220.
- Otto CD, Kianian SF, Elias RM, Stack RW and Joppa LR, 1999. Molecular mapping for FHB resistance in a RICL population of tetraploid wheat. *Agron Abstr* 159-160.
- Parry DW, Jenkinson P and McLeod L, 1995. Fusarium ear blight (scab) in small grain cereals-a review. *Plant Pathol* 44: 207-238.
- Roder MS, Korzun V, Wendehake K, Plaschke J, Tixier MH, Leroy P and Ganal MW, 1998. A microsatellite map of wheat genetics. *Genetics* 149: 2007-2023.
- Rudd JC, Horsley RD, McKendry AL and Elias EM, 2001. Host plant resistance genes for Fusarium head blight: Sources, mechanisms and utility in conventional breeding systems. *Crop Sci* 41: 620-627.
- Saghai-Marouf MA, Soliman K, Jorgensen RA and Allard RW. 1984. Ribosomal DNA spacer-length polymorphism in barley: Mendelian inheritance, chromosomal location, and population dynamics. *Proc Natl Acad Sci*, Pp. 8014-8018. USA.
- Schreoder HW and Christensen JJ, 1963. Factors affecting resistance of wheat to scab caused by *Gibberella zeae*. *Phytopathology* 53: 831-838.
- Shen X, Ittu M and Ohm HW, 2003a. Quantitative trait loci conditioning resistance to Fusarium head blight in wheat line F201R. *Crop Science* 43: 850-857.
- Shen X, Zhou M, Lu W and Ohm H, 2003b. Detection of Fusarium head blight resistance QTL in a wheat population using bulked segregant analysis. *Theor Appl Genet* 106: 1041-1047.
- Snijders CHA, 1990. Diallel analysis of resistance to head blight caused by *Fusarium culmorum* in winter wheat. *Euphytica* 50: 1-9.
- Steiner B, Lemmens M, Griesser M, Scholz U, Schondelmaier J and Buerstmayr H, 2004. Molecular mapping of resistance to Fusarium head blight in the spring wheat cultivar Frontana. *Theor Appl Genet* 109: 215-224.
- Waldron BL, Moreno-Sevilla B, Anderson JA, Stack RW and Froberg RC, 1999. RFLP mapping of QTL for Fusarium head blight resistance in wheat. *Crop Sci* 39: 805-811.
- Zhou WC, Kolb FL, Bai GH, Domier LL, Boze LK and Smith NJ, 2003. Validation of a major QTL for scab resistance with SSR markers and use of marker-assisted selection in wheat. *Plant Breed* 122: 40-46.

تأثیر کاربرد محلول کیتوسان در شرایط درون شیشه‌ای و گلخانه بر رشد و عملکرد

غده‌چه در گیاهچه‌های سیب‌زمینی

رسول اصغری زکریا^{1*}، بهرام ملکی زنجانی²، اسماعیل صدقی³ و مجید منافیان⁴

تاریخ دریافت: 87/10/23

تاریخ پذیرش: 88/5/5

۱- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه محقق اردبیلی

۲- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زنجان

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زنجان

۴- مرکز تولید مینی تیوبر سیب‌زمینی شرکت ویلکیج اردبیل

*مسئول مکاتبه E-mail: rrasghari@yahoo.com

چکیده

به منظور بررسی تأثیر محلول کیتوسان بر رشد گیاهچه‌ها در شرایط درون شیشه‌ای و افزایش عملکرد غده‌چه در برنامه ریزازدیادی سیب‌زمینی، ریزنمونه‌های تک گره ساقه حاصل از کولتیوار آگريا با غلظت‌های مختلف این ماده شامل صفر، 5، 15، 50، 150 و 500 میلی‌گرم در لیتر با اضافه نمودن آنها به محیط کشت تیمار شدند و صفات مختلف رشدی در شرایط درون شیشه‌ای اندازه‌گیری گردیدند. تعدادی از گیاهچه‌ها به گلخانه انتقال و با محلول‌های کیتوسان در غلظت صفر، 200، 400، 600، 800 و 1000 میلی‌گرم در لیتر به طور هفتگی محلول‌پاشی شدند و عملکرد غده‌چه در بوته اندازه‌گیری شد. نتایج نشان داد که اثر کیتوسان بر صفات وزن تر و خشک بخش هوائی و ریشه و بر طول گیاهچه معنی‌دار است ولی بر تعداد برگ در هر گیاهچه تأثیر معنی‌داری ندارد. مصرف 500 میلی‌گرم در لیتر کیتوسان در محیط کشت نسبت به شاهد وزن تر و خشک بخش هوائی را افزایش داد ولی در غلظت‌های پایین اختلاف معنی‌داری با شاهد مشاهده نشد. همچنین کیتوسان در غلظت 15 میلی‌گرم بر افزایش وزن تر و خشک ریشه‌ها موثر بود ولی در غلظت‌های بالاتر، وزن تر ریشه به طور معنی‌داری کاهش یافت ولی کاهش در وزن خشک ریشه معنی‌دار نبود. کاربرد این ماده در غلظت 500 میلی‌گرم در لیتر در محیط کشت، تعداد و وزن غده‌چه در هر بوته را نسبت به شاهد افزایش داد. با وجود این، کاربرد کیتوسان به صورت محلول‌پاشی در گلخانه در افزایش عملکرد غده‌چه تأثیر نداشت. بنابراین، در برنامه تولید بذر سیب‌زمینی، این ماده را می‌توان به طور موفقیت‌آمیز در مرحله تهیه محیط کشت ریزنمونه استفاده کرد.

واژه‌های کلیدی: ریزازدیادی، کشت درون شیشه‌ای، کیتوسان، مینی تیوبر

Effects of *in vitro* and Greenhouse Application of Soluble Chitosan on Growth and Minituber Yield of Potato Plantlets

R Asghari-Zakaria^{1*}, B Maleki -Zanjani², E Sedghi³ and M Manafian⁴

¹Department of Crop Production and Breeding, Faculty of Agriculture, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran

^{2,3} Department of Crop Production and Breeding, Faculty of Agriculture, Zanzan University, Zanzan, Iran

⁴Vilcage Minituber Production LTD, Ardabil, Iran

*Corresponding author: E-mail:rasghari@yahoo.com

Abstract

In order to investigate the effect of soluble chitosan on plantlets growth *in vitro* and minituber yield in potato micropropagation, single node plantlets of Agria cultivar were treated *in vitro* with soluble chitosan at different concentrations including 0, 5, 15, 50, 150 and 500 mg l⁻¹ by adding to the tissue culture medium and growth parameters of plantlets were assessed *in vitro*. A number of plantlets were subsequently transferred to the greenhouse and sprayed with chitosan solutions including 0, 200, 400, 600, 800 and 1000 mg l⁻¹ weekly, and minituber yield recorded. The results showed that the effect of chitosan was significant on fresh and dry weights of shoot and root and length of plantlets, but its effect on leaf number per plantlet was insignificant. Application of chitosan at concentration of 500 mg l⁻¹ significantly increased the shoot fresh and dry weights, compared to the control. However, at low concentrations its effect was insignificant. The 15 mg l⁻¹ of soluble chitosan significantly led to the increase in root fresh weight of *in vitro* plantlets. Whereas, higher concentrations, especially 500 mg l⁻¹, significantly decreased root fresh weight of *in vitro* plantlets without considerable decrease in root dry weight. *In vitro* application of 500 mg l⁻¹ chitosan significantly resulted in improved acclimatization of plantlets in the greenhouse as expressed by increasing minituber numbers and yields, compared to the control. However, foliar chitosan application at the greenhouse did not show significant effect on yield parameters. The present results indicate that soluble chitosan can be successfully incorporated into potato seed production from *in vitro* plantlet stage.

Keywords: Chitosan, *In vitro* culture, Micropropagation, Minituber

مقدمه

تامین بذر پیش‌پایه^۱ و پایه^۲ در سیب‌زمینی یکی از نیازهای اصلی و اساسی کشور در زمینه تولید این محصول مهم و استراتژیک می‌باشد. در سال‌های اخیر تولید بذر سیب‌زمینی عاری از ویروس به روش تولید انبوه مورد توجه بوده و در کشور ما نیز از این روش برای تولید بذر استفاده می‌شود.

یکی از مشکلات مهم در ریزاندیادی سیب‌زمینی و تولید تجاری بذر انواع تنش‌هایی است که گیاهچه‌های سیب‌زمینی به جهت اسموزیته بالا، تغذیه معدنی و هورمونی نامتعادل، رطوبت نسبی بالا و تجمع گازهای مضر در شرایط درون شیشه‌ای با آن مواجه هستند که همه این تنش‌ها از نوع آسیب‌های اکسیداتیو محسوب می‌شوند (کاسل و کاری ۲۰۰۱ و گاسپار و همکاران ۲۰۰۲). بنابراین، فعال نمودن مکانسیم‌های دفاعی گیاه در برابر این تنش‌ها می‌تواند صدمات ناشی از آنها را کاهش دهد (جویس و همکاران ۲۰۰۳). برخی از مواد شیمیایی نظیر کیتوسان^۳ با فعال نمودن تعدادی از آنزیم‌ها و آنتی‌اکسیدان‌ها در افزایش رشد و عملکرد گیاهچه‌ها در محیط کشت موثر هستند.

کیتین پلی‌ساکارید طبیعی است که از پوسته خارجی کوسه، میگو، خرچنگ و دیواره سلولی قارچ‌ها بدست می‌آید که پس از استیل‌زدائی^۴ به کیتوسان تبدیل می‌شود. کیتوسان با فعال نمودن تعدادی از آنزیم‌ها نظیر فیتوالکسین‌ها و کیتینازها مقاومت گیاه را در برابر شرایط نامساعد محیطی و تنش‌ها افزایش داده و صدمات ناشی از آنها را کاهش می‌دهد (آگراوال و همکاران ۲۰۰۲). تیمار با کیتوسان همچنین باعث افزایش مقاومت و تحمل گیاه در برابر بیماری‌ها می‌شود (الغوث و همکاران ۲۰۰۰، باسکارا ردی و

همکاران ۲۰۰۰، والکر و همکاران ۲۰۰۴، بائوتیستا بانوس و همکاران ۲۰۰۶ و چیرکو و همکاران ۲۰۰۷). استفاده از کیتوسان در محیط کشت درون شیشه‌ای باعث بهبود رشد و قدرت ریزنمونه و سازگاری گیاهچه حاصل بعد از انتقال به محیط گلخانه می‌شود (نژده و همکاران ۲۰۰۶). از این ماده برای افزایش تولید متابولیت‌های ثانویه در محیط کشت در تعدادی از گیاهان دارویی مثل آرتیمیزیا (پوتالون و همکاران ۲۰۰۷) استفاده شده است.

کوالسکی و همکاران (۲۰۰۶) گزارش کردند که محلول کیتوسان در محیط کشت درون شیشه‌ای در غلظت ۱۰۰ میلی‌گرم در لیتر به همراه محلول‌پاشی در گلخانه بیشترین تاثیر را روی صفات تعداد و وزن کل غده‌چه در گیاهچه‌های سیب‌زمینی دارد.

در آزمایش حاضر تاثیر محلول کیتوسان بر رشد گیاهچه‌های سیب‌زمینی در شرایط کشت درون شیشه‌ای و عملکرد غده‌چه‌های حاصل در ریزنمونه‌های گره‌دار رقم آگريا و نیز تاثیر محلول‌پاشی آن بر رشد و عملکرد گیاهچه‌های حاصل در گلخانه مطالعه شده و امکان استفاده از آن در ریزاندیادی سیب‌زمینی مورد بررسی قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

این پژوهش در آزمایشگاه تولید مینی‌تیوبر سیب‌زمینی شرکت ویلکیج اردبیل بر روی گیاهچه‌های سیب‌زمینی رقم آگريا انجام شد. برای این کار غلظت‌های مختلف کیتوسان (با نام تجاری ChitoPlant از شرکت Chipro آلمان) شامل ۵، ۱۵، ۵۰، ۱۵۰ و ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر به محیط کشت پایه MS (موراشیک و اسکوگ ۱۹۶۲) اضافه و pH محلول به وسیله NaOH در ۵/۷۷ تنظیم گردید. لازم به توضیح است به علت عدم بستن آگار در محلول با غلظت ۷۵۰ و ۱۰۰۰ میلی‌گرم کیتوسان، این غلظت‌ها از آزمایش حذف شد.

¹Prebasic seed²Basic seed³Chitosan⁴Deacetylation

داده‌های حاصل از آزمایش گلخانه‌ای نیز به صورت کرت‌های خرد شده در قالب طرح پایه بلوک‌های کامل تصادفی در سه تکرار تجزیه واریانس شد که در آن فاکتور تیمار با کیتوسان در گلخانه در ۶ غلظت (صفر، ۲۰۰، ۴۰۰، ۶۰۰، ۸۰۰ و ۱۰۰۰ میلی‌گرم کیتوسان در لیتر) به عنوان فاکتور اصلی و فاکتور تیمار با کیتوسان در محیط کشت در ۶ سطح به عنوان فاکتور فرعی در نظر گرفته شد. برای مقایسه میانگین‌ها از آزمون دان‌نت (سطح صفر به عنوان تیمار شاهد) در سطح احتمال یک درصد استفاده شد. تجزیه واریانس و مقایسه میانگین داده‌ها به کمک نرم افزار SAS انجام گرفت.

نتایج و بحث

تاثیر سطوح مختلف کیتوسان بر صفات مختلف مورد ارزیابی در شرایط درون شیشه‌ای

جدول تجزیه واریانس اثر تیمار با محلول کیتوسان بر صفات مختلف در جدول ۱ نشان داده شده است. همان طوری که ملاحظه می‌شود اثر کیتوسان بر صفات وزن تر و خشک بخش هوایی و ریشه در سطح احتمال ۱٪ و بر طول گیاهچه در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار بود ولی بر تعداد برگ در هر گیاهچه تاثیر معنی‌داری نداشت.

مقایسه میانگین غلظت‌های مختلف کیتوسان نشان داد که در صفات وزن تر و خشک بخش هوایی، هر چند غلظت‌های ۵، ۱۵، ۵۰ و ۱۵۰ میلی‌گرم کیتوسان در محیط کشت در اکثر موارد باعث افزایش میزان این صفات شدند ولی اختلاف آنها با شاهد معنی‌دار نبود، در صورتی که غلظت ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر کیتوسان نسبت به شاهد اختلاف معنی‌داری داشته و نسبت به شاهد به ترتیب ۴۲ و ۶۵ درصد وزن تر و خشک بخش هوایی را افزایش داد. کووالسکی و همکاران (۲۰۰۶) اعلام نمودند که در شرایط درون شیشه‌ای کیتوسان در غلظت ۱۰۰ میلی‌گرم در لیتر، ۱۸ درصد وزن تر و خشک بخش هوایی را افزایش می‌دهد، ولی در غلظت‌های پایین اختلاف معنی‌داری با شاهد ندارد.

محیط کشت آماده شده در لوله‌های کشت ۱۵×۲ سانتی متر به میزان ۱۰ میلی لیتر ریخته شد و پس از استریل در دستگاه اتوکلاو تا موقع کشت در یخچال نگهداری شدند. پس از کشت ریز نمونه (ریز نمونه‌های تک گره ساقه)، لوله‌های کشت به اتاقک رشد انتقال یافت. حرارت اتاقک رشد بین ۲۲-۲۰ درجه سانتی‌گراد و نور آن بوسیله لامپ‌های فلورسنت با شدت تقریبی ۵۰ میکرومول بر متر مربع بر ثانیه در سطح محیط کشت تنظیم شد. یک ماه بعد از کشت ریز نمونه برای هر تیمار تعداد ۱۰ گیاهچه بطور تصادفی انتخاب و صفات طول گیاهچه، تعداد برگ، وزن تر گیاهچه و ریشه، وزن خشک گیاهچه و ریشه اندازه‌گیری گردید. بقیه گیاهچه‌ها جهت بررسی صفات مورد نظر به گلخانه انتقال یافتند و پس از سازش دادن گیاهچه‌ها با شرایط گلخانه‌ای در آنجا کشت گردیدند. کشت در گلدان‌های پلاستیکی داخل ماده بیولوژیکی بیولان^۱ (از شرکت بیولان فنلاند) انجام گرفت. بیولان بستر آلی هست که از نظر ترکیب مواد آلی بسیار غنی است و نیازهای گیاهی را تامین می‌نماید. به منظور بررسی تاثیر محلول‌پاشی کیتوسان روی گیاهچه‌های سیب‌زمینی موجود در شرایط گلخانه‌ای، محلول‌های کیتوسان در غلظت صفر، ۲۰۰، ۴۰۰، ۶۰۰، ۸۰۰ و ۱۰۰۰ میلی‌گرم در لیتر آب تهیه گردید و پس از دو هفته از کاشت به صورت هفتگی بر روی گیاهچه‌ها محلول‌پاشی شد و این عمل پنج بار در گلخانه صورت پذیرفت. برداشت بوته‌ها ۷۰ روز پس از کاشت انجام گرفت و صفات ارتفاع بوته، تعداد و وزن غده‌چه در بوته اندازه‌گیری شدند.

تجزیه واریانس داده‌های حاصل از شرایط درون شیشه‌ای در قالب طرح کاملاً تصادفی در ۱۰ تکرار (بوته) انجام گرفت که در آن غلظت‌های مختلف محلول کیتوسان در ۶ غلظت (صفر، ۵، ۱۵، ۵۰، ۱۵۰ و ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر) به عنوان تیمار در نظر گرفته شد.

¹Biolan

جدول ۱- تجزیه واریانس تاثیر غلظت‌های مختلف کیتوسان بر ریزنمونه‌های سیب‌زمینی در شرایط درون شیشه‌ای

از نظر صفات مختلف مورد مطالعه

منبع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات				
		وزن تر بخش هوایی	وزن خشک بخش هوایی	وزن تر ریشه‌ها	وزن خشک ریشه‌ها	طول گیاهچه
کیتوسان	۵	۱۲۰۴۴/۶**	۲۱۴/۰۶**	۳۴۹۴/۸۵**	۱۶/۱۱۳**	۱۰/۰۹۵*
اشتباه آزمایشی	۵۴	۲۸۲۰/۸۸	۳۴/۲۱۷	۱۲۲/۶۵۹	۱/۷۶۸	۳/۴۵۵
ضریب تغییرات (%)		۱۵/۶	۱۵/۶	۱۱/۵	۱۴/۹	۱۴/۶
		۱۵/۵				

ns، * و ** به ترتیب غیر معنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد.

جدول ۲- مقایسه غلظت‌های مختلف محلول کیتوسان به کار رفته در محیط کشت با تیمار شاهد (بدون مصرف کیتوسان) با آزمون دانت

محیط	صفات	شاهد	اختلاف غلظت‌های مختلف تیمار با محلول کیتوسان از تیمار شاهد					حد اقل اختلاف معنی‌دار در آزمون دانت
			(غلظت صفر)					
			۵	۱۵	۵۰	۱۵۰	۵۰۰	
شرایط درون شیشه‌ای	وزن تر بخش هوایی (میلی گرم در گیاهچه)	۳۰۲/۲	۲۳/۸	۳۵/۶	-۳/۲	۱۴/۶	۱۲۷/۰**	۷۶/۹۵
	وزن خشک بخش هوایی (میلی گرم در گیاهچه)	۲۹/۸	۷/۰	۷/۴	۴/۲	۶/۲	۱۹/۴**	۸/۴۸
	وزن تر ریشه (میلی گرم در گیاهچه)	۱۰۸/۵	۱۲/۸	۴۰/۸**	-۱۶/۹**	-۱۷/۶**	-۳۰/۳**	۱۶/۰۴
	وزن خشک ریشه (میلی گرم در گیاهچه)	۷/۲۴	۱/۱۶	۳/۹۶**	-۰/۰۲	۰/۵۴	-۰/۶۶	۱/۹۲
	طول گیاهچه (سانتیمتر)	۱۳/۷۰	۰/۳	-۰/۶	-۱/۶	-۰/۲	-۳/۶**	۲/۶۹
	تعداد برگ	۸/۸	۰/۲	-۰/۶	-۰/۲	۰/۲	۱/۰	۱/۸۹
گلخانه	تعداد غده‌چه در بوته	۲/۰۶	۰/۶۴**	۰/۲۴	۰/۳۵	۰/۳۷	۱/۵۳**	۰/۴۹
	وزن غده‌چه در بوته (گرم در بوته)	۱۲/۲۸	۱/۸۹	۰/۸۱	۱/۴۰	۱/۴۶	۴/۵۴**	۲/۳۱
	ارتفاع بوته (سانتی متر)	۲۰/۰۹	۰/۵۱	۲/۱۶	۲/۶۱**	۰/۲۹	۰/۰۱	۲/۳۰

** معنی‌دار در سطح احتمال ۱%

تأثیر سطوح مختلف کیتوسان بر صفات مختلف مورد ارزیابی در شرایط گلخانه

در جدول تجزیه واریانس آزمایش گلخانه ای (جدول ۳) بر اساس کرت‌های خرد شده در قالب طرح پایه بلوک‌های کامل تصادفی، اثر فاکتور محلول‌پاشی کیتوسان در گلخانه (T_2) برای هیچ یک از صفات مورد بررسی معنی‌دار نبود و این امر یعنی که محلول‌پاشی گیاهچه‌های سیب‌زمینی با کیتوسان در گلخانه بر صفات مورد بررسی تأثیری نداشته است. ولی تأثیر مصرف کیتوسان در شرایط درون شیشه‌ای (T_1) در کلیه صفات مورد مطالعه در گلخانه شامل تعداد غده‌چه در بوته، وزن غده‌چه در بوته و ارتفاع بوته در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار بود. معنی‌دار شدن اثر سطوح مختلف کیتوسان استفاده شده در محیط کشت نشان می‌دهد که عملکرد گیاهچه‌ها در گلخانه تحت تأثیر غلظت‌های مختلف کیتوسان مصرفی در محیط کشت قرار می‌گیرد اما محلول‌پاشی خارجی آن در گلخانه تأثیری ندارد. همچنین اثر متقابل کاربرد کیتوسان در محیط کشت (T_1) با کاربرد آن در گلخانه (T_2) نیز برای صفات مختلف مورد مطالعه معنی‌دار نبود. والکر و همکاران (۲۰۰۴) نیز نشان دادند که محلول‌پاشی کیتوسان در گلخانه روی گیاهان نخودفرنگی، هویج، چغندرقد، کاهو، خیار و فلفل بی‌تأثیر است و فقط در گیاه گوجه فرنگی در دو فصل از سه فصل مورد آزمایش تأثیر آن مثبت بوده و باعث افزایش ۲۰ درصد در عملکرد این گیاه شد. کووالسکی و همکاران (۲۰۰۶) نیز نشان دادند که کاربرد کیتوسان در شرایط گلخانه (*ex vitro*) تأثیری بر افزایش عملکرد و تعداد غده‌چه در بوته ندارد ولی استفاده از آن در غلظت ۱۰۰۰ میلی‌گرم در لیتر به همراه کاربرد آن در محیط کشت در افزایش عملکرد و تعداد غده‌چه سیب‌زمینی موثر است. آنها نشان دادند که کیفیت مطلوب گیاهچه‌ها در محیط کشت با فعال نمودن مکانیسم‌های دفاعی گیاه و کاهش تأثیر

مقایسه میانگین سطوح مختلف غلظت کیتوسان (جدول ۲) نشان داد که با افزایش غلظت کیتوسان وزن تر ریشه‌ها به طور معنی‌داری کاهش می‌یابد. به طوری که کیتوسان در غلظت ۱۵ میلی‌گرم بر افزایش وزن تر ریشه‌ها موثر است ولی با افزایش غلظت از ۱۵ میلی‌گرم، وزن تر ریشه به طور معنی‌داری کاهش یافت. با این حال محلول کیتوسان فقط در غلظت ۱۵ میلی‌گرم بر صفت وزن خشک ریشه به طور معنی‌دار تأثیر داشته و نسبت به شاهد وزن خشک ریشه را به میزان ۵۵ درصد افزایش داد ولی در سایر غلظت‌ها با شاهد اختلاف معنی‌داری نداشت. این نتایج نشان می‌دهد که کاهش وزن تر ریشه در غلظت‌های بالاتر از ۱۵ میلی‌گرم در لیتر محلول کیتوسان بیشتر به علت جذب کم آب و کاهش محتوای آب بافت ریشه بوده است و وزن خشک کاهش نیافته است. در واقع محلول کیتوسان باعث افزایش درصد ماده خشک ریشه و همچنین درصد ماده خشک بخش هوایی شده است. کووالسکی و همکاران (۲۰۰۶) نیز نشان دادند که کیتوسان در غلظت‌های مختلف ۱، ۱۰ و ۱۰۰ میلی‌گرم در لیتر باعث افزایش درصد ماده خشک گیاهچه می‌شود.

در شرایط درون شیشه‌ای در غلظت ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر محلول کیتوسان، کاهش معنی‌داری در طول گیاهچه‌های سیب‌زمینی مشاهده شد. در سطوح دیگر محلول کیتوسان اختلاف معنی‌داری نسبت به شاهد مشاهده نشد (جدول ۲). در عین حال، کاربرد کیتوسان در شرایط درون شیشه‌ای تأثیر معنی‌داری بر صفت تعداد برگ در گیاهچه نداشت و این نشان می‌دهد که با کاربرد کیتوسان در غلظت ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر فاصله میان‌گره‌ها کاهش می‌یابد که حاکی از افزایش کیفیت و ویگور گیاهچه‌های تولید شده در محیط کشت می‌باشد. با این حال، کووالسکی و همکاران (۲۰۰۶) افزایش طول گیاهچه در نتیجه تیمار با کیتوسان را گزارش داده‌اند.

کشت نسبت به شاهد اختلاف معنی‌داری نداشتند. در عین حال مطالعات کووالسکی و همکاران (۲۰۰۶) نشان داد که کیتوسان در غلظت ۱۰۰ میلی‌گرم در لیتر در محیط کشت تعداد غده‌چه را در حدود ۴۰ درصد افزایش می‌دهد.

تاثیر محلول کیتوسان در افزایش وزن غده‌چه در بوته نسبت به شاهد، فقط در تیمار ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر محیط کشت در سطح احتمال یک

نامطلوب عوامل تنش‌زا در افزایش رشد و عملکرد گیاهان حاصل در گلخانه و حتی در مزرعه موثر است.

مقایسه غلظت‌های متفاوت کیتوسان مصرفی در محیط کشت نشان داد که حداکثر تاثیر این ماده در افزایش تعداد غده‌چه مربوط به تیمار ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر محیط کشت است که به طور معنی‌داری نسبت به شاهد حدود ۷۴ درصد تعداد غده‌چه در بوته را افزایش می‌دهد، همچنین در غلظت ۵ میلی‌گرم در لیتر محیط کشت نیز میزان افزایش نسبت به شاهد معنی‌دار بود. غلظت‌های ۱۵، ۵۰ و ۱۵۰ میلی‌گرم کیتوسان در محیط

جدول ۳- تجزیه واریانس صفات مختلف سیب زمینی پس از اعمال تیمار کیتوسان در شرایط گلخانه

میانگین مربعات			درجه آزادی	منبع تغییرات
ارتفاع بوته	وزن غده‌چه در بوته	تعداد غده‌چه در بوته		
۲۶/۶۵ *	۱۴/۱۶ ^{ns}	۰/۶۵ ^{ns}	۲	تکرار
۴/۷۵ ^{ns}	۱/۹۹ ^{ns}	۰/۳۹ ^{ns}	۵	تیمار با کیتوسان در گلخانه (T ₂)
۷/۲۵	۷/۰۱	۰/۳۱	۱۰	اشتباه ۱
۲۳/۹۶ ^{**}	۴۲/۸۶ ^{**}	۵/۰۸ ^{**}	۵	تیمار با کیتوسان در محیط کشت (T ₁)
۲/۳۹ ^{ns}	۴/۴۱ ^{ns}	۰/۲۷ ^{ns}	۲۵	T ₂ × T ₁
۴/۶۸	۴/۷۲	۰/۲۰	۶۰	اشتباه ۲
۱۰/۳	۱۵/۶	۱۷/۳		ضریب تغییرات (%)

ns، * و ** به ترتیب غیر معنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد.

معنی‌دار بود ولی غلظت‌های ۵، ۱۵۰، ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر کیتوسان در محیط کشت اختلاف معنی‌داری نسبت به شاهد نشان ندادند.

نتیجه‌گیری

در مجموع به نظر می‌رسد مصرف کیتوسان در غلظت ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر در محیط کشت باعث سازگاری مطلوب گیاهچه‌های سیب‌زمینی در شرایط درون شیشه‌ای و پس از انتقال آن به گلخانه می‌شود که تاثیر خود را از طریق افزایش تعداد و وزن غده‌چه در بوته نشان می‌دهد. نتایج حاصل از این پژوهش به خوبی

درصد معنی‌دار بود. به طوری که در این غلظت حدود ۳۷ درصد وزن غده‌چه در بوته نسبت به شاهد افزایش نشان داد. مطالعات کووالسکی و همکاران (۲۰۰۶) نیز نشان داد که حداکثر تاثیر کیتوسان بر وزن کل غده‌چه در غلظت ۱۰۰ میلی‌گرم در لیتر محیط کشت می‌باشد که به طور متوسط افزایش ۸ درصد نسبت به شاهد را در پی داشت. در این آزمایش غلظت مطلوب ۵۰۰ میلی‌گرم در لیتر محیط کشت بدست آمد.

اعمال کیتوسان در غلظت‌های ۱۵ و ۵۰ میلی‌گرم در لیتر محیط کشت باعث افزایش ارتفاع گیاهچه‌های سیب‌زمینی گردید که نسبت به شاهد دارای اختلاف

می‌توان به سهولت این ماده را قبل از اتوکلاو کردن و با صرف هزینه جزئی به محیط کشت اضافه کرد.

سپاسگزاری

بدینوسیله از زحمات جناب آقای مهندس لطیف فتحی مدیریت محترم شرکت تولید بذر سیب‌زمینی ویلکیج که امکان اجرای این آزمایش را در آزمایشگاه آن شرکت فراهم نمودند صمیمانه تشکر و قدردانی می‌نماید.

نشان می‌دهد که با ایجاد شرایط فیزیولوژیکی مطلوب در محیط کشت می‌توان عملکرد گیاهچه‌های سیب‌زمینی را پس از انتقال آنها به گلخانه بهبود داد. با وجود این، کاربرد کیتوسان به صورت محلول‌پاشی در گلخانه در افزایش تعداد و وزن غده‌چه‌ها و سایر صفات مورد بررسی تاثیر نداشت و نیاز هست که برای تعیین تاثیر محلول‌پاشی روی عملکرد آن آزمایشات بیشتری انجام گیرد. بنابراین، در تولید مینی‌تیوبر سیب‌زمینی

منابع مورد استفاده

- Agrawal GK, Rakwal R, Tamogami S, Yonekura M, Kubo A, and Saji H, 2002. Chitosan activates defense/stress responses in leaves of *Oryza sativa* seedlings. *Plant Physiol Biochem* 40: 1061-1069.
- Bautista-Banos S, Hernandez-Lauzardo AN, Velazquez-del Valle MG, Hernandez-Lopez M, Ait Bark E, Bosques-Molina E and Wilson CL, 2006. Chitosan as a potential natural compound to control pre and postharvest diseases of horticultural commodities. *Crop Protection* 25: 108-118.
- Bhaskara Reddy MV, Angers P, Castaigne F and Arul J, 2000. Chitosan effects on black mold rot and pathogenic factors produce by *Alternaria alternata* in postharvest tomatoes. *J Amer Soc Hort Sci* 125 (6): 742-747.
- Cassells AC and Curry RF, 2001. Oxidative stress and physiological, epigenetic and genetic variability in plant tissue culture: Implications for micropropagators and genetic engineers. *Plant Cell Tissue Organ Cultre* 64:145-157.
- Chrikov SN, Il'ina AV, Surgucheva NA, Letunova EV, Varitsev YuA, Tatarinova NYu and Varlamov VP, 2007. Effect of chitosan on systemic viral infection and some defense responses in potato plants. *Russian J Plant Physiol* 48 (6): 774-779.
- El-Ghaouth A, Similance JL and Wilson CL, 2000. Enhancement of the performance of *Candida saitoana* by the addition of glycolchitosan for the control of postharvest decay of apple and citrus fruit. *Postharvest Biol Technol* 19: 103-110.
- Gaspar T, Franck T, Bisbis B, Kevers C, Jouve L, Hausman JF and Dommes J, 2002. Concepts in plant stress physiology. Application to plant tissue cultures. *Plant Growth Regul* 37: 263-285.
- Joyce SM, Cassells AC and Jain SM, 2003. Stress and aberrant phenotypes in *in vitro* culture. *Plant Cell Tissue Organ Culture* 74: 103-121.
- Kowalaski B, Jimenez T, Herrerra L and Penalver DA, 2006. Application of soluble chitosan *in vitro* and in the greenhouse to increase yield and seed quality of potato minitubers. *Potato Res* 49: 167-176.

- Murashige T and Skoog F, 1962. A revised medium for rapid growth and bio-assays with tobacco tissue cultures. *Physiol Plant* 15: 473-497.
- Nge KL, Nwe N, Chandkrachang S and Stevens WF, 2006. Chitosan as a growth stimulator in orchid tissue culture. *Plant Science* 170: 1185–1190.
- Putalun W, Luealon W, De-Eknamkul W, Tanaka H and Shoyama Y, 2007. Improvement of artemisinin production by chitosan in hairy root cultures of *Artemisia annua* L. *Biotechnol Lett* 29: 1143–1146.
- Walker R, Morris S, Brown P and Gracie A, 2004. Evaluation of potential for chitosan to enhance plant defense. Rural Industries Research and Development Corporation Australian Government, Canberra, Australia.

بهینه سازی شرایط کشت درون شیشه ای گیاه دارویی ماریتیغال (*Silybum marianum*) و بررسی تنوع سوماکلونال حاصل با استفاده از نشانگرهای RAPD

عاطفه پورجبار¹، سیدابوالقاسم محمدی^{2*}، محمود خسروشاهلی³، علیرضا مطلبی آذر⁴ و علی ضیایی⁵

تاریخ دریافت: 88/3/26 تاریخ پذیرش: 88/5/24

- 1- فارغ التحصیل کارشناسی ارشد رشته بیوتکنولوژی کشاورزی، گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
- 2- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
- 3- گروه علوم جانوری، دانشکده علوم طبیعی، دانشگاه تبریز
- 4- گروه باغبانی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
- 5- گروه داروسازی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی

* مسئول مکاتبه E-mail: mohammadi@tabrizu.ac.ir

چکیده

ماریتیغال از گیاهان مهم دارویی است که جایگاه خاصی را در صنایع دارویی پیدا کرده است. برداشت بی رویه آن از رویشگاه‌های طبیعی موجب فرسایش ژنتیکی و از بین رفتن ذخایر ژنتیکی آن می شود. به منظور بهینه سازی شرایط کشت درون شیشه‌ای گیاه ماریتیغال، آزمایشی در قالب فاکتوریل با طرح پایه کاملاً تصادفی با استفاده از رقم اصلاح شده مجاری و اکوتیپ مغان با ریزنمونه های کوتیلدون و هیپوکوتیل در محیط کشت MS با چهار ترکیب هورمونی کینیتین و 2-4 D در شرایط تاریکی انجام گرفت. جوانه زنی بزور در محیط کشت MS بدون هورمون در شرایط تاریکی و دمای 26 درجه سانتی گراد صورت گرفت. پس از کالوس زایی، کالوس های حاصل در کلیه ترکیبات تیماری، چهار بار واکشت شدند. قبل از هر واکشت و نیز در واکشت های مختلف وزن تر و قطر کالوس ها اندازه گیری شد. نتایج تجزیه واریانس داده ها در هر واکشت نشان داد که رقم مجاری وزن تر و قطر کالوس بیشتری نسبت به اکوتیپ مغان دارد و ریزنمونه کوتیلدون نیز از نظر وزن تر و قطر کالوس نسبت به ریزنمونه هیپوکوتیل برتر است. با افزایش میزان هورمون در محیط کشت، وزن تر و قطر کالوس افزایش یافت و در هر چهار واکشت کالوس های رشد یافته در محیط کشت حاوی دو میلی گرم در لیتر کینیتین و دو میلی گرم در لیتر 2-4 D بیشترین وزن تر و قطر کالوس را داشتند. بررسی تنوع سوماکلونال حاصل در شرایط مختلف کشت، ریزنمونه ها و واکشت ها با استفاده از نشانگرهای RAPD نشان دهنده الگوی نواری متفاوت در بین کالوس های حاصل از ریزنمونه های مختلف دو ژنوتیپ در واکشت ها و محیط های کشت مختلف بود.

واژه های کلیدی: تنوع سوماکلونال، کشت بافت، کینیتین، ماریتیغال، 2-4 D

Optimization of *in vitro* Culture of Milk Thistle (*Silybum marianum*) and Analysis of Somaclonal Variation by RAPD Markers

A Pourjabar¹, SA Mohammadi^{1*}, M Khosroshahli², AR Motalebi³ and SA Ziai⁴

¹Dept. of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²Dept. of Animal Science, Faculty of Natural Sciences, University of Tabriz, Tabriz, Iran

³Dept. of Horticulture, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

⁴Dept. of Pharmacology, Faculty of Medicine, Shaheed Beheshti Medical University, Iran

*Corresponding author: E-mail:mohammadi@tabrizu.ac.ir

Abstract

Milk thistle (*Silybum marianum*) is one of the most important medicinal plants and has found special place in pharmacy industries. Irregular harvest of this plant from natural habitats results in the destruction of its genetic resources. In order to optimize *in vitro* culture of milk thistle, this study was carried out in a factorial experiment based on completely randomized design with four replications, two genotypes (Budakalszi from Hungary and Moghan ecotype) and cotyledon and hypocotyle explants in MS medium supplemented with four kinetin and 2-4 D combinations. Seeds were germinated in MS medium without hormones under 26°C and darkness conditions. After callus induction, the calli were subcultured four times into the fresh media. Analysis of variance revealed that in all of the subcultures, Budakalszi cultivar was superior to Moghan ecotype with respect to callus fresh weight and diameter. Callus fresh weight and diameter were also higher in the calli obtained from cotyledon compared with the hypocotyls explant. With the increase in hormone levels, callus weight and diameter were increased. In all of the four subcultures, maximum callus growth was observed in the medium supplemented with 2 mg/l 2-4 D and 2 mg/l kinetin. Analysis of somaclonal variation in the calli obtained from different culture conditions and subcultures using RAPD markers revealed different banding patterns among samples from explants of the two genotypes in different culture and subculture conditions.

Keywords: Kinetin, Milk thistle, Somaclonal variation, Tissue culture, 2-4 D

مقدمه

ماریتیغال یا خار مریم (*Silybum marianum*) از گیاهان دارویی مهم است که جایگاه خاصی را در صنایع داروسازی پیدا کرده است. این گیاه دارای مواد موثره از نوع ترکیبات فلاونوئیدی می‌باشد که از آن در مداوای بیماریهای طحال، کبد، یرقان‌های ویروسی، یبوست‌های مزمن و رفع سنگ کلیه استفاده می‌شود (کامی و همکاران 2003). مواد موثره ماریتیغال از نوع ترکیبات فلاونوئیدی است. این ترکیبات در میوه‌های (دانه) آن ساخته و ذخیره شده و به صورت ماده زرد رنگی جلوه می‌کنند. مجموعه مواد موثره این گیاه به سیلیمارین¹ معروف است. امروزه تولید ژنوتیپ‌ها و لاین‌هایی با مقدار بالای سیلی بین مورد توجه است (هتزر و همکاران 1995).

کشت سلول و بافت به عنوان روش مکمل برای روش‌های متداول در تولید تجاری فراورده‌های گیاهی می‌باشد. استفاده از روش‌های کشت بافت و سلول برای تولید مواد موثره دارویی در میزان مشابه و حتی بیشتر از گیاه کامل در سال‌های اخیر پیشرفت و کاربرد چشمگیری داشته است. فعالیت بیوسنتزی سلول‌های کشت شده می‌تواند با دستکاری عوامل محیطی و گزینش لاین‌های سلولی و کلون‌های مناسب افزایش یابد (راماچاندرا و راوی شانکار 2002).

القا و تولید کالوس در گیاهان تک لپه معمولاً مشکل‌تر از گیاهان دو لپه است و برای تحریک و القای کالوس نیاز به افزودن مواد تنظیم‌کننده رشد به محیط کشت می‌باشد. خصوصیات ماده تنظیم‌کننده (نوع، غلظت و نسبت اکسین به سیتوکینین) تا حد زیادی بستگی به ژنوتیپ و مقدار هورمون‌های درون زای موجود در بافت گیاهی دارد. در هویج مقادیر کم 2-4 D منجر به تمایز سلولی ولی افزایش غلظت آن موجب القای کالوس می‌شود. سیتوکینین به همراه اکسین در کنترل تمایز ریشه و ساقه نقش دارد. علاوه بر مواد تنظیم‌کننده رشد، عوامل متعدد دیگری از قبیل ژنوتیپ، ترکیب محیط

کشت و عوامل فیزیولوژیکی موثر در رشد مانند نور، دما و غیره نیز در تشکیل کالوس اهمیت دارند (پروهیت 2004).

گزارش شده است که کاربرد ترکیب هورمون‌های NAA (Naphtaleneacetic acid) و کینتین در محیط کشت MS کالوس زایی را در گیاه ماریتیغال القاء کردند. ولی کالوس‌ها بعد از سه سری واکشت در همان محیط توانایی زیستی خود را از دست دادند. کاجو و همکاران (1999) نشان دادند که محیط کشت MS حاوی یک میلی گرم بر لیتر 2-4 D و 0/1 میلی گرم بر لیتر کینتین را مناسبترین محیط برای کالوس زایی ریز نمونه‌های کوتیلدونی گیاهچه‌های 10 روزه ماریتیغال می‌باشد

یکی از ویژگی‌های گیاهان حاصل از کشت بافت و سلول، تنوع سوماکلونال می‌باشد. تغییرات ژنتیکی در کشت بافت حاصل طیف وسیعی از جهش‌ها، شامل جهش‌های نقطه‌ای، تغییر آرایش کروموزومی، وارونگی، اضافه و حذف شدن و پلی پلوئیدی است. تنوع سوماکلونال در گیاهان حاصل از پروتوپلاست و کشت‌های ریزنمونه سیب زمینی، نیشکر، یونجه، برنج، گندم، ذرت و ... گزارش شده است (پروهیت 2004).

در کشت بافت توتون مشاهده شده است که افزایش در میزان سیتوکینین بنزیل آمینو پورین موجب پایداری گیاه می‌شود. افزودن 2-4 D و سیتوکینین به محیط کشت نیز احتمال وقوع جهش و تغییرات ژنتیکی را افزایش می‌دهند (پروهیت 2004).

پیشرفت در زمینه تکنولوژی نشانگرهای مولکولی، ابزارهای مکمل و دقیقی برای بررسی تنوع ژنتیکی گونه‌های گیاهی بوجود آورده است که علاوه بر برطرف کردن بسیاری از مشکلات مرتبط با نشانگرهای مورفولوژیکی، بررسی تعداد زیادی نمونه را در زمان کوتاه ممکن ساخته است. نشانگرهای مبتنی بر DNA برای شناسایی تغییرات سوماکلونال نیز بکار گرفته شده است (مارتینز و همکاران 2004 و احسانپور و همکاران 2007).

¹Silymarin

هدف این مطالعه، بهینه سازی شرایط کشت بافت ماریتیغال و بررسی اثر عوامل مختلف از قبیل تنظیم کننده های رشدی، ژنوتیپ، نوع ریزنمونه و تعداد واکشت های کالوس در وزن و قطر کالوس و نیز بررسی تغییرات سوماکلونال حاصل بوسیله نشانگرهای مولکولی می باشد.

مواد و روش ها

مواد گیاهی مورد استفاده شامل رقم اصلاح شده کالازی از مجارستان و اکوتیپ مغان بودند. بذور به مدت 24 ساعت توسط آب جاری برای برطرف کردن خواب بذور آبشویی شدند. پس از آبشویی، بذور به مدت 10 دقیقه در محلول رقیق مایع ظرفشویی قرار داده شدند. بعد از این مرحله نمونه ها سه بار با آب مقطر شستشو داده شده و به مدت دو دقیقه در اتانل 70% قرار گرفتند. پس از این مرحله، بذور چند بار توسط آب مقطر شستشو و سپس به مدت 15 دقیقه با محلول هیپوکلریت سدیم 2/5% تیمار و نهایتاً سه بار با آب مقطر استریل در زیر هود لامینار شسته شدند. بذور استریل بعد از خشک کردن به محیط کشت منتقل شدند. جوانه زنی بذور در محیط کشت MS بدون هورمون در شرایط تاریکی و دمای $26 \pm 1^\circ\text{C}$ طی چهار هفته انجام شد. بذور جوانه زده پس از انتقال به لوله های آزمایش در شرایط روشنایی قرار داده شدند تا گیاه کامل از آنها تولید شد.

به منظور القای کالوس از دو بخش هیپوکوتیل و کوتیلدون گیاهچه های 15 روزه، ریزنمونه تهیه شد. برای تعیین بهترین نسبت هورمونی جهت کالوس زایی از محیط کشت MS با چهار ترکیب هورمونی "0/1 و 1"، "1 و 1"، "1 و 2" و "2 و 2" میلی گرم بر لیتر کینتین و D 2-4 استفاده شد. هر واحد آزمایشی عبارت از یک پتری با 5 ریزنمونه بود که نمونه ها در شرایط تاریکی و دمای $26 \pm 1^\circ\text{C}$ در داخل اتاقک رشد قرار گرفتند. بدین ترتیب، اثر سه عامل ژنوتیپ، ترکیب هورمونی و نوع ریزنمونه (دو ژنوتیپ، چهار ترکیب هورمونی و دو ریزنمونه) بر تولید و رشد کالوس به صورت آزمایش

فاکتوریل در قالب طرح کاملاً تصادفی با چهار تکرار بررسی شد. کالوس های هر محیط چهار بار با فواصل زمانی هر پنج هفته یکبار در همان محیط کشت واکشت شدند. قبل از واکشت و در واکشت ها، قطر و وزن تر کالوس به عنوان شاخصی از رشد اندازه گیری شد.

تجزیه واریانس داده ها برای کالوس های اولیه و واکشت ها، بطور جداگانه و نیز به طور مرکب انجام شد. برای محاسبات آماری از نرم افزار SAS v9.0 انیستیتیوی SAS (2003) استفاده شد.

استخراج DNA از برگ گیاه کامل و کالوس به روش CTAB (سقای معروف و همکاران، 1984) انجام و کمیّت و کیفیت DNA با استفاده از روش اسپکتروفتوتتری و الکتروفورز ژل آگارز 0/8 درصد تعیین شد. برای تکثیر DNA ژنومی از 20 آغازگر تصادفی RAPD در حجم واکنش 20 میکرولیتری بر اساس روش پیشنهادی ویلیامز و همکاران (1990) استفاده شد. چرخه های حرارتی شامل یک چرخه واسرشته سازی اولیه در 94°C بمدت پنج دقیقه، 35 چرخه با واسرشته سازی در 94°C بمدت یک دقیقه، اتصال آغازگر در 36°C بمدت یک دقیقه و بسط دمای 72°C درجه بمدت یک دقیقه و یک چرخه بسط نهایی در 72°C بمدت پنج دقیقه بود. تفکیک قطعات تکثیری با استفاده از الکتروفورز ژل آگارز 2 درصد و رنگ آمیزی ژل ها با اتیدیوم بروماید انجام شد.

نتیجه و بحث

تجزیه واریانس و مقایسه میانگین های صفات وزن تر و قطر کالوس

نتایج تجزیه واریانس صفات قطر و وزن تر کالوس در کالوس اولیه و کالوس های حاصل از واکشت های مختلف در جدول 1 ارائه شده است. در کالوس اولیه و کالوس های حاصل از کلیه واکشت ها بغیر از واکشت دوم بین دو ژنوتیپ از نظر وزن تر کالوس

اختلاف معنی‌دار وجود داشت و رقم اصلاح شده Budakalaszi نسبت به اکوتیپ مغان بهتر بود. از نظر قطر کالوس نیز رقم اصلاح شده مجاری نسبت به اکوتیپ بومی مغان در کالوس اولیه و کلیه واكشت‌ها بغیر از واكشت‌های اول و دوم برتری نشان داد. همچنین کالوس اولیه و کالوس‌های تولید شده از واكشت‌های مختلف ریزنمونه کوتیلدونی قطر و وزن تر بیشتری نسبت به کالوس‌های حاصل از ریزنمونه هیپوکوتیل داشتند. هر چند که در واكشت دوم از نظر وزن تر و در واكشت چهارم از نظر هر دو صفات تفاوت آنها معنی‌دار نبود. حسنلو (1384) نیز ریزنمونه‌های کوتیلدونی ماریتیغال را بعنوان ریزنمونه‌های برتر از نظر تولید و رشد سریعتر کالوس‌ها معرفی کرد. سیمینو و همکاران (2006) از ریزنمونه‌های کوتیلدونی در ماریتیغال برای تولید کالوس جهت سنتز پپتیداز استفاده کردند. رهنما و همکاران (2008) از ریزنمونه کوتیلدونی در کالوس زایی برای ترایزش گیاه ماریتیغال جهت تولید ریشه‌های موئین بهره بردند.

بین ترکیبات هورمونی از نظر وزن تر و قطر کالوس اولیه و کالوس‌های حاصل از تمام واكشت‌ها بااستثنای وزن تر کالوس در واكشت دوم تفاوت معنی‌دار مشاهده شد. در کلیه شرایط، کالوس‌های تولید شده در محیط کشت حاوی دو میلی گرم در لیتر D 2-4 و دو میلی گرم در لیتر کینتین، بیشترین میزان وزن تر و قطر کالوس را داشتند. چون القاء و رشد کالوس تابع غلظت‌های مختلف اکسین و سیتوکینین و نسبت آنها می‌باشد، در مطالعات مختلف ترکیب و نسبت‌های مختلفی از اکسین‌ها و سیتوکینین‌ها برای کالوس زایی در ماریتیغال استفاده شده است. کاچو و همکاران (1999) در بررسی اثر تیمارهای مختلف هورمونی بر کال‌زایی ماریتیغال گزارش کردند که محیط کشت MS حاوی 0/1 میلی گرم در لیتر کینتین و 1 میلی گرم در لیتر D 2-4 بیشترین کارآیی را بر القاء و رشد کالوس داشت. حسنلو (1384) محیط MS حاوی 1 میلی گرم در

لیتر D 2-4 و 0/4 میلی گرم در لیتر کینتین را بهترین محیط القاء کالوس در ماریتیغال معرفی کرد. در مطالعه‌ای دیگر محیط MS حاوی 3 میلی گرم در لیتر پیکورام و 0/4 میلی گرم در لیتر کینتین برای کال زایی ماریتیغال مناسب تشخیص داده شد (حسینلو و همکاران 2008).

تجزیه واریانس مرکب داده‌ها نشان داد که اثر واكشت، ژنوتیپ، ریزنمونه و ترکیب هورمونی در سطح احتمال یک درصد بر وزن تر و قطر کالوس معنی‌دار بودند (جدول 2). براساس مقایسه میانگین‌ها، بیشترین میانگین وزن تر و قطر کالوس مربوط به واكشت‌های دوم و سوم بود که با کالوس اولیه و واكشت‌ها دیگر تفاوت معنی‌دار داشتند. بدین ترتیب که رشد کالوس‌ها تا واكشت سوم افزایش پیدا کرد ولی در واكشت چهارم بعلت افزایش سن کالوس‌ها رشد آنها کمتر شد (جدول 3).

در میانگین واكشت‌ها، ژنوتیپ‌ها و ریزنمونه‌ها، بیشترین وزن تر کالوس در محیط کشت حاوی یک میلی گرم در لیتر D 2-4 و یک میلی گرم در لیتر کینتین حاصل شد. هر چند که از این نظر با کالوس‌های تولید شده در محیط کشت حاوی دو میلی گرم در لیتر D 2-4 و دو میلی گرم در لیتر کینتین تفاوت معنی‌دار نداشت. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که نسبت مساوی اکسین به کینتین یکی از عوامل افزایش میزان کال‌زایی است. ولی از نظر قطر کالوس بیشترین میانگین در محیط کشت حاوی دو میلی گرم در لیتر توفوردی و دو میلی گرم در لیتر کینتین حاصل شد که از این نظر با بقیه ترکیبات هورمونی تفاوت معنی‌دار داشت (جدول 4).

اثر متقابل واكشت در ترکیب هورمونی نیز بر هر دو صفت مورد مطالعه تاثیر معنی‌دار در سطح احتمال 1% داشت (جدول 2). در میانگین واكشت‌ها، ترکیبات هورمونی و ریزنمونه‌ها، بین دو ژنوتیپ از نظر وزن تر و قطر کالوس تفاوت معنی‌دار در سطح احتمال 1% وجود داشت و برای هر دو صفت میانگین رقم اصلاح شده مجاری از اکوتیپ بومی مغان بیشتر بود.

جدول 2- تجزیه واریانس مرکب اثر عوامل مورد بررسی برون تر و قطر کالوس ماریتیغال

میانگین مربعات		درجه آزادی	منابع تغییر
وزن تر کالوس	قطر کالوس		
530/283**	13/016**	4	واکشت
1/403	0/237	15	تکرار (واکشت)
31/033**	15/703**	3	ترکیب هورمونی
28/01**	2/587**	12	واکشت × ترکیب هورمون
107/133**	6/498**	1	ژنوتیپ
6/764**	0/224 ^{ns}	4	واکشت × ژنوتیپ
17/323**	1/54**	3	ترکیب هورمون × ژنوتیپ
10/247**	2/151**	12	واکشت × ترکیب هورمون × ژنوتیپ
73/772**	19/503**	1	ریزنمونه
17/47**	6/91**	4	واکشت × ریزنمونه
7/255**	1/343**	3	ترکیب هورمون × ریزنمونه
3/212**	0/596*	12	واکشت × ترکیب هورمون × ریزنمونه
0/135 ^{ns}	0/351 ^{ns}	1	ژنوتیپ × ریزنمونه
3/215*	0/782*	4	واکشت × ژنوتیپ × ریزنمونه
5/518**	2/16**	3	ترکیب هورمون × ژنوتیپ × ریزنمونه
3/029**	0/78*	12	واکشت × ترکیب هورمون × ژنوتیپ × ریزنمونه
1/24	0/282	225	خطای 2
7/18	3/71		ضریب تغییرات (%)

ns، * و **: به ترتیب غیر معنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال 5٪ و 1٪.

جدول 3- مقایسه میانگین‌های واکشت‌های مختلف از نظر وزن تر و قطر کالوس در ماریتیغال.

صفات		کشت‌ها
وزن تر کالوس	قطر کالوس	
511/81 ^c	14/03 ^b	کالوس اولیه
679/64 ^b	13/80 ^c	واکشت اول
1026/72 ^a	14/88 ^a	واکشت دوم
1008/20 ^a	14/69 ^a	واکشت سوم
499/62 ^c	14/21 ^b	واکشت چهارم

در هر ستون، میانگین با حروف غیرمشترک دارای تفاوت معنی‌دار در سطح احتمال 5 درصد هستند.

جدول 4- مقایسه میانگین های ترکیبات هورمونی مختلف از نظر وزن تر و قطر کالوس در ماریتیغال

صفات		محیط کشت
قطر کالوس	وزن تر کالوس	
13/81 ^c	674/86 ^c	0/1 کینیتین و 1 توفوردی*
14/28 ^b	799/66 ^a	1 کینیتین و 1 توفوردی
14/33 ^b	727/82 ^b	1 کینیتین و 2 توفوردی
14/89 ^a	772/85 ^a	2 کینیتین و 2 توفوردی

* واحدها بر حسب میلی گرم در لیتر.

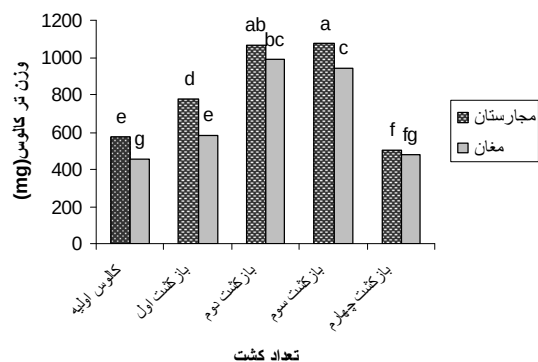
در هر ستون، میانگین با حروف غیرمشترک دارای تفاوت معنی دار در سطح احتمال 5 درصد هستند.

دار بین ژنوتیپ های جو از نظر تولید، تردی و مورفولوژی کالوس مشاهده کرد.

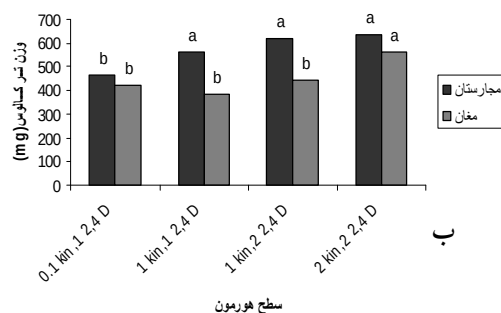
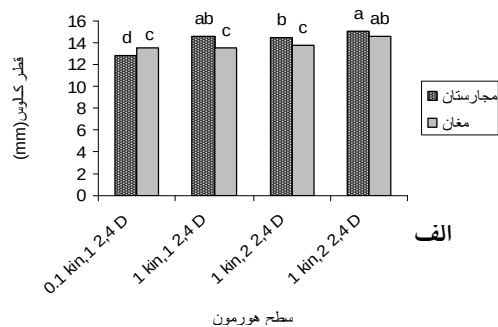
بررسی وزن تر و قطر کالوس های حاصل از ریزنمونه های کوتیلدونی و هیپوکوتیلی در میانگین واکشت ها، ترکیبات هورمونی و ژنوتیپ ها، برتری کالوس های حاصل از ریزنمونه های کوتیلدونی را نشان داد. اثر متقابل دو جانبه ریزنمونه در واکشت و ترکیبات هورمونی برای هر دو صفت معنی دار بود. ولی اثر متقابل ریزنمونه در ژنوتیپ برای صفات وزن تر و قطر کالوس معنی دار نشد (جدول 2). بیشترین میانگین وزن تر کالوس ها مربوط به هر دو ریز نمونه در واکشتهای دوم و سوم بود که از این نظر با بقیه ترکیبات تفاوت معنی دار نشان دادند. در هر دو ریزنمونه با افزایش سن کالوس ها، وزن تر آنها نیز افزایش یافت. این روند تا واکشت سوم ادامه داشت ولی از واکشت سوم به چهارم کاهش معنی داری در وزن تر کالوس ها حاصل شد (شکل 3). بنابراین، افزایش سن کالوس تا حدی سبب افزایش رشد و وزن تر کالوس می شود ولی در کالوس های پیر رشد کالوس کمتر می گردد. هرچند که از نظر قطر کالوس نیز بیشترین میانگین در واکشت های دوم و سوم بخصوص در ریزنمونه های کوتیلدونی مشاهده شد ولی اختلاف معنی دار با ریزنمونه کوتیلدونی در کالوس اولیه نداشت. با مقایسه نتایج مشاهده شد که واکشت تاثیر بیشتری روی وزن تر کالوس در مقایسه با قطر کالوس داشت.

اثر متقابل ژنوتیپ در واکشت برای قطر کالوس غیر معنی دار ولی برای وزن تر کالوس در سطح احتمال 1% معنی دار بود. بدین ترتیب که برای این صفت ژنوتیپ ها عکس العمل متفاوتی را در واکشت های مختلف نشان دادند (شکل 1). بطوریکه مشاهده می شود اثر متقابل از نوع تغییر در مقدار بوده و در تمام واکشت ها رقم مجاری به اکوتیپ مغان برتری داشت. بیشترین مقدار وزن تر را رقم مجاری در واکشت های دوم و سوم تولید کرد. وزن تر کالوس در هر دو رقم از کالوس اول تا واکشت سوم روند صعودی داشت ولی در واکشت چهارم بطور معنی دار کاهش یافت.

ژنوتیپ ها از نظر صفات مورد مطالعه رفتارهای متفاوتی را در ترکیبات هورمونی مختلف از خود نشان دادند و اثر متقابل ژنوتیپ در ترکیب هورمونی برای هر دو صفت در سطح احتمال 1% معنی دار بود (جدول 2). بیشترین وزن تر کالوس در رقم مجاری و در محیط کشت حاوی یک میلی گرم در لیتر توفوردی و یک میلی گرم در لیتر کینیتین حاصل شد که با بقیه ترکیبات اختلاف معنی دار داشت. ولی حداکثر قطر کالوس در ترکیب هورمونی دو میلی گرم در لیتر توفوردی و دو میلی گرم در لیتر کینیتین برای هر دو ژنوتیپ بدست آمد (شکل 2). در کشت درون شیشه ای عوامل مختلفی از قبیل ژنوتیپ، ریزنمونه، ترکیبات هورمونی بر تولید و رشد کالوس تاثیر دارند. بریگیتزر (1992) تفاوت معنی



شکل 1- مقایسه میانگین‌های اکوتیپ‌های مجارستان و مغان ماریتغال در واکنش‌های مختلف از نظر وزن تر کالوس



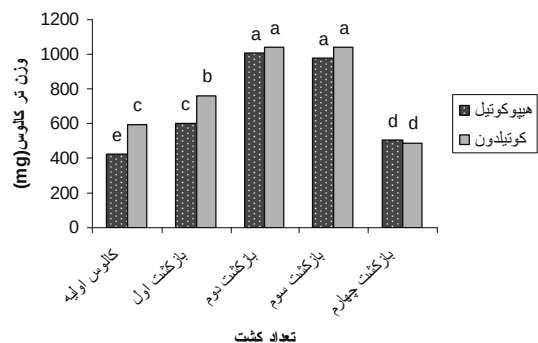
شکل 2- مقایسه میانگین ترکیب تیماری اکوتیپ ماریتغال و ترکیب هورمونی برای وزن تر (الف) و قطر (ب) کالوس

میلی گرم در لیتر 2-4 D و دو میلی گرم در لیتر کینیتین تفاوت معنی دار نداشت. بیشترین قطر کالوس در کالوس‌های حاصل از ریزنمونه کوتیلدونی در محیط حاوی دو میلی گرم در لیتر 2-4 D و دو میلی گرم در لیتر کینیتین بدست آمد که به بقیه ترکیبات اختلاف معنی دار نشان داد (شکل 4). حسرتلو و همکاران (2008) با مقایسه

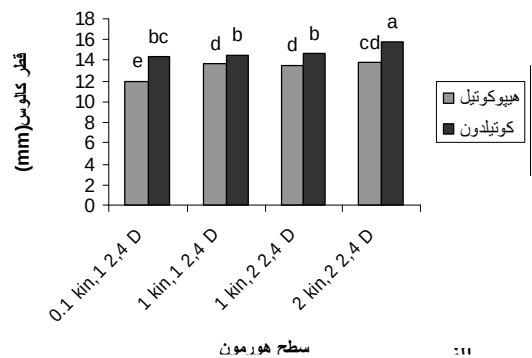
مقایسه میانگین ترکیبات تیماری ریزنمونه و ترکیبات هورمونی نشان داد که بالاترین وزن تر کالوس مربوط به کالوس‌های تولید شده از ریزنمونه‌های کوتیلدونی در محیط حاوی یک میلی گرم در لیتر 2-4 D و یک میلی گرم در لیتر کینیتین بود. هرچند که از نظر این صفت با کالوس‌های حاصل از ریزنمونه کوتیلدونی در ترکیب هورمونی دو

حاوی یک میلی گرم در لیتر توفوردی و 0/5 میلی گرم در لیتر بنزیل آدنین برای القاء کالوس و کشت سوسپانسیون ماریتیغال جهت جداسازی یک پروتئین آرابینوگلاکتان بهره بردند.

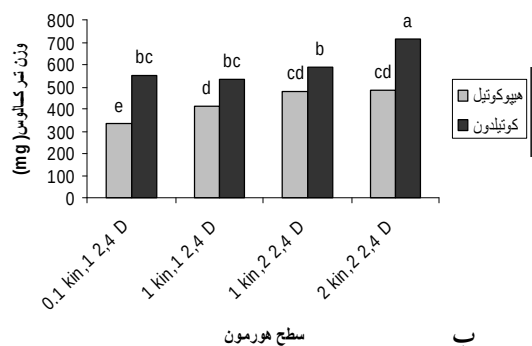
ریزنمونه‌های کوتیلدون، قطعات شاخسار و ریشه در کشت سوسپانسیون ماریتیغال، بیشترین القاء و رشد کالوس را در کشت های حاصل از ریزنمونه کوتیلدون مشاهده کردند. در حالیکه سانچز سامپدرو و همکاران (2008) از ریزنمونه‌های هیپوکوتیلی در محیط کشت MS



شکل 3- مقایسه میانگین های دو ریزنمونه ماریتیغال در واگشت های مختلف از نظر وزن تر کالوس



الف



ب

شکل 4- مقایسه میانگین ترکیبات تیماری ترکیب هورمونی و ریزنمونه ماریتیغال برای وزن تر (الف) و قطر (ب) کالوس

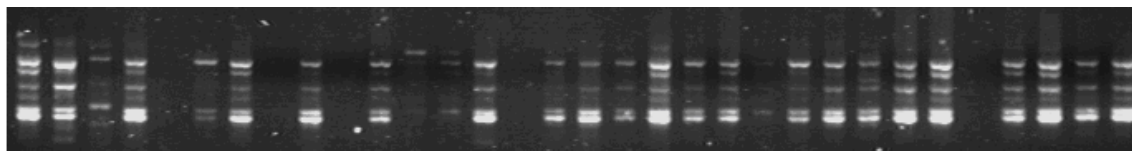
قطعات DNA در نمونه‌های مورد مطالعه بودند (جدول 5). شکل 5 الگوی نواری یکی از آغازگر را در تعدادی از نمونه‌های نشان می‌دهد.

تنوع سوماکلونال براساس چند شکلی نشانگرهای RAPD از 20 آغازگر تصادفی RAPD استفاده شده برای بررسی تنوع سوماکلونال، 10 آغازگر قادر به تکثیر

جدول 5- نام و توالی آغازگرهای RAPD چند شکل بین کالوس‌های بدست آمده از ژنوتیپ‌های ماریتیغال در

محیط‌های کشت و واکشت‌های مختلف

نام آغازگر	توالی
489	CGCACGCACA
495	CTTTCCTTCC
568	ACCTGTTCTC
569	CGAATTGCTG
576	CACCTAATGG
MT4	CCGCATCTAC
MT8	GGACCCAACC
MT14	CCAGATGCAC
MT16	AGATGCAGCC
MT18	AATCGGGCTG



شکل 5- الگوی نواری تعدادی از نمونه‌ها با استفاده از آغازگر 569. از چپ به راست نمونه‌ها عبارتند از ژنوتیپ‌های مجارستان و مغان ماریتیغال و کالوس‌های حاصل از کشت‌ها، واکشت‌ها و ریزنمونه‌های مختلف

آمده از این محیط‌ها از نظر وزن و قطر کالوس نیز تفاوت داشتند. روند تغییرات سوماکلونال در کالوس‌های حاصل از ریزنمونه‌های کوتیلدون متفاوت از کالوس‌های هیپوکوتیل بود. بطوریکه در رقم مجاری کالوس‌های ریزنمونه‌های کوتیلدنی الگوی نواری مشابهی با همان نمونه در واکشت اول نشان داد. اما در واکشت‌های دوم، سوم و چهارم این نمونه‌ها الگوی نواری متفاوتی نشان دادند و همچنین در محیط کشت‌های مختلف نیز الگوی نواری متفاوتی بوجود آوردند. همچنین الگوی نواری نمونه‌های هیپوکوتیل رقم مجاری صرف نظر از محیط

بررسی الگوی نواری آغازگرهای مختلف نشان داد که نمونه‌های هیپوکوتیل رقم مجاری الگوی نواری متفاوتی را در محیط‌های کشت مختلف و نیز واکشت‌های متفاوت داشتند. به عنوان مثال، برای نشانگر MT6 از هفت نشانگر مشاهده شده در کل نمونه‌ها، کالوس حاصل از هیپوکوتیل رقم مجاری در محیط کشت حاوی دو میلی گرم در لیتر 2-4 D و دو میلی گرم در لیتر کینیتین در یک نشانگر متفاوت با هیپوکوتیل همان ژنوتیپ در محیط دارای دو میلی گرم در لیتر 2-4 D و یک میلی گرم در لیتر کینیتین بود. کالوس‌های بدست

95 درصد با والد مادری نشان دادند. همچنین یک نمونه که الگوی نواری متفاوت با بقیه داشت.

با توجه به نتایج بدست آمده از این پژوهش، رقم اصلاح شده مجاری در تمام شرایط، از نظر رشد و القاء کالوس نسبت به اکوتیپ مغان بهتر بود و ریزنمونه کوتیلدونی به ریزنمونه هیپوکوتیلی برتری نشان داد. تیمار هورمونی مناسب برای القاء کالوس در همه واکشت ها، محیط کشت حاوی دو میلی گرم در لیتر کینیتین و D 2-4 بود، هر چند که در برخی از واکشت ها، محیط کشت حاوی یک میلی گرم در لیتر کینیتین و یک میلی گرم در لیتر D 2-4 تفاوت معنی داری نداشت. بطور کلی با افزایش میزان هورمون ها در محیط کشت کالوس زایی افزایش یافت. بررسی تنوع سوماکلونال با نشانگرهای RAPD نشان داد که الگوی نواری نمونه های کالوس بدست آمده از ریزنمونه در همه آغازگرها با نمونه های کالوس حاصل از واکشت های سوم و چهارم تفاوت داشتند که می توان اظهار داشت که تعداد واکشت و نوع محیط کشت می تواند سبب بروز تغییراتی در سطح مولکول DNA شود. همچنین بررسی الگوی نواری این آغازگر ها نشان داد که الگوی نواری نمونه های کالوس حاصل از ریزنمونه های مختلف دو ژنوتیپ در واکشت ها و محیط کشت های مختلف، متفاوت بودند. با این وجود، روند تغییرات در شرایط یکسان در دو ژنوتیپ یکسان نبود.

قردانی

این پروژه با حمایت مالی صندوق حمایت از پژوهشگران کشور با شماره طرح 84153 و امکانات قطب علمی اصلاح مولکولی غلات و پژوهشکده بیوتکنولوژی گیاهان دارویی دانشگاه تبریز انجام شده است.

کشت ها در واکشت های مختلف نیز متفاوت بود. در مورد اکوتیپ مغان نیز الگوی نواری متفاوتی بین کالوس های حاصل از واکشت های و محیط های کشت مختلف ریز نمونه کوتیلدون مشاهده شد. هرچند که روند تغییرات حاصل تصادفی بوده و از الگوی خاصی تبعیت نمی کرد ولی با افزایش باز کشت ها، تغییرات ژنتیکی در کالوس ها نیز افزایش داشت و همچنین ترکیبات هورمونی محیط کشت نیز می تواند موجب بروز تغییرات ژنتیکی در سطح مولکول DNA شود

یکی از پدیده های رایج در کشت بافت و سلول گیاهی احتمال وقوع تغییرات ژنتیکی و اپی ژنتیکی ناشی از جهش و تغییرات کروموزومی است که موجب تغییراتی در فنوتیپ مجموعه های سلولی و گیاهان باززایی شده می شود. تقسیم های میتوز و نیز ادغام سلول ها در کالوس های واکشت شده، موجب دو برابر شدن کروموزوم های هسته ای و یا حذف کروموزومی می شود. احتمال تغییرات ژنتیکی در هسته سلول معمولاً با زیاد شدن سن کشت افزایش می یابد و این تغییرات به شرایط کشت و نیز ترکیبات کشت بویژه تنظیم کننده های رشد، نوع ریزنمونه و تعداد دفعات واکشت بستگی دارد (کاپیلر و همکاران 2000 و سونیا و همکاران 2001).

تنوع سوماکلونال یک فرآیند تصادفی است که نه تنها روی ژن ها و نهایتاً مورفولوژی گیاه اثر می گذارد بلکه باعث تغییر بیان ژن و کنترل آن نیز می شود (کاپو و همکاران 1999). با توجه به اینکه تنوع سوماکلونال بیشتر در اثر وقوع جهش ها می باشد. بنابراین، باید از تکنیک های ارزیابی مناسبی برای تشخیص انواع جهش ها در کشت بافت استفاده شود.

سونیا و همکاران (2001) از 20 آغازگر تصادفی برای تعیین تنوع سوماکلونی در گوجه فرنگی استفاده کردند که فقط شش آغازگر سطح چند شکلی قابل قبولی نشان دادند. در این مطالعه، 10 گیاه باززایی شده شباهت

منابع مورد استفاده

حسنلو ط، 1384. مطالعه برخی متابولیت‌های ثانویه در گیاهان خارمریم *Silybum marianum* جمع‌آوری شده از نقاط مختلف ایران و کشت بافت و سلول آن به منظور تولید سیلیمارین. رساله دکتری دانشکده علوم، دانشگاه تربیت معلم تهران.

Bregitzer P, 1992. Plant regeneration and callus type in barley: Effects of genotype and culture medium. Crop Science 32: 1108-1112.

Cacho M, Moran M, Corchete P and Fernandez-Tarrago J, 1999. Influence of medium composition on the accumulation of flavonolignans in cultured cells of *Silybum marianum* (L.) Gaertn. Plant Science 144: 63-68.

Cammie A, Burgess BBA and Pharm D, 2003. *Silybum marianum* (Milk Thistle). J. Pharmacy Society Wisconsin 2: 38-40.

Cimino C, Cavalli SV, Spina F, Natalucci C and Priolo N, 2006. Callus culture for biomass production of milk thistle as a potential source of milk clotting peptidases. Electronic Journal of Biotechnology 9: 238-240.

Ehsanpour AA, Madani S and Hoseini M, 2007. Detection of somaclonal variation in potato callus induced by UV-C radiation using RAPD-PCR. General Applied Plant Physiology 33: 3-11.

Hasanloo T, Khavari-Nejad RA, Majidi E and Shams-Ardakani MR, 2008. Flavonolignan production in cell suspension culture of *Silybum marianum*. Pharmaceutical Biology 46: 876-882.

Hetz, E, Liersch R and Schieder D, 1995. Genetic investigations on *Silybum marianum* and *S. eburneum* with respect to leaf colour, outcrossing ratio and flavonolignan composition. Planta Medica 61:54-57.

Kaeppler SM, Kaeppler HF and Rhee S, 2000. Epigenetic aspects of somaclonal variation in plants. Plant Molecular Biology 43: 179-188.

Martins M, Sarmiento D and Oliveira M, 2004. Genetic stability of micropropagated almond plantlets, as assessed by RAPD and ISSR markers. Plant Cell Reports 23: 492-496.

Purohit SS, 2004. Plant Tissue Culture. Agrobios, India. pp. 364.

Rahnama H, Hasanloo T, Shams MR and Sepehrifar R, 2008. Silymarin production by hairy root culture of *Silybum marianum* (L.) Gaertn. Iranian Journal of Biotechnology 6:113-118.

Ramachandra SR and Ravishankar GA, 2002. Plant cell cultures: Chemical factories of secondary metabolites. Biotechnology Advance 20: 101-153.

Saghai-Maroo MA, Soliman K, Jorgensen RA and Allard RW, 1984. Ribosomal DNA spacer length polymorphisms in barley: Mendelian inheritance, chromosomal location and population dynamics. Proceeding of National Academic Science USA 81: 8014-8018.

Sa'nchez-Sampedro MA, Pela'ez R and Corchete P, 2008. An arabinogalactan protein isolated from medium of cell suspension cultures of *Silybum marianum* (L.) Gaernt. Carbohydrate Polymers 71: 634–639.

SAS Institute, 2003. The SAS System for Windows. Release 9.0. SAS Inc, Cary, NC.

Soniya EV, Banerjee NS and Das MR, 2001. Genetic analysis of somaclonal variation among callus- derived plants of tomato. Current Science 80: 1213-1218.

Williams JGK, Kubelik AR, Livak KJ, Rafalski JA and Tingey SV, 1990. DNA polymorphism amplified by arbitrary primers are useful as genetic markers. Nucleic Acids Research 18: 6531-6535.

جدول 1- تجزیه واریانس اثر عوامل مورد مطالعه بر قطر و وزن تر کالوس ماریتیغال در کشت اول و واکشت‌های مختلف

ردیف	تجزیه واریانس	میانگین مربعات							
		کشت اول		واکشت اول		واکشت دوم		واکشت سوم	
		قطر کالوس	وزن تر کالوس	قطر کالوس	وزن تر کالوس	قطر کالوس	وزن تر کالوس	قطر کالوس	وزن تر کالوس
1	ژنوتیپ	2/89**	215064/06**	0/23 ^{ns}	600818/77**	1/02 ^{ns}	102880/56 *	1/63 **	24406/64 ^{ns}
1	ریزنمونه	38/75**	453602/25 **	5/29**	406246/89**	2/07 *	14701/56 ^{ns}	0/77 *	77910/77 *
3	ترکیب هورمون	7/41**	76077/37 *	10/96**	1084082/56**	4/57 **	4826/60 ^{ns}	1/69 **	39370/68 *
1	ژنوتیپ×ریزنمونه	0/18 ^{ns}	17095/56 ^{ns}	0/42 ^{ns}	5058/77 ^{ns}	1/18 ^{ns}	58927/56 ^{ns}	0/36 ^{ns}	12460/14 ^{ns}
3	ژنوتیپ×ترکیب هورمون	2/31**	19733/77 ^{ns}	2/52**	439754/81**	0/17 ^{ns}	25307/94 ^{ns}	5/19 **	65088/35 **
3	ریزنمونه×ترکیب هورمون	1/95**	51417/62 ^{ns}	1/04 *	110608/27**	0/33 ^{ns}	3990/02 ^{ns}	0/16 ^{ns}	5656/56 ^{ns}
3	ژنوتیپ×ریزنمونه×ترکیب هورمون	2/93**	110265/31**	1/87 **	40643/89 ^{ns}	0/20 ^{ns}	28831/35 ^{ns}	0/12 ^{ns}	2651/93 ^{ns}
48	خطای آزمایشی	0/30	27170/55	0/34	15281/08	0/39	20063/74	0/14	12094/3
	ضریب تغییرات (%)	3/89	14/7	4/21	18/19	4/18	13/8	2/51	10/89
		8/05	3/22						

ns: * و **: به ترتیب غیرمعنی‌دار و معنی‌دار در سطوح احتمال 5٪ و 1٪.

مجارستان e
مغان y

جداسازی، تشخیص و بررسی بیماری زایی عوامل قارچی پوسیدگی ریشه و طوقه فلفل در

استان آذربایجان غربی

سحر قلی طلوعی^۱، اسداله بابای اهری^{۲*}، یوبرت قوستا^۳ و محمد صدقی^۴

تاریخ دریافت: 87/10/4 تاریخ پذیرش: 88/5/30

- 1- دانش آموخته دوره کارشناسی ارشد دانشگاه تبریز
- 2- گروه گیاهپزشکی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
- 3- گروه گیاهپزشکی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه
- 4- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه محقق اردبیلی

*مسئول مکاتبه E-mail: ababaiahari@yahoo.com

چکیده

طی سال‌های 1385 و 1386 بیماری پوسیدگی ریشه و طوقه فلفل در استان آذربایجان غربی مورد مطالعه قرار گرفت. مزارع فلفل در شهرستان‌های ارومیه، مهاباد، میاندوآب، اشنویه و پیرانشهر در ماه‌های مرداد و شهریور سال‌های مذکور مورد بازدید قرار گرفتند و از گیاهان مشکوک به آلودگی و نیز خاک پای بوته‌های آلوده، نمونه‌برداری شد. نمونه‌های تهیه شده در اسرع وقت به آزمایشگاه منتقل شده و به منظور جداسازی قارچ‌های بیمارگر، از محیط‌های کشت PDA اسیدی، PCA و CMA و برای جداسازی عوامل شبه قارچی، از روش طعمه‌گذاری در خاک‌های آلوده استفاده شد. سپس محیط‌های کشت انتخابی برای تشخیص جدایه‌ها در سطح گونه به کار برده شد. از بوته‌های بیمار و خاک‌های آلوده در مجموع 82 جدایه قارچی، جداسازی و مورد بررسی تاکسونومیکی قرار گرفت. از بین جدایه‌ها گونه‌های *Fusarium*، *Rhizoctonia solani*، *Pythium aphanidermatum*، *Phytophthora capsici*، *oxysporum*، *F. solani*، *F. chlamydosporum*، *F. sambucinum* و *Verticillium dahliae* شناسایی شدند. سپس بیماری‌زایی 34 جدایه منتخب در شرایط گلخانه روی دو واریته فلفل (دلمه‌ای و محلی) رایج کاشت در استان آذربایجان غربی مورد مطالعه قرار گرفت و با توجه به گونه قارچی پس از گذشت مدت زمان معین از مایه‌زنی شدت بیماری‌زایی هرکدام از جدایه‌ها با استفاده از درصد گیاهان آلوده محاسبه گردید. از بین جدایه‌های منتخب جدایه‌های متعلق به *F. sambucinum* و *F. chlamydosporum* فاقد قدرت بیماری‌زایی روی هر دو رقم بودند. سایر جدایه‌ها روی هر دو رقم قدرت بیماری‌زایی داشتند. بیماری‌زایی گونه‌های *Pythium aphanidermatum* و *Verticillium dahliae* برای اولین بار از ایران گزارش می‌شود. نکته جالب توجه این است که بیماری‌زایی جدایه‌های *F. solani* در رقم محلی بسیار پایین بود، در ضمن به منظور رعایت اصول کخ عوامل بیماری‌زا از گیاهان آلوده دوباره جداسازی شدند.

واژه‌های کلیدی: آزمون بیماری‌زایی، بوته میری، پوسیدگی ریشه، عوامل قارچی، فلفل

Identification and Pathogenicity of Fungi Species Causing Root Rot in Pepper in West Azarbaijan Province

S Gholi-Toluee¹, A Babai Ahari^{2*}, Y Ghusta³ and M Sedghi⁴

¹MSc Student, Department of Plant Protection, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²Department of Plant Protection, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

³Department of Plant Protection, Faculty of Agriculture, University of Urmia, Urmia, Iran

⁴Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran

*Corresponding author: E-mail:ababaiahari@yahoo.com

Abstract

Pepper root and crown rot was investigated during 2006-2007 in West Azerbaijan province. Pepper fields were checked in Orumieh, Mahabad, Miandoab, Oshnavieh and Piranshahr in August and September. Infected plants with their soils were sampled and transferred to the laboratory immediately. In order to isolate fungal agents, acidic PDA, PCA and CMA cultures were used and for pseudo-fungal agents, baiting method was applied in infected soils. Then, isolates were identified at species level using selective culture media. Eighty two isolates were taken from the infected plants and soils and were subjected to a taxonomic study. These isolates were related to *Phytophthora capsici*, *Pythium aphanidermatum*, *Rhizoctonia solani*, *Fusarium oxysporum*, *F. solani*, *F. clamidosporum*, *F. sambucinum* and *Verticillium dahliae*. Pathogenicity test was carried out in greenhouse on 34 selected isolates for two pepper varieties (Bell and Local variety) in West Azarbaijan and percentage of the infected plants was calculated after a definite time from inoculation, depending on fungi species. Among the selected isolates, isolates from *F. sambucinum* and *F. chlamydosporum* had no pathogenicity effect on two pepper cultivars. It is noted that pathogenicity of *F. solani* on the local variety was very low. According to Koch rules, pathogens were isolated again from infected plants.

Keywords: Damping off, Fungi pathogens, Pathogenicity test, Pepper, Root rot

مقدمه

است و چین کشور عمده تولید کننده این محصول می-باشد. کشورهای واقع در جنوب اروپا با داشتن 24% تولید جهانی، دومین منطقه تولید این محصول به شمار می‌روند (مبلی و پیراسته 1377 و شکاری و همکاران

لفل یکی از محصولات مهم جالبیزی به شمار می‌رود که تولید جهانی آن در سراسر دنیا، 10 میلیون تن برآورد شده و حدود 1/1 میلیون هکتار از زمین‌های زراعی را پوشانده است. مقدار 46 در صد از این تولید در آسیا

مواد و روش ها

۱- جدا و خالص سازی عوامل بیماری

نمونه برداری ها در سال های 85 و 86 از مزارع فلفل نواحی مختلف استان آذربایجان غربی صورت گرفت (جدول 1). گیاهان آلوده پس از جمع آوری به آزمایشگاه منتقل و بلافاصله مورد بررسی قرار گرفتند. قسمتی از حاشیه زخم ها پس از ضد عفونی سطحی با محلول هیپوکلریت سدیم 0/5% بر روی محیط های کشت PDA اسیدی، PCA و CMA قرار گرفت. نوک ریشه ها بعد از گذشت 24 الی 48 ساعت به یک محیط غذایی مناسب (PDA) منتقل و پس از رشد با روش نوک ریشه خالص گردید. برای جداسازی شبه قارچ های اوومیکوتا از روش طعمه گذاری استفاده شد و از برگ های تازه مرکبات به عنوان طعمه استفاده گردید. بدین ترتیب که مقداری از خاک پای بوته های آلوده درون تشک پتری قرار داده شد و با فشار دست یکنواخت گردید سپس مقداری آب به درون تشک اضافه شد. از برگ های سالم و تازه مرکبات قطعاتی به ابعاد 0/5×0/5 سانتی متر تهیه و درون آب پتری غوطه ور شدند و بعد از گذشت 24 ساعت قطعات برگي از درون آب برداشته شد و بعد از شستشو با آب مقطر استریل به روی محیط کشت CMA منتقل گردید. سپس ریشه های رشد یافته به روش نوک ریشه خالص سازی شدند.

۲- شناسایی عوامل بیماری

در جریان جداسازی و خالص سازی عوامل بیماری زا، شناسایی ابتدایی جدایه ها با توجه به ویژگی های مرفولوژیکی پرگنه ها (ویژگی های ماکروسکوپی) و ویژگی های میکروسکوپی بر اساس کلیدهای شناسایی در سطح جنس انجام گرفت، ولی برای شناسایی هر کدام از جدایه ها در سطح گونه از روش های مختلفی استفاده شد، به طوری که برای جدایه های فوزاریوم از کلیدهای شناسایی نلسون و همکاران (1983) و گرایخ و نیرنبرگ (1982) استفاده شد و جدایه ها بر روی محیط های کشت

(1385). فلفل مانند سایر محصولات کشاورزی در معرض حمله آفات و بیماری های مختلف قرار دارد و عوامل بیماریزای متعددی به آن حمله می کند که موجب کاهش کیفیت و کمیت این محصول می شود. پوسیدگی ریشه و طوقه و بوته میری فلفل یکی از شایع ترین بیماری های فلفل در مناطق زیر کشت این گیاه محسوب می شود. این بیماری دارای اهمیت جهانی است و تا به حال از کشورهای متعددی گزارش شده است. تابیوس و همکاران (2004) بیماری پوسیدگی ریشه فیتوفتورایی فلفل را دومین بیماری مخرب جهان عنوان کردند. میجاتویک و همکاران (2005) گونه های *Pythium*، *Phytophthora* و *Fusarium* را به عنوان عوامل بیماری بوته میری از صربستان گزارش کردند. در ایران اولین بار ارشاد و من فرد (1354) پوسیدگی ریشه و طوقه فلفل را از مزارع گرمسار، ورامین، پیشوا، کهریزک، شهریار، دماوند و گرگان گزارش کردند. پس از آن امتی و کریمی (1377) گونه های *Fusarium solani*، *Fusarium oxysporum* و *Rhizoctonia solani* را به عنوان عوامل ایجاد بیماری، از فرومد شاهرود جداسازی و گزارش کردند. پژمردگی ورتیسیلیومی فلفل نیز یکی دیگر از بیماری های مهم فلفل محسوب می شود. ساناکو (2003) گونه های *Verticillium dahliae* و *Verticillium albo-atrum* را به عنوان عوامل پژمردگی ورتیسیلیومی فلفل عنوان کرد. میجاتویک و همکاران (2005) گونه *Verticillium albo-atrum* را به عنوان عامل پژمردگی ورتیسیلیومی از صربستان گزارش کرد. در ایران این بیمارگر تا کنون از فلفل گزارش نشده است. در این تحقیق به سبب آلودگی مزارع فلفل به پوسیدگی ریشه و بروز پژمردگی در گیاهان فلفل تصمیم گرفته شد که عوامل قارچی مولد این عوارض شناسایی و شدت بیماریزایی هر کدام مورد ارزیابی قرار گیرد تا شاید بدین طریق روش های مناسبی برای کنترل خسارت ناشی از این عوامل در مرحله بعدی ارائه شود.

PDA و SNA کشت شدند. جهت تشخیص جدایه‌ها از ویژگی‌های ماکروسکوپی نظیر رنگ و نحوه رشد پرگنه، وجود یا عدم وجود میسیلیوم‌های هوایی بر روی محیط کشت، رنگ میسیلیوم‌های هوایی، رنگ پرگنه از بخش زیرین ظروف پتری، رنگ توده‌های اسپوری

جدول ۱- اسامی و مشخصات مزارع فلفل نمونه برداری شده

کد مزرعه	شهرستان	منطقه (روستای نمونه برداری)	کد مزرعه	شهرستان	منطقه (روستای نمونه برداری)
F1	ارومیه	روستای کشتیان _ مزرعه ۱	F20	ارومیه	روستای چوبتراش _ مزرعه ۲
F2	"	روستای کشتیان _ مزرعه ۲	F21	"	روستای گوگ تپه _ مزرعه ۱
F3	"	روستای کشتیان _ مزرعه ۳	F22	"	روستای گوگ تپه _ مزرعه ۲
F4	"	روستای کشتیان _ مزرعه ۴	F23	مهاباد	روستای یوسف کندی
F5	"	روستای چنقرالو	F24	"	روستای قم قلعه _ مزرعه ۱
F6	"	روستای بالدرلو	F25	"	روستای قم قلعه _ مزرعه ۲
F7	"	روستای ریحان آباد	F26	"	روستای رابری _ مزرعه ۱
F8	"	روستای قره لر	F27	"	روستای رابری _ مزرعه ۲
F9	"	روستای کوکیا	F28	میاندوآب	روستای اوچ تپه _ مزرعه ۱
F10	"	روستای میاوق	F29	"	روستای اوچ تپه _ مزرعه ۲
F11	"	روستای بالو	F30	"	روستای یاغلان تپه _ مزرعه ۱
F12	"	روستای یاغمورالو	F31	"	روستای یاغلان تپه _ مزرعه ۲
F13	"	روستای زینالو	F32	"	روستای مشق آباد _ مزرعه ۱
F14	"	روستای نازلو	F33	"	روستای مشق آباد _ مزرعه ۲
F15	"	روستای امامزاده	F34	"	روستای گوگ تپه
F16	"	روستای قاسملو	F35	اشنویه	حومه شهر
F17	"	روستای ترمی	F36	"	حومه شهر
F18	"	روستای تومتر	F37	پیرانشهر	روستای میرآباد _ مزرعه ۱
F19	"	روستای چوبتراش _ مزرعه ۱	F38	"	روستای میرآباد _ مزرعه ۲

بر اساس بررسی و مقایسه ویژگی‌های مرفولوژیک مانند مرفولوژی اسپورانژیوم، تولید اووسپور، شکل پرگنه و سرعت رشد با استفاده از کلید شناسایی استمپ و همکاران (1990) و ارشاد (1371) صورت گرفت. از محیط‌های کشت CMA، PDA و عصاره شاه‌دانه آگار

(اسپوردوکیوم) و از ویژگی‌های میکروسکوپی مانند نوع فیالید (مونو یا پلی فیالید)، وجود یا عدم وجود زنجیرهای میکروکنیدی و سرهای دروغین (false heads)، تولید کلامیدوسپور، شکل ماکرو و میکروکنیدی‌ها استفاده شد. تشخیص جدایه‌های فیتوفترا

1/5 دقیقه درون سوسپانسیون اسپور به غلظت 10^6 اسپور در میلی لیتر غوطه‌ور شدند. گیاهچه‌ها در گلدان‌هایی که یک روز قبل خاک آنها آبیاری شده بود، کشت شدند. برای تهیه مایه تلقیح سایر گونه‌های فوزاریوم (*F. sambucinum* و *F. chlamydosporum* *F. solani*) از دانه‌های گندم آغشته به میسیلیوم قارچ برای مایه‌زنی استفاده شد. برای آزمون بیماری‌زایی جدایه‌های فیتوفتورا، جدایه‌ها در محیط PDA کشت و به مدت 5 تا 7 روز در دمای 25 درجه سانتی‌گراد نگهداری شدند. پس از این مدت پرگنه‌های جدایه‌ها توسط سوزن سترون به قطعات 5×5 میلی‌متری بریده شدند. تعداد سه قطعه میسیلیومی در اطراف طوقه و ریشه گیاهچه‌ها قرار گرفت و خاک پای بوته‌ها دوباره به حالت اولیه برگردانده شد (شکاری و همکاران 1385). به منظور انجام آزمون بیماری‌زایی هر کدام از جدایه‌های ورتیسیلیوم، از کشت‌های یک ماهه آنها بر روی محیط کشت PDA استفاده شد. بدین ترتیب که ابتدا مقداری آب مقطر بر روی محیط مذکور ریخته شد و با لبه اسکالپل، میسیلیوم‌ها از محیط کشت جدا و در داخل آب غوطه‌ور گردیدند. سپس به منظور حذف میسیلیوم‌ها و بلوک‌های محیط کشت، سوسپانسیون مذکور از پشم شیشه عبور داده شد و پس از شمارش تراکم اسپورها با لام هماسیتومتر، از غلظت 10^7 اسپور در میلی لیتر برای مایه‌زنی استفاده گردید. برای این کار نشاهای 6-8 برگه فلفل در داخل سوسپانسیون به مدت 5 دقیقه قرار گرفتند و پس از آن به گلدان‌های اصلی منتقل و تا ظهور علائم، هر روز مورد بررسی قرار گرفتند (بات و همکاران 2003). برای آزمون بیماری‌زایی جدایه‌های پی تیوم و رایزوکتونیا از بذور گندم آغشته به میسیلیوم‌های قارچ استفاده شد. تعیین شدت بیماری‌زایی هر کدام از جدایه‌ها از طریق محاسبه درصد آلودگی گیاهچه‌ها انجام گرفت. بدین منظور در هر گلدان تعداد گیاهچه‌های آلوده شمارش و بر حسب درصد بیان گردید. آزمون بیماری‌زایی 34 جدایه قارچی در قالب

(HSA) برای تشخیص جدایه‌ها استفاده شد (ربیعی فر و علوی 1377، میر ابوالفتحی 1381 و ریستینو و همکاران 1997). برای تشخیص جدایه‌های پی تیوم از مونوگراف جنس پی تیوم (واندر پلاتس نیتزینک 1981) و کلید شناسایی دیک (1990) استفاده شد و ویژگی‌های اندام‌های جنسی و غیر جنسی مانند تشکیل یا عدم تشکیل اووسپور در کشت خالص، تشکیل یا عدم تشکیل اسپورانژ و ژئوسپور، مرفولوژی آنتریدی، اووگونیم، اووسپور، تورم ریشه‌ای، تعداد و نحوه اتصال آنتریدی (ها) به اووگونیم، موقعیت و محل تشکیل اندام‌های زایشی (جنسی و غیر جنسی) بر روی ریشه، شکل پرگنه‌ها روی محیط کشت PCA و رفتارهای دمایی مانند میزان رشد روزانه مورد بررسی قرار گرفت. برای شناسایی جدایه‌های رایزوکتونیا از ویژگی‌های پرگنه، تعداد هسته در هر سلول ریشه، وجود یا عدم وجود اسکروت و رنگ میسیلیوم استفاده شد و از روش کرون لند و استانگلینی (1988) جهت تشخیص استفاده گردید. شناسایی جدایه‌های ورتیسیلیوم با استفاده از ویژگی‌های ماکروسکوپی پرگنه‌ها و همچنین ویژگی‌های میکروسکوپی مانند شکل کنیدی‌ها، شکل و نحوه قرار گرفتن کنیدیوفورها و فیالیدها، نحوه تجمع کنیدی‌ها بر روی کنیدیوفورها و وجود میکرواسکروت‌ها در کشت‌های 21 روزه انجام گرفت.

۳- آزمون بیماری‌زایی

برای مایه‌زنی گیاهان با *F. oxysporum* جدایه‌ها در لوله‌های آزمایش حاوی 15 میلی لیتر محیط کشت PDA کشت و در دمای 25 درجه سانتی‌گراد قرار داده شدند. بعد از رشد اولیه هر جدایه، لوله‌ها به مدت 6-8 روز در تناوب نوری 12 ساعت روشنایی و 12 ساعت تاریکی و دمای 25 درجه سانتی‌گراد قرار گرفتند و پس از رشد کامل برای مایه‌زنی آماده شدند. برای مایه‌زنی، گیاهچه‌های فلفل به طول 10-12 سانتی متر انتخاب و بعد از شستشوی ریشه با جریان ملایم آب، ریشه‌ها به مدت

گیاهان فلفل از فرومد شاهرود جداسازی و معرفی کردند. با توجه به گزارشات حاصل از بررسی منابع موجود بیماریزایی گونه *P. aphanidermatum* روی فلفل برای اولین بار از ایران گزارش می‌گردد.

در مورد بیماریزایی *V. dahlia* روی فلفل تاکنون از ایران گزارشی ارائه نشده است و نتایج حاصل از این تحقیق برای اولین بارمید بیماریزایی آن روی فلفل در ایران است، اما در سطح جهانی گلدبرق (2004) پژمردگی فلفل در اثر آلودگی به گونه های *V. dahlia* و *V. albi-atrum* را به عنوان یک بیماری خسارت زا از ایالت نیو مکزیکو گزارش کرده است.

۲- ارزیابی شدت بیماری زایی جدایه‌ها

نتایج بررسی 34 جدایه منتخب روی ارقام دلمه-ای و محلی فلفل در شرایط گلخانه نشان داد که روی رقم دلمه‌ای، 4 جدایه متعلق به *Rhizoctonia solani* یک جدایه متعلق به *Pythium aphanidermatum* و یک جدایه از *Verticillium dahliae* بیشترین درصد آلودگی را ایجاد کردند. جدایه‌های *F. sambucinum* و *F. chlamydosporum* فاقد قدرت بیماری‌زایی بودند. سایر جدایه‌ها از نظر درصد ایجاد آلودگی بین دو گروه قرار گرفتند. بیشترین درصد آلودگی بر روی رقم محلی توسط دو جدایه متعلق به *Rhizoctonia solani* ایجاد شد و بیماری‌زایی جدایه‌های *F. chlamydosporum* و *F. sambucinum* به اثبات نرسید. سایر جدایه‌ها از نظر درصد ایجاد آلودگی بین دو گروه مذکور قرار گرفتند. نکته جالب توجه آن است که درصد آلودگی رقم محلی توسط جدایه *F. solani* بسیار پایین بود (جدول 3).

طرح بلوک‌های کامل تصادفی با 35 تیمار و سه تکرار روی دو رقم فلفل (رقم محلی و رقم دلمه‌ای) به طور جداگانه انجام پذیرفت. در این آزمایش در هر تکرار 35 گلدان و هر گلدان دارای 5 عدد نشای فلفل بود.

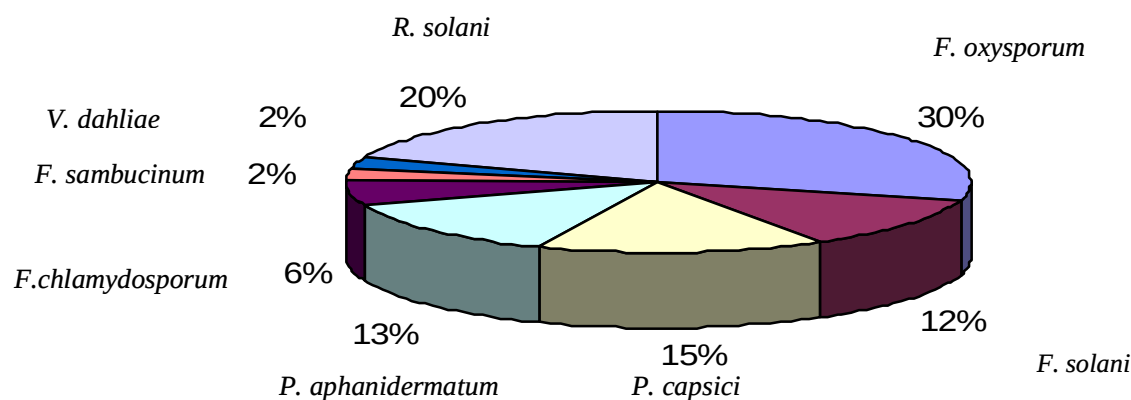
نتایج و بحث

۱- شناسایی جدایه‌های قارچی جداسازی شده از نمونه‌های جمع آوری شده

نتایج بررسی‌ها، نشانگر تنوع عوامل بیماری‌زای پوسیدگی ریشه و طوقه و بوته‌میری فلفل در مناطق مختلف تحت بررسی بود، به طوری که 82 جدایه متعلق به 8 گونه *Pythium aphanidermatum*، *Phytophthora capsici*، *Fusarium oxysporum*، *Rhizoctonia solani* و *F. sambucinum*، *F. chlamydosporum*، *F. solani* و *Verticillium dahliae* از گیاهان بیمار و خاک مزارع آلوده جداسازی و تشخیص داده شد، مناطق آلوده به هر کدام از قارچ‌های مذکور در جدول 2 آورده شده است. درصد هر کدام از گونه‌های جداسازی شده نیز محاسبه شد، گونه *Fusarium oxysporum* با تعداد 24 جدایه بیشترین فراوانی را به خود اختصاص داد (شکل 1). این نتایج با یافته‌های پرز مورنو و همکاران (2002) مطابقت کامل نداشت زیرا که وی گونه‌های مختلف *Rizoctonia solani*، *Fusarium* و *Phytophthora capsici* را به عنوان عوامل مولد بیمار در منطقه باجیو گزارش کرد و در بین آن‌ها گونه *R. solani* از فراوانی بیشتری برخوردار بود. از طرف دیگر می‌جاتوویک و همکاران (2005) طی بررسی‌های خود در صربستان و ناگوی گونه *R. solani* و گونه‌های متعلق به جنس‌های *Pythium*، *Fusarium* و *Phytophthora* حتی *Colletotrichum* را به عنوان عامل بیماری بوته‌میری فلفل معرفی کردند. در ایران نیز امتی و کریمی (1377) گونه‌های *F. solani*، *F. oxysporum*، *R. solani* و *Phytophthora capsici* را به عنوان عامل پژمردگی

جدول 2- چگونگی پراکنش گونه‌های قارچی عامل پوسیدگی ریشه، جداسازی شده از مناطق نمونه برداری

ردیف	گونه قارچی	محل نمونه برداری
۱	<i>F. oxysporum</i>	روستاهای ترمنی، تومتر، چوبتراش، کوکبا، کشتیبان، چنقرالو، قره لر، ریحان آباد (ارومیه) - روستاهای قم قلعه و رابری (مهاباد) - حومه اشنویه - میرآباد (پیرانشهر) - روستاهای یاغلان تپه، گوگ تپه و اوچ تپه (میاندوآب)
۲	<i>F. solani</i>	روستاهای نازلو، میاوق، ترمنی، کشتیبان و چنقرالو (ارومیه) - روستاهای رابری و یوسف کندی (مهاباد) - روستای یاغلان تپه (میاندوآب) - روستای میرآباد (پیرانشهر)
۳	<i>P. capsici</i>	روستاهای اوچ تپه و گوگ تپه (میاندوآب) - روستای رابری (مهاباد) - روستاهای بالدرلو و یاغمورالو (ارومیه)
۴	<i>P. aphanidermatum</i>	روستاهای چنقرالو، نازلو، کوکبا، گوگ تپه، کشتیبان (ارومیه) - روستای رابری (مهاباد) - حومه پیرانشهر
۵	<i>F. chlamydosporum</i>	روستاهای بالو، گوگ تپه، قاسملو و امامزاده (ارومیه)
۶	<i>F. sambucinum</i>	روستاهای بالو، میاوق و کشتیبان (ارومیه)
۷	<i>V. dahliae</i>	روستای زینالو (شهرستان ارومیه)
۸	<i>R. solani</i>	روستاهای بالو، کشتیبان، چنقرالو، چوبتراش، زینالو، قاسملو (ارومیه) - روستای رابری (مهاباد) - حومه شهر اشنویه - روستاهای یاغلان تپه و اوچ تپه (میاندوآب)



شکل ۱- نمودار فراوانی (بر حسب درصد) گونه‌های قارچی عامل پوسیدگی ریشه و طوقه فلفل

جدول 3- مشخصات 34 جدایه مورد استفاده در آزمایش بیماری زایی با ذکر شدت بیماری زایی عوامل قارچی پوسیدگی ریشه

کد جدایه	گونه	کد مزرعه	شهرستان	منطقه یا روستا	شدت بیماری زایی	رقم محلی	رقم دلمه
۱	<i>Fusarium oxysporum</i>	F1	ارومیه	روستای کشتیان - مزرعه ۱	++	++	++
۲	<i>Fusarium oxysporum</i>	F6	"	روستای بالدرلو	++	++	++
۳	<i>Fusarium oxysporum</i>	F15	"	روستای امامزاده	+	++	+
۴	<i>Fusarium oxysporum</i>	F19	"	روستای چویراش - مزرعه ۱	++	+	++
۵	<i>Fusarium oxysporum</i>	F22	"	روستای گوگ تپه - مزرعه ۲	++	+	++
۶	<i>Fusarium oxysporum</i>	F31	میاندوآب	روستای یاغلان تپه - مزرعه	+	++	+
۷	<i>Fusarium oxysporum</i>	F38	پیرانشهر	روستای میرآباد - مزرعه ۱	++	++	++
۸	<i>Rhizoctonia solani</i>	F2	ارومیه	روستای کشتیان - مزرعه ۲	++	++	++
۹	<i>Rhizoctonia solani</i>	F5	"	روستار چنقرالو	+++	+++	+++
۱۰	<i>Rhizoctonia solani</i>	F11	"	روستای بالو	+++	++	+++
۱۱	<i>Rhizoctonia solani</i>	F20	"	روستای چویراش - مزرعه ۲	++	++	++
۱۲	<i>Rhizoctonia solani</i>	F26	مهاباد	روستای رابری - مزرعه ۱	+++	+++	+++
۱۳	<i>Rhizoctonia solani</i>	F35	اشنویه	حومه شهر	+++	++	+++
۱۴	<i>Fusarium solani</i>	F23	مهاباد	روستای یوسف کندي	++	+	++
۱۵	<i>Fusarium solani</i>	F27	"	روستای رابری - مزرعه ۲	++	+	++
۱۶	<i>Fusarium solani</i>	F31	میاندوآب	روستای یاغلان تپه - مزرعه	+	-	+
۱۷	<i>Fusarium solani</i>	F14	ارومیه	روستای نازلو	+	-	+
۱۸	<i>Fusarium solani</i>	F10	"	روستای میاوق	++	-	++
۱۹	<i>Fusarium solan</i>	F1	"	روستای کشتیان - مزرعه ۱	++	+	++
۲۰	<i>Pythium</i>	F5	"	روستار چنقرالو	+++	++	+++
۲۱	<i>Pythium</i>	F9	"	روستای کوکیا	++	++	++
۲۲	<i>Pythium</i>	F14	"	روستای نازلو	++	++	++
۲۳	<i>Pythium</i>	F34	میاندوآب	روستای گوگ تپه	++	++	++
۲۴	<i>Phytophthora capsici</i>	F23	مهاباد	روستای یوسف کندي	++	++	++
۲۵	<i>Phytophthora capsici</i>	F29	میاندوآب	روستای اوچ تپه - مزرعه ۲	+	++	+
۲۶	<i>Phytophthora capsici</i>	F14	ارومیه	روستای نازلو	+	+	+
۲۷	<i>Phytophthora capsici</i>	F34	میاندوآب	روستای اوچ تپه - مزرعه ۱	++	++	++
۲۸	<i>Fusarium</i>	F11	ارومیه	روستای بالو	-	-	-
۲۹	<i>Fusarium</i>	F15	"	روستای امامزاده	-	-	-
۳۰	<i>Fusarium</i>	F21	"	روستای گوگ تپه - مزرعه ۱	-	-	-
۳۱	<i>Fusarium</i>	F16	"	روستای قاسملو	-	-	-
۳۲	<i>Fusarium sambusinum</i>	F10	"	روستای میاوق	-	-	-
۳۳	<i>Fusarium sambusinum</i>	F11	"	روستای بالو	-	-	-
۳۳	<i>Fusarium sambusinum</i>	F11	"	روستای بالو	-	-	-
۳۴	<i>Verticillium dahliae</i>	F13	"	روستای زینالو	+++	++	+++
۳۵	شاهد						

توضیح: علائم ++، +، و - به ترتیب نشانگر شدت بیماری زایی بسیار شدید، شدید، ملایم و عدم بیماری زایی می باشد.

منابع مورد استفاده

- ارشاد ج، 1371. گونه‌های فیتوفترا در ایران، چاپ اول، انتشارات سازمان تحقیقات کشاورزی، 217 صفحه.
- ارشاد ج و من فرد ه، 1354. بررسی بوته میری فلفل در ایران. بیماری های گیاهی جلد 11 صفحه های 21 الی 29.
- امتی ف و کریمی ع، 1377. بررسی بوته‌میری در فرومد شاهرود، خلاصه مقالات سیزدهمین کنگره گیاهپزشکی ایران. شهریور ماه، آموزشکده کشاورزی کرج. صفحه 173.
- ربیعی فرع و علوی الف، 1377. معرفی گونه جدیدی از فیتوفترا به عنوان پژمردگی فلفل در ایران. خلاصه مقالات سیزدهمین کنگره گیاهپزشکی ایران. شهریور ماه، آموزشکده کشاورزی کرج. صفحه 174.
- شکاری الف، میرابوالفتحی م، محمدی پور م، زاد ج و اخوت م، 1385. پوسیدگی فیتوفتورایی ریشه و طوقه تعدادی از گیاهان زراعی و صیفی و جالیز در استان آذربایجان شرقی. بیماری‌های گیاهی، جلد 42. صفحه‌های 293 الی 308.
- شکاری ف د، مسیحاس و اسماعیل پور ب، 1385. فیزیولوژی سبزی‌ها (ترجمه). چاپ اول. انتشارات دانشگاه زنجان، 394 صفحه.
- مبلی م و پیراسته ب، 1377. تولید سبزی (ترجمه)، چاپ دوم. انتشارات مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان، 877 صفحه.
- میر ابوالفتحی م، 1381. *Phytophthora nicotianae* عامل پوسیدگی ریشه، ساقه، پیاز و غده‌های شبه ریزومی تعدادی از گیاهان زینتی در ایران، بیماری‌های گیاهی، جلد 38، صفحه های 69 الی 82 .
- Bhat RG, Smith RF, Koike ST, Wu BM and Subbarao KV, 2003. Characterization of *Verticillium dahliae* isolates and wilt epidemics of pepper. Plant Disease 87: 789-797.
- Dick MW, 1990. Keys to *Pythium*. University of Reading Press, pp. 64.
- Gerlac W and Nirenberg HI, 1982. The genus *Fusarium*: A pictorial atlas. Mitt. Biol. Bundesstant. Land-Forstwirtschaft, BERL, Dahl, 209: 1-406.
- Goldberg NP, 2004. *Verticillium* wilt of Chile pepper. College of Agriculture and Home Economics University of New Mexico.
- Kronland WC and Stanghellini ME, 1988. Clean slide technique for the observation of anastomosis and nuclear condition of *Rhizoctonia solani*. Phytopathology 78: 820-822.
- Mijatovic M, Zecervic B, Ivanovic M and Obradovic A, 2005. Diseases of pepper in Serbia and results of breeding for resistance. Folia Horticulture 17 (2): 53-60
- Nelson PE. Toussoun TA and WFO Marasas. 1983. *Fusarium* disease species: An illustrated manual for identification. The Pennsylvania State University Press, p. 193.

- Perez-Moreno L, Ortiz LJD and Sanchez Pale JR, 2002. Identification of fungi cause pepper wilt in the Bajio region. Proc of the 16th International Pepper Conference, Tampico, Tamaulipas, Mexico.
- Ristaino JB Gregory P and Campbell L, 1997. Supperssion of Phytophthora blight in bell pepper by no-till wheat cover. Phytopathology 87 (3): 242-249.
- Sanogo S, 2003. Chile pepper and the threat of wilt disease. online, APS *net* Plant health progress doi: 10.1094/PHP-2003-0430-01-RV.
- Stamps DJ, Waterhouse GM. Newhook J and Hall GS, 1990. Rivised tabular key to the species of *Phytophthora*. CAB International Mycological Institute, p.162.
- Thabuis A, Lefebvre V, Bernard G, Daubeze AM, Phaly T, Pochard E and Palloix A, 2004. Phenotypic and molecular evaluation of a recurrent selection program for a polygenic resistance to *Phytophthora capsici* in pepper. Theoretical Applied Genetics 109: 342-351.
- Van der Plates-Niterink AJ, 1981. Monograph of the Genus Pythium. Studies in Mycology. No. 21. Centraalbureau voor Schimmelcultures, Baarn, The Netherlands. pp. 242

بررسی ویژگی‌های زراعی و عملکرد دانه دو هیبرید ذرت در سطوح مختلف فرسودگی بذر

جلال اسمعیل‌زاده^{۱*}، سعید اهری‌زاد^۲، عادل دباغ محمدی نسب^۲ و عباس شفاعتی کوهستانی^۳

تاریخ دریافت: 87/12/18 تاریخ پذیرش: 88/6/22

1- کارشناس ارشد گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

2- گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

3- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت کشاورزی دانشگاه آزاد ابهر

* مسئول مکاتبه E-mail: j_esmailzadeh@tabrizu.ac.ir

چکیده

برای بررسی ویژگی‌های زراعی و عملکرد در دو هیبرید ذرت به نام‌های ۵۴۰ (زودرس) و ۷۰۴ (دیررس) بذرهای آنها به سه قسمت مساوی تقسیم شدند که یک قسمت به عنوان شاهد بدون فرسودگی در نظر گرفته شد و دو قسمت آن به طور مصنوعی در دمای ۴۵ درجه سانتیگراد به مدت ۴۸ و ۹۶ ساعت فرسوده شدند. سپس یک آزمایش به صورت فاکتوریل با طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار در مزرعه پیاده شد. فاکتوراول دو هیبرید ذرت و فاکتور دوم سطوح فرسودگی بذر را تشکیل داد. نتایج حاصل نشان داد که تیمار شاهد از نظر صفات مورفولوژیک، زراعی و عملکرد دانه بهتر از تیمارهای فرسودگی بذر است ولی بین سطوح فرسودگی بذر اختلاف معنی داری مشاهده نشد. از نظر تعداد روز تا رسیدگی، اثرات رقم و فرسودگی و اثر متقابل آنها در سطح احتمال ۵٪ معنی دار بود. در عین حال اثر متقابل از نوع تغییر در مقدار بود و رقم ۷۰۴ در شرایط بدون فرسودگی دیررس تر از بقیه ترکیبات تیماری ظاهر شد. در مجموع از نظر صفات مورد بررسی، هیبرید ۵۴۰ از برتری آشکاری نسبت به هیبرید ۷۰۴ برخوردار بود. در این آزمایش عملکرد دانه گیاهان حاصل از بذور شاهد نسبت به گیاهان حاصل از بذور فرسوده سطح دوم از افزایش عملکرد ۲۷/۵ درصد برخوردار شد. با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان گفت که استفاده از بذرهای با کیفیت عالی و قوی علاوه بر برتری گیاهان در طول مراحل رشد و نمو، باعث افزایش عملکرد می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: بذر، فرسودگی، قدرت بذر، هیبریدهای ذرت

Effect of Seed Deterioration on Agronomic Traits and Grain Yield of Two Corn Hybrids

J Esmailzadeh^{1*}, S Aharizad², A Dabbagh Mohammadi Nasab² and Abbas Shafaati Koohestani³

¹Research Scientist, Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

³Msc student, Islamic Azad University of Abhar, Iran.

*Corresponding author: E-mail: j_emailzadeh@tabrizu.ac.ir

Abstract

In order to evaluate the agronomic traits and grain yield of two corn hybrids, seeds were sown in a factorial experiment based on randomized complete block design with four replications. The factors were two corn hybrids (540 and 704) and three level of seed deterioration. The seeds of two corn hybrids were divided into three sub-samples from which a sub-sample was considered as non-deteriorated (b_0) and the other two sub-samples were artificially deteriorated by the controlled deterioration test at 45° C for 48 and 96 hours (b_1 and b_2 , respectively). The results showed that the agronomic traits and grain yield of plants from non-deteriorated seeds (b_0) were better than the deteriorated seeds (b_2). Also hybrid 540 for all measured traits was better than hybrid 704. The grain yield of b_0 increased about 27.5% as compared with b_2 . It was concluded that the sowing of high vigour seeds was led to better stand establishment and consequently higher grain yield.

Keywords : Corn hybrids, Deterioration, Seed vigour

مقدمه

بذر در دامنه ای از عوامل محیطی را مشخص مینماید. تاثیر قدرت بذر بر روی نمو گیاه و عملکرد آن نیز ممکن است بروز کند (پری 1972). ساختار ژنتیکی، محیط و تغذیه گیاه مادری، ذخایر بذر، مرحله رسیدگی در زمان برداشت، عوامل بیماری زا و فرسودگی بذر از جمله عوامل موثر بر قدرت بذر هستند. فرسودگی بذر، پس از ساختار ژنتیکی بیشترین تاثیر را بر قدرت بذر دارد (روبرت و اوسی بونسو 1988). استفاده از بذر های قوی ممکن است به دو صورت عمده موجب افزایش عملکرد گیاه زراعی گردد؛ اول این که درصد

ذرت (*Zea mays* L.) گیاهی از تیره پوآسه و از غلات مهم مناطق گرمسیر و معتدل جهان است. بیش از پانصد نوع فرآورده از دانه ذرت به دست می آید. اهمیت ذرت به دلیل داشتن قدرت بالقوه بالا در تبدیل انرژی خورشیدی به انرژی شیمیایی و سازگاری آن در محدوده فوق العاده وسیعی از شرایط محیطی است (مودب شبستری و مجتهدی 1369 و خداینده 1373). یکی از خواص کیفی زراعی بذر، قدرت رویش بذر است. قدرت بذر، توانایی سریع تولید گیاهچه و میزان تحمل

گیاهچه های سبز شده از بذر های قوی بیشتر از گیاهچه های حاصل از بذر های ضعیف و فرسوده می باشد. از این رو با کاشت بذرهای قوی احتمال دستیابی به تراکم مطلوب، حتی در شرایط نامساعد مزرعه بیشتر خواهد بود. دوم آن که، سرعت رشد چنین گیاهانی بیشتر از سرعت رشد گیاهان حاصل از بذر های ضعیف می باشد (قاسمی گلعدانی 1373، بگنامی و کورتلازو 1996). درصد و سرعت سبز شدن گیاهچه ها از عوامل مهمی است که عملکرد گیاهان زراعی را در مزرعه تحت تاثیر قرار می دهند (موسی و همکاران 1999، حسین و همکاران 2006). به طوری که عملکرد دانه ی گیاهان حاصل از بذرهای اصلاح شده قوی نسبت به گیاهان حاصل از بذرهای ضعیف و فرسوده حدود 30 تا 40 درصد بیشتر است (قاسمی گلعدانی و همکاران 1375). از آنجایی که بذر مهم ترین نهاده در کشاورزی بوده و بیشترین سهم را در جهت افزایش و یا کاهش عملکرد دارا می باشد. لذا با توجه به اهمیت و جایگاه محصول ذرت، جهت دستیابی آسان به حداکثر عملکرد دانه و بهره وری بیشتر لزوم استفاده از بذور قوی و با کیفیت عالی بیش از هر زمان احساس می گردد. در این پژوهش سعی شده است از طریق اجرای یک آزمایش مزرعه ای، اهمیت استفاده از بذور سالم و قوی و تفاوت پاسخ هیبریدهای مختلف در این راستا روشن گردد.

مواد و روش ها

پس از تهیه دو رقم بذر ذرت هیبرید 540 (زودرس) و 704 (دیر رس) (خدا بنده 1373)، ابتدا برای انجام آزمون پیری کنترل شده، بذرهای هر رقم به سه قسمت

مساوی تقسیم گردید. یک قسمت به عنوان شاهد (b_0) در کیسه ای ریخته و به داخل یخچال با دمای 3 تا 5 درجه سانتی گراد منتقل گردید. دو قسمت باقی مانده از بذور هر رقم را برای انجام مراحل فرسودگی دوره ی اول (b_1) و فرسودگی دوره ی دوم (b_2) در داخل ظروف مخصوص آبکش ریخته و در بالای ظرف حاوی آب در داخل کیسه های بادوام و بدون درز قرار داده شد. پس از بستن دهانه کیسه ها، آنها را به داخل انکوباتوری با دمای 40 تا 45 درجه سانتی گراد منتقل گردید که بعد از سپری شدن 48 ساعت کیسه های مربوط به فرسودگی سطح اول (b_1) و بعد از 96 ساعت کیسه های مربوط به فرسودگی سطح دوم (b_2) از داخل انکوباتور خارج شده و آزمایش های جوانه زنی استاندارد در دمای 20 درجه سانتی گراد روی آنها و همچنین بر روی شاهد (b_0) انجام گرفت (قاسمی گلعدانی 1373 و پاول و همکاران 1991). سپس جهت اجرای آزمایش های مزرعه ای و کاشت به مزرعه منتقل گردید. عملیات کاشت مزرعه ای در هیجدهم اردیبهشت ماه سال 1385 با تراکم 66666 بوته در هکتار در مزارع پژوهشی کرکچ واقع در 10 کیلومتری شرق تبریز، شروع شد. آزمایش به صورت فاکتوریل با طرح پایه بلوک های کامل تصادفی با 4 تکرار و دو فاکتور شامل رقم (540 و 704) و سطوح فرسودگی (در سه سطح) به اجرا درآمد. صفات مورد اندازه گیری شامل پارامترهای مورفولوژیک، زراعی، وزن هزاردانه و عملکرد دانه بود. مضافاً اینکه اواخر اردیبهشت ماه بلافاصله پس از مشاهده ظهور اولین گیاهچه ها، کار شمارش گیاهچه های سبز شده در هر واحد آزمایش و در هر روز آغاز شد. این کار به طور مداوم به مدت 11 روز ادامه یافت. در پایان این

مدت، درصد و میانگین سرعت سبز شدن با استفاده از تعداد کل گیاهچه‌های سبز شده و روابط $\bar{D} = \frac{\sum(Dn)}{\sum n}$ و $\bar{R} = \frac{1}{\bar{D}}$ محاسبه گردید (هاستروپ پدرسون و همکاران 1993). بعد از رسیدگی محصول جهت اندازه‌گیری پارامترهای مورد نظر، بوته‌ها از کف زمین بریده شده و برای ادامه عملیات به محیط آزمایشگاه منتقل شدند. بلال‌ها از بوته‌ها جدا شده و برای خشک نمودن از آون الکتریکی با دمای 70 درجه سانتی گراد به مدت 24 ساعت استفاده گردید. سپس نمونه‌ها از آون خارج شده از طریق بلال‌های خشک شده، تعداد دانه در بلال، وزن هزاردانه و عملکرد دانه محاسبه گردید. تجزیه واریانس داده‌های حاصل از آزمون‌های مزرعه‌ای در قالب آزمایش فاکتوریل با طرح پایه بلوک‌های کامل تصادفی انجام شد و برای مقایسه میانگین‌ها از آزمون چند دامنه‌ای دانکن در سطح احتمال 5% استفاده گردید. قبل از تجزیه واریانس از نرمال بودن توزیع خطاهای آزمایشی اطمینان حاصل شد. جهت انجام محاسبات آماری از نرم افزار آماری MSTAT-C استفاده گردید.

نتایج و بحث

تعداد روز تا ظهور گلدهی و رسیدگی

اثر رقم بر تعداد روز تا ظهور گلدهی اندام نر و ماده و تعداد روز تا رسیدگی در سطح احتمال 1% و همچنین اثرات فرسودگی بر تعداد روز تا ظهور گلدهی اندام نر در سطح احتمال 5% و تعداد روز تا رسیدگی در سطح احتمال 1% معنی‌دار شد. اثر متقابل فقط بر روی روز تا رسیدگی در سطح احتمال 5% معنی‌دار شد (جدول 1). نظر به این که با افزایش فرسودگی بذرها،

درصد و سرعت سبز شدن بذرها کاهش می‌یابد، در نتیجه در اثر کاهش تراکم بوته در واحد سطح، کاهش رقابت رویشی بین بوته‌ها، نورگیری خوب و از طرفی بعلت پایین بودن قدرت رشد، بوته‌های فرسوده زودتر به گل رفته و در نتیجه زمان رسیدگی نیز کاهش یافت. مقایسه میانگین اثرات سطوح فرسودگی بر گل‌دهی نشان داد که بوته‌های بذور بدون فرسودگی دارای تعداد روزهای ظهور گلدهی اندام نر بیشتری نسبت به بوته‌های بذور فرسوده بود ولی مابین سطوح فرسودگی اختلافی از نظر صفت مورد اشاره مشاهده نشد (جدول 2). بررسی میانگین گلدهی در ارقام نشان داد که تعداد روز تا ظهور گلدهی اندام نر و ماده در رقم 704 بیشتر از 540 بود (جدول 3). با توجه به این که 704 یک رقم دیررس و 540 یک رقم زودرس است، لذا نتایج به دست آمده دور از انتظار نبود. بررسی اثر متقابل فرسودگی با رقم برای صفت تعداد روز تا رسیدگی (جدول 4) نشان داد که رقم 704 در شرایط بدون فرسودگی تعداد روز تا رسیدگی بیشتری نسبت به سایر تیمارها داشت. هر چند که اثر متقابل از نوع تغییر در مقدار بود و رقم 704 در کلیه سطوح فرسودگی دیررس تر از رقم 540 بود ولی اثرات فرسودگی بر روی رقم 704 بیشتر از رقم 540 بود. به طوری که در رقم 704 اختلاف شاهد با سطوح فرسودگی معنی‌دار بدست آمد، در صورتی که این اختلاف در رقم 540 معنی‌دار نشد. نتیجه دیگری که در این پژوهش مشاهده می‌شود، این است که رقم 540 در مناطق گرمسیری زودرس بوده ولی در شرایط آب و هوایی استان آذربایجان شرقی که یک منطقه سرد سیر است تقریباً به عنوان یک رقم میان رس عمل کرده است.

اجزای عملکرد

تعداد ردیف در بلال: تجزیه واریانس داده ها نشان داد که بین ارقام در سطح احتمال 5% و بین سطوح فرسودگی در سطح احتمال 1% اختلاف معنی دار وجود دارد ولی اثر متقابل این دو فاکتور معنی دار نشد (جدول 1). براساس مقایسه میانگین ها، سطح بدون فرسودگی از نظر تعداد ردیف در بلال به طور معنی داری برتر از سطوح فرسودگی b_1 و b_2 بود ولی بین این سطوح فرسودگی اختلاف معنی داری مشاهده نگردید (جدول 2). نتایج نشان می دهد که فرسودگی اثر منفی بر روی تعداد ردیف در بلال داشته است. طی گزارش های پرچیک و همکاران (1991) و هاستروپ پدرسون و همکاران (1993) فرسودگی باعث پایین آمدن قدرت بذور و ضعیف شدن بوته ها گردید. با توجه به مقایسه میانگین ها، تعداد ردیف دانه در بلال رقم 540 به طور معنی داری بیشتر از رقم 704 بود (جدول 3). این نتایج حاکی از توان بالقوه رقم 540 در سازگاری به شرایط آب و هوایی تبریز می باشد.

تعداد دانه در ردیف: بر اساس تجزیه واریانس فقط بین سطوح فرسودگی از نظر تعداد دانه در ردیف اختلاف معنی دار در سطح احتمال 1% وجود داشت (جدول 1). مقایسه میانگین ها نشان داد که تعداد دانه در ردیف بلال های شاهد بدون فرسودگی بیشتر از سطوح فرسودگی (b_1 و b_2) بوده ولی بین این سطوح فرسودگی اختلاف معنی داری مشاهده نشد (جدول 2).

تعداد دانه در بلال: برای سطوح فرسودگی از نظر این صفت اختلاف معنی دار در سطح احتمال 1% مشاهده شد ولی اختلاف بین ارقام و اثرات متقابل این دو عامل غیر معنی دار شد (جدول 1). با توجه به جدول 2 تعداد دانه در

بلال شاهد بیشتر از سطوح b_1 و b_2 بود ولی بین سطوح b_1 و b_2 فرسودگی اختلاف معنی دار مشاهده نشد. این نتایج حاکی از اثرات کاهنده فرسودگی بر روی صفات تعداد دانه در ردیف و تعداد دانه در بلال بود. لکن به جهت افت بیشتر تراکم در سطوح پایین فرسودگی، فضای قابل دست رسی برای بوته ها بیشتر شده و تا حدودی از روند کاهش جلوگیری کرده است لذا بین سطوح b_1 و b_2 فرسودگی اختلاف معنی دار وجود نداشت. قاسمی گلعدانی و همکاران (1375) در گندم و پرچیک و همکاران (1991) در سویا نیز اثر فرسودگی بر تعداد دانه در سنبله و تعداد دانه در نیام را گزارش کردند.

طول بلال: بر اساس نتایج تجزیه واریانس از نظر طول بلال بین ارقام در سطح احتمال 5% و بین سطوح فرسودگی در سطح احتمال 1% اختلاف معنی دار مشاهده شد ولی اثر متقابل به علت مستقل عمل کردن ارقام با سطوح فرسودگی غیر معنی دار شد (جدول 1). مقایسه میانگین ها نشان دهنده برتری شرایط فاقد فرسودگی نسبت به سطوح فرسودگی بود ولی بین سطوح فرسودگی اختلاف معنی داری بدست نیامد (جدول 2). بنابراین فرسودگی اثر منفی بر روی طول بلال گذاشته است. طی گزارش های قبلی، فرسودگی باعث پایین آمدن قدرت بذور و ضعیف شدن بوته ها گردیده است (پرچیک و همکاران 1991 و هاستروپ پدرسون و همکاران 1993). مقایسه میانگین ارقام نشان دهنده برتری رقم 540 از نظر طول بلال نسبت به رقم 704 بود (جدول 3). این نتایج حاکی از توان بالقوه و ساختارهای ژنتیکی بذور بود.

قطر بلال: تجزیه واریانس داده ها نشان داد که اثرات سطوح فرسودگی در سطح احتمال 5% معنی دار است ولی رقم و اثرات متقابل رقم با فرسودگی معنی دار نشد (جدول 1). بر اساس جدول 2 سطح بدون فرسودگی (شاهد) دارای اختلاف معنی داری نسبت سطوح b_1 و b_2 بود ولی اختلافی بین این دو سطح (b_1 و b_2) مشاهده نشد. ارتفاع بوته: جدول تجزیه واریانس حاکی از اختلاف بین ارقام در سطح احتمال 5% بود ولی اثر سطوح فرسودگی و اثرات متقابل رقم با سطوح فرسودگی معنی دار نشد (جدول 1). هم چنین مقایسه میانگین بین ارقام نشان دهنده برتری رقم 540 نسبت به رقم 704 بود (جدول 2).

وزن هزاردانه: بر اساس جدول تجزیه واریانس فقط بین ارقام در سطح احتمال 1% اختلاف معنی دار مشاهده شد (جدول 1). مقایسه میانگین ها نشان دهنده برتری رقم 540 نسبت به رقم 704 از نظر وزن هزاردانه بود (جدول 2). این نتایج نشان دهنده این است که اختلاف بین ارقام 540 و 704 از لحاظ این صفت ناشی از تفاوت های ژنتیکی بوده و کمتر تحت تاثیر عوامل دیگر بود. دونالدسون و بلک من (1974) و هانگ و همکاران (1982) در ذرت چنین نتایجی را برای وزن هزاردانه گزارش کردند.

شاخص برداشت: بر اساس تجزیه واریانس فقط بین بلوک ها اختلاف معنی دار در سطح احتمال 5 درصد مشاهده شد و اثرات فرسودگی، رقم و هم چنین اثر متقابل آنها بر شاخص برداشت غیر معنی دار شد (جدول 1).

عملکرد بیولوژیک: جدول تجزیه واریانس حاکی از این است که بین ارقام و بین سطوح فرسودگی اختلاف

معنی دار در سطح احتمال 5% وجود داشت (جدول 1). بر اساس مقایسه میانگین ها بین شاهد بدون فرسودگی و سطح دوم فرسودگی از نظر عملکرد بیولوژیک اختلاف معنی دار مشاهده شد ولی بین سطوح b_0 و b_1 و نیز بین سطوح b_1 و b_2 اختلاف معنی داری بدست نیامد (جدول 2). به طور کلی بوته های حاصل از بذور b_0 به علت توان رشدی بالا و در نتیجه تراکم مناسب در واحد سطح، عملکرد بیولوژیک بیشتری نسبت به بوته های حاصل از بذور b_1 و b_2 داشت (جدول 2). مقایسه میانگین ارقام نیز برتری رقم 540 نسبت به رقم 704 را از نظر این صفت نشان داد (جدول 3).

عملکرد دانه: جدول تجزیه واریانس نشان داد که بین سطوح فرسودگی از نظر عملکرد دانه اختلاف معنی دار در سطح احتمال 1% وجود دارد ولی اثر رقم و اثرات متقابل رقم با سطوح فرسودگی معنی دار نشد (جدول 1). بر اساس مقایسه میانگین ها عملکرد دانه بوته های حاصل از بذور بدون فرسودگی بیشتر از بوته های حاصل از بذور فرسوده (b_1 و b_2) بود ولی بین سطوح فرسودگی b_1 و b_2 اختلاف معنی داری مشاهده نگردید (جدول 2). نتایج حاکی از آن است که با افزایش فرسودگی بذرها، عملکرد دانه روند نزولی داشته است، اما افت عملکرد در سطح فرسودگی b_2 نسبت به سطح فرسودگی b_1 معنی دار نشد. بیشترین عملکرد دانه متعلق به بذور بدون فرسودگی بود. علت اصلی بالا بودن عملکرد دانه بوته های حاصل از بذور بدون فرسودگی در مقایسه با بذور فرسوده b_1 و b_2 ، قدرت بذری بیشتر و در نتیجه تراکم مناسب در واحد سطح بود. نتایج مشابهی نیز توسط روزرخ و همکاران (1381) در گندم و هاستروپ پدرسون و همکاران (1993) در جو گزارش شده است.

منابع مورد استفاده

- خدابنده ن، ۱۳۷۳. زراعت غلات. چاپ سوم. انتشارات دانشگاه تهران.
- روزرخ م، قاسمی گلعدانی ک و جوانشیر ع، ۱۳۸۱. ارتباط بین قدرت بذر و عملکرد نخود در مزرعه. نهال و بذر، جلد ۱۸، شماره ۲، صفحه های ۱۵۶ تا ۱۶۹.
- قاسمی گلعدانی ک، ۱۳۷۳. بررسی اثرات مستقیم فرسودگی بذر روی نمو و عملکرد گندم. خلاصه مقالات سومین کنگره علوم زراعت و اصلاح نباتات ایران، تبریز. ص ۳۲۵.
- قاسمی گلعدانی ک، صالحیان ح، رحیم زاده خویی ف و مقدم م، ۱۳۷۵. اثر قدرت بذر بر سبز شدن گیاهچه و عملکرد دانه گندم. علوم کشاورزی و منابع طبیعی، جلد ۳، صفحه های ۴۸ تا ۵۴.
- مودب شبستری م و مجتهدی م، ۱۳۶۹. فیزیولوژی گیاهان زراعی (ترجمه). مرکز نشر دانشگاه تهران.
- Begnami CN and Cortelazzo AL, 1996. Cellular alterations during accelerated aging of french bean seeds. *Seed Science and Technology* 24: 295-303.
- Donaldson C and Blackman GE, 1974. The initiation of hybrid vigour in *Zea mays* during the germination phase. *Annals of Botany* 38: 515-527.
- Hastrup Pedersen L, Jorgensen PE and Poulsen I, 1993. Effects of seed vigour and dormancy on field emergence, development and grain yield winter wheat (*Triticum aestivum* L.) and winter barley (*Hordeum vulgare* L.). *Seed Science and Technology* 21: 159-178.
- Hong CK, Han SK, Ree DW and Kim KS, 1982, Effect of seed size on growth and yield of hybrid maize. *Research Report of Office of Rural Development Suweon* 24: 188-192.
- Hussain M, Farooq M, Basra SMA and Ahmad N, 2006. Influence of seed priming techniques on the seedling establishment, yield and quality of hybrid sunflower. *International J Agric & Biol* 8: 14-18.
- Musa AM, Johansen C, Kumar J and Harris D, 1999. Response of chickpea to seed priming in the high Barind Tract of Bangladesh. *International Chickpea and Pigeonpea Newsletter* 6: 20-22.
- Perry DA, 1972. Seed vigour field establishment. *Horticulture Abstract* 42: 334-342.
- Prijic LJ, Jovanovic M and Popovic R, 1991, Effect of abnormal seedlings on major characters and grain yield in soybean. *Seed Science and Technology* 19: 64-71.
- Powell AA, Thornton JM and Mitchell JA, 1991, Vigour differences in brassica seed and their significance to emergence and seedling variability. *Journal of Agricultural Science, Cambridge* 116: 369-378.
- Roberts EH and Osei-Bonsu K, 1988. Seed and seedling vigour. In: Summerfield RJ (Ed) *World Crops: Cool Season Food Legumes* London, pp: 897-910.

جدول 1- تجزیه واریانس صفات مورد مطالعه در ارقام ذرت و سطوح مختلف فرسودگی در مزرعه

میانگین مربعات													منابع تغییر
عملکرد دانه	عملکرد بیولوژیک	شاخص برداشت	وزن هزاردانه	تعدادروز تا رسیدگی	تعدادروز تا گلدهی اندام ماده	تعدادروز تا گلدهی اندام نر	قطر بلال	ارتفاع بوته	طول بلال	تعداد دانه در بلال	تعداد دانه در ردیف	تعداد ردیف در بلال	
3582069/449 ^{ns}	4170439/715 ^{ns}	40/031 [*]	528/974 ^{ns}	11/819 ^{ns}	5/ 889 ^{ns}	3/042 ^{ns}	0/088 ^{ns}	756 ^{ns}	3/601 ^{ns}	10326/042 [*]	16/111 ^{ns}	1/944 ^{**}	3 تکرار
2982078/743 ^{ns}	8266815/256 [*]	27/292 ^{ns}	4734/007 ^{**}	1584/375 ^{**}	170/667 ^{**}	135/375 ^{**}	0/004 ^{ns}	1350/00 [*]	6/407 [*]	9801/042 ^{ns}	16/667 ^{ns}	1/500 [*]	1 رقم
9105607/745 ^{**}	6216527/924 [*]	22/917 ^{ns}	650/186 ^{ns}	155/042 ^{**}	32/375 ^{ns}	18/875 [*]	0/185 [*]	251/042 ^{ns}	15/158 ^{**}	43794/542 ^{**}	115/792 ^{**}	2/792 ^{**}	2 فرسودگی
1069491/523 ^{ns}	987668/602 ^{ns}	5/814 ^{ns}	383/395 ^{ns}	42/125 [*]	8/792 ^{ns}	4/625 ^{ns}	0/045 ^{ns}	703/125 ^{ns}	0/475 ^{ns}	189/042 ^{ns}	3/292 ^{ns}	0/125 ^{ns}	2 فرسودگی×رقم
1099730/503	1395052/121	8/104	316/136	8/386	10/889	3/208	0/ 037	234/444	1/152	2488/575	8/544	0/311	15 خطا
17/12	17/30	6/59	8/06	2/26	3/93	2/23	4/61	7/67	7/77	10/62	8/81	3/96	ضریب تغییرات (درصد)

ns، * و **: به ترتیب غیر معنی دار و معنی دار در سطح احتمال 5 و 1 درصد.

جدول 2- مقایسه میانگین سطوح مختلف فرسودگی از نظر صفات مورد بررسی در بذره‌های ذرت

سطوح فرسودگی	تعداد ردیف در بلال	تعداد دانه در ردیف	تعداد دانه در بلال	طول بلال (سانتی متر)	قطر بلال (سانتی متر)	تعداد روز تا گلدهی اندام نر	عملکرد بیولوژیک (گرم در مترمربع)	عملکرد دانه (کیلوگرم در هکتار)
شاهد	14/75 a	37/50 a	554 a	15/39a	4/36a	82/13 a	1627 a	7336 a
فرسودگی 48 ساعت در دمای 45°C	13/63 b	30/38 b	415/5 b	12/86 b	4/09b	79/75 b	1368 ab	5725 b
فرسودگی 96 ساعت در دمای 45°C	13/88 b	31/63 b	439/6 b	13/18b	4/11b	79/25 b	1272 b	5320 b

حروف غیر مشابه در هر ستون نشانگر اختلاف معنی دار در سطح احتمال 5% می باشد.

جدول 3- مقایسه میانگین ارقام ذرت از نظر صفات مورد بررسی

ارقام	تعداد ردیف در بلال	طول بلال (سانتی متر)	ارتفاع بوته (سانتی متر)	تعداد روز تا ظهور گلدهی اندام نر	تعداد روز تا ظهور گلدهی اندام ماده	وزن هزارانه (گرم)	عملکرد بیولوژیک (گرم در مترمربع)
رقم 540	14/333a	14/325a	207/083 a	78b	81/333b	234/629a	1544/539a
رقم 704	13/833b	13/292b	192/083b	82/750a	86/667a	206/540b	1299/741b

حروف غیر مشابه در هر ستون نشان گر اختلاف معنی دار در سطح احتمال 5% می باشد.

جدول 4- مقایسه میانگین ترکیبات تیماری سطوح مختلف فرسودگی و ارقام ذرت از نظر تعداد روز تا رسیدگی

تیمار	a ₂ b ₀	a ₂ b ₂	a ₂ b ₁	a ₁ b ₀	a ₁ b ₂	a ₁ b ₁
تعداد روز تا رسیدگی	144 a	132/8 b	132/3 bc	122/5 cd	119/8d	118 d

حروف غیر مشابه نشانگر اختلاف معنی دار در سطح احتمال 5% می باشد.

a₁ رقم 540، a₂ رقم 704 =bo =شاهد، b₁ = فرسودگی 48 ساعت، b₂ = فرسودگی 98 ساعت

اثر تنش خشکی بر فعالیت آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان و پراکسیداسیون لیپیدی گیاهچه‌های گندم

عزت‌اله اسفندیاری^{۱*}، محمدرضا شکیب^۲، سلطانعلی محبوب^۳، هوشنگ آلیاری^۴ و مهدی برادران فیروزآبادی^۵

تاریخ دریافت: 87/6/17 تاریخ پذیرش: 88/6/3

۱- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه مراغه

۲- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۳- گروه تغذیه، دانشکده بهداشت محیط و تغذیه، دانشگاه علوم پزشکی تبریز

۴- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی شاهرود

*مسئول مکاتبه E-mail: Esfand1977@yahoo.com

چکیده

باتوجه به نقش گندم در امنیت غذایی مردم کشور و کاهش عملکرد آن در اثر تنش خشکی، سه رقم گندم آذر2، الوند و زرین انتخاب و به روش هیدروپونیک پرورش داده شدند. گیاهچه‌ها پس از رسیدن به مرحله 4-5 برگگی به مدت 10 روز در پتانسیل‌های اسمزی شاهد، 4، 8 و 12 بار قرار گرفتند. از PEG8000 برای ایجاد پتانسیل‌های مورد نظر استفاده شد. بعد از سپری شدن زمان مذکور، از گیاهچه‌ها نمونه‌های برگگی تهیه و فعالیت آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان سوپراکسید دیسموتاز، کاتالاز، اسکوربات پراکسیداز و گلوتاتیون ردوکتاز به همراه میزان پراکسیداسیون لیپیدی مورد ارزیابی قرار گرفتند. نتایج حاصل نشان داد که افزایش شدت تنش اسمزی، افزایش میزان پراکسیداسیون لیپیدی را در پی دارد. بعلاوه فعالیت سوپراکسید دیسموتاز در تمامی ارقام بویژه در سطوح بالای تنش اسمزی کاهش نشان داد ولی فعالیت گلوتاتیون ردوکتاز در هر سه رقم مورد بررسی با افزایش شدت تنش اسمزی طبق انتظار افزایش یافت بطوری که این آنزیم عامل محدودیت در اجرای مکانیسم‌های دفاعی ارقام گندم در مقابله با تنش‌های محیطی نبود. فعالیت آنزیم اسکوربات پراکسیداز در ارقام الوند و آذر2 برخلاف رقم زرین در سطح 12 بار نسبت به شاهد افزایش معنی‌داری ($P<5\%$) نشان داد. درحالی که فعالیت کاتالاز در رقم آذر2 در تمامی سطوح یکسان، در رقم زرین افزایش و در رقم الوند کاهش یافت. افت فعالیت آنزیم‌های سوپراکسید دیسموتاز، کاتالاز و اسکوربات پراکسیداز در ارقام الوند و زرین به دلیل عدم تعادل بین اجرای مکانیسم‌های دفاعی، سبب عملکرد ضعیف آنها می‌شود. بدین ترتیب با تجمع فرم‌های فعال اکسیژن، نقاط کلیدی متابولیسم و مکانیسم‌های دفاعی سلول مورد حمله قرار گرفته و این عوامل سبب می‌شود تا این ارقام نسبت به رقم آذر2 به تنش خشکی در مرحله گیاهچه‌ای حساس‌تر باشد.

واژه‌های کلیدی: آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان، پراکسیداسیون لیپیدی، تنش خشکی، گیاهچه‌های گندم

Effect of Water Stress on Antioxidant Enzymes Activities and Lipid Peroxidation of Wheat Seedlings

E Esfandiari^{1*}, MR Shakiba², SA Mahboob³, H Alyari² and M Baradaran Firozabadi⁴

¹Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture- University of Maragheh, Maragheh, Iran

²Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

³Nutrition Department, Public Health and Nutrition Faculty, Tabriz University of Medical Sciences, Tabriz, Iran

⁴Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, Shahrod University of Technology, Shahrod, Iran

*Corresponding author: E-mail: Esfand1977@yahoo.com

Abstract

Considering the role of wheat in food security of Iran and its yield reduction due to drought stress, three varieties of wheat, Azar2, Alvand and Zarin were selected and cultured under hydroponics condition. At the fourth to fifth leaf stage the seedlings were kept under 4, 8 and 12 bars potential using polyethylene glycol 8000 (PEG 8000). Hogland solution was used as the control. After 10 days, leaf samples from the seedlings were obtained and antioxidant enzymes activity (Superoxide dismutase (SOD), Catalase (CAT), Ascorbat peroxidase (APX) and Glutathion reductase (GR)) and lipid peroxidation were evaluated. Results showed that increase in the strength of osmotic stress increased lipid peroxidation. Moreover, the activity of SOD was declined in the varieties, but GR activity was enhanced with the increase of osmotic stress as expected. This enzyme was not the restriction factor of wheat defence mechanism activities against the environmental stresses. At 12 bars, the activity of APX in Alvand and Azar2 cultivars, contrary to Zarin, showed a significant increase ($P<5\%$) as compared with the control. Nevertheless, the CAT activity was equal in all levels in Azar2, increased in Zarin and declined in Alvand. Subsidence of the enzyme activity of SOD, CAT and APX in Alvand and Zarin cultivars resulted in lower yield due to loss of balance among the elements of defense mechanisms. Thus with accumulation of reactive oxygen species, the key points of the metabolism and cell defence mechanisms were damaged. These factors resulted in the sensitivity of varieties to osmotic stress in contrary to Azar2.

Keywords: Antioxidant enzyme, Drought stress, Lipid peroxidation, Wheat seedling

مقدمه

گیاهان زراعی در طول دوره رشد رویشی خود همواره با تنش‌های محیطی متعددی نظیر خشکی روبرو هستند که این تنش در بخش قابل توجهی از اراضی کشور اتفاق می‌افتد. بروز تنش خشکی سبب ایجاد اختلالات متابولیسمی در سلول‌های گیاهی می‌گردد که می‌توان به افزایش تولید فرم‌های فعال اکسیژن بعنوان یکی از فاکتورهای اصلی اختلالات متابولیسمی سلول اشاره کرد (میتلر 2002).

احیای ناقص اکسیژن اتمسفری، سبب تشکیل فرم‌های فعال اکسیژن نظیر رادیکال سوپر اکسید، پراکسید هیدروژن و رادیکال هیدروکسیل می‌شود (بلوخینا و همکاران 2003). فرم‌های فعال اکسیژن بیومولکول‌های حیاتی سلول همانند اسیدهای نوکلئیک، پروتئین‌ها و لیپیدها را اکسیده می‌نمایند (بریوسیزیم و همکاران 2001). در هنگام تنش خشکی، کلروپلاست یکی از مکان‌های اصلی تولید آنها محسوب می‌شود (میتلر 2002). زیرا در اثر بسته شدن روزنه‌ها نسبت $NADP^+/NADPH, H^+$ به دلیل عدم مصرف H^+ و $NADPH$ ، جهت تثبیت دی اکسید کربن در چرخه کالوین در این اندامک کاهش می‌یابد. افت نسبت مذکور سبب بسته شدن زنجیر انتقال الکترون کلروپلاستی شده و تولید فرم‌های فعال اکسیژن افزایش می‌یابد (میتلر و همکاران 2004). بعلاوه تحقیقات نشان داده‌است که غشاهای سلولی و اندامک‌ها، اولین محل آسیب به سلول‌ها در شرایط تنش خشکی توسط فرم‌های فعال اکسیژن هستند (کاندیان و تارهان 2003). آسیب به غشاهای ضمن اثرگذاری بر نفوذپذیری انتخابی آنها، گرادیان الکتروشیمیایی لازم جهت سنتز ATP را در کلروپلاست و میتوکندری متاثر می‌کند.

سلول‌های گیاهی جهت مقابله با اثرات منفی تنش‌های محیطی از مکانیسم‌های دفاعی ویژه‌ای برخوردارند که از همکاری آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان

(سوپر اکسید دیسموتاز، کاتالاز، گلوتاتیون ردوکتاز، پراکسیدازها و غیره) (بلوخینا و همکاران 2003) و آنتی‌اکسیدان‌ها (کاروتنوئید، توکوفرول، اسکوربات، گلوتاتیون و غیره) (میتلر 2002) تشکیل شده‌اند. همکاری این اجزا با همدیگر سبب تشکیل چرخه‌های بسیار مهمی نظیر اسکوربات-گلوتاتیون، مه‌لر و گزانتوفیل می‌گردد (میتلر و همکاران 2004). اجرای این چرخه‌ها بعنوان مکانیسم‌های دفاعی، سلول را قادر می‌سازد تا از تولید فرم‌های فعال اکسیژن پیشگیری نمایند و یا اینکه آنها را جمع‌آوری نموده و اثرات مضر آنها را کاهش دهند (آسادا 2000). بعلاوه اجرای این چرخه‌ها سبب افزایش پتانسیل ردوکس سلول شده و با کاهش آسیب به بیومولکول‌های حیاتی، سلول در شرایط تنش محیطی در وضعیت مطلوبتری به سر می‌برد (اسفندیاری و همکاران 1387).

یکی از راه‌های تامین نیاز غذایی جمعیت در حال افزایش کشور و جهان افزایش تولید محصولات کشاورزی است. بطوری‌که تا سال 2020 میلادی عملکرد گندم بایستی هر ساله در حدود 1/6% افزایش یابد (شائو و همکاران 2005). همانطوری‌که قبلاً نیز اشاره شد خشکی از مهمترین عوامل محدود کننده رشد و نمو و عملکرد گیاهان زراعی از جمله گندم به شمار می‌آید که برای غلبه بر این محدودیت علاوه بر روش‌های به زراعی، می‌توان نسبت به اصلاح ارقام سازگار به تنش‌های محیطی اقدام نمود. جهت رسیدن به این هدف مهم شناخت ویژگی‌های فیزیولوژیک و بیوشیمیایی گیاه از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به همین دلیل سه رقم گندم آذر2، الوند و زرین انتخاب و بعد از اعمال تنش اسمزی در سطوح مختلف محیط کشت هیدروپونیک، فعالیت آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان سوپراکسید دیسموتاز، کاتالاز، گلوتاتیون ردوکتاز و اسکوربات پراکسیداز (به عنوان اجزای مهم مکانیسم‌های دفاعی سلول) به همراه پراکسیداسیون لیپیدی اندازه گیری شد.

مواد و روش‌ها

بذور گندم نان (ارقام آذر2، الوند و زرین) از مرکز تحقیقات دیم کشور واقع در مراغه تهیه گشت. بذور این گیاه به مدت 20 دقیقه در محلول 0/1% سدیم دودسیل سولفات ضد عفونی و بطور کامل با آب دیونیزه شستشو شدند. سپس بذور گندم در دمای °C $20 \pm 0/5$ و تاریکی جوانه‌دار گشتند. بذور جوانه‌دار شده یکنواخت به لگن‌های مخصوص پرورش هیدروپونیک منتقل شدند. گیاهچه‌های گندم تا مرحله 2-3 برگی با محلول هوگلند 50% و بعد از این مرحله با محلول هوگلند کامل تغذیه گشتند. با رسیدن گیاهچه‌ها به مرحله 4-5 برگی، با استفاده از پلی اتیلن گلیکول 8000 پتانسیل‌های اسمزی 4، 8 و 12 بار بدست آمدند. همچنین از محلول هوگلند کامل بعنوان شاهد استفاده گردید. گیاهچه‌ها به مدت 10 روز در تیمارهای مذکور نگهداری و سپس از برگ‌های جوان و بالغ نمونه‌های برگ‌ی تهیه و بلافاصله در نیتروژن مایع غوطه‌ور گشتند. نمونه‌های برگ‌ی تا زمان اندازه‌گیری متغیرها در دمای °C -70 - نگهداری شدند. همچنین در طول دوره رشد گیاهچه‌ها، دمای گلخانه در شبانه روز °C 20 ± 2 ، مدت زمان روشنایی 12 ساعت و شدت نور 200 میکرومول فوتون بر مترمربع در ثانیه بود.

استخراج آنزیمی

جهت استخراج آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان 0/5 گرم از نمونه‌های برگ‌ی توزین و در 5 میلی‌لیتر از بافر فسفات سرد 100 میلی‌مولار (pH=7/5) محتوی EDTA 0/4 میلی‌مولار، اسکوربات 3 میلی‌مولار، پلی وینیل پیرولیدین 5% (وزنی- حجمی) اضافه شد. نمونه‌های هموژن شده در 15000g و دمای °C 4 به مدت 15 دقیقه سانتریفیوژ گشتند. سوپر ناتانت حاصل جهت اندازه‌گیری فعالیت آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان استفاده گردید (اسفندیاری و همکاران 2007).

اندازه‌گیری فعالیت آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان

در این پژوهش فعالیت آنزیم‌های سوپراکسید دیسموتاز، اسکوربات پراکسیداز و گلوکاتایون ردوکتاز (سیرم و همکاران 2003)، کاتالاز (ابی 1984) مورد اندازه‌گیری قرار گرفت.

اندازه‌گیری پروتئین کل و میزان پراکسیداسیون لیپیدی پروتئین کل براساس روش برادفورد (1976) و پراکسیداسیون لیپیدی طبق روش اشاره شده در استوارت و بولی (1980) اندازه‌گیری شدند.

نتایج

میزان پراکسیداسیون لیپیدی یا مالون دی آلدئید با افزایش شدت تنش اسمزی در هر سه رقم گندم بطور معنی‌داری ($P < 5\%$) نسبت به شاهد افزایش نشان داد. براساس نتایج ارائه شده در شکل 1، بیشترین میزان آسیب به غشا در ارقام مورد بررسی (به غیر از رقم آذر 2) در سطح 12 بار وارد شده است. در رقم آذر2 میزان آسیب به غشاها در سطح 12 بار افت چشمگیری نشان داد. به گونه‌ای که کمترین میزان آسیب به غشاها در شدیدترین سطح تنش اسمزی به این رقم تعلق داشت (شکل 1).

روند تغییرات فعالیت آنزیم سوپراکسید دیسموتاز در سطوح مختلف اسمزی متفاوت بود. سوپراکسید دیسموتاز در رقم آذر2 تا سطح 8 بار تغییر تغییر چندانی نکرد. اما فعالیت این آنزیم در رقم آذر2 در سطح 12 بار در مقایسه با سایر سطوح اسمزی کاهش قابل توجهی داشت. در رقم الوند سطوح 8 و 12 بار کاهش قابل ملاحظه‌ای از نظر فعالیت سوپراکسید دیسموتاز در مقایسه با شاهد و 4 بار نشان داد. در حالیکه در رقم زرین بیشترین فعالیت سوپراکسید دیسموتاز در سطح 4 بار ملاحظه شد و با افزایش شدت

تنش اسمزی فعالیت این آنزیم کاهش یافت و در 12 بار به کمترین میزان فعالیت خود رسید (شکل 2). بیشترین فعالیت آنزیم گلوتاتیون ردوکتاز در هر سه رقم گندم مورد بررسی در سطح 12 بار بدست آمد. در رقم آذر2 میزان فعالیت گلوتاتیون ردوکتاز در سطوح 8 و 12 بار با سطوح پائین‌تر اسمزی اختلاف معنی‌داری ($P < 5\%$) داشت. فعالیت گلوتاتیون ردوکتاز در رقم الوند تا سطح 8 بار تغییرات معنی‌داری ($P < 5\%$) نشان نداد. ولی فعالیت این آنزیم در 12 بار بطور معنی‌داری ($P < 5\%$) در مقایسه با سایر سطوح افزایش یافت. در رقم زرین تنها بین سطوح 4 و 8 بار از یک سو و 12 بار از سوی دیگر اختلاف معنی‌داری ($P < 5\%$) دیده شد (شکل 3).

روند تغییرات آنزیم اسکوربات پراکسیداز در ارقام گندم آذر2 و الوند در سطوح مختلف اسمزی از الگوی مشابهی تبعیت کردند (شکل 4). در این ارقام اسکوربات پراکسیداز بیشترین فعالیت خود را در سطح اسمزی 4 بار نشان داد. در این ارقام فعالیت اسکوربات پراکسیداز در سطح 12 بار در مقایسه با سطوح شاهد و 8 بار افزایش معنی‌داری ($P < 5\%$) داشت. اسکوربات پراکسیداز در رقم زرین بیشترین فعالیت خود را در سطح شاهد نشان داد و در مقایسه با سایر سطوح اسمزی اختلاف فعالیت موجود معنی‌دار ($P < 5\%$) بود (شکل 4).

در رقم آذر2 تغییرات فعالیت آنزیم کاتالاز در سطوح مختلف اسمزی معنی‌دار ($P < 5\%$) نبود. در حالیکه در رقم الوند بیشترین فعالیت کاتالاز در سطح شاهد بدست آمد. در این رقم افزایش شدت تنش اسمزی سبب کاهش معنی‌دار ($P < 5\%$) فعالیت آنزیم مذکور در سطوح اسمزی دیگر، نسبت به شاهد گردید. در رقم زرین برخلاف رقم الوند تنش اسمزی سبب افزایش فعالیت آنزیم کاتالاز گردید که این افزایش در سطوح 4 و

12 بار در مقایسه با شاهد معنی‌دار ($P < 5\%$) بود (شکل 5).

بحث

نتایج بدست آمده نشان‌داد که بین فعالیت آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان و میزان پراکسیداسیون لیپیدی ارتباط منفی وجود دارد. این نتیجه توسط اسفندیاری و همکاران (1387، 2007 و 2008) نیز گزارش شده‌است. با افزایش شدت تنش اسمزی میزان آسیب به غشاهای هر سه رقم گندم شدت یافته‌است (شکل 1). اما در رقم آذر2 میزان پراکسیداسیون لیپیدی یا مالون دی آلدئید بطور چشمگیری در سطح 12 بار کاهش نشان داد. کاهش میزان پراکسیداسیون لیپیدی در این رقم ممکن است ناشی از افزایش فعالیت آنزیم اسکوربات پراکسیداز در سطح 12 بار نسبت به سایر سطوح همراه با افزایش حجم خزانه آنتی‌اکسیدان‌های اسکوربات و گلوتاتیون در زمان تنش اسمزی در مقایسه با سایر ارقام باشد. بعلاوه نسبت‌های اسکوربات احیا به اسکوربات کل و گلوتاتیون احیا به گلوتاتیون کل در رقم آذر2 در سطوح بالای تنش اسمزی بیشتر از سایر ارقام بود (نتایج نشان داده نشده است). افزایش حجم خزانه نسبت احیا به اکسید این آنتی‌اکسیدان‌ها، ضمن برطرف نمودن محدودیت‌های مکانیسم‌های دفاعی، پتانسیل ردوکس سلول را افزایش می‌دهند (دویر و همکاران 2006). بعلاوه آنتی‌اکسیدان‌های اسکوربات و گلوتاتیون توانایی واکنش مستقیم با رادیکال سوپراکسید و سایر فرم‌های فعال اکسیژن را دارند که می‌توانند شدت آسیب را کاهش دهند (ایسرار و ساهی 2006). در ارقام الوند و زرین کاهش فعالیت آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان و نیز کاهش حجم خزانه آنتی‌اکسیدان‌ها (نتایج آنتی‌اکسیدان‌ها آورده نشده‌است) از عوامل اصلی محدود کننده مکانیسم‌های دفاعی به شمار آمده و سبب افزایش پراکسیداسیون لیپیدی گردیده‌است.

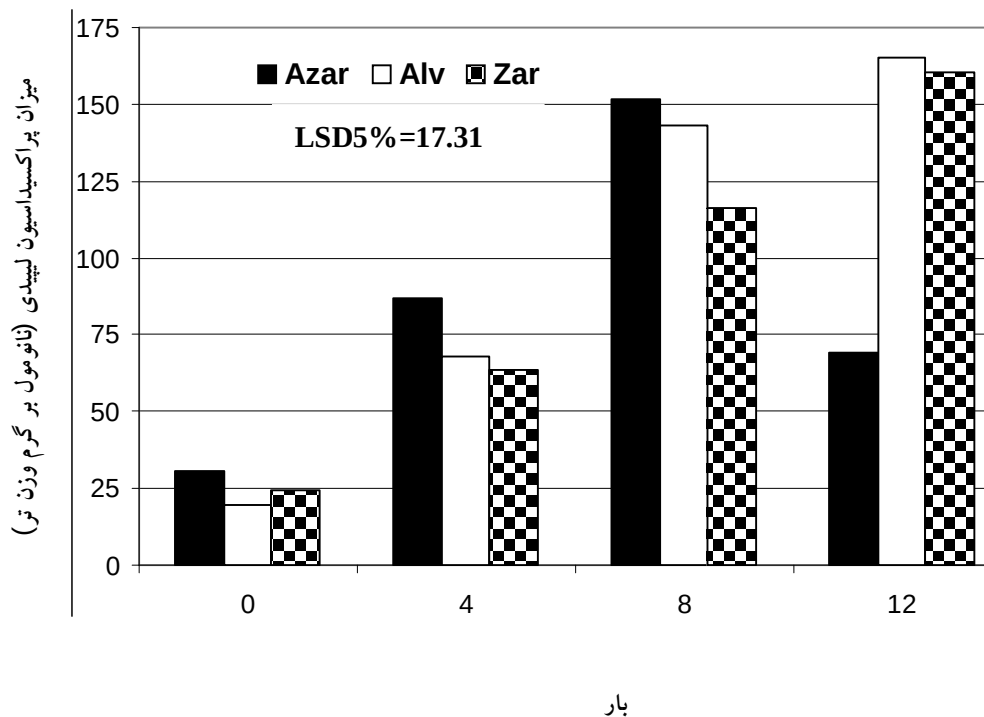
سوپراکسید دیسموتاز رادیکال سوپراکسید را به پراکسید هیدروژن تبدیل می‌کند (میتلر و همکاران 2004). کاهش فعالیت آنزیم سوپراکسید دیسموتاز، تجمع رادیکال سوپراکسید را در پی دارد. این رادیکال می‌تواند با پراکسید هیدروژن ترکیب و با اجرای واکنش هابر- ویز رادیکال فوق‌العاده خطرناک هیدروکسیل را بوجود آورند (میتلر و همکاران 2004). در ارقام مورد بررسی در سطوح بالای تنش اسمزی بویژه 12 بار، فعالیت سوپراکسید دیسموتاز عامل محدود کننده‌ای به شمار می‌آید. فعالیت کم آنزیم سوپراکسید دیسموتاز کارایی چرخه مهر را در کلروپلاست کاهش خواهد داد (آسادا 2000). کاهش کارایی این چرخه سبب افزایش شدت صدمات به بیومولکول‌ها حیاتی می‌گردد که آسیب به غشاها یکی از مهمترین آنهاست. بعلاوه تجمع رادیکال سوپراکسید، فعالیت آنزیم‌های کاتالاز و پراکسیدازها را کاهش می‌دهد (آسادا 2000). این آنزیم‌ها نقش ویژه‌ای در جمع‌آوری پراکسید هیدروژن موجود در سلول دارند (میتلر و همکاران 2004 و شائو و همکاران 2005). کاهش فعالیت سوپراکسید دیسموتاز و عدم افزایش حجم خزانة آنتی‌اکسیدان‌ها (نتایج آورده نشده است) در ارقام الوند و زرین ممکن است عامل کاهش فعالیت کاتالاز و اسکوربات پراکسیداز باشد.

کاتالاز و اسکوربات پراکسیداز از مهمترین آنزیم‌های جمع‌آوری کننده پراکسید هیدروژن به شمار می‌آیند. کاهش فعالیت کاتالاز و اسکوربات پراکسیداز به ترتیب در ارقام الوند و زرین می‌تواند سبب تجمع پراکسید هیدروژن شود که علاوه بر اجرای واکنش هابر- ویز، سبب کاهش فعالیت برخی از آنزیم‌های چرخه کالوین نظیر ریبولوز مونو فسفات کیناز و بی‌فسفاتازها می‌گردد (آسادا 2000). کاهش فعالیت این آنزیم‌ها در چرخه کالوین می‌تواند با کاهش نسبت H^+ , $NADP^+$ / $NADPH$ در کلروپلاست سبب افزایش تولید فرم‌های فعال اکسیژن شده و آسیب به بیومولکول‌ها از جمله لیپیدها افزایش یابد. همچنین فعالیت آیزوزیم‌های Fe-SOD و Cu/Zn-SOD به

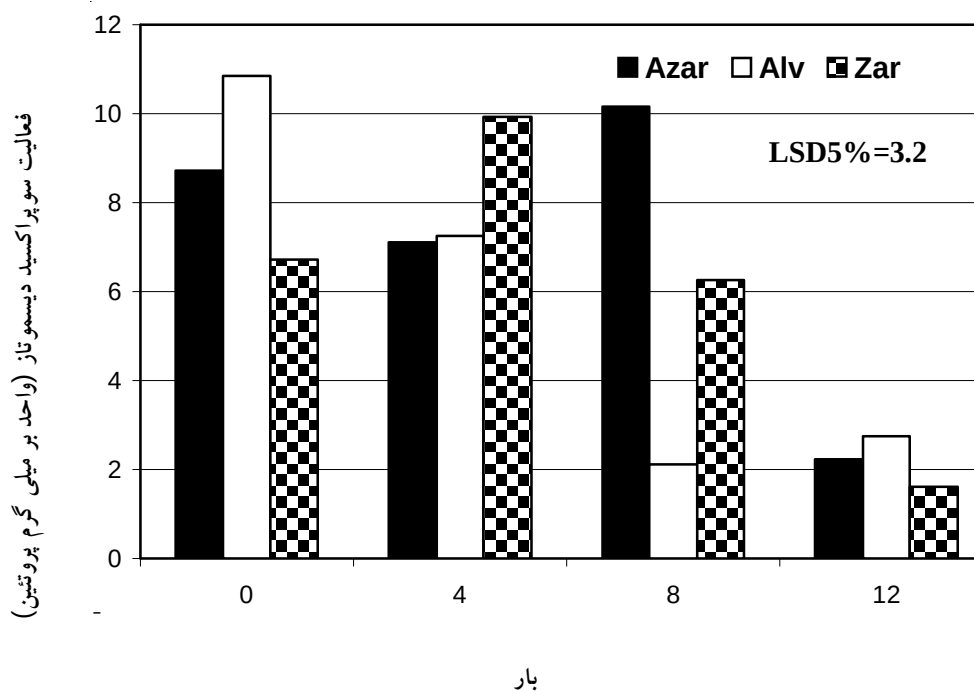
مقادیر بالای پراکسید هیدروژن حساسند (میتلر 2002). کاهش فعالیت آنزیم‌های مذکور شدت آسیب‌های وارده به بیومولکول‌های حیاتی سلول را افزایش می‌دهد. کاهش فعالیت آنزیم‌های اسکوربات پراکسیداز و کاتالاز به ترتیب در ارقام زرین و الوند همراه با کاهش فعالیت سوپراکسید دیسموتاز سبب افزایش آسیب به غشاها شده‌است.

فعالیت آنزیم گلوتاتیون ردوکتاز با افزایش شدت تنش اسمزی طبق انتظار افزایش یافت که تنها در رقم زرین میزان افزایش معنی‌دار ($P < 5\%$) نبود (شکل 5). افزایش این آنزیم به دلیل احیای مجدد گلوتاتیون اکسید بسیار حائز اهمیت است (سیرم و همکاران 2003). گلوتاتیون در چرخه‌های گزانتوفیل (ابراهیم‌زاده 1372)، مهر (آسادا 2000) و اسکوربات-گلوتاتیون (بلوخینا و همکاران 2003) ایفای نقش می‌کند. بعلاوه بعنوان کوفاکتور آنزیم گلوتاتیون پراکسیداز نیز عمل می‌نماید (دیکسون و همکاران 1998). بنابراین با افزایش فعالیت گلوتاتیون ردوکتاز در سطوح بالای اسمزی، این آنزیم عامل محدودیت مکانیسم‌های دفاعی ارقام مورد مطالعه نیست. سیرم و همکاران (2003) گزارش کرده‌اند که افزایش فعالیت گلوتاتیون ردوکتاز سبب افزایش تحمل به تنش اکسیداتیو می‌شود. ولی در این ارقام بویژه زرین و الوند محدودیت موجود ناشی از کاهش عملکرد سایر آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان است.

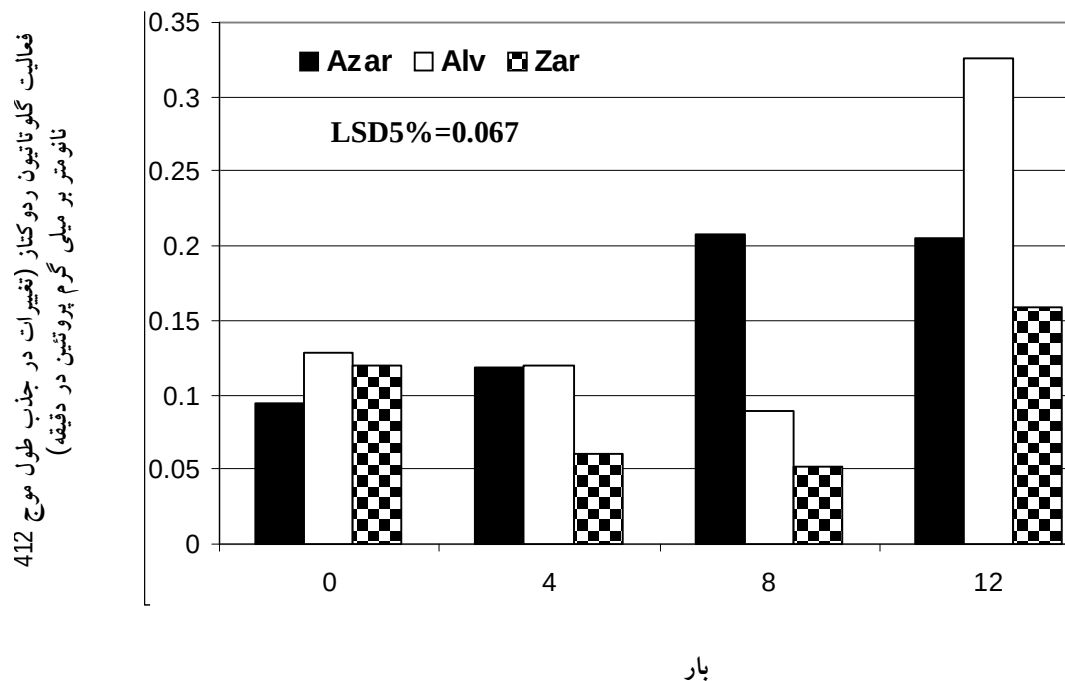
بعنوان نتیجه‌گیری کلی می‌توان بیان نمود که عدم تعادل در بین فعالیت آنزیم‌های آنتی‌اکسیدان سبب کاهش کارایی مکانیسم‌های جمع‌آوری کننده فرم‌های فعال اکسیژن می‌شود. عدم تعادل موجود سبب تجمع فرم‌های فعال اکسیژن در سلول می‌گردد. تجمع انواع اکسیژن فعال نیز نقاط کلیدی متابولیسم و مکانیسم‌های دفاعی سلول را مورد حمله قرار می‌دهند. در نتیجه این امر تنش اکسیداتیو در سلول شدت بیشتری می‌یابد. این نتیجه در ارقام الوند و زرین مشاهده شده و سبب گردید که این ارقام در مقایسه با رقم آذر2 به تنش خشکی در مرحله گیاهچه‌ای حساس‌تر باشند.



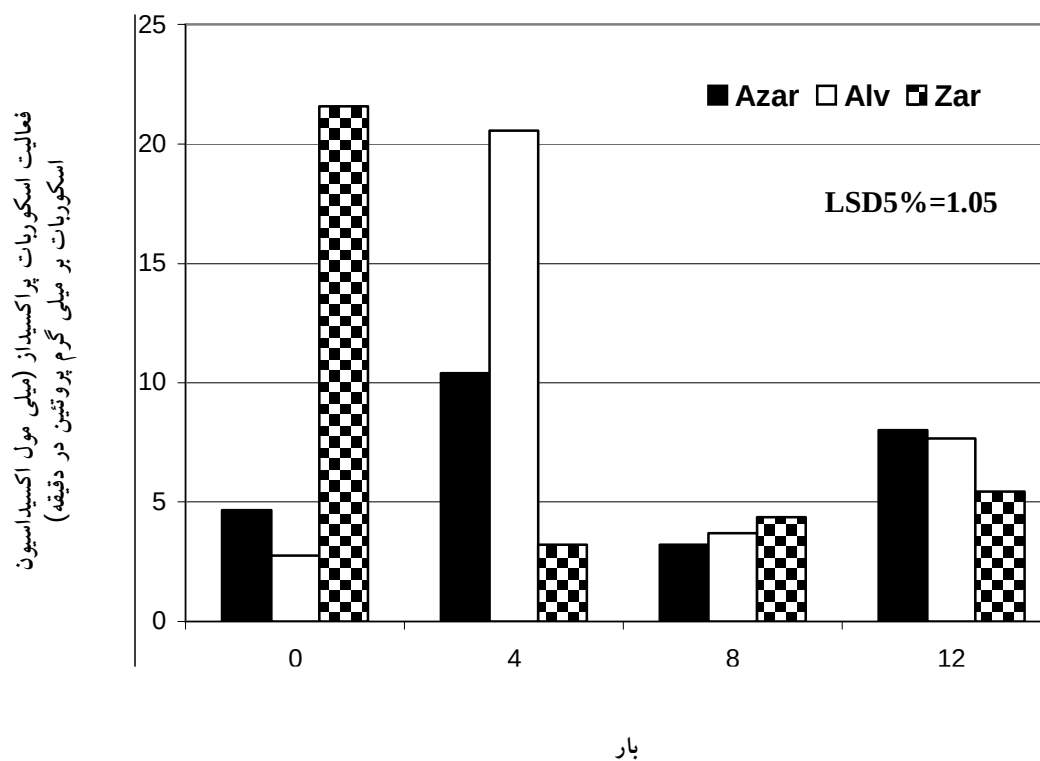
شکل ۱- اثرات سطوح مختلف اسمزی بر میزان پراکسیداسیون لیپیدی گیاهچه‌های گندم



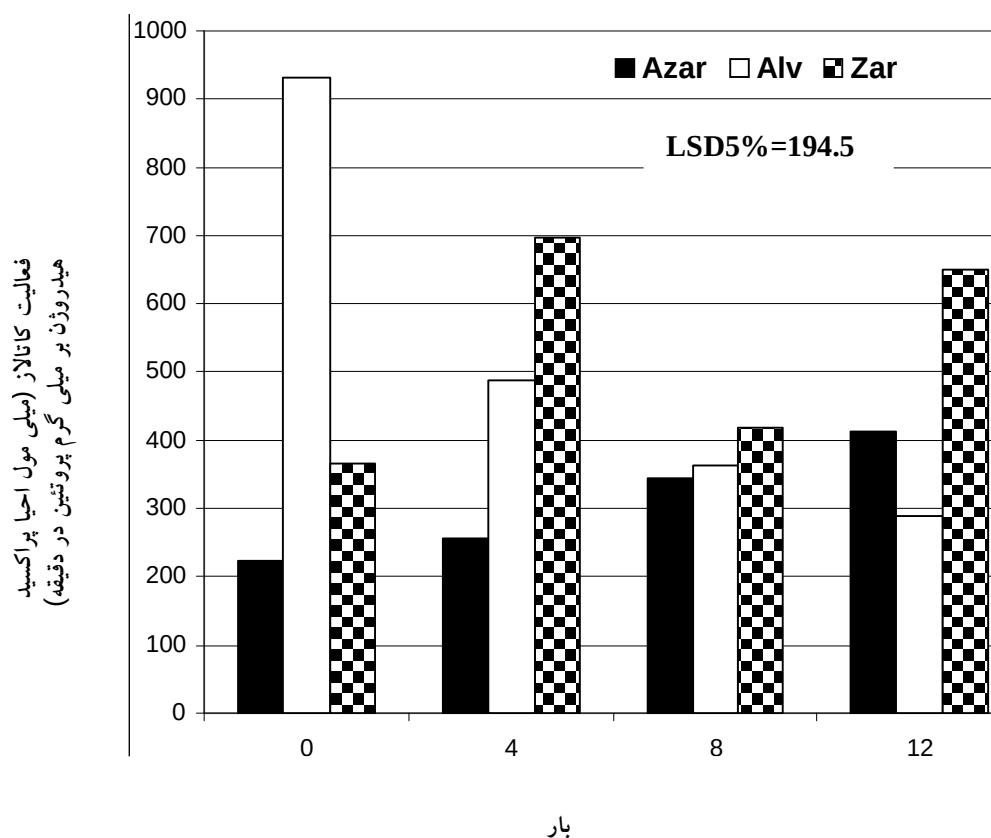
شکل ۲- اثرات سطوح اسمزی بر فعالیت آنزیم سوپراکسید دیسموتاز در گیاهچه‌های گندم



شکل ۳- اثرات سطوح اسمزی بر فعالیت آنزیم گلاتایون ردوکتاز در گیاهچه‌های گندم



شکل ۴- اثرات سطوح اسمزی بر فعالیت آنزیم اسکوربات پراکسیداز در گیاهچه‌های گندم



شکل ۵- اثرات سطوح اسمزی بر فعالیت آنزیم کاتالاز در گیاهچه‌های گندم

منابع مورد استفاده

- ابراهیم‌زاده ح، 1372. فیزیولوژی گیاهی (فتوسنتز). انتشارات دانشگاه تهران
- اسفندیاری ع، محبوب سع و شکاری ف، 1387. اثرات مخرب انواع اکسیژن فعال، مکانیسم‌های محافظتی گیاه و ضرورت توجه به آن. مقالات کلیدی دهمین کنگره زراعت و اصلاح نباتات ایران، کرج. صفحات 22-1.
- Aebi H, 1984. Catalase *in vitro*. Methods Enzymol 105:121-126.
- Asada K, 2000. The water-water cycle as alternative photon and electron sinks. Phill Trans R Soc Lond B 355:1419-1431.
- Blokhina O, Virolainen E and Fagerstedt KV, 2003. Antioxidants, oxidative damage and oxygen deprivation stress: A review. Ann Botany 91: 179-194.
- Bradford MM, 1976. A rapid and sensitive method for the quantitation of microgram quantities of protein utilizing the principle of protein-dye binding. Analytical Biochem 72: 248-254.

- Breusegem FV, Vranova E, Dat JF and Inze D, 2001. The role of active oxygen species in plant signal transduction. *Plant Sci* 161:405-414.
- Candan N and Tarhan L, 2003. The correlation between antioxidant enzyme activities and lipid peroxidation levels in *Mentha pulegium* organs grown in Ca^{2+} , Mg^{2+} , Cu^{2+} , Zn^{2+} and Mn^{2+} stress conditions. *Plant Sci* 163: 769-779.
- Dewir YH, Chakrabarty D, Ali MB, Hahn EJ and Paek KY, 2006. Lipid peroxidation and antioxidant enzyme activities of *Euphorbia millii* hyperhydric shoots. *Environ Exp Bot* 58: 93-99.
- Dixon DP, Cummins I, Cole DJ and Edwards R, 1998. Glutathione-mediated detoxification systems in plants. *Cur Opin Plant Biolo* 1: 258-266.
- Esfandiari EA, Shakiba MR, Mahboob SA, Alyari H and Shahabivand S, 2008. The effect of water stress on the antioxidant content, protective enzyme activities, proline content and lipid peroxidation in wheat seedling. *Pak J Biol Sci* 11: 1916- 1922.
- Esfandiari EA, Shakiba MR, Mahboob SA, Alyari H and Toorchi M, 2007. Water stress, antioxidant enzyme activity and lipid peroxidation in wheat seedling. *Journal of Food, Agriculture & Environment* 5: 149-153.
- Israr M and Sahi SV. 2006. Antioxidative responses to mercury in the cell cultures of *Sesbania drummondii*. *Plant Physiol Biochem* 44: 590-595.
- Mittler R, 2002. Oxidative stress, antioxidants and stress tolerance. *Tren Plant Sci* 7: 405-410.
- Mittler R, Vanderauwera S, Gollery M and Breusegem FV, 2004. Reactive oxygen gene network of plants. *Tren Plant Sci* 9: 490-498.
- Sairam RK, Rao KV and Srivastava GC, 2003. Differential response of wheat genotypes to long term salinity stress in relation to oxidative stress, antioxidant activity and osmolyte concentration. *Plant Sci* 163:1037-1046.
- Shao HB, Liang ZS, Shao MA and Sun Q, 2005. Dynamic changes of anti-oxidative enzymes of 10 wheat genotypes at soil water deficits. *Colloids and Surfaces B: Biointerfaces* 42: 187-195.
- Stewart RC and Bewley JD, 1980. Lipid peroxidation associated aging of soybean axes. *Plant Physiol* 65: 245-248.

نقش حجم خزانه آنتی اکسیدان‌های محلول در آب و پرولین در محافظت از غشاهای

سلولی در تنش خشکی

عزت اله اسفندیاری^{۱*}، سلطانتلی محبوب^۲، محمدرضا شکیب^۳ و هوشنگ آلیاری^۳

تاریخ دریافت: ۸۷/۶/۱۷ تاریخ پذیرش: ۸۸/۶/۳

۱- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشگاه مراغه

۲- گروه تغذیه، دانشکده بهداشت و تغذیه، دانشگاه علوم پزشکی تبریز

۳- گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

* مسئول مکاتبه E-mail: esfand1977@yahoo.com

چکیده

به منظور مطالعه اثر تنش خشکی بر عملکرد گندم، ارقام آذر2، الوند و زرین انتخاب و به روش هیدروپونیک پرورش یافتند. گیاهچه‌های گندم حاصل تا مرحله 2-3 برگی با محلول هوگلدن 50% و سپس با محلول کامل آن تغذیه شدند. در مرحله 4-5 برگی، گیاهچه‌ها به مدت 10 روز در پتانسیل‌های اسمزی 4، 8 و 12 بار حاصل از پلی اتیلن گلیکول 8000 قرار گرفتند. از محلول هوگلدن کامل نیز به عنوان شاهد استفاده شد. سپس از گیاهچه‌ها نمونه‌های برگ‌ی تهیه و میزان کل آنتی اکسیدان‌های محلول در آب اسکوربات و گلوتاتیون، شکل احیای آنها، پرولین و پراکسیداسیون لیپیدی (معیار ارزیابی آسیب به غشاهای سلولی) اندازه گیری شد. نتایج حاصل نشان داد که در رقم آذر2 میزان اسکوربات کل افزایش یافته و گلوتاتیون کل در سطح 12 بار نسبت به شاهد کاهش داشت. درحالیکه در ارقام الوند و زرین با افزایش شدت تنش اسمزی میزان اسکوربات کاهش یافت و گلوتاتیون کل ثابت ماند. اما شکل احیای هر دو آنتی اکسیدان در هر سه رقم با افزایش شدت تنش اسمزی کاهش یافت. در بین ارقام مورد بررسی همواره رقم آذر2 از مقدار بیشتر اسکوربات و گلوتاتیون نسبت به دو رقم دیگر برخوردار بود. بعلاوه در رقم آذر2 با افزایش شدت تنش اسمزی تجمع پرولین بیشتر از دو رقم دیگر صورت گرفت. این عوامل همگی منجر به افزایش تحمل تنش اسمزی حاصل از پلی اتیلن گلیکول 8000 در رقم آذر2 نسبت به دو رقم دیگر گردید. نتایج نشان داد که میزان آنتی اکسیدان‌های اسکوربات و گلوتاتیون و پرولین با پراکسیداسیون لیپیدی رابطه منفی دارد.

واژه‌های کلیدی: آنتی اکسیدان، اسکوربات، تنش خشکی، گلوتاتیون، غشای سلولی

The Role of Antioxidant Pool Size and Proline in Membrane Protection Under Drought

E Esfandiari^{1*}, SA Mahboob², MR Shakiba³ and H Alyari³

¹Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Maragheh, Maragheh, Iran.

²Nutrition Department, Public Health and Nutrition Faculty, Tabriz University of Medical Sciences, Tabriz, Iran.

³Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran.

*Corresponding author: esfand1977@yahoo.com

Abstract

In order to study the effect of drought stress on wheat, three cultivars (Azar2, Alvand and Zarin) were selected and grown in a hydroponic medium. At the stage of 4-5 leaf growth, the plants were kept under 4, 8 and 12 bars potential by using polyethylene glycol 8000 (PEG8000). Hogland solution was used as the control. Then the amount of total ascorbate and glutathione, their reduced form, lipid peroxidation and proline accumulation were measured in leaf samples. The results showed that in Azar2, total amount of ascorbate was increased but total glutathione decreased at 12 bars in comparison with the control level. In Alvand and Zarin cultivars, with increasing osmotic stress, total amount of ascorbate and glutathione decreased and remained constant, respectively. But reduced form of both antioxidants decreased with increasing osmotic stress level in all cultivars. Moreover, with increasing of osmotic stress, proline accumulation in Azar2 was higher than other cultivars. These factors increased osmotic stress tolerance of Azar2 as compared with other cultivars. The results indicated the negative relationship of ascorbate and glutathione content and proline accumulation with lipid peroxidation.

Key words: Antioxidant, Ascorbate, Cell membrane, Drought stress and glutathione

مقدمه

(2002). بر خلاف اکسیژن اتمسفری، انواع اکسیژن فعال از میل ترکیبی بسیار بالایی با بیومولکول‌های حیاتی سلول برخوردار هستند. بطوریکه سوپراکسید می‌تواند اسیدهای آمینه هیستیدین، متیونین و تریپتوفان را اکسیده نماید (بریوسیتز و همکاران 2001). هیستیدین در جایگاه فعال آنزیم‌ها حضور دارد (نوری و همکاران 1371). متیونین نخستین اسید آمینه است که در فرآیند پروتئین‌سازی بکار می‌رود (گوپتا 2002). تریپتوفان بعنوان ماده اولیه بیوسنتز هورمون اکسین (زائو و همکاران 2002)، اسید نیکوتینیک (محبوب 1366) و آنتی‌اکسیدان ملاتونین (زائو و همکاران 2002) از

در گیاهان تنش‌های غیرزیستی نظیر خشکی، اختلالات متابولیسمی را در پی دارد که اغلب ناشی از افزایش تولید انواع اکسیژن فعال¹ می‌باشد. انواع اکسیژن فعال از احیای ناقص اکسیژن در فرآیندهای حیاتی سلول نظیر فتوسنتز، تنفس و تنفس نوری حاصل می‌شوند که با اخذ 1، 2 و 3 الکترون توسط اکسیژن به ترتیب رادیکال سوپر اکسید، پراکسید هیدروژن و رادیکال فوق‌العاده سمی هیدروکسیل بوجود می‌آید (میتلر

¹ Reactive oxygen species (ROS)

امنیت غذایی مردم سه رقم گندم آذر2، الوند و زرین انتخاب و پس از اعمال تیمار مورد نظر نمونه های برگیه و میزبان اسکوربات، گلوکاتینون، پرولین و پراکسیداسیون لیپیدی در آنها اندازه گیری گشت.

مواد و روش ها

بذور ارقام آذر2، الوند و زرین گندم نان از مرکز تحقیقات دیم کشور واقع در مراغه تهیه شد. بذور این گیاه برای ضد عفونی به مدت 20 دقیقه در محلول 0/1% سدیم دودسیل سولفات که بطور مداوم همزده می شد قرار گرفتند. بعد از سپری شدن این مدت، بذور گندم بطور کامل با آب دیونیزه شستشو داده شدند. سپس بذور گندم در پتری دیش های 9 سانتی متری چیده شده و تا زمان جوانه دار شدن، در دمای $20 \pm 0/5^{\circ}\text{C}$ و تاریکی قرار گرفتند. بذور جوانه دار شده یکنواخت به لگن های مخصوص پرورش هیدروپونیک منتقل شدند. گیاهچه های گندم تا مرحله 3-2 برگی با محلول هوگلند 50% و سپس با محلول هوگلند کامل تغذیه گشتند. بعد از مرحله 4-5 برگی، با استفاده از پلی اتیلن گلیکول 8000 پتانسیل های اسمزی 4، 8 و 12 بار طبق مایکل (1983) حاصل شدند. از محلول هوگلند کامل بعنوان شاهد استفاده گردید. گیاهچه ها به مدت 10 روز در تیمارهای مذکور نگهداری و بعد از سپری شدن این مدت از برگهای جوان و بالغ نمونه های برگیه و بلافاصله در نیتروژن مایع غوطه ور گشتند. نمونه های برگیه تا زمان اندازه گیری پارامترها در دمای 70°C - نگهداری شدند. لازم به ذکر است که در طول دوره رشد گیاهچه ها، دمای گلخانه در شبانه روز $20 \pm 2^{\circ}\text{C}$ ، مدت زمان روشنایی 12 ساعت و شدت نور 200 میکرومول فوتون بر مترمربع در ثانیه بود.

اندازه گیری متغیرهای مورد مطالعه

میزان گلوکاتینون، اسکوربات، پرولین و پراکسیداسیون لیپیدی به ترتیب طبق روش مورد اشاره در فندزیلا و همکاران (1997)، لاو و همکاران (1983)،

اهمیت ویژه ای برخوردار است. لازم به ذکر می باشد که فرم آمید اسید نیکوتینیک در ساختار NAD^{+} و NADP^{+} بکار می رود. دی نوکلئوتیدهای مذکور به ترتیب در راه اندازی زنجیر انتقال الکترون میتوکندری و کلروپلاست بسیار حائز اهمیت هستند (اسفندیاری و همکاران 1387). پراکسید هیدروژن سبب اکسیده شدن گروه های تیول می گردد (نیل و همکاران 2002). در نتیجه این عمل، آنزیم ها بطور ناخواسته فعال یا غیر فعال می شوند (نیل و همکاران 2002). رادیکال هیدروکسیل خطرناکترین فرم اکسیژن فعال بوده و با هدف قرار دادن تمامی بیومولکول ها، اختلالات متابولیسمی شدیدی را سبب می شود. انواع اکسیژن فعال در مقادیر غیر طبیعی به دلیل تخریب نقاط کلیدی در متابولیسم منجر به عوارض جبران ناپذیری در سلول شده و در نهایت ممکن است سبب مرگ آن گردند (میتلر 2002).

یکی از راه های مقابله گیاهان با اثرات منفی انواع اکسیژن فعال، استفاده از مکانیسم های دفاعی متشکل از آنزیم های آنتی اکسیدان و آنتی اکسیدان هاست (هربینگر و همکاران 2002). از مهمترین آنتی اکسیدان ها می توان به اسکوربات و گلوکاتینون اشاره کرد که به دو فرم اکسید و احیا در سلول حضور دارند (کارابال و همکاران 2003). این ترکیبات علاوه بر شرکت در چرخه های بسیار مهمی نظیر مهلر (آسادا 2000)، گزانتوفیل (ابراهیم زاده 1372 و هاوکس و نیوجی 1999)، اسکوربات - گلوکاتینون (بلوخینا و همکاران 2003)، توانایی واکنش مستقیم با انواع اکسیژن فعال را داشته و با احیای آنها به آب، از اثرات مضر آنها پیشگیری می کند (پوترز و همکاران 2002 و ردی و همکاران 2005). امروزه برخی از محققان معتقدند که افزایش میزان این آنتی اکسیدان ها تحمل گیاه به تنش های محیطی را افزایش می دهند (اسفندیاری و همکاران 1387، آسادا 2000، گو و همکاران 2005 و اسفندیاری و همکاران 2008).

با توجه به مطالب ذکر شده، اهمیت استراتژیک گندم در تغذیه انسان ها و نقش تنش خشکی در تهدید

بیتز و همکاران (1973) و استوارت و بولی (1980) سنجش شدند.

کاهش قابل ملاحظه‌ای داشت و کمترین مقدار آن در سطح 12 بار مشاهده شد (جدول 1).

میزان اسکوربات احیا در رقم آذر 2 تا سطح 8 بار افزایش و سپس بطور معنی‌داری ($P < 5\%$) کاهش نشان داد. در حالیکه در ارقام الوند و زرین میزان اسکوربات احیا بطور قابل توجهی کاهش و کمترین مقدار آن در سطح 12 بار مشاهده گردید. بعلاوه درصد اسکوربات احیا به کل در هر سه رقم گندم با افزایش شدت تنش اسمزی کاهش یافت. اما در بین ارقام مذکور بیشترین میزان آن در سطوح 8 و 12 بار به رقم آذر 2 تعلق داشت (جدول 1).

جدول ۱- میزان اسکوربات کل، فرم احیا آن (میکرومول بر گرم وزن خشک) و نسبت اسکوربات احیا به اسکوربات کل (درصد)

گیاهچه‌های گندم در سطوح مختلف اسمزی

ارقام	متغیرهای اندازه‌گیری شده											
	اسکوربات کل				اسکوربات احیا				اسکوربات احیا به کل			
	شاهد	۴ بار	۸ بار	۱۲ بار	شاهد	۴ بار	۸ بار	۱۲ بار	شاهد	۴ بار	۸ بار	۱۲ بار
آذر ۲	۶۱/۱۲	۸۷/۲۷	۱۲۱/۲۷	۱۲۰/۶۳	۵۴/۹۱	۶۷/۵۱	۸۱/۴۱	۶۷/۸	۸۹/۸۴	۷۷/۳۶	۶۷/۱۳	۵۶/۲
الوند	۹۰/۲۹	۸۶/۳۶	۶۲/۸۶	۵۱/۹۵	۸۳/۰۵	۷۰/۹۲	۳۰/۶۷	۱۸/۴۸	۹۱/۹۸	۸۲/۱۲	۴۸/۷۹	۳۵/۵۷
زرین	۷۴/۴۷	۸۱/۷۶	۵۲/۴۸	۵۱/۴۱	۷۰/۴۹	۶۴/۳۵	۲۴/۸۹	۱۹/۹۳	۹۴/۶۶	۷۸/۷۱	۴۷/۴۳	۳۸/۷۷
LSD5%	۱۱/۹۲				۱۰/۲۸				---			

میزان گلوکاتینون کل در رقم آذر 2 تا سطح 8 بار افزایش یافت. به گونه ای که میزان گلوکاتینون کل در رقم مذکور در این سطح با سطوح 4 بار و شاهد تفاوت معنی‌داری ($P < 5\%$) نشان داد. ولی میزان گلوکاتینون کل در 12 بار بطور قابل توجهی نسبت به بقیه سطوح کاهش یافت. اما تغییرات میزان این آنتی‌اکسیدان در ارقام الوند و زرین در سطوح مختلف اسمزی معنی‌دار ($P < 5\%$) نبود (جدول 2).

تغییرات میزان گلوکاتینون احیا در رقم آذر 2، با افزایش شدت تنش اسمزی معنی‌دار ($P < 5\%$) نبود. اما در ارقام الوند و زرین در سطوح 8 و 12 بار میزان گلوکاتینون احیا بطور معنی‌داری ($P < 5\%$) کاهش یافت. بعلاوه رقم آذر 2 از مقدار گلوکاتینون احیا بیشتری نسبت به دو رقم دیگر برخوردار بود (جدول ۲).

جدول ۲- میزان گلوکاتینون کل، فرم احیا آن (میکرو مول بر گرم وزن خشک) و نسبت گلوکاتینون احیا به گلوکاتینون کل (درصد)

گیاهچه‌های گندم در سطوح مختلف اسمزی

ارقام	متغیرهای اندازه‌گیری شده											
	گلوکاتینون کل				گلوکاتینون احیا				گلوکاتینون احیا به کل			
	شاهد	۴ بار	۸ بار	۱۲ بار	شاهد	۴ بار	۸ بار	۱۲ بار	شاهد	۴ بار	۸ بار	۱۲ بار
آذر ۲	۲۸/۹۸	۳۱/۲۲	۳۷/۲۲	۲۲/۰۵	۲۷/۲۴	۲۷/۳۳	۲۱/۳۴	۲۱/۰۴	۹۴/۰۰	۸۷/۵۴	۵۷/۳۳	۹۵/۴۲
الوند	۲۳/۳۵	۲۴/۵۴	۲۳/۴۱	۲۴/۵۸	۲۰/۳۱	۱۸/۶۳	۷/۱۵	۳/۱۸	۸۶/۸۹	۷۵/۹۲	۳۰/۵۴	۱۲/۴۸
زرین	۲۴/۰۴	۲۵/۵۲	۲۲/۵۸	۲۳/۵۸	۲۱/۸۷	۲۰/۶۲	۶/۹۳	۳/۵۵	۹۰/۹۷	۸۰/۸	۳۰/۶۹	۱۵/۰۶
LSD5%	۵/۷۲				۹/۴۶				---			

با افزایش شدت تنش اسمزی پرولین در هر سه رقم مورد مطالعه تجمع یافت. بطوریکه بیشترین مقدار آن در 12 بار بدست آمد. البته در رقم آذر2 و الوند میزان تجمع در 12 بار نسبت به سایر سطوح معنی دار ($P < 5\%$) بود. در حالیکه در رقم زرین علی رغم تجمع پرولین میزان آن بین سطوح مختلف معنی دار ($P < 5\%$) نبود (جدول 3).

جدول 3- میزان آسیب به غشای سلولی (نانومول بر گرم وزن تر) و میزان تجمع پرولین (میلی مول بر گرم وزن خشک)

در گیاهچه های گندم در سطوح مختلف اسمزی

ارقام	متغیرهای اندازه گیری شده							
	پراکسیداسیون لیپیدی				پرولین			
	شاهد	۴ بار	۸ بار	۱۲ بار	شاهد	۴ بار	۸ بار	۱۲ بار
آذر۲	۳۰/۷۸	۸۶/۷	۱۵۱/۹	۶۸/۹۸	۵/۱۹	۲۹/۱	۲۴/۶۶	۱۴۳/۸۹
الوند	۱۹/۳۸	۶۸/۲	۱۴۳/۳۸	۱۶۵/۰۸	۱۰/۴۴	۱۲/۵۳	۶۱/۷۸	۸۷/۴۳
زرین	۲۴/۴۲	۶۳/۵۵	۱۱۶/۲۵	۱۶۰/۴۳	۸/۰۸	۱۹/۷۶	۱۱/۵۵	۴۴/۸۹
LSD5%	۱۵/۱۳				۳۸/۸۴			

بحث

گلوتاتیون و اسکوربات از مهمترین آنتی اکسیدان های محلول در آب می باشند که در اکثر اندامک های سلول حضور دارند (اسمیرنوف 2000). این آنتی اکسیدان ها توانایی واکنش مستقیم با رادیکال های فعال اکسیژن نظیر سوپراکسید و هیدروکسیل را داشته و آنها را جمع آوری می کنند (میتلر 2002). نسبت احیا به اکسید آنتی اکسیدان های مذکور بیانگر وضعیت سلول در شرایط تنش است. بطوریکه هرچه این نسبت در آنتی اکسیدان های مذکور بیشتر باشد سلول از پتانسیل ردوکس مطلوبی برخوردار بوده و مکانیسم های تدافعی آن در شرایط تنش بهتر عمل می کند (بریوسیژم و همکاران 2001). افزایش میزان اسکوربات کل و بالا بودن نسبت احیا به کل هر دو آنتی اکسیدان سبب افزایش پتانسیل ردوکس سلول در رقم آذر2 می گردد. این ویژگی در رقم مذکور سبب می گردد که حتی در سطح 12 بار سلول های برگی در شرایط مطلوبی به سر برده و میزان آسیب به غشای سلولی آن در 12 بار بطور قابل توجهی کاهش یابد. بعلاوه وجود این توانایی

در رقم آذر2 کاهش فعالیت آنزیم سوپراکسید دیسموتاز را پوشش داده و از تجمع رادیکال سوپراکسید پیشگیری می کند (نتایج آورده نشده اند). همانطوریکه شکل 1 (الف، ب و ج) نیز نشان می دهد آنتی اکسیدان های محلول در آب گلوتاتیون و اسکوربات در چرخه های بسیار مهمی نظیر گلوتاتیون - اسکوربات (ادروا 2005)، مهلر (آسادا 2000) و گزانتوفیل (جیانگ و همکاران 2006) حضور دارند. آنتی اکسیدان های مذکور بعنوان کوفاکتور آنزیم های درگیر در این چرخه ها عمل می کنند. به عبارت دیگر فرم احیای این آنتی اکسیدان ها پتانسیل هیدروژن لازم برای احیای کامل پراکسید هیدروژن را در چرخه های گلوتاتیون - اسکوربات، و مهلر تامین می کنند همچنین فرم احیا آنتی اکسیدان های محلول در آب مذکور در چرخه گزانتوفیل هیدروژن لازم برای احیا کامل اکسیژن اتمسفری و تبدیل آن به آب نقش بسیار موثری دارند. هرگاه آنتی اکسیدان های اسکوربات و گلوتاتیون کاهش یابند و یا نسبت احیا به کل آنها در حد

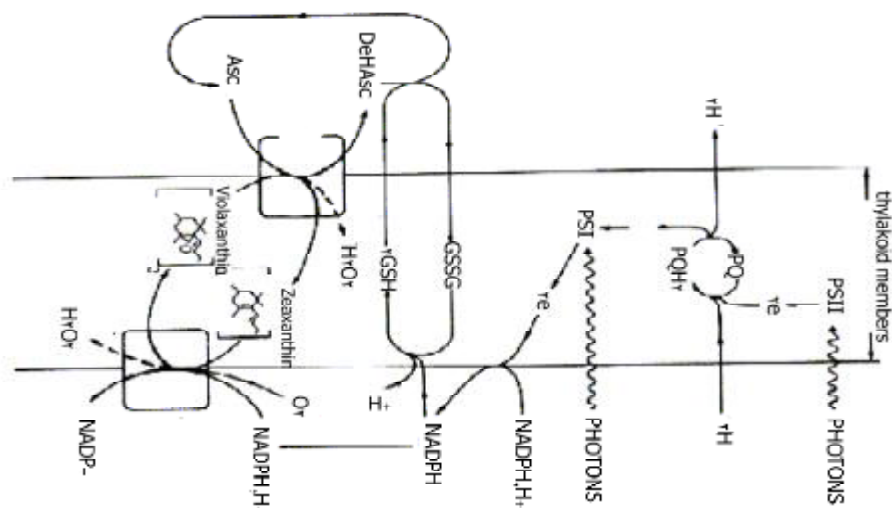
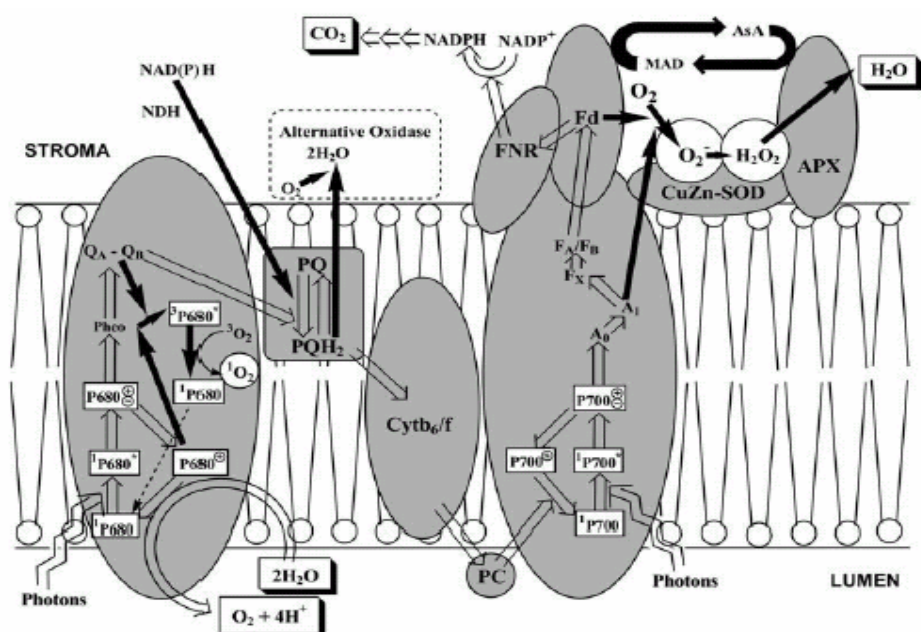
پائین باشد سبب کاهش کارایی مکانیسم‌های مذکور شده و انواع اکسیژن فعال تجمع می‌یابد.

در گیاهان زراعی به هنگام بروز تنش خشکی کلروپلاست مهمترین اندامک تولید کننده انواع اکسیژن فعال به شمار می‌آید. زیرا در چنین شرایطی روزه‌ها بسته می‌شوند. به همین دلیل تثبیت دی اکسید کربن در چرخه کالوین کاهش می‌یابد. اما در مقابل بخش‌های هوایی گیاه همچنان در معرض ریزش‌های فوتون‌های نوری قرار دارند. کاهش تثبیت دی اکسید کربن در چرخه کالوین و اجرای مرحله نوری فتوسنتز، سبب تجمع $NADPH, H^+$ و کاهش نسبت $NADP^+/NADPH, H^+$ می‌گردد. افت این نسبت در شرایط تنش خشکی سبب احیای ناقص اکسیژن اتمسفری و افزایش تولید انواع اکسیژن فعال در کلروپلاست می‌شود. لازم به ذکر است که هر سه مکانیسم دفاعی مذکور در کلروپلاست اجرا می‌گردند. بنابراین کاهش خزانه آنتی اکسیدان اسکوربات و پائین بودن نسبت احیا به کل آن در سطوح بالای تنش اسمزی در ارقام الوند و زرین سبب کاهش فعالیت آنزیم اسکوربات پراکسیداز شده است (نتایج آورده نشده‌است). بعلاوه اسکوربات پراکسیداز بعنوان آنزیم کلیدی در چرخه‌های گلوکاتیون - اسکوربات و مه‌لر ایفای نقش می‌کند. در حالیکه در رقم آذر 2 افزایش خزانه اسکوربات سبب شده‌است که میزان اسکوربات احیا در سطوح بالای تنش خشکی نسبت به دو رقم دیگر اختلاف معنی‌داری ($P < 5\%$) داشته باشد. گلوکاتیون آنتی اکسیدان مهم دیگری است که نقش بسیار موثری را در محافظت از ساختار گیاهان ایفا می‌کنند. بطوری که این متابولیت علاوه بر شرکت در چرخه‌های ذکر شده، کوفاکتور آنزیم گلوکاتیون پراکسیداز می‌باشد (میتلر 2002). کاهش میزان احیای این آنتی اکسیدان سبب ایجاد محدودیت در کارایی مکانیسم‌های دفاعی فوق خواهد نمود. در رقم آذر 2، فعالیت خوب آنزیم گلوکاتیون ردوکتاز باعث شده‌است تا میزان گلوکاتیون احیا نسبت به دو رقم دیگر در سطوح بالای تنش اسمزی بیشتر باشد. این ویژگی‌ها در رقم آذر 2 سبب شده‌است که سلول در شرایط

مطلوب‌تری به سر برده و شدت آسیب به غشاهای سلولی را کاهش دهد. اما در ارقام الوند و زرین با افزایش شدت تنش اسمزی، میزان اسکوربات کل به همراه فرم احیا هر دو آنتی اکسیدان کاهش یافت. کاربال و همکاران (2003) کاهش اسکوربات کل را ناشی از حساسیت مسیر بیوسنتز این متابولیت به تنش اسمزی و یا اکسیده شدن فرم اسکوربات توسط رادیکال‌های فعال اکسیژن دانسته‌اند. همچنین این محققین کاهش میزان اسکوربات احیا را ناشی از فعالیت کم آنزیم‌های درگیر در تبدیل فرم اکسید به فرم احیا اظهار داشته‌اند.

در رقم آذر 2، پرولین بطور قابل توجهی در 12 بار نسبت به بقیه سطوح افزایش یافته‌است. در حالیکه در ارقام الوند و زرین همانند آنتی اکسیدان‌ها تجمع پرولین کمتر از این رقم بود. پرولین علاوه بر کاهش پتانسیل اسمزی سلول، به دلیل مصرف $NADPH, H^+$ در مسیر بیوسنتز آن، نسبت $NADP^+/NADPH, H^+$ را افزایش داده و به این شکل پتانسیل ردوکس سلول را کنترل می‌کند. بعلاوه پرولین توانایی واکنش مستقیم با رادیکال هیدروکسیل را داشته و به پایداری غشاها کمک می‌کند (سیرم و همکاران 2002 و اسفندیاری و همکاران 2008). بنابراین تجمع پرولین در رقم آذر 2 سبب کاهش آسیب به غشاهای سلولی نسبت به دو رقم دیگر می‌گردد.

بعنوان نتیجه‌گیری کلی می‌توان اظهار داشت که افزایش حجم خزانه آنتی اکسیدان‌های محلول در آب اسکوربات و گلوکاتیون، بالا بودن نسبت احیا به کل آنها و تجمع پرولین سبب کاهش آسیب به غشاهای سلولی می‌گردد. بطوریکه هرچه مقدار این پارامترها در شرایط تنش خشکی بیشتر باشد سلول از پتانسیل ردوکس بالایی برخوردار شده و تحمل گیاه به شرایط دشوار افزایش می‌یابد. همچنین پارامترهای مورد ارزیابی نشان دادند که رقم آذر 2 در مقایسه با ارقام الوند و زرین در مرحله گیاهچه‌ای به تنش خشکی متحمل‌تر است.



شکل 1- مکانیسم های دفاعی گیاه که آنتی اکسیدان های اسکوربات و گلوکاتینون در آنها ایفای نقش می نماید

(الف) چرخه مهلر، (ب) چرخه گلوکاتینون - اسکوربات و (ج) چرخه گزانتوفیل

منابع مورد استفاده

- ابراهیمزاده، ح، ۱۳۷۲. فیزیولوژی گیاهی (فتوسنتز). انتشارات دانشگاه تهران.
- اسفندیاری ع، محبوب س ع و شکاری ف، ۱۳۸۷. اثرات مخرب انواع اکسیژن فعال، مکانیسم‌های محافظتی گیاه و ضرورت توجه به آن. مقالات کلیدی دهمین کنگره زراعت و اصلاح نباتات ایران، کرج. صفحه‌های ۱ الی ۲۲.
- محبوب س ع، ۱۳۶۶. بیوشیمی ساختمانی (ویتامین‌ها و کوآنزیم‌ها) (ترجمه). انتشارات دانشگاه تبریز.
- نوری م، رهبانی م و محبوب س ع، ۱۳۷۱. بیوشیمی (ترجمه). انتشارات احرار. تبریز.
- Asada K, 2000. The water-water cycle as alternative photon and electron sinks. *Phill Trans R Soc Lond*, B 355: 1419-1431.
- Bates L, Waldren RP and Teare ID, 1973. Rapid determination of free proline for water stress studies. *Plant Soil* 39: 205-207.
- Blokhina O, Virolainen E and Fagerstedt KV, 2003. Antioxidants, oxidative damage and oxygen deprivation stress: A review. *Annals of Botany* 91: 179-194.
- Breusegem FV, Vranova E, Dat JF and Inze D, 2001. The role of active oxygen species in plant signal transduction. *Plant Sci* 161: 405-414.
- Edreva A, 2005. Generation and scavenging of reactive oxygen species in chloroplasts: A submolecular approach. *Agriculture, Ecosystems and Environment* 106: 119-133.
- Esfandiari E, Shakiba MR, Mahboob S, Aliari H and Shahabivand S, 2008. The effect of water stress on antioxidant content, protective enzyme activity, proline content and lipid peroxidation in wheat seedling. *Pak J Bio Sci* 11: 1916-1922.
- Fadzilla NM, Finch RP and Burdon RH, 1997. Salinity, oxidative stress and antioxidant responses in shoot cultures of rice. *J Exp Botany* 48: 325-331.
- Guo Z, Tan H, Zhu Z, Lu S and Zhou B, 2005. Effects of intermediates on ascorbic acid and oxalate biosynthesis of rice and in relation to its stress resistance. *Plant Physiol Biochem* 43: 955-962.
- Gupta PK, 2002. *Cell and Molecular Biology*. Rastogi Publications, India.
- Havaux M and Niyogi KK, 1999. The violoxanthin cycle protects plants from photooxidative damage by more than one mechanism. *Proc Natl Acad Sci* 96: 8762-8767.
- Herbinger K, Tausz M, Wonisch A, Soja G, Sorger A and Grill D, 2002. Complex interactive effects of drought and ozone stress on the antioxidant defense systems of two wheat cultivars. *Plant Physiol Biochem* 40: 691-696.
- Jiang, CD, Gao H, Zou Q, Jiang G and Li LH, 2006. Leaf orientation, photorespiration and xanthophyll cycle protect young soybean leaves against high irradiance in field. *Environ Exp Botany* 55: 87-96.

- Karabal E, Yücel M and Öktem HA, 2003. Antioxidant responses of tolerant and sensitive barley cultivars to boron toxicity. *Plant Sci* 164: 925-933.
- Law MY, Charles SA and Halliwell B, 1983. Glutathione and ascorbic acid in spinach (*Spinacia oleracea*) chloroplasts. *Biochem J* 210: 899-903.
- Michel BE, 1983. Evaluation of the water potentials of solutions of polyethylene glycol 8000 both in the absence and presence of other solutes. *Plant Physiol* 72: 66-70.
- Mittler R, 2002. Oxidative stress, antioxidants and stress tolerance. *Trends in Plant Sci* 7: 405-410.
- Neill S, Desikan R and Hancock J, 2002. Hydrogen peroxide signaling. *Current Opinion Plant Biol* 5: 388-395.
- Potters G, Gara LD, Asada H and Horemans N, 2002. Ascorbate-glutathione: Guardians of the cell cycle, partners in crime? *Plant Physiol Biochem* 40: 537-548.
- Reddy AR, Chaitanya KV and Vivekanandan M, 2005. Drought-induced responses of photosynthesis and antioxidant metabolism in higher plants. *J Plant Physiol* 161: 1189-1202.
- Sairam RK, Rao KV and Srivastava GC, 2002. Differential response of wheat genotypes to long term salinity stress in relation to oxidative stress, antioxidant activity and osmolyte concentration. *Plant Sci* 163: 1037-1046.
- Smirnoff N, 2000. Ascorbic acid: Metabolism and functions of a multi-faceted molecule. *Current Opinion Plant Biol* 3: 229-235.
- Stewart RRC and Bewley JD, 1980. Lipid peroxidation associated aging of soybean axes. *Plant Physiol* 65: 245-248.
- Zhao Y, Hull AK, Gupta NR, Goss KA, Alonso J, Ecker JR, Normally J, Chory J and Celenza JL, 2002. Trp-dependent auxin biosynthesis in *Arabidopsis*: Involvement of cytochrome P450s CYP79B2 and CYP79B3. *Genes and Development* 16: 3100-3112

اثر زمان کاشت روی عملکرد و اجزای عملکرد کلزای پاییزه

بهمن پاسبان اسلام

تاریخ دریافت: 86/11/16 تاریخ پذیرش: 88/6/15

مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی آذربایجان شرقی

E-mail: b_pasbaneslam@yahoo.com

چکیده

زمان کاشت مناسب با فراهم کردن میزان رشد لازم بوته‌های کلزا از طریق کاهش آسیب‌پذیری آنها در برابر سرما، باعث افزایش قابل توجه عملکرد دانه و روغن می‌گردد. در این مطالعه چهار ژنوتیپ پاییزه برتر کلزا در سه زمان کاشت 20 و 30 شهریور ماه و 9 مهر ماه از نظر فنوتیپ مناسب بوته‌ها برای زمستان‌گذرانی، اثر سرما روی بقای زمستانی آنها، عملکرد دانه، عملکرد روغن و اجزای عملکرد دانه در قالب یک آزمایش فاکتوریل بر پایه بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی آذربایجان شرقی، طی دو سال زراعی 84-85 و 85-86 ارزیابی شدند. نتایج نشان داد که با به تاخیر افتادن زمان کاشت از 20 شهریور ماه تا 9 مهر ماه، قطر طوقه، تعداد برگ در بوته به هنگام کاهش میانگین دمای روزانه به کمتر از صفر گیاهی کلزا (5°C) به طور معنی‌داری کاهش و درصد سرمازدگی بوته‌ها نیز به طور معنی‌داری افزایش یافت. کاشت دیرتر نیز افت میانگین دمای محیط، کاهش رشد و نمو و در نتیجه افزایش صدمات سرما را در پی داشت. بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه اختلاف معنی‌داری از نظر قطر طوقه دیده شد. اپرا با میانگین 4/18 میلی‌متر بیشترین و اکاپی با میانگین 3/56 میلی‌متر کمترین مقادیر قطر طوقه را به خود اختصاص دادند. در زمان کاشت دیرتر (9 مهر ماه) نیز اپرا کمترین درصد سرمازدگی را نشان داد. با به تاخیر افتادن زمان کاشت عملکرد دانه و روغن در همه ژنوتیپ‌ها به طور معنی‌داری کاهش یافت ولی عملکرد آنها در دو زمان کاشت 20 و 30 شهریور ماه قابل قبول بود. در تاریخ کاشت 9 مهرماه، ژنوتیپ‌ها اختلاف معنی‌داری از نظر عملکرد دانه و روغن نشان دادند. اپرا با تولید به ترتیب 3607 و 1581 کیلوگرم در هکتار دانه و روغن بالاترین عملکرد را در دیرترین زمان کاشت به خود اختصاص داد. بنابراین به نظر می‌رسد بتوان با استفاده از ژنوتیپ‌هایی همچون اپرا، تاریخ کاشت کلزای پاییزه را در مناطق سرد کشور از نیمه شهریور ماه به دهه اول مهر ماه، تغییر داد. همبستگی عملکرد دانه و روغن با تعداد برگ در بوته، قطر طوقه، ارتفاع بوته و شاخص برداشت معنی‌دار بود. به نظر می‌رسد می‌توان از شاخص‌های تعداد برگ در بوته و قطر طوقه به هنگام کاهش میانگین دمای روزانه به کمتر از صفر گیاهی کلزا و درصد سرمازدگی، در شناسایی و گزینش ژنوتیپ‌های متحمل به سرما استفاده کرد. انتظار می‌رود ژنوتیپ‌های با حداقل قطر طوقه در حدود 6 میلی‌متر و 6 برگ در بوته، خسارت اندکی از سرمای زمستان دیده و عملکردهای قابل قبولی تولید کنند.

واژه‌های کلیدی: زمان کاشت، سرمازدگی، عملکرد دانه و روغن، قطر طوقه، کلزا

Effects of Sowing Date on Yield and Yield Components in Winter

Oilseed Rape

B Pasban Eslam

East Azarbaijan Research Center for Agriculture and Natural Resources, Tabriz, Iran

E-mail: b_pasbaneslam@yahoo.com

Abstract

Suitable sowing date, with providing essential growth rate in oilseed rape plants, lead significantly to higher seed and oil yield via decreasing cold damages. An experiment was conducted as factorial with two factors including three sowing dates (10, 20 and 30 Sep.) and four genotypes (Licord, Modena, Okapi and Opera) using three replications. The study was carried out in East Azarbaijan Research Center for Agriculture and Natural Resources (46° and 2° E, 37° and 58° N) during 2005-7. The results indicated that genotypes at later sowing date had significantly less leaves and rosette diameter at the time the average air reaches below oilseed rape base temperature (5°C). Therefore, late planting led to decreasing growth rate and finally increased cold damages. Significant differences were seen among genotypes, for rosette diameter. Opera and Okapi with rosette diameter of 4.18 and 3.56 mm had the highest and lowest values, respectively. Opera had also the lowest cold injury at the latest sowing date. By delaying sowing date, seed oil yield significantly decreased in all genotypes. The yield of genotypes in the 10th and 20th Sep. were acceptable. In the sowing date of Sep. 30 seed and oil yield of genotypes were different. Opera with 3607 and 1581 kg ha⁻¹ seed and oil yield, respectively, showed the highest yields in Sep. 30. It seems that by using genotypes such as Opera, sowing date can be altered from mid September to the end of September in cold areas of Iran. Seed and oil yield had significant correlations with leaf number per plant, rosette diameter, plant height and harvest index. It seems that leaf number and rosette diameter, measured when average air temperature reached below oilseed rape base temperature, and cold damage percentage, can be used to select cold tolerant oilseed rape genotypes. It is expected that the genotypes having a rosette diameter of six mm and 6 leaves per plant, will be more tolerant to cold and will provide acceptable seed and oil yield.

Keywords: Cold stress, Oilseed rape, Planting date, Rosette diameter, Seed and oil yield

مقدمه

عملکرد دانه در کشت‌های پاییزه کلزا معمولاً حداقل 50 درصد بیشتر از کشت‌های بهاره آن می‌باشد. هنگام شروع رشد بهاره بوته‌های حاصل از کشت‌های پاییزه استقرار یافته و در مرحله چند برگه قرار داشته و در مقایسه با کشت‌های بهاره در مرحله رشدی پیشرفته‌تری قرار دارند (آندریوس و موریسون 1992).

صدمات تنش سرما و یخبندان بر روی کلزاهای پاییزه معمولاً درپاییز و اول بهار در دماهای حوالی صفر درجه سانتی‌گراد و در طول زمستان در دماهای زیر صفر درجه سانتی‌گراد ایجاد می‌گردند (براون 1987). سرما کاهش سرعت سبز شدن گیاهچه‌ها و در نتیجه طولانی‌تر شدن سبز و استقرار بوته‌ها را باعث می‌گردد (آچارا و همکاران 1983 و آلد و همکاران

(1985). نتایج حاصل از بررسی زادحسن (1379) نشان داد که دماهای 18 تا 20 درجه سانتی‌گراد برای جوانه‌زنی و رشد گیاهچه‌های کلزا مناسب می‌باشند. تنش سرما به صورت دماهای زیر صفر خارج از دامنه تحمل بوته‌های کلزا، یخ‌زدگی قسمت‌های مختلف گیاه همچون طوقه و ریشه را باعث گردیده و در نهایت به مرگ گیاه منجر می‌گردد (لارچر و نونر 1989). نشان داده شده است در کشت‌های دیر هنگام پاییزه، سرعت سبز و استقرار گیاهچه در اثر کاهش فعالیت آنزیم‌های دخیل در محلول شدن و حرکت ذخایر بذر به سمت نقاط مریستمی، کاهش می‌یابد. علت این امر نیز تامین نشدن دماهای لازم برای فعالیت مطلوب آنزیم‌های مربوطه می‌باشد (نیکی فوراک و جانسون فلاناجان 1994). گزارش‌های متعددی حاکی از آن است که کاهش تدریجی دما در طول فصل سرد با القای مقاومت در گیاهان، تحمل آنها در برابر سرما را افزایش می‌دهد (مندهام و سالیسبری 1995 و گوستا و فلاور 1997). تیوتونیکو و همکاران (1993) در مطالعه‌ای که بر روی ارقام *B. napus* L. انجام دادند، نتیجه‌گیری کردند که القای مقاومت به سرما در ارقام این گونه باعث افزایش تحمل در برابر سرما شده است. نشان داده شده است که کلزا در مرحله 6 تا 8 برگگی از تحمل به سرما بالاتری برخوردار است (گوستا و اکونر 1987). سرما با کاهش اندازه سلول‌ها، باعث کاهش سطح برگ در کلزا می‌گردد (استفانو ویسکا و همکاران 1999). به طور کلی گیاهان با وزن خشک معادل 1/5 گرم در بوته و قطر طوقه در حدود 8 میلی‌متر مقاومت بیشتری در برابر سرما دارند (آلیاری و همکاران 1379). زمان کاشت مطلوب با فراهم کردن میزان رشد مناسب بوته‌های کلزا از طریق کاهش آسیب‌پذیری آنها در برابر سرما، افزایش معنی‌دار عملکرد دانه و روغن در واحد سطح را در پی دارد (آلد و همکاران 1985). نتایج حاصل از بررسی اثرات تاخیر در زمان کاشت بر روی عملکرد دانه گونه‌های روغنی جنس *براسیکا* در شمال غرب هندوستان نشان داد تاخیر یک ماهه در زمان کاشت، کاهش معنی‌دار عملکرد و درصد روغن دانه را باعث گردید (ساران و گیری 1987). مندهام و همکاران (1990) نشان دادند که تاخیر در زمان

کاشت کلزای پاییزه کاهش تعداد خورجین در بوته را باعث گردیده ولی تعداد دانه در خورجین‌های باقی مانده افزایش یافت. گزارش شده است در مواردی که به هنگام پاییز و اوایل بهار، شرایط آب و هوایی برای رشد و نمو مناسب بوده است، گیاهان کلزای حاصل از کشت‌های دیر هنگام پاییزه با تامین رشد و نمو لازم، خود را به پای کلزاهای به موقع کشت شده رسانده و عملکرد دانه‌ای معادل با آنها تولید می‌کنند (مندهام و همکاران 1981). ناجی (1380) با مطالعه ژنوتیپ‌های بهاره و پاییزه کلزا به این نتیجه رسید که بین ارقام و گونه‌های مطالعه شده اختلاف معنی‌داری از نظر تحمل به سرما وجود دارد و اثر تاریخ کاشت بر بقای زمستانی بوته‌ها معنی‌دار است. وی همچنین اختلاف معنی‌داری بین ژنوتیپ‌های مقاوم و حساس از نظر درصد و سرعت جوانه‌زنی بذور مشاهده کرد. مقدم و همکاران (2001) با بررسی تحمل 15 ژنوتیپ کلزا در برابر یخ‌بندان زود هنگام در شرایط آزمایشگاهی، اختلاف معنی‌داری بین ژنوتیپ‌ها مشاهده کردند. لابانا و همکاران (1993) نشان دادند تنش سرما اثر معنی‌داری بر روی تعداد برگهای شاخه اصلی، طول خورجین و تعداد دانه در خورجین ندارد ولی باعث افت معنی‌دار شاخص برداشت، عملکرد دانه و روغن می‌شود. در حالی که جنکینز و لیچ (1986) عنوان کردند که با تاخیر در زمان کاشت کلزای پاییزه، تعداد خورجین‌های بارور در متر مربع کاهش یافت و باعث کاهش عملکرد دانه گردید. ولی تعداد دانه در خورجین افزایش یافت. همچنین تاخیر در زمان کاشت، اثر معنی‌داری بر روی درصد روغن دانه نشان نداد. لاتمن و دیکسون (1987) مشاهده نمودند که تعداد خورجین در کلزاهای مربوط به کشت‌های دیر هنگام کمتر ولی تعداد دانه در خورجین آنها بیشتر بود و در نتیجه افت عملکرد ناشی از تاخیر در زمان کاشت تا حدودی جبران گردید. گزارش شده است که افزایش وزن دانه‌ها تا حدودی می‌تواند کاهش تعداد خورجین‌های بارور در کلزا را در اثر تنش‌های غیر زیستی، جبران کند (چای و تورلینگ 1989). داوون (1985) نشان داد که تنش سرما و یخ‌بندان می‌تواند عملکرد دانه را تا 70 درصد کاهش دهد. همچنین گیاهان پرورش یافته در تنش کمبود

ردیف‌ها در حدود 7 سانتی‌متر بود. در طول دوره رشد عملیات زراعی مانند کوددهی، آبیاری و مبارزه با علف‌های هرز و آفات بر حسب ضرورت صورت گرفت. علف‌های هرز به صورت وجین دستی کنترل شدند و در هر دو سال آزمایش در اواسط بهار با سم پرمیور به نسبت یک در هزار با آفت شته مبارزه شد.

در پاییز هر دو سال آزمایش به هنگام کاهش میانگین دمای روزانه به کمتر از صفر گیاهی کلزا که 5 درجه سانتی‌گراد می‌باشد (کیمبر و مک گرگور 1995)، با استفاده از 20 بوته تصادفی در هر کرت آزمایشی اقدام به اندازه‌گیری تعداد برگ در بوته و قطر طوقه گردید. درصد سرمازدگی با شمارش بوته‌ها در واحد سطح پیش و پس از طی شدن فصل زمستان و یخ‌بندان و تبدیل به درصد، به دست آمد.

برای تعیین تعداد خورجین در بوته، خورجین‌های 20 بوته تصادفی در هر کرت آزمایشی شمارش گردید. همچنین تعداد دانه در خورجین با شمارش دانه‌های خورجین‌های 20 بوته از هر کرت به دست آمد. برای تعیین وزن هزار دانه، در هر واحد آزمایشی 8 نمونه تصادفی 100 دانه‌ای پس از رسیدگی و برداشت محصول به کار رفت و با تعیین میانگین نمونه‌ها در نهایت وزن هزار دانه مشخص گردید (دراپر 1985). پس از رسیدگی محصول، عملکرد دانه در هر واحد آزمایشی با حذف حاشیه‌ها و برداشت تمامی بوته‌های کرت به دست آمده و در واحد هکتار محاسبه گردید.

درصد روغن دانه‌ها در آزمایشگاه شیمی تجزیه بخش تحقیقات دانه‌های روغنی، موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر کرج، با استفاده از روش NMR و دستگاه مربوطه با مدل H20-18-25A ساخت کارخانه بروکر (Bruker) آلمان اندازه‌گیری گردید (بی‌نام 1382).

تجزیه مرکب داده‌ها با ثابت فرض کردن عامل‌های ژنوتیپ، تاریخ کاشت و سال (به علت ویژگی کاملاً متفاوت دو سال زراعی) صورت گرفت.

آب، آسیب بیشتری از سرما و یخ‌بندان می‌بینند. رایف و زینالی (2003) با بررسی تحمل به سرما در کلزاهای سخت شده تحت شرایط آزمایشگاهی، نشان دادند که قرارگیری گیاهان به مدت 7 روز در دمای 5 درجه سانتی‌گراد قبل از فرا رسیدن سرما و یخ‌بندان، باعث افزایش تحمل به سرما در آنها می‌گردد. نتایج حاصل از بررسی سازگاری و پایداری عملکرد ارقام و لاین‌های کلزا نشان دادند که SLM 046 ژنوتیپ پایدار و مناسب برای مناطق سرد و معتدل سرد بوده و ژنوتیپ ساری‌گل نیز از پایداری عملکرد و سازگاری خوبی برخوردار است (جاویدفر 1381).

اهداف این آزمایش بررسی امکان به تاخیر انداختن زمان کاشت کلزای پاییزه در اقلیم نیمه سردسیری آذربایجان شرقی و مناطقی با شرایط اقلیمی مشابه و ارزیابی اثرات به تعویق انداختن زمان کاشت روی خصوصیات مرتبط با تحمل به سرما، عملکرد و اجزای عملکرد دانه و روغن در ژنوتیپ‌های پاییزه برتر کلزا می‌باشند.

مواد و روش‌ها

آزمایش در مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی آذربایجان شرقی، ایستگاه تحقیقاتی خسروشهر با مشخصات جغرافیایی 46 درجه و 2 دقیقه شرقی و 37 درجه و 58 دقیقه شمالی و طی دو سال زراعی 84-85 و 85-86 به مرحله اجرا گذاشته شد. میانگین دماها و مجموع بارندگی ماهانه ایستگاه در طول دوره آزمایش در جدول 1 آمده است. آزمایش در قالب فاکتوریل بر پایه بلوک‌های کامل تصادفی در سه تکرار پیاده گردید. عوامل مورد مطالعه عبارت از زمان کاشت شامل سه سطح 20 و 30 شهریور ماه و 9 مهر ماه و ژنوتیپ‌ها شامل لیکورد¹، مودنا²، اکاپی³ و اپرا⁴ بودند. هر واحد آزمایشی از 6 ردیف به طول 5 متر شکل گرفت. فاصله ردیف‌های کاشت 30 سانتی‌متر و فاصله بوته‌ها روی

¹Licord

²Modena

³Okapi

⁴Opera

جدول ۱- میانگین‌های حداقل، حداکثر، کل و مجموع بارندگی ایستگاه تحقیقات کشاورزی خسروشهر از شهریورماه ۱۳۸۴ تا

شهریور ماه ۱۳۸۶					
سال	ماه‌های سال	میانگین دمای حداقل (°C)	میانگین دمای حداکثر (°C)	میانگین کل دما (°C)	مجموع بارندگی (mm)
۱۳۸۴	شهریور	۱۹/۰	۲۹/۶	۱۹/۹	۰
	مهر	۹/۷	۲۰/۲	۱۷/۳	۷/۴
	آبان	۲/۱	۱۳/۹	۸/۳	۲۵/۹
	آذر	۰/۲	۱۲/۲	۶/۳	۰/۴
	دی	-۵/۰	۲/۴	۱/۶	۴۳/۸
۱۳۸۵	بهمن	-۲/۸	۴/۸	۰/۵	۶۶/۳
	اسفند	۰/۵	۱۲/۲	۶/۶	۱۶/۸
	فروردین	۵/۸	۱۸/۱	۱۲/۵	۲۴/۹
	اردیبهشت	۹/۵	۲۰/۹	۱۶/۵	۳۰/۴
	خرداد	۱۶/۶	۳۰/۴	۲۴/۶	۰
۱۳۸۶	تیر	۱۹/۲	۳۰/۷	۲۶/۱	۱/۴
	مرداد	۱۹/۴	۳۴/۶	۲۹/۹	۰
	شهریور	۱۵/۲	۳۱/۳	۲۵/۱	۰
	مهر	۱۰/۳	۲۴/۰	۱۷/۸	۱۷/۲
	آبان	۳/۶	۱۲/۴	۸/۰	۸۷
۱۳۸۷	آذر	-۴/۲	۴/۷	۰	۴/۳
	دی	-۸/۳	-۰/۸	-۴/۶	۷
	بهمن	-۲/۷	۵/۳	۱/۳	۱۳/۵
	اسفند	-۰/۴	۸/۸	۴/۲	۴۲/۱
	فروردین	۳/۲	۱۲/۷	۷/۹	۵۳/۶
۱۳۸۸	اردیبهشت	۹/۸	۱۸/۴	۱۴/۱	۳۴/۴
	خرداد	۱۵/۱	۲۹/۴	۲۲/۳	۲۱/۵
	تیر	۱۸/۳	۳۰/۷	۲۴/۵	۰/۲
	مرداد	۱۸	۳۲/۳	۲۵/۲	۱/۰
	شهریور	۱۵/۸	۳۰/۲	۲۳/۰	۱/۸

نتایج و بحث

نتایج تجزیه واریانس صفات اندازه‌گیری شده روی ژنوتیپ‌های کلزای پاییزه نشان دادند که بین دو سال آزمایش از نظر درصد سرمازدگی گیاهان و در نتیجه عملکرد دانه اختلاف معنی‌داری وجود دارد (جدول

2). با عنایت به داده‌های هواشناسی مندرج در جدول 1 دیده می‌شود که میانگین‌های دمایی فصول سرد در سال دوم آزمایش به مراتب کمتر از سال اول بودند. این امر از علل اصلی افزایش درصد سرمازدگی گیاهان و در نهایت افت محصول بود. نشان داده شده است که آسیب‌های تنش سرما و یخبندان بر روی کلزاهای پاییزه در طول فصول سرد به صورت دماهای زیر صفر خارج از دامنه تحمل بوته‌ها، باعث یخ‌زدگی قسمت‌های مختلف گیاه همچون طوقه و ریشه گردیده و در نهایت به مرگ بوته‌ها می‌انجامد (لارچر و نونر 1989). زمان کاشت روی تعداد برگ در بوته، قطر طوقه، درصد سرمازدگی، ارتفاع بوته، تعداد دانه در خورجین، وزن هزاردانه، شاخص برداشت، عملکرد دانه و روغن اثرات معنی‌داری نشان داد. همچنین اثر متقابل سال با زمان کاشت بر روی درصد سرمازدگی، ارتفاع بوته، طول خورجین، تعداد خورجین در بوته، عملکرد دانه و روغن معنی‌دار شد (جدول 2). بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه نیز از نظر قطر طوقه، درصد سرمازدگی، طول خورجین، عملکرد دانه و روغن، اختلاف معنی‌داری دیده شد. همچنین اثر متقابل سال با ژنوتیپ بر شاخص برداشت و اثر متقابل زمان کاشت در ژنوتیپ بر درصد سرمازدگی، شاخص برداشت، عملکرد دانه و روغن معنی‌دار بودند (جدول 2). مقایسه میانگین تعداد برگ در بوته، قطر طوقه در زمان کاهش میانگین دمای روزانه به کمتر از صفر گیاهی کلزا (5°C) و تعداد دانه در خورجین در سه زمان کاشت مورد مطالعه در جدول 3 آمده است. نتایج نشان دادند با به تاخیر افتادن زمان کاشت از 20 شهریور ماه تا 9 مهر ماه تعداد برگ در بوته و قطر طوقه به هنگام کاهش میانگین دمای روزانه به کمتر از صفر گیاهی کلزا، به طور معنی‌داری کاهش یافتند. میرالس و همکاران (2001) نشان دادند با به تاخیر افتادن زمان کاشت

کلزای پاییزه، فاصله زمانی بین ظهور دو برگ متوالی در بوته‌ها طولانی‌تر می‌گردد. علاوه بر این، در کشت‌های دیر هنگام پاییزه، در اثر افت دمای محیط و در نتیجه عدم تامین دماهای مناسب برای فعالیت‌های آنزیمی مرتبط با قابل استفاده نمودن ذخایر بذر برای قسمت‌های مریستمی، سرعت سبز و استقرار گیاهچه‌های کلزا کاهش می‌یابد (نیکی فوراک و جانسون فلاناجان 1994). این امر باعث می‌شود بوته‌ها به هنگام فرا رسیدن فصول سرد و یخبندان به شکل متحمل به سرما که برای کلزا 6 تا 8 برگ (گوستا و اکونر 1987) و با قطر طوقه در حدود 8 میلی‌متر (آلیاری و همکاران 1379) ذکر شده است، نرسند. با توجه به داده‌های مندرج در جدول 3، در زمان کاشت 20 شهریور ماه بوته‌ها به طور میانگین 5/65 برگ در بوته و 6/39 میلی‌متر قطر طوقه به هنگام بروز فصل سرما و یخبندان داشتند. این در حالی است که مقادیر در بوته‌های مربوط به زمان کاشت 9 مهر ماه به ترتیب 3/2 برگ در بوته و 1/92 میلی‌متر قطر طوقه بود. تعداد دانه در خورجین نیز در زمان کاشت 9 مهر ماه کمتر از سایر زمان‌های کاشت بود. با توجه به تاخیر زمان کاشت از 20 شهریور ماه تا 9 مهر ماه در هر دو سال آزمایش، درصد سرمازدگی بوته‌ها به طور معنی‌داری افزایش یافت. ولی درصدهای سرمازدگی در زمان کاشت دیرتر در سال دوم به مراتب بیشتر از سال اول بود (جدول 4). با عنایت به پایین‌تر بودن دما و شدت بیشتر سرما و یخبندان در سال دوم آزمایش (جدول 1)، وقوع چنین امری دور از انتظار نمی‌باشد. ولی قابل توجه است که در زمان کاشت 20 شهریور ماه طی هر دو سال آزمایش درصد سرمازدگی اندک و قابل اغماض بود (جدول 4). ارتفاع بوته‌ها با تاخیر زمان کاشت کاهش یافتند همچنین مقادیر آنها در تاریخ‌های کاشت دیرتر سال دوم آزمایش کمتر از سال اول بود

(جدول 4). زمان کاشت مناسب، میزان رشد مناسب بوته‌ها را نیز فراهم می‌کند (آلد و همکاران 1985). کمترین طول خورجین در بین کلزاهای مورد مطالعه به بوته‌های حاصل از کشت 9 مهر ماه تعلق داشت ولی تغییرات طول خورجین به طور کلی در دامنه 5 میلی‌متر قرار گرفت. در سال اول آزمایش طول خورجین‌ها با تاخیر زمان کاشت، هر چند اندک کاهش یافتند ولی در سال دوم آزمایش این روند معکوس و افزایشی بود (جدول 4). با توجه به درصد سرمازدگی بالاتر بوته‌ها در سال دوم آزمایش، بوته‌های کمتری در واحد سطح باقی مانده و بوته‌های باقی مانده خورجین‌های بیشتر و اندکی طولی‌تر کسب کردند. ولی تعداد خورجین در بوته در سال اول آزمایش با تاخیر زمان کاشت، کاهش یافت (جدول 4). مندهام و همکاران (1990) نشان دادند تاخیر در زمان کاشت کلزای پاییزه، کاهش تعداد خورجین در بوته را باعث گردیده ولی تعداد دانه در خورجین‌های باقی مانده افزایش یافت. لاتمن و دیکسون (1987) نیز گزارش کردند تعداد خورجین در بوته کلزاهای مربوط به کشت‌های دیر هنگام کاهش یافت ولی تعداد دانه در خورجین آنها بیشتر بود و این امر افت عملکرد را تا حدودی جبران می‌کرد.

میانگین قطر طوقه و طول خورجین در ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در جدول 5 آمده است. با بررسی مقادیر قطر طوقه به هنگام کاهش میانگین دمای هوا به کمتر از صفر گیاهی کلزا به عنوان یک شاخص تحمل به سرما، دیده می‌شود بیشترین قطر طوقه به ژنوتیپ‌های اپرا و لیکورد و کمترین مقدار به اکاپی تعلق دارد. بیشترین طول خورجین نیز به اپرا تعلق داشت و سایر ژنوتیپ‌ها از طول خورجین مشابهی برخوردار بودند. ژنوتیپ اپرا در دیرترین زمان کاشت (9 مهر ماه)

از عملکرد دانه و روغن بیشتری نیز برخوردار بود (جدول 6).

با توجه به تاخیر زمان کاشت از 20 شهریور ماه تا 9 مهر ماه، درصد سرمازدگی در بوته‌های کلزا به طور معنی‌داری افزایش یافت (جدول‌های 4 و 6). در زمان‌های کاشت 20 و 30 شهریور ماه بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه تفاوت معنی‌داری دیده نشد هر چند مقادیر در زمان کاشت 30 شهریور بسیار بیشتر از 20 شهریور ماه بود ولی در زمان کاشت 9 مهر ماه درصد سرمازدگی بین ژنوتیپ‌ها متفاوت و ژنوتیپ اپرا از مقدار به مراتب کمتری برخوردار بوده و لیکورد در رتبه بعدی قرار داشت. همچنین بیشترین درصد سرمازدگی به اکاپی مربوط بود (جدول 6). مقادیر وزن هزار دانه نیز در ژنوتیپ اپرا معمولاً اندکی بیشتر از سایر ژنوتیپ‌ها بود. مقادیر شاخص برداشت نیز به جز ژنوتیپ اکاپی مشابه به دست آمد. لازم به ذکر است که تیمار مذکور بالاترین درصد سرمازدگی و کمترین عملکرد دانه و روغن را نیز نشان داد (جدول 6). نشان داده شده است که افزایش وزن دانه‌ها در مواردی می‌تواند کاهش سایر اجزای عملکرد در اثر تنش‌های غیر زیستی در کلزا را تا حدودی جبران کند (چای و تورلینگ 1989). نتایج این مطالعه نشان دادند با تاخیر زمان کاشت عملکرد دانه و روغن در کلزای پاییزه به طور معنی‌داری کاهش یافت (جدول‌های 4 و 6). در درون هریک از زمان‌های کاشت 20 و 30 شهریور ماه مقادیر عملکرد دانه و روغن بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه مشابه و قابل قبول بودند. هر چند این مقادیر در زمان کاشت 30 شهریور ماه به مراتب کمتر بود (جدول 6). این امر نشان‌گر آن است که در صورت کشت کلزا در زمان 20 و 30 شهریور ماه، امکان کاشت همه ارقام مورد مطالعه در منطقه آزمایش و مناطقی با شرایط اقلیمی مشابه فراهم است. در زمان

کاشت 9 مهر ماه علاوه بر کاهش قابل توجه عملکرد دانه و روغن، بین ژنوتیپ‌ها تفاوت‌هایی از این نظر دیده شد. به طوری که اپرا با تولید عملکرد دانه و روغن به ترتیب 3607 و 1581 کیلوگرم در هکتار بیشترین مقادیر را به خود اختصاص داد و این داده‌ها با عملکردهای حاصل از زمان‌های کاشت زودتر مشابهت داشت. همچنین ژنوتیپ اکاپی در 9 مهر ماه عملکردی بسیار اندک را کسب کرد (جدول 6). به نظر می‌رسد تنوع معنی‌داری بین ژنوتیپ‌های کلزا از نظر تحمل به سرما وجود داشته باشد. بنابراین می‌توان با استفاده از ژنوتیپ‌هایی همچون اپرا، تاریخ کاشت را در مناطق سرد کشور مانند محل این آزمایش (ایستگاه خسروشهر) به عقب برد. بدیهی است در صورت فراهم شدن امکان کاشت کلزا در نیمه مهر ماه و حتی دیرتر در آذربایجان شرقی و مناطقی با شرایط اقلیمی مشابه، با قرار دادن کلزای پاییزه در تناوب با محصولات چوب‌سیب‌زمینی، پیاز و صیفی‌جات از یک سو و کشت کلزا در اراضی که آبیاری آنها در پاییز به بارندگی‌های اوایل پاییز و آب‌های جاری فصلی وابسته است، امکان توسعه کشت کلزای پاییزه در سطح گسترده‌ای فراهم خواهد شد. ساران و گیری (1987) گزارش کردند با تاخیر در زمان کاشت گونه‌های روغنی جنس براسیکا به مدت یک ماه در غرب هندوستان، عملکرد دانه و درصد روغن دانه به طور معنی‌داری کاهش یافت. تنوع معنی‌داری بین ژنوتیپ‌های کلزا از نظر تحمل به سرما و عملکرد دانه و روغن گزارش شده است (لابانا و همکاران 1993 و مقدم و همکاران 2001). داوون (1985) نشان داد که تنش سرما و یخبندان می‌تواند عملکرد دانه در کلزا را تا 70 درصد کاهش دهد. نتایج حاصل از بررسی سازگاری و پایداری عملکرد ارقام و لاین‌های کلزا نشان دادند که SLM 046 ژنوتیپ پایدار و مناسب برای مناطق سرد و معتدل سرد

بوده و ژنوتیپ ساری گل از پایداری عملکرد و سازگاری خوبی برخوردار است (جاویدفر 1381). به طور کلی با توجه به تنوع ژنتیکی موجود در بین ژنوتیپ‌های کلزا از نظر تحمل به سرما (ناجی 1380 و مقدم و همکاران 2001) به نظر می‌رسد با ارزیابی ژنوتیپ‌های برتر پاییزه کلزا در دامنه گسترده‌تری از زمان‌های کشت به کار رفته در این آزمایش، بتوان ژنوتیپ‌هایی را شناسایی نمود که امکان کاشت آنها در نیمه دوم مهر ماه و حتی اوایل آبان ماه در مناطق سرد کشور فراهم باشد.

عملکرد دانه و روغن با تعداد برگ در بوته، قطر طوقه، ارتفاع بوته و شاخص برداشت همبستگی‌های مثبت و معنی‌دار و با درصد سرمازدگی همبستگی منفی و معنی‌دار نشان داد. همچنین این شاخص‌ها با یکدیگر (به جز قطر طوقه با شاخص برداشت) همبستگی‌های معنی‌داری داشتند (جدول 7). به نظر می‌رسد می‌توان از شاخص‌های تعداد برگ در بوته و قطر طوقه به هنگام کاهش میانگین دمای روزانه به کمتر از صفر گیاهی کلزا (5°C) و درصد سرمازدگی در شناسایی و گزینش ژنوتیپ‌های متحمل به سرما استفاده نمود. انتظار بر این است ژنوتیپ‌هایی با حداقل قطر طوقه در حدود 6 میلی‌متر و 6 برگ در بوته، خسارت اندکی از سرمای زمستان دیده و عملکردهای دانه و روغن قابل قبولی ایجاد کنند.

جمع‌بندی

کاشت‌های دیر هنگام کلزا به ویژه در فصل پاییز باعث ضعیف شدن بوته‌ها و عدم دستیابی آنها به رشد مناسب برای تحمل سرمای زمستان شده و در نهایت با افزایش درصد سرمازدگی و از بین رفتن گیاهان، عملکرد دانه و روغن را به طور چشمگیری کاهش می‌دهد. ژنوتیپ‌های لیکورد، مودنا، اکاپی و اپرا را

می‌توان در مناطق سرد کشور با شرایط اقلیمی مشابه ایستگاه تحقیقات کشاورزی خسروشهر تبریز، تا آخر شهریور ماه کشت نمود. ژنوتیپ اپرا در مقایسه با سایر ژنوتیپ‌های مورد مطالعه، از تحمل به سرمای بالاتری برخوردار بوده و عملکردهای دانه و روغن قابل قبولی نیز نشان داد. بنابراین برای کشت در مناطق سرد کشور و به ویژه در زمان‌های کاشت دیرتر قابل توصیه به نظر می‌رسد. می‌توان از شاخص‌های قطر طوقه و تعداد برگ در بوته به هنگام کاهش میانگین دمای روزانه هوا به کمتر از صفر گیاهی کلزا، استفاده کرد. پیشنهاد می‌گردد ژنوتیپ رایج منطقه به همراه ژنوتیپ‌های برتر پاییزه کلزا در دامنه وسیع‌تری از زمان‌های کاشت و به ویژه در طول مهر ماه، از نظر تحمل به سرما، عملکرد دانه و روغن مورد ارزیابی قرار گیرند.

جدول ۳- میانگین صفات اندازه‌گیری شده روی ژنوتیپ‌های کلزای پاییزه در زمان‌های کاشت مختلف

زمان کاشت	تعداد برگ در بوته*	قطر طوقه* (میلی‌متر)	تعداد دانه در خورجین
۲۰ شهریور ماه	۵/۶۵ a	۶/۳۹ a	۲۹/۹ a
۳۰ شهریور ماه	۴/۰۶ b	۳/۵۴ b	۲۹/۲ ab
۹ مهر ماه	۳/۲۰ c	۱/۹۲ c	۲۷/۸ b

در هر ستون میانگین‌های با حداقل یک حرف مشترک، دارای تفاوت معنی‌دار نمی‌باشند.
*اندازه‌گیری‌ها به هنگام کاهش میانگین دمای روزانه به کمتر از صفر گیاهی کلزا (۵°C) صورت گرفته است.

جدول ۴- میانگین صفات اندازه‌گیری شده روی ژنوتیپ‌های کلزای پاییزه طی دو سال زراعی و زمان‌های کاشت مختلف

سال	زمان کاشت	درصد سرمازدگی	ارتفاع بوته (سانتی‌متر)	طول خورجین (سانتی‌متر)	تعداد خورجین در بوته	عملکرد دانه (کیلوگرم در هکتار)	عملکرد روغن (کیلوگرم در هکتار)
۸۴-۸۵	۲۰ شهریور ماه	۶/۷ d	۱۳۹/۲ ab	۶/۸ ab	۲۷۸/۱ a	۴۲۰۷ a	۱۸۹۵ a
	۳۰ شهریور ماه	۲۱/۲ c	۱۳۳/۱ bc	۶/۵ ab	۱۶۱/۳ cd	۳۹۹۵ a	۱۷۸۹ a
	۹ مهر ماه	۲۸/۰ c	۱۲۳/۵ cd	۶/۴ b	۱۱۶/۴ d	۳۲۲۲ b	۱۴۴۰ b
۸۵-۸۶	۲۰ شهریور ماه	۶/۲ d	۱۴۴/۰ a	۶/۵ b	۱۹۸/۰ bc	۴۳۶۹ a	۱۹۷۶ a
	۳۰ شهریور ماه	۴۲/۲ b	۱۱۹/۳ d	۶/۹ a	۲۵۹/۴ ab	۲۷۹۲ b	۱۲۳۵ b
	۹ مهر ماه	۵۲/۹ a	۱۱۸/۶ d	۶/۸ ab	۲۷۷/۲ a	۲۰۳۸ c	۹۰۲/۸ c

در هر ستون میانگین‌های با حداقل یک حرف مشترک، دارای تفاوت معنی‌دار نمی‌باشند.

جدول ۵- میانگین صفات اندازه‌گیری شده روی ژنوتیپ‌های کلزای پاییزه

ژنوتیپ	قطر طوقه* (میلی‌متر)	طول خورجین (سانتی‌متر)
لیکورد	۴/۱۳ a	۶/۷ b
مودنا	۳/۹۱ ab	۶/۳ b
اکاپی	۳/۵۶ b	۶/۵ b
اپرا	۴/۱۸ a	۷/۱ a

در هر ستون میانگین‌های با حداقل یک حرف مشترک، دارای تفاوت معنی‌دار نمی‌باشند.
*اندازه‌گیری‌ها به هنگام کاهش میانگین دمای روزانه به کمتر از صفر گیاهی کلزا (۵°C) صورت گرفته است.

منابع مورد استفاده

- آلیاری ه. شکاری ف شکاری ف، ۱۳۷۹. دانه‌های روغنی، زراعت و فیزیولوژی. انتشارات عمیدی. صفحات ۱۱۲ الی ۱۱۶.
- بی‌نام، ۱۳۸۲. معرفی آزمایشگاه شیمی تجزیه. بخش تحقیقات دانه‌های روغنی. موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، کرج.
- جاویدفر ف، ۱۳۸۱. تجزیه پایداری عملکرد دانه در ارقام کلزا (*Brassica napus*). چکیده مقالات هفتمین کنگره علوم زراعت و اصلاح نباتات ایران. ۲ تا ۴ شهریور ماه. کرج. ص ۵۱۴.
- زادحسن ا، ۱۳۷۹. بررسی مقاومت به سرما و ارتباط آن با مارکرهای پروتئینی در ارقام کلزا. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز.
- ناجی ام، ۱۳۸۰. ارزیابی مقاومت به سرما در ارقام کلزا. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز. صفحات ۵۰ تا ۸۲.
- Achara SN, Duch SN and Downey RK, 1983. Selection and heritability studies on canola/ rape seed for low temperature germination. Canadian J Plant Sci 63: 377-384.
- Andrews CJ and Morrison MJ, 1992. Freezing and ice tolerance tests for winter *Brassica*. Agron J 84: 960-962.
- Auld DL, Bettis BL and Dial MG, 1985. Planting date and cultivar effect on winter rape production. Agron J 6: 197-200.
- Brown DM, 1987. Impact of freezing temperature on crop production in Canada. Canadian J Plant Sci 67: 1167-1180.
- Chay P and Thurling N, 1989. Variation in pod length in spring rape (*Brassica napus*) and its effect on seed yield and yield components. J Agric Sci Camb 113: 139-147.
- Dhawan AK, 1985. Freezing in oil- seed Brassica spp.: Some factors affecting injury. J Agric Sci Camb 104: 513-518.
- Draper SR, 1985. International rules for seed testing. Seed Sci and Technol 13 (2): 342-343.
- Gusta LV and Flower DB, 1997. Factors affecting the cold survival of winter cereals. Canadian J Plant Sci 57: 213-219.
- Gusta LV and Oconnor BJ, 1987. Frost tolerance of wheat, oat, barley, canola and mustard. Canadian J Plant Sci 67: 1155-1165.
- Jenkins PD and Leitch MH, 1986. Effects of sowing date on the growth and yield of winter oil seed rape (*Brassica napus*). J Agric Sci Camb 105: 405-420.
- Kimber DS and McGregor DI 1995. The species and their origin of cultivation and world production. In: Kimber DS and McGregor DI (Eds.). *Brassica* oilseeds. CAB International, pp. 1-7.
- Labana KS, Banga SS and Banga SK, 1993. Breeding Oilseed Brassicas. Springer- Verlag.

- Larcher W and Neuner G, 1989. Sensitive marker for chilling susceptibility. *Plant Physiol* 89: 740-742.
- Lutman PJ and Dixon FL, 1987. The effect of drilling date on growth and yield of oilseed rape (*Brassica napus*). *J Agric Sci Camb* 108: 195-200.
- Mendham NJ, Russel J and Jarosz NK, 1990. Response to sowing time of three contrasting Australian cultivars of oilseed rape (*Brassica napus* L.). *J Agric Sci Camb* 114: 275-283.
- Mendham NJ and Salisbury PA, 1995. Physiology: Crop development, growth and yield. Pp. 11-64. In: Kimber D and McGregor DI (Eds). *Brassica Oilseed*. CAB International.
- Mendham NJ, Shipway PA and Scott RK, 1981. The effects of delayed sowing and weather on growth, development and yield of winter oilseed rape (*Brassica napus* L.). *J Agric Sci Camb* 96: 389-416.
- Miralles DJ, Ferro BC and Slafer GA, 2001. Development responses to sowing date in wheat, barley and rapeseed. *Field Crops Res* 71: 211-223.
- Moghaddam M, Zad-Hassan E, Ghassemi- Golezani K, Valizadeh M and Ahmadi MR, 2001. Cold tolerance and base temperature for germination in rapeseed. XVIth Eucarpia Congress. Edinburgh, Scotland, pp. 10-14.
- Nykiforuk CL and Johnson-Flanagan AM, 1994. Germination and early seedling development under low temperature in canola. *Crop Sci* 34: 1047-1054.
- Rife CL and Zeinali H, 2003. Cold tolerance in oilseed rape over varying acclimation durations. *Crop Sci* 43: 96-100.
- Saran G and Giri G, 1987. Influence of dates of sowing on *Brassica* species under semi-arid rainfed conditions of northwest India. *J Agric Sci Camb* 108: 561-566.
- Stefanowiska M, Kuras M, Kubacka- Zebalska M and Kacperska A, 1999. Low temperature affects pattern of leaf growth and structure of cell walls in winter oilseed rape (*Brassica napus* L., var *oleifera* L.). *Ann Bot* 48: 313-319.
- Teutonico RA, Paltu JP and Osborn TC, 1993. In vitro freezing tolerance in relation to winter survival of rapeseed cultivars. *Crop Sci* 33: 103-107.

جدول ۲- تجزیه واریانس صفات اندازه گیری شده روی ژنوتیپ های کلزای پاییزه در زمان های کاشت مختلف طی دو سال زراعی ۸۴ تا ۸۶

میانگین مربعات										
منابع تغییر	درجات آزادی	تعداد برگ در بوته	قطر طوقه	درصد سرمازدگی	ارتفاع بوته	طول خورجین	تعداد خورجین در بوته	تعداد دانه در خورجین	وزن هزار دانه	شاخص برداشت
سال	۱	۰/۴۰۵	۰/۲۱۶	۴۰۹۵/۱۳**	۳۸۷/۳۵	۰/۳۲۰	۶۳۹۰۳/۱۳	۲۲/۲۲	۲/۰۶۰**	۰/۰۰۱۳
تکرار (سال)	۴	۰/۱۲۹	۰/۸۲۹	۱۱۹/۶۷*	۶۹۰/۰۶**	۰/۳۶۲	۳۳۸۴۳/۹۴**	۹/۱۸	۰/۱۲۶	۰/۰۰۲۸*
زمان کاشت	۲	۳۶/۹۳۲**	۱۲۲/۷۶۵**	۷۴۸۰/۵۰**	۲۷۴۳/۶۰**	۰/۰۷۱	۱۰۶۰۶/۰۶	۲۸/۸۵*	۰/۲۴۷*	۰/۰۰۹۴**
سال * زمان کاشت	۲	۰/۰۷۰	۰/۱۳۷	۱۱۲۸/۵۰**	۵۲۳/۰۱**	۰/۸۷۸*	۹۳۶۷۱/۱۷**	۱۳/۷۶	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱۰
ژنوتیپ	۳	۰/۰۶۲	۱/۴۴۳*	۷۳۵/۷۲**	۱۶۲/۵۷	۲/۲۹۷**	۱۴۷۲/۳۵	۱۵/۹۱	۰/۹۴۷**	۰/۰۰۱۰
سال * ژنوتیپ	۳	۰/۱۰۵	۰/۰۵۲	۱۲۳/۶۴	۱۳۳/۲۷	۰/۲۴۴	۱۰۵۱۳/۱۳	۱۱/۳۳	۰/۵۲۵**	۰/۰۰۴۴**
زمان کاشت * ژنوتیپ	۶	۰/۱۳۲	۰/۱۲۷	۳۹۹/۹۳**	۵۰/۶۵	۰/۲۲۸	۲۲۵۸/۷۲	۳/۰۳	۰/۰۶۹	۰/۰۰۲۶
سال * زمان کاشت * ژنوتیپ	۶	۰/۰۵۱	۰/۰۸۹	۱۰۰/۴۱	۶۸/۶۶	۰/۱۰۴	۶۸۳۸/۶۱	۸/۱۰	۰/۰۵۸	۰/۰۰۱۱
اشتباه آزمایش	۴۴	۰/۱۲۳	۰/۴۹۹	۴۵/۳۲	۷۹/۳۹	۰/۱۸۲	۳۸۶۲/۱۱	۶/۸۰	۰/۰۴۸	۰/۰۰۱۰
ضریب تغییرات (%)		۸/۱۵	۱۷/۹۰	۲۵/۶۹	۶/۸۸	۶/۴۱	۲۸/۹۰	۹/۰۰	۶/۳۵	۱۱/۰۳

* و ** به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵% و ۱%

ادامه جدول ۲

میانگین مربعات			درجات آزادی	منابع تغییر
عملکرد روغن	درصد روغن دانه	عملکرد دانه		
۲۰۴۱۸۹۶/۹۳	۲/۸۸	۹۹۰۷۱۸۴/۲۲*	۱	سال
۳۱۹۶۱۴/۴۶*	۱۰/۳۵**	۱۲۱۹۴۸۸/۶۱*	۴	تکرار
۳۵۱۵۷۰۲/۷۰**	۵/۳۶	۱۶۵۳۹۷۱۴/۰۴**	۲	زمان کاشت
۷۸۵۳۱۰/۴۸**	۱/۸۵	۳۶۷۷۸۰۱/۸۵**	۲	سال * زمان کاشت
۲۹۷۹۴۳/۵۱*	۷/۱۲	۱۶۴۶۳۸۲/۰۴*	۳	ژنوتیپ
۱۴۴۳۴۴/۳۵	۵/۵۸	۱۰۳۳۹۶۶/۱۱	۳	سال * ژنوتیپ
۳۵۳۶۴۵/۲۰**	۵/۶۴	۱۶۲۱۸۵۵/۴۱**	۶	زمان کاشت * ژنوتیپ
۱۷۱۳۰/۶۷	۲/۲۱	۶۰۵۲۵/۷۴	۶	سال * زمان کاشت * ژنوتیپ
۸۷۲۴۷/۷۲	۲/۵۹	۳۹۳۸۳۲/۱۴	۴۴	اشتباه آزمایش
۱۹/۱۹	۳/۶۱	۱۸/۲۶	ضریب تغییرات (%)	

* و ** به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪

جدول ۶- میانگین صفات اندازه‌گیری شده روی ژنوتیپ‌های کلزای پاییزه طی زمان‌های کاشت مختلف

زمان کاشت	ژنوتیپ	درصد سرمازدگی	وزن هزار دانه (گرم)	شاخص برداشت	عملکرد دانه (کیلوگرم در هکتار)	عملکرد روغن (کیلوگرم در هکتار)
۲۰ شهریور ماه	لیکورد	۶/۵ f	۳/۴۷ ab	۰/۲۶ a	۴۱۰۲ abc	۱۸۱۵ abc
	مودنا	۵/۲ f	۳/۴۸ ab	۰/۲۶ a	۴۶۲۶ a	۲۰۹۹ a
	اکاپی	۷/۵ f	۳/۴۸ ab	۰/۲۷ a	۴۳۳۲ ab	۱۹۸۸ ab
	اپرا	۶/۶ f	۳/۷۸ a	۰/۲۶ a	۴۰۹۴ abc	۱۸۴۰ abc
۳۰ شهریور ماه	لیکورد	۲۸/۲ cde	۳/۴۵ abc	۰/۲۵ a	۳۵۸۸ abcd	۱۶۰۱ abcd
	مودنا	۳۵/۳ cd	۳/۱۳ bc	۰/۲۷ a	۳۴۵۳ bcd	۱۵۷۷ bcd
	اکاپی	۳۵/۵ cd	۳/۲۵ bc	۰/۲۸ a	۳۱۳۷ cd	۱۴۰۴ cd
	اپرا	۲۷/۸ de	۳/۷۵ a	۰/۲۷ a	۳۳۹۵ bcd	۱۴۶۴ cd
۹ مهر ماه	لیکورد	۳۹/۳ bc	۳/۳۷ bc	۰/۲۵ a	۲۷۴۶ d	۱۲۳۴ d
	مودنا	۴۶/۵ ab	۳/۲۵ bc	۰/۲۴ a	۲۶۲۳ d	۱۲۰۰ d
	اکاپی	۵۶/۲ a	۳/۰۸ c	۰/۲۰ b	۱۵۴۳ e	۶۷۱ e
	اپرا	۱۹/۸ e	۳/۷۷ a	۰/۲۵ a	۳۶۰۷ abcd	۱۵۸۱ bcd

در هر ستون میانگین‌های با حداقل یک حرف مشترک، دارای تفاوت معنی‌دار نمی‌باشند.

جدول ۷- ضرایب همبستگی ساده بین صفات مورد مطالعه در کلزای پاییزه

تعداد برگ ⁺ در بوته	قطر ⁺ طوقه	درصد سرمازدگی	ارتفاع بوته	طول خورجین	تعداد خورجین در بوته	تعداد دانه در خورجین	وزن هزار دانه	شاخص برداشت	عملکرد دانه	درصد روغن دانه	عملکرد روغن
تعداد برگ در بوته	۱										
قطر طوقه	۰/۹۷**	۱									
درصد سرمازدگی	-۰/۷۴**	-۰/۷۶**	۱								
ارتفاع بوته	۰/۸۰**	۰/۸۲**	-۰/۸۹**	۱							
طول خورجین	۰/۰۳	۰/۰۸	-۰/۰۳	۰/۰۳	۱						
تعداد خورجین در بوته	۰/۲۸	۰/۲۵	۰/۱۸	-۰/۰۷	۰/۱۹	۱					
تعداد دانه در خورجین	۰/۵۰*	۰/۴۲*	-۰/۱۴	۰/۲۰	-۰/۰۵	۰/۵۶**	۱				
وزن هزار دانه	۰/۲۹	۰/۳۰	-۰/۲۱	۰/۳۳	۰/۶۲**	۰/۱۲	۰/۰۳	۱			
شاخص برداشت	۰/۴۲*	۰/۴۰	-۰/۴۸*	۰/۳۶	۰/۰۷	۰/۲۴	۰/۵۱*	۰/۱۸	۱		
عملکرد دانه	۰/۷۰**	۰/۷۲**	-۰/۹۶**	۰/۸۴**	-۰/۰۸	-۰/۲۰	۰/۱۳	۰/۱۹	۰/۵۹**	۱	
درصد روغن دانه	۰/۳۴	۰/۳۰	-۰/۳۶	۰/۲۸	-۰/۵۸**	۰/۱۷	۰/۲۸	-۰/۳۴	۰/۴۳*	۰/۴۳*	۱
عملکرد روغن	۰/۷۰**	۰/۷۲**	-۰/۹۵**	۰/۸۳**	-۰/۱۴	-۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۵۷**	۰/۹۹**	۰/۵۰*

* و ** به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪

+ اندازه گیری ها به هنگام کاهش میانگین دمای روزانه به کمتر از صفر گیاهی کلزا (۵°C) صورت گرفته اند.

ارزیابی ثبات شاخص‌های مزیت نسبی صادرات و تولید خرمای ایران

رسول محمد رضایی^۱، حبیب شهبازی^۲، محمد کاوسی کلاشمی^۲ و محمد خداوردیزاده^{۳*}

تاریخ دریافت: ۸۸/۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۸۸/۶/۱۸

۱- گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۲- به ترتیب دانشجوی دوره دکتری و کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران

۳- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز

* مسئول مکاتبه E-mail: khodaverdi85@gmail.com

چکیده

بخش کشاورزی در میان بخش‌های اقتصادی ایران جایگاه ویژه‌ای دارد. ایران از دیرباز یکی از تولیدکنندگان و صادرکنندگان بزرگ خرما می‌باشد اما سود حاصل از درآمدهای بدست آمده از صادرات خرما کم و با نوسانات بسیار شدید همراه بوده است. برای پاسخ به این سؤال استراتژیک در پژوهش حاضر شاخص‌های مختلف مزیت نسبی صادراتی خرمای ایران از جمله مزیت نسبی آشکار شده (RCA)، مزیت نسبی آشکار شده متقارن (RSCA) و میچیلی (Michaely) و شاخص‌های مزیت در تولید از جمله مزیت در کارایی فنی (TEI)، مزیت در مقیاس (SAI) و ضریب مکان (LQ) برای سال‌های 1961-2005 محاسبه شدند و ثبات این شاخص‌ها با استفاده از آماره ضریب تغییرات مورد ارزیابی قرار گرفت. مقادیر شاخص‌های RCA، RSCA، Michaely، SAI و LQ در اکثر سال‌های مورد مطالعه، نشان از مزیت نسبی خرمای ایران دارد. از سوی دیگر ایران در تمام سال‌های مورد مطالعه فاقد مزیت در کارایی فنی خرما می‌باشد. در دوره زمانی 2001 تا 2005 شاخص‌های RCA، RSCA، Michaely، TEI و LQ بیشترین ثبات را داشتند. اتخاذ راهبردهای سیاستی به منظور حفظ ثبات شاخص‌های مزیت خرمای ایران می‌تواند جایگاه این محصول را در سبد صادرات غیرنفتی بهبود دهد.

واژه‌های کلیدی: ایران، ثبات، خرما، صادرات و تولید، مزیت نسبی

Stability Evaluation of Export and Production Comparative Advantage

Indices of Iran's Dates

R Mohammad Rezaei¹, H Shahbazy², M Kavooosi Kalashmi² and M Khodaverdizadeh^{3*}

¹Department of Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²PhD and MSc Students of Agricultural Economics, respectively, University of Tehran, Karaj, Iran

³Former MSc Student of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

*Corresponding author: E-mail: khodaverdi85@gmail.com

Abstract

The agriculture sector of Iran has some special features. For example Iran is a great producer and exporter of dates but with little national gains of export earnings and drastic fluctuation. In order to find an answer for this strategic question, in this study various comparative advantage indices – namely RCA, RSCA, SAI, TEI and LQ were calculated for 1961-2005 period, and then their stabilities were evaluated by coefficient of variation. RCA, RSCA, Michaely, SAI and LQ indices indicated that we have relative advantage for most of years in Iran for dates. Also, there was no TEI advantage in all years. The results showed that RCA, RSCA, Michaely, TEI and LQ were the most stable indices during 2001-2005. Establishing policy strategies for maintaining stability of Iran's date comparative advantages indices could improve the above mentioned product rank in the non-petroleum export basket.

Keywords: Comparative Advantage, Date, Export and Production, Iran, Stability

مقدمه

ناچیزی داشته است. هر چند قبل از جنگ تحمیلی سیستم صادرات خرماي ایران در جهان اندک بوده، ولی با آهنگ مناسبی رشد داشته است. ولی با شروع جنگ تحمیلی در سال 1359 و درگیری مناطق خرماخیز کشور در جنگ، صادرات ایران از 54 هزار تن در سال 1358 به حدود 550 تن در سال 1359 کاهش یافت و در طول جنگ نیز صادرات خرما به طور متوسط در حدود 15 هزار تن در

خرما از جمله محصولات کشاورزی ایران است که به علت مازاد تولید، پتانسیل بالایی جهت صادرات دارد و بدین دلیل یکی از مهمترین محصولات صادراتی کشور محسوب می شود. ایران از دیرباز یکی از تولیدکنندگان بزرگ خرما بوده ولی تا قبل از تحریم اقتصادی عراق به علت اشغال کویت، در صادرات جهانی آن نقش بسیار

آگاهانه در بازار جهانی بدون تدوین سیاستهای مناسب بازرگانی برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، غیر ممکن است. از طرف دیگر توجه به توسعه صادرات بدون ارزیابی امکانات، قابلیت‌ها، گرایش‌ها و ساختار تولیدی کشور امکانپذیر نخواهد بود. یکی از عوامل مؤثر در تعیین راهبردهای مناسب برونگرایی هر کشور، ظرفیت‌ها و توانمندیهای صادراتی و داشتن مزیت نسبی یعنی اقتدار و توانایی یک کشور در تولید و صادرات یک کالا با بالاترین کیفیت و نازلترین قیمت در تولید و صادرات کالاهایی خاص است (صفوی و احمدی 1384). بر اساس قانون مزیت نسبی اگر کشوری بتواند کالایی را نسبت به سایر کشورها باهزینه پایین‌تری صادر و تولید نماید در مقایسه با آن کشورها از مزیت نسبی در صادرات و تولید برخوردار است. از زمان پیدایش این قانون اندیشمندان مختلفی برای کمی کردن آن گام برداشته‌اند که نهایتاً منجر به ارائه روش‌های متفاوتی شده است. مفهوم مزیت نسبی از ابتدای پیدایش تاکنون دچار دگرگونی زیادی شده است. ریکاردو، که ابتدا این واژه را در تجارت بین الملل به کار برد، مزیت نسبی را بر مبنای ارزش واقعی کار مصرف شده در تولید کالا می‌دانست. بر این اساس، مزیت نسبی یعنی اینکه یک کشور، کالایی را نسبت به کالای دیگر با میزان کار واقعی کمتری تولید کند (سلیمیان و ظریفی 1384). شناسایی مزیت‌های نسبی راهنمایی مطمئن و عاملی جذاب برای سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی خواهد بود. این شناخت در واقع به منظور استفاده بهتر از امکانات موجود است. لذا با تحقق این امر، توسعه منطقه و به تبع آن کشور تسریع می‌یابد. از این رو، در درازمدت باید به سمت تولید کالاهای دارای

سال باقی ماند. با پایان جنگ تحمیلی و آغاز تحریم اقتصادی عراق و همچنین به علت تشابه زیاد خرمای عراق و ایران، بازار مناسبی برای خرمای ایران ایجاد گردید و صادرات خرمای ایران از سال 1369 به سرعت رشد یافت به نحوی که با سیاست‌های تجارت بین‌الملل در سال 1373، 50 درصد از سهم صادرات جهانی را کسب کرد. ولی سیاست‌های بازدارنده در سال 1374 همچون پیمان ارزی و تثبیت نرخ ارز، خرما را با بحران جدیدی روبه‌رو ساخت به طوری که صدور خرما در این سال تقریباً به نصف رقم مشابه سال قبل کاهش یافت. در سال 1383 ایران توانست فقط 13/6 درصد از تولید خود را صادر کند، در صورتی که امارات متحده عربی 49/5 درصد، تونس 42/7 درصد و آمریکا 26/4 درصد از تولیدات خود را به سایر کشورها می‌فروخت (کاظم‌زاده و ابونوری 1385). بایستی ایران باید برنامه‌های منسجم‌تری را در پیش گیرد تا نسبت صادرات به تولید خود را نسبت به کشورهای رقیب از جمله امارات، تونس و آمریکا افزایش دهد (کاظم‌زاده و ابونوری 1385).

بخش کشاورزی در میان بخشهای اقتصادی ایران جایگاه خاصی را به خود اختصاص داده است. پراکندگی منابع طبیعی و عوامل تولیدی، تنظیم نیروی کار، وجود سرمایه و فناوری در نقاط مختلف جهان و تفاوت در کیفیت و کمیت عوامل تولیدی این طرز تفکر را در بسیاری از کشورهای در حال توسعه به وجود آورده است که بدون توسل به تجارت خارجی، ادامه روند توسعه اقتصادی دور از دسترس به نظر می‌رسد. لذا این کشورها فعالیت در عرصه تجارت خارجی و حضور مستمر در بازارهای جهانی را در دستور کار قرار داده‌اند. حضور

مطالعات بسیاری به ارزیابی مزیت نسبی محصولات مختلف در ایران و جهان پرداخته‌اند. لی و بندر (2002) در مطالعه‌ای مزیت نسبی آشکار شده (RCA) صادرات صنعتی را برای هفت منطقه جهان محاسبه کردند. نتایج نشان داد که کشورهای اروپایی و آسیای شرقی دچار عدم مزیت نسبی شده در حالی که کشورهای آسیای جنوبی و آمریکای لاتین به مزیت نسبی بالایی دست یافته‌اند. مانیر (1996) مزیت نسبی تمامی کشورهای جنوب آسیا در زمینه صادرات بخش‌های مختلف اقتصادی در طول سال‌های 1980 و 1994 را با استفاده از شاخص مزیت نسبی آشکار شده بالاسا اندازه‌گیری کرد. نتایج نشان داد که به جز کشور سریلانکا، تمام کشورها دارای مزیت نسبی در محصولات کارخانه‌ای و عدم مزیت نسبی در محصولات اولیه هستند. گونزالز و همکاران (1993) با استفاده از معیار هزینه منابع داخلی، نرخ حمایت اسمی موثر و سودآوری خالص اجتماعی به بررسی مزیت نسبی پنج محصول عمده کشاورزی اندونزی شامل برنج، ذرت، سویا، شکر و آرد کاساوا پرداختند. نتایج نشان داد که اندونزی در تولید برنج و ذرت دارای مزیت نسبی است، اما مزیت نسبی ذرت از برنج بیشتر است. ژونگ و اگزو (2000) مزیت نسبی مناطق چین را در تولید غلات عمده (برنج، گندم، ذرت و سویا) اندازه‌گیری کرده و نشان دادند که در اکثر مناطق، تولید سویا دارای مزیت نسبی است و همچنین مزیت نسبی غلات اصلی در مناطق مختلف چین تفاوت معنی‌داری با هم دارد. مهانتی و فانگ (2002) شرایط رقابتی در تولید پنبه هند را با استفاده از ماتریس تحلیل

مزیت نسبی حقیقی بالفعل و بالقوه جهت‌گیری کرد. در گذشته مزیت نسبی عمدتاً به عنوان مزیت در فراوانی نسبی منابع خاص که در تولید یک یا چند محصول شدت بیشتری دارد، تعبیر می‌شد. امروزه، مصادیق مزیت نسبی، مفهوم پیچیده‌تری به خود گرفته است و به توانایی‌های تکنولوژیک، سازمان تولید و مدیریت و انعطاف پذیری در برنامه‌ریزی و عملکرد نیز مربوط می‌شود. از این رو علاوه بر در نظر گرفتن شاخصهای مزیت نسبی صادراتی باید شاخصهای مزیتی که سامانه‌های تولیدی و مدیریتی را پوشش داده، آزمون نمود. بررسی پایداری شاخص‌های مزیت نسبی صادرات خرمای ایران به لحاظ بررسی سهم این کالا از سبد صادراتی کشور و حفظ جایگاه ایران در عرصه صادرات جهانی خرما حائز اهمیت است. پس از اشغال عراق توسط آمریکا و فروپاشی صنعت خرمای این کشور، ایران به عنوان بزرگترین صادرکننده جهانی خرما شناخته می‌شود، این در حالی است که ورود رقبای دیگر از جمله عربستان سعودی نیاز به بازنگری پی در پی جایگاه صادراتی خرمای ایران و اتخاذ تصمیمات سیاستی مناسب را در صورت لزوم خاطر نشان می‌کند. بررسی ثبات شاخص‌های صادرات خرمای ایران علاوه بر رؤیت جایگاه صادراتی این محصول، ثبات بازارهای هدف و پایداری درآمد ارزی کشور از صادرات محصول مذکور را نشان می‌دهد. این در حالی است که بررسی ثبات شاخص‌های فیزیکی مزیت نسبی موقعیت سامانه تولیدی این محصول را در ایران در قیاس با تولیدکنندگان رقیب در سایر کشورها نشان داده و امکان سیاست‌گذاری مناسب در جهت بهبود سامانه تولیدی را فراهم می‌آورد.

بر این اساس، ایران مزیت نسبی روشن و در خور توجهی در تولید بیشتر محصولات مورد مطالعه داشته، ولی مجموعه سیاستهای تجاری کشور و رفتار اقتصادی تولیدکنندگان و صادرکنندگان به گونه‌ای بوده که نتوانسته است به واکنش به موقع و مناسب ساختار صادراتی کشور در برابر تغییرات ساختار صادراتی کشورهای منطقه و جهان بیانجامد.

با توجه به جایگاه خرما در صادرات و تولیدات بخش کشاورزی ایران پژوهش حاضر شاخصهای مختلف مزیت خرمای ایران را در صادرات و تولید و نیز ثبات این شاخص‌ها را طی دوره 1961-2005 مورد بررسی قرار می‌دهد.

مواد و روش‌ها

اگر کشوری بتواند کالایی را در مقایسه با سایر کشورها با هزینه کمتری صادر نماید، در مقایسه با سایر کشورها از مزیت نسبی در صادرات برخوردار است. در این پژوهش برای نشان دادن مزیت نسبی ایران در صادرات خرما از شاخص‌های مزیت نسبی آشکار شده³ (RCA)، مزیت نسبی آشکار شده متقارن⁴ (RSCA) و میچیلی⁵ (MI) استفاده شده است. شاخص RCA، تمام عوامل مؤثر بر مزیت نسبی از جمله عوامل تولید و نیروهای عرضه و تقاضا را در بر می‌گیرد و از سیاست‌ها و دخالت‌های دولت تأثیرپذیری کمتری دارد⁶ (فهمی‌فر و فتحی، 1381). در شاخص مزیت نسبی آشکار شده والراس⁷ اطلاعات مربوط به همه کشورها و کالاها

سیاستی¹ بررسی کردند. نتایج نشان داد که پنبه در استان مهاراشترا² به صورت کارا تولید نمی‌شود و نیشکر و بادام زمینی از مزیت نسبی بالاتری برخوردارند. انویه تکیه (1386) در پژوهشی مزیت نسبی صادرات سیب ایران را با کشورهای صادرکننده عمده این محصول طی دوره زمانی 78-1362 با استفاده از شاخص‌های مزیت نسبی آشکار شده، مزیت نسبی آشکار شده متقارن و کای دو مقایسه کرد. نتایج نشان داد که در طول دوره مورد بررسی، ساختار صادراتی سیب ایران با نبود ثبات همراه بوده و موقعیت رقابتی ایران (مزیت نسبی) در مورد این محصول تضعیف شده است. عزیزی و یزدانی (1385) در پژوهشی بازار صادراتی سیب ایران را با تأکید بر اصل مزیت نسبی صادرات طی دوره زمانی 2003-1999 مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های تحقیق نشان داد که علی رغم مزیت نسبی صادراتی بالای سیب ایران، قدرت رقابت صادراتی آن دارای روند نوسانی و کاهشی است. هومن و حسینی (1382) مزیت نسبی محصولات کشاورزی استان آذربایجان شرقی را در تولید پنج محصول گندم، برنج، پنبه، چغندر قند و سویا محاسبه و نتیجه‌گیری کردند که در سال زراعی 1382 این استان در تولید هر پنج محصول مزیت نسبی داشته است. سلامی و پیش بهار (1380) مزیت نسبی صادراتی محصولات باغی ایران شامل پسته، بادام، فندق، گردو، سیب، پرتغال، خرما، انجیر، هلو و شلیل را با استفاده از شاخصهای مزیت نسبی آشکار شده و مزیت نسبی آشکار شده متقارن در فاصله سالهای 1989 تا 1999 مورد بررسی قرار دادند.

³ Revealed Comparative Advantages

⁴ Revealed Symmetric Comparative Advantage

⁵ Michaely

⁶ این مطلب از طریق معادلات اقتصاد سنجی ثابت شده است

⁷ Vallrath

¹ Policy Analysis Matrix (PAM)

² Maharashtra

دامنه تغییرات شاخص فوق بین منفی یک تا مثبت یک می-باشد که مقادیر منفی آن نشان دهنده نبود مزیت و مقادیر مثبت آن نشان دهنده وجود مزیت در صادرات محصول می-باشد.

شاخص میچیلی، از جمله شاخص‌های جانشین شاخص بالاسا به شکل رابطه 3 بیان می-شود:

$$MI_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_i X_{ij}} - \frac{M_{ij}}{\sum_i M_{ij}} \quad [3]$$

که در آن، X_{ij} ، صادرات کالای i ام از کشور j ام و M_{ij} واردات کشور j ام از کالای i ام است. در رابطه فوق کسر اول طرف راست سهم صادرات کالای i ام از کل صادرات کشور j ام و کسر دوم، سهم واردات کالای i از کل واردات کشور j ام می-باشد. از این رو شاخص میچیلی خالص صادرات نسبی یک کشور را نشان می-دهد. دامنه شاخص مذکور بین 1- و 1+ می-باشد. مقادیر مثبت این شاخص برای کالای i داشتن مزیت نسبی کالای i یاد شده را در بازارهای جهانی و یا منطقه‌ای و مقادیر منفی آن نبود مزیت نسبی را نشان می-دهد (سلامی و پیش بهار، 1380). علاوه بر شاخص‌های مزیت نسبی صادراتی سه گانه فوق شاخص‌های مزیت نسبی در تولید از جمله مزیت در کارایی فنی⁸ (TEI) یا مزیت نسبی در عملکرد⁹ (YAI)، مزیت در مقیاس¹⁰ (SAI) و شاخص ضریب مکان¹¹ (LQ) برای بررسی مزیت خرمای ایران محاسبه شد. شاخص مزیت در کارایی فنی یا شاخص مزیت نسبی در عملکرد خرمای ایران در مقایسه با عملکرد متوسط خرمای جهانی از رابطه 4 بدست می-آید:

$$TEI_{ir} = YAI_{ir} = (Y_{ir} / Y_r) / (Y_{in} / Y_n) \quad [4]$$

منعکس گردیده است، تا به این طریق مزیت نسبی جهانی در نظر گرفته شود. شاخص مزیت نسبی آشکار شده والراس از رابطه 1 بدست می-آید (والراس، 1991).

$$RCA = \frac{X_{ij} / \sum_i X_{ij}}{\sum_j X_{ij} / \sum_i \sum_j X_{ij}} \quad [1]$$

که در آن X_{ij} ارزش صادرات کالای i توسط کشور j ، $\sum_j X_{ij}$ ارزش کل صادرات کشور مورد مطالعه، $\sum_i \sum_j X_{ij}$ ارزش کل صادرات کالای مورد نظر در جهان و $\sum_i \sum_j X_{ij}$ ارزش کل صادرات جهان است. به عبارت دیگر، صورت کسر سهم کالای صادراتی از کل صادرات کشور مورد مطالعه و مخرج کسر سهم کالای صادراتی از کل صادرات جهان است. این شاخص به شاخص تکامل یافته بالاسا شهرت دارد. دامنه تغییرات شاخص مذکور از صفر تا بی‌نهایت است و قرار گرفتن در دامنه صفر تا یک نشان دهنده عدم وجود مزیت و یک تا بی‌نهایت نشان دهنده وجود مزیت و حرکت به سوی تخصصی شدن تجارت است (انویه تکیه، 1386). نوسان‌های زیاد این شاخص را طی زمان می‌توان به عنوان معیاری برای نبود ثبات در رژیم تجاری یک کشور تلقی کرد. تغییرات در مزیت نسبی ممکن است به دلایلی هم چون تغییر نسبی هزینه تولید کالا، تغییر در نرخ مبادله ارز و یا تغییر در موانع تجاری داخلی یا کشورهای متقاضی کالا باشد (سلامی و پیش بهار، 1380). برای رفع حالت عدم تقارن شاخص RCA (مقدار صفر تا یک بر نبود مزیت و یک تا بی‌نهایت بر وجود مزیت دلالت دارد)، شکل مقارنی از این شاخص به نام شاخص مزیت نسبی آشکار شده مقارن به صورت رابطه 2 ارائه شده است (انویه تکیه، 1386):

$$RSCA_{ij} = \frac{RCA_{ij} - 1}{RCA_{ij} + 1} \quad [2]$$

⁸ Technical Efficiency Index

⁹ Yield Advantage Index

¹⁰ Scale Advantage Index

¹¹ Location Quotient

که در آن، LQ_i^r بیانگر ضریب مکان فعالیت i ام در منطقه r می‌باشد. در پژوهش حاضر P_r^i مقدار تولید خرمای ایران، P_n^i کل مقدار تولید محصولات باغی گرمسیری ایران، TP_r مقدار کل تولید جهانی خرما و TP_n کل مقدار تولید محصولات باغی گرمسیری جهانی است. مقادیر بزرگتر از واحد شاخص مذکور بیانگر گرایش تخصصی کشور مورد نظر در تولید محصول بوده و از این رو بیانگر مزیت نسبی است (پیراسته و کریمی، 1385). کلیه شاخص‌های مورد بحث در فاصله سالهای 1961 تا 2005 برای خرمای ایران محاسبه شد. پس از محاسبه شاخص‌های یادشده برای ارزیابی ثبات شاخص‌های مزیت خرمای ایران، آماره ضریب تغییرات¹³ برای دوره زمانی مورد مطالعه مدنظر قرار گرفت. رها بودن این شاخص از واحد اندازه‌گیری امکان مقایسه بهتر وضعیت را در بررسی‌های علمی فراهم می‌آورد. داده‌های مورد نیاز برای انجام پژوهش حاضر به صورت سری زمانی بوده و از پایگاه‌های اطلاعاتی سازمان خواروبار جهانی¹⁴ (FAO)، سازمان تجارت جهانی¹⁵ (WTO) و بانک جهانی¹⁶ (WB) جمع‌آوری شد.

نتایج و بحث

شاخص‌های مزیت نسبی آشکار شده (RCA)، مزیت نسبی آشکار شده متقارن (RSCA)، میچیلی (MI)، شاخص مزیت مقیاس (SAI)، شاخص مزیت کارایی فنی (TEI) و شاخص مزیت ضریب مکان (LQ) برای دوره زمانی 1961 تا 2005 در جدول 1 نشان داده شده است.

که در آن، Y_{ir} عملکرد خرمای ایران، Y_r متوسط عملکرد جهانی خرما، Y_{in} عملکرد محصولات باغی گرمسیری در ایران و Y_n متوسط عملکرد محصولات باغی گرمسیری جهانی است. مقدار بزرگتر از واحد این شاخص بیانگر کارایی نسبی یک کشور در تولید محصول مورد نظر و در نتیجه به منزله وجود مزیت نسبی در تولید این محصول می‌باشد ولی مقدار کوچکتر از واحد این شاخص بیانگر عدم وجود کارایی و مزیت نسبی در تولید محصول مورد نظر می‌باشد (ژونگ و اگزو، 2000). شاخص دیگر مزیت در مقیاس می‌باشد که نشان‌دهنده میزان تمرکز سطح زیر کشت یک محصول در کشور نسبت به میزان تمرکز سطح زیر کشت همان محصول در سطح دنیا می‌باشد. برای محاسبه شاخص مذکور از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$SAI_{ir} = (S_{ir} / S_r) / (S_{in} / S_n) \quad [5]$$

که در آن، S_{ir} سطح زیر کشت باغات خرمای ایران، S_r کل سطح زیر کشت باغات ایران، S_{in} سطح زیر کشت خرمای جهانی و S_n سطح زیر کشت باغات جهانی است. اگر مقدار شاخص مذکور بزرگتر از واحد باشد، آنگاه درجه تمرکز محصول در کشور مورد نظر بزرگتر از سطح جهانی است. اگر سطح تمرکز به واسطه عوامل اقتصادی تعیین شده باشد، آنگاه SAI می‌تواند مزیت نسبی در تولید آن محصول را آشکار سازد (ژونگ و اگزو 2000). شاخص آخر ضریب مکان فلورنس¹² می‌باشد که جهت اندازه‌گیری مزیت نسبی منطقه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد. این شاخص اهمیت نسبی یک فعالیت را در کشور نسبت به اهمیت همان فعالیت در سطح دنیا نشان می‌دهد و از رابطه 6 بدست می‌آید:

$$LQ_i^r = (P_r^i / P_n^i) / (TP_r / TP_n) \quad [6]$$

¹³ Coefficient of Variance

¹⁴ Food and Agriculture Organization

¹⁵ World Trade Organization

¹⁶ World Bank

¹² Sargent Florence

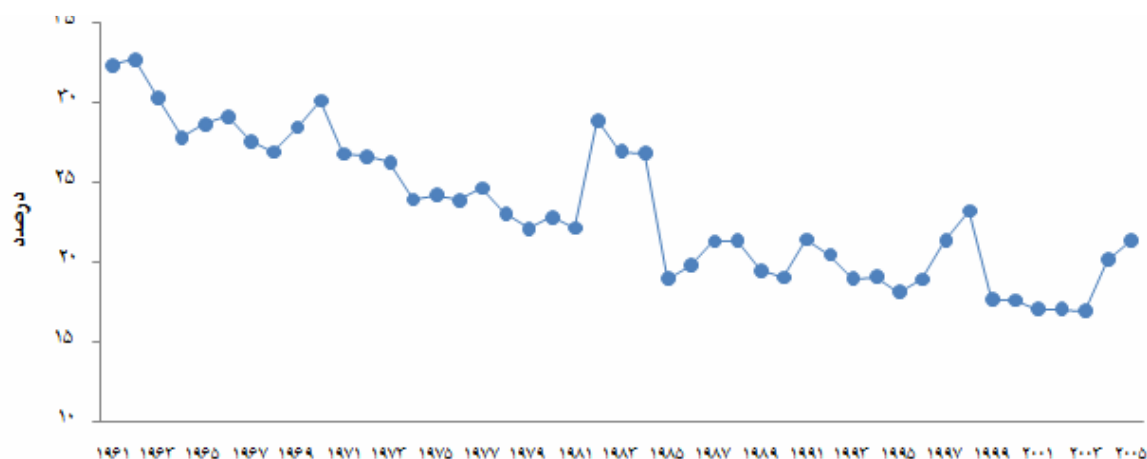
جدول ۱- محاسبه شاخص‌های مزیت خرمای ایران در سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۵

سال	RCA	RSCA	Michaely	SAI	TEI	LQ
۱۹۶۱	۱۷/۶۲	۰/۸۹	۰/۰۰۰۰۰۲۹	۵۷/۹۷	۰/۸	۱۶/۲۲
۱۹۶۲	۱۰/۳۷	۰/۸۲	۰/۰۰۰۰۰۲۹	۵۶/۹	۰/۸۵	۱۶/۷۹
۱۹۶۳	۶/۰۵	۰/۷۱	۰/۰۰۰۰۰۱۷	۴۴/۰۵	۰/۹۴	۱۷/۰۷
۱۹۶۵	۶/۰۸	۰/۷۲	۰/۰۰۰۰۰۱۴	۱۴/۳۵	۰/۸۷	۱۴/۸۷
۱۹۶۶	۱۰/۶۷	۰/۸۳	۰/۰۰۰۰۰۲۱	۳۱/۶۵	۰/۸۸	۱۴/۹۹
۱۹۶۷	۸/۷۹	۰/۷۹	۰/۰۰۰۰۰۱۷	۳۱/۷۵	۰/۸۳	۱۴/۳۷
۱۹۶۸	۵/۲۵	۰/۶۸	۰/۰۰۰۰۰۰۹	۲۷/۶۴	۰/۸۸	۱۴/۰۲
۱۹۶۹	۵/۸۷	۰/۷۱	۰/۰۰۰۰۰۰۱	۲۷/۷۴	۰/۹	۱۳/۸۴
۱۹۷۰	۸/۶۶	۰/۷۹	۰/۰۰۰۰۰۱۲	۲۷/۱۹	۰/۷۷	۱۱/۸۳
۱۹۷۱	۸/۲۲	۰/۷۸	۰/۰۰۰۰۰۱۲	۲۹/۱۷	۰/۸۷	۱۳/۵۶
۱۹۷۲	۶/۲۶	۰/۷۲	۰/۰۰۰۰۰۰۸	۲۵/۴۹	۰/۸۱	۱۱/۳۲
۱۹۷۳	۱۳/۳۶	۰/۸۶	۰/۰۰۰۰۰۱۹	۲۵/۰۶	۰/۹	۱۲/۳۴
۱۹۷۴	۱۸/۷۹	۰/۸۹	۰/۰۰۰۰۰۲۳	۲۴/۲۹	۰/۸۳	۱۰/۷
۱۹۷۵	۱۲/۴۲	۰/۸۵	۰/۰۰۰۰۰۰۱	۲۱/۵۶	۰/۹۴	۱۱
۱۹۷۶	۹/۰۴	۰/۸	۰/۰۰۰۰۰۰۹	۲۱/۶۳	۰/۸۲	۹/۳۵
۱۹۷۶	۳/۱۴	۰/۵۲	۰/۰۰۰۰۰۰۲	۲۰/۲	۰/۸۹	۱۰/۰۲
۱۹۷۷	۱۶/۰۵	۰/۸۸	۰/۰۰۰۰۰۱۳	۱۸/۰۹	۰/۷۴	۸/۱۹
۱۹۷۸	۳/۱۹	۰/۵۲	۰/۰۰۰۰۰۰۳	۱۸/۴۴	۰/۸	۸/۵۸
۱۹۷۹	۲۰/۲۶	۰/۹	۰/۰۰۰۰۰۱۶	۱۶/۸	۰/۸	۹/۵
۱۹۸۰	۰/۲۲	-۰/۶۴	۰/۰۰۰۰۰۰۱	۱۷/۰۹	۰/۵۱	۶/۷۶
۱۹۸۱	۶/۰۹	۰/۷۲	۰/۰۰۰۰۰۰۴	۱۶/۶۲	۰/۵۲	۶
۱۹۸۲	۸/۲۷	۰/۷۸	۰/۰۰۰۰۰۰۷	۲۱/۹۴	۰/۴۷	۸/۱۵
۱۹۸۳	۹/۷۵	۰/۸۱	۰/۰۰۰۰۰۰۷	۱۸/۵۵	۰/۶۴	۹/۵۲
۱۹۸۴	۱۷/۳۱	۰/۸۹	۰/۰۰۰۰۰۱۱	۱۶/۸	۰/۶۴	۸/۸۵
۱۹۸۵	۸/۶۴	۰/۷۹	۰/۰۰۰۰۰۰۸	۱۱/۲۸	۰/۶۷	۶/۹۴
۱۹۸۶	۱۶/۴۷	۰/۸۸	۰/۰۰۰۰۰۱۴	۱۱/۴۱	۰/۸	۸/۷۲
۱۹۸۷	۸/۷۲	۰/۷۹	۰/۰۰۰۰۰۰۶	۱۱/۷۴	۰/۹۶	۸/۹۵
۱۹۸۸	۹/۲۴	۰/۸	۰/۰۰۰۰۰۰۶	۱۰/۶۲	۰/۹۸	۸/۰۱
۱۹۸۹	۷/۵۶	۰/۷۷	۰/۰۰۰۰۰۰۶	۹/۷۳	۰/۸۴	۷/۸۲
۱۹۹۰	۰	-۱	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۱	۹/۹۴	۰/۹	۶/۷۸
۱۹۹۱	۰	-۱	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۲	۱۱/۲۴	۰/۸۵	۷/۷۲
۱۹۹۲	۰	-۱	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۷	۹/۵۲	۰/۶۹	۵/۷۱
۱۹۹۳	۰	-۱	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۶	۹/۰۶	۰/۸۳	۴/۱۲
۱۹۹۴	۰	-۱	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۲	۸/۹۳	۰/۸۲	۳/۸۱
۱۹۹۵	۲۶/۵۹	۰/۹۳	۰/۰۰۰۰۰۱۲	۸/۶۳	۰/۸	۳/۶۵
۱۹۹۶	۴۱/۷۶	۰/۹۵	۰/۰۰۰۰۰۱۹	۸/۷۷	۰/۷۲	۴/۳۵
۱۹۹۷	۲۵/۰۱	۰/۹۲	۰/۰۰۰۰۰۰۸	۸/۹	۰/۶۴	۴/۶۵
۱۹۹۸	۳۱/۵	۰/۹۴	۰/۰۰۰۰۰۱۲	۹/۲۸	۰/۶۵	۳/۹۸
۱۹۹۹	۴۱/۳	۰/۹۵	۰/۰۰۰۰۰۱۳	۷/۱۴	۰/۶۹	۴/۴
۲۰۰۰	۳۰	۰/۹۳	۰/۰۰۰۰۰۰۹	۷	۰/۶	۳/۶
۲۰۰۱	۳۲/۳۲	۰/۹۴	۰/۰۰۰۰۰۱۱	۵/۹۶	۰/۶	۳/۵۴
۲۰۰۲	۲۶/۴۹	۰/۹۳	۰/۰۰۰۰۰۱۱	۶/۵۶	۰/۶۱	۳/۵۵
۲۰۰۳	۲۳/۷۸	۰/۹۲	۰/۰۰۰۰۰۰۱	۶/۴۸	۰/۶۹	۳/۷۱
۲۰۰۴	۲۵/۸۵	۰/۹۲	۰/۰۰۰۰۰۰۹	۱۱/۰۹	۰/۶۴	۳/۹۴
۲۰۰۵	۳۳/۱۲	۰/۹۴	۰/۰۰۰۰۰۱۲	۱۱/۳۱	۰/۶۵	۴/۲۷

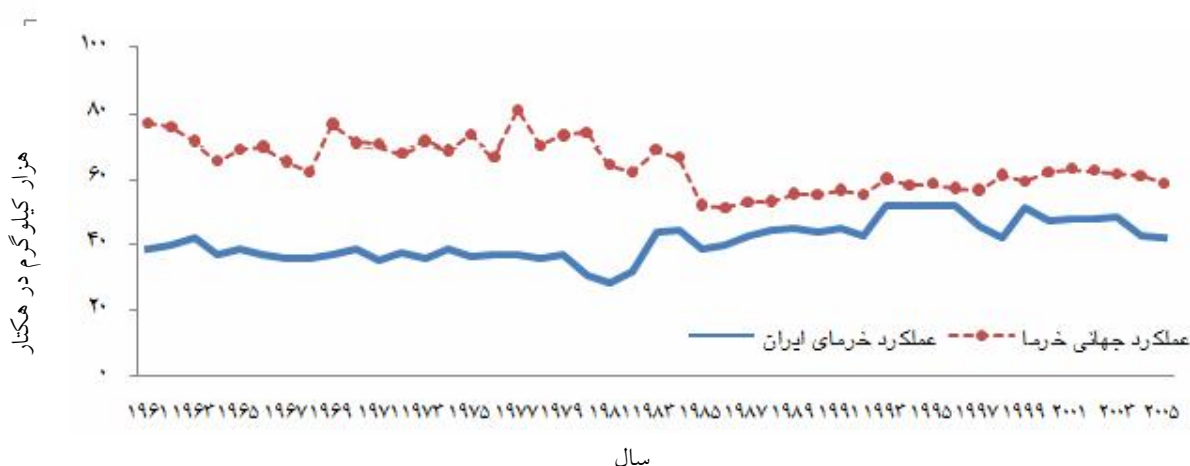
ماخذ: یافته‌های تحقیق

است. شاخص SAI بیانگر مزیت مقیاس بالای خرمای ایران در سطح جهانی است. از این رو تمرکز رشته فعالیت مورد مطالعه در ایران درصد بالایی از تمرکز جهانی تولید خرما را تشکیل می‌دهد. همانطور که در شکل 1 نیز مشاهده می‌شود، در تمامی سال‌های مورد مطالعه ایران سهم قابل توجهی از سطح زیر کشت جهانی خرما را به خود اختصاص داده است. مقایسه نتایج حاصل از شاخص SAI و شاخص TEI بسیار حائز اهمیت است. با توجه به اینکه ایران در تمامی سالهای مورد مطالعه از مزیت بالای مقیاس برخوردار بوده ولی در هیچ یک از سالهای یادشده از مزیت کارایی فنی برخوردار نمی‌باشد. همانطور که در شکل 2 مشاهده می‌شود، عملکرد تولید خرما در ایران در مقایسه با متوسط جهانی از وضعیت نامطلوبی برخوردار است. از این رو، ایران فاقد مزیت کارایی فنی در سالهای 1961 تا 2005 می‌باشد.

همان طور که از جدول 1 ملاحظه می‌شود بیشترین مقادیر شاخص‌های RCA و RSCA مربوط به محصول خرما در سال 1996 می‌باشد. از این رو ایران بالاترین مزیت نسبی در صادرات خرما را در سال یادشده دارا بوده است. از سوی دیگر مقادیر این دو شاخص نشان داد که در فاصله سالهای 1990 تا 1994، ایران فاقد مزیت نسبی در زمینه صادرات خرما بوده است. بالا بودن مقادیر شاخص‌های محاسبه شده RCA و RSCA در سال‌های مورد بررسی حاکی از پتانسیل بالای صادراتی خرمای ایران است. نتایج شاخص میچیلی که نشانگر وضعیت خالص صادراتی خرمای ایران بوده، بیانگر آن است که بیشترین وابستگی وارداتی یا کمترین مزیت صادراتی خرمای ایران در سال 1992 مشاهده می‌شود. بر اساس مقادیر شاخص میچیلی، ایران در 40 سال از مجموع 45 سال مورد مطالعه به طور خالص صادر کننده خرما بوده



شکل 1- درصد سطح زیر کشت خرمای ایران از سطح زیرکشت جهانی



شکل 2- مقایسه عملکرد خرمای ایران با مقدار متوسط عملکرد جهانی

مزیت نسبی صادراتی خرمای ایران در سالهای اخیر از موقعیت با ثبات تری برخوردار است. روند ضریب تغییرات شاخص میچیلی نیز ثبات بیشتر وضعیت خالص صادراتی ایران را در دوره زمانی مذکور مورد تأیید قرار می‌دهد. به طور کلی کم رنگ شدن سهم صادرات جهانی خرمای عراق

برای ارزیابی ثبات شاخص‌های مزیت خرمای ایران از آماره ضریب تغییرات استفاده شد. براین اساس، مقادیر محاسباتی ضریب تغییرات در جدول 2 ارائه شد. با توجه به نتایج فوق بیشترین ثبات شاخص‌های RCA و RSCA در دوره زمانی 2001 تا 2005 می‌باشد. از این رو وضعیت

جدول ۲- محاسبه ضریب تغییر شاخص‌های مزیت خرمای ایران در دوره‌های زمانی مختلف

نوع شاخص	RCA	RSCA	Michaely	SAI	TEI	LQ
۱۹۷۰ - ۱۹۶۱	۰/۴۲	۰/۰۸	۰/۴۲	۰/۳۲	۰/۰۵	۰/۱۱
۱۹۸۰ - ۱۹۷۱	۰/۶۸	۰/۷۴	۰/۷۲	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۷
۱۹۹۰ - ۱۹۸۱	۰/۵۳	۰/۹۲	۰/۵۴	۰/۳	۰/۲۴	۰/۱۴
۲۰۰۰ - ۱۹۹۱	۰/۹	۶/۱۴	۰/۹۵	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۲۷
۲۰۰۵ - ۲۰۰۱	۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۳۴	۰/۰۵	۰/۰۸
۲۰۰۵ - ۱۹۶۱	۰/۸۲	۱/۰۴	۰/۶۷	۰/۶۵	۰/۱۷	۰/۴۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

کمتر شاخص‌های مزیت صادراتی خرمای ایران در دوره مذکور است. این در حالی است که صادرات مجدد خرمای ایران از سوی این کشورها، کسب ارزش افزوده بیشتر از طریق صادرات این محصول را برای ایران دور از

موقعیت مناسبی را برای صادرات خرمای ایران فراهم آورده است و سبب افزایش چشمگیر واردکنندگان خرمای ایران در سالهای مذکور شده است. از این رو ثبات نسبی واردکنندگان در سالهای مذکور مهمترین دلیل نوسانات

در پیش گرفته شود. با توجه به نتایج حاصل از شاخص میچیلی، ایران در اکثر سالهای مورد مطالعه به طور خالص صادرکننده خرما بوده است. از سوی دیگر مقادیر شاخص های RCA و RSCA نیز در بیشتر سالهای مورد مطالعه بیانگر مزیت نسبی صادراتی خرمای ایران است. آنچه در این بین حائز اهمیت است روند نزولی شاخص‌های مزیت نسبی صادراتی می‌باشد. این کاهش در حالی است که ارزش صادرات خرمای ایران در سال‌های اخیر از وضعیت مطلوب و باثباتی برخوردار بوده است. لذا در جهت حفظ مقادیر شاخص‌های مزیت نسبی صادراتی خرمای ایران پیشنهاد می‌شود تا با بهره‌گیری از صنایع فرآوری و تبدیلی مناسب ارزش هر واحد خرمای صادراتی ایران افزایش یافته و به تدریج به متوسط جهانی آن نزدیک شود. برقراری بسترهای لازم جهت تحقق این هدف مهمترین گام در جهت نیل به ثبات شاخص‌های مزیت نسبی صادراتی خرمای ایران است. تدوین استراتژی بازاریابی محصولات باغی صادراتی ایران، ایجاد صنایع بسته‌بندی مناسب، گسترش همکاری‌های گمرکی منطقه‌ای جهت تسهیل صادرات، مکانیزه کردن فرآیند تولید و گسترش کشت ارقام بازار پسند از مهمترین این بسترها می‌باشند.

دسترس نموده و اقدامات اساسی در خصوص برقراری شیوه‌های نوین بسته بندی، فرآوری و بازاریابی ضروری به نظر می‌رسد. انویه تکیه (1386) نیز نشان داد که طی دوره زمانی 78-1362 ساختار صادراتی سیب ایران با نبود ثبات همراه بوده و موقعیت رقابتی ایران (مزیت نسبی) در مورد این محصول تضعیف شده است. شاخص مزیت مقیاس SAI در دوره زمانی سالهای 2001 تا 2005 بیشترین ضریب تغییر را داشته است. این مقدار با توجه به رشد نسبی 29/3 درصدی سطح زیر کشت باغات خرما در فاصله سالهای مورد بحث قابل انتظار است. شاخص های مزیت TEI و LQ نیز در دوره زمانی 2001 تا 2005 بالاترین ثبات را دارا بوده‌اند که این موضوع ثبات عملکرد و تولید خرمای ایران در دوره مذکور را نشان می‌دهد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به نتایج حاصل روند مزیت در کارایی فنی خرمای ایران وضعیت مطلوبی نداشته و سیاستگذاری مناسب در جهت تعدیل این وضعیت باید صورت گیرد. از این رو پیشنهاد می‌گردد با توجه به مزیت مقیاس و ضریب مکان بالای خرمای ایران، برنامه‌های به‌نژادی جهت افزایش عملکرد خرمای ایران و نزدیکی به متوسط عملکرد جهانی

منابع مورد استفاده

- انویه تکیه ل، 1386. مقایسه مزیت نسبی صادرات سیب ایران با کشورهای عمده صادرکننده این محصول، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره 58، صفحه‌های 177 تا 203.
- پیراسته ح و کریمی ف، 1385. بررسی مزیت‌های نسبی محصولات زراعی در استان اصفهان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره 53، صفحه‌های 133 تا 144.
- سلامی ح و پیش بهار ا، 1380. تغییرات الگوی مزیت نسبی محصولات کشاورزی در ایران: تحلیلی کاربردی با استفاده از شاخص‌های مزیت نسبی ابراز شده. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه شماره 34، صفحه‌های 67 تا 99.

- سلیمیان ع و ظریفی ر، 1384. بررسی ساختار هزینه و مزیت نسبی در تولید قطعات و مجموعه‌های منفصله خودرو (با تکیه بر شرکت ایران خودرو). فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره 36، صفحه‌های 213 تا 237.
- صفوی ب و احمدی ف، 1384. ظرفیت سنجی توانمندی‌های تولیدی و صادراتی محصولات باغی استان کردستان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره 52، صفحه‌های 133 تا 144.
- عزیزی ج و یزدانی س، 1385. بررسی بازار صادراتی سیب ایران با تأکید بر اصل مزیت نسبی صادرات، مجله پژوهش و سازندگی، شماره 19، صفحه‌های 145 تا 155.
- فهمی‌فر ج و فتحی ی، 1381. بررسی مزیت نسبی و اولویت‌بندی بازارهای هدف صادرات پوشاک ایران. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
- کاظم‌زاده ل و ابونوری ع، 1385. برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران با استفاده از الگوی سیستم معادلات همزمان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره 54، صفحه‌های 103 تا 124.
- هومن ت و حسینی م ع، 1382. محاسبه هزینه منابع داخلی محصولات کشاورزی استان آذربایجان شرقی. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره 27، صفحه‌های 91 تا 107.

Gonzales LA, Kasrino F and Peres ND, 1993. Economic incentives and comparative advantage of Indonesian food production. Research report No. 93. International Food Research Institute, Washington,

Laursen K, 1998. Revealed comparative advantages and the alternatives as measures of international specialization. Department of Industrial Economics and Strategy, DRUID, Working Paper, Copenhagen, Denmark.

Li KW and Bender S, 2002. The gain and loss of comparative advantage in manufactured exports among regions. Center Discuss Paper, NO. 853. University of Hong Kong.

Manir H, 1996. South Asian economics in the global trading system. Economics Division Working Paper. The Australian National University.

Mohantly S and Fang C, 2002. Assessing the competitiveness of Indian cotton production: A policy analysis matrix approach. Working paper. Texas Tech University.

Vollrath T, 1991. A theoretical evaluation of alternative trade intensity measures of revealed comparative advantage. Welt Wirtschaftliches 7(2): 265-280.

World Bank, 2006. World Development Indicators. www.wto.org

Zhong F and Xu Z, 2002. Regional comparative advantages in grain production in China. Nanjing Agricultural University Press, China.

پیش‌بینی زمان گلدهی در سوسن هیبرید رقم "منورکا" در پاسخ به جیبرلین

سیده سمیه شفیعی ماسوله^{۱*}، عبدالله حاتم‌زاده^۲، حبیب الله سمیع‌زاده^۳، هاشم صابری نجفی^۴ و بیژن سعادتیان^۵

تاریخ دریافت: 87/10/4 تاریخ پذیرش: ۸۸/۵/۳۰

۱- فارغ التحصیل کارشناسی ارشد باغبانی، گرایش گیاهان زینتی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه گیلان

۲- گروه علوم باغبانی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه گیلان

۳- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه گیلان

۴- گروه ریاضی، دانشکده علوم پایه، دانشگاه گیلان

۵- دانشجوی کارشناسی ارشد زراعت، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا همدان

E-mail: shafyii@gmail.com

* مسئول مکاتبه

چکیده

با استفاده از داده‌های حاصل از پرورش گل‌های سوسن تیمار شده با جیبرلین در سه زمان هورمون پاشی، مدل‌هایی برای پیش‌بینی توزیع تاریخ‌های برداشت گل سوسن رقم "منورکا" ایجاد گردید. گیاهان سوسن در مرحله ظهور جوانه گل و نیز 10 و 20 روز بعد از ظهور جوانه گل با هورمون جیبرلین GA₄₊₇ در سه غلظت (2000، 200 و 20 میکرو گرم در هر گیاه) هورمون‌پاشی شدند و در هر مرحله یک دسته 10 تایی از گیاهان به عنوان شاهد (بدون اعمال تیمار) در نظر گرفته شد. به طور کلی در سه مدل جزئی برازش یافته در محدوده غلظت جیبرلین از مقدار صفر تا 2005 میکرو گرم در هر گیاه پیش‌بینی شد که با افزایش غلظت جیبرلین تا حدود $167/10 \pm 780$ (میکرو گرم در هر گیاه) فاصله زمانی از ظهور جوانه گل تا شکوفایی نسبت به گیاهان شاهد کاهش می‌یابد و پس از آن با افزایش غلظت جیبرلین تعداد روز تا گلدهی نسبت به شاهد کاهش کمتری را نشان می‌دهد. در عین حال نسبت به غلظت‌های پائین‌تر از نقطه "کمینه" منحنی برازش یافته ($\pm SD$) غلظت جیبرلین و روز: $167/10 \pm 780$ و $30/57 \pm 1/461$ افزایش در مدت زمان تا شکوفایی دیده شد. با برآورد ضریب تبیین R^2 ، دقت تمامی مدل‌های بهینه ارزیابی شد. برای پیش‌بینی توزیع شکوفایی در جمعیت کامل گیاهان، در محدوده غلظت‌های مورد آزمون جیبرلین، مدل‌های جزئی از هر یک از مراحل هورمون‌پاشی در یک مدل نهایی تعریف شد. مدل نهایی از برآیند مدل‌های جزئی زمان گلدهی به صورت یک تابع نمایی با R^2 برابر 0/81 برازش یافت و نشان داده شد که در پیش‌بینی توزیع شکوفایی جمعیت کل، مدل مناسبی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: توزیع تاریخ برداشت، زمان هورمون‌پاشی، شکوفایی، ظهور جوانه گل

Predicting of Flowering Date in Hybrid Lily “Menorca” in Response to Gibberellin

SS Shafiei Masoleh^{1*}, A Hatamzadeh², H Samiezadeh³, H Saberi Najafi⁴ and B Saadatian⁵

¹Former MSc Student of Horticultural Science, Faculty of Agriculture, University of Guilan, Rasht, Iran

²Department of Horticultural Science, Faculty of Agriculture, University of Guilan, Rasht, Iran

³Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Guilan, Rasht, Iran

⁴Department of Mathematical Science, Faculty of Basic Sciences, University of Guilan, Rasht, Iran

⁵MSc Student of Agronomy, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

*Corresponding author: E-mail: shafyii@gmail.com

Abstract

Models to predict the distribution of harvest dates in hybrid lily “Menorca” was developed using data from lilies treated with gibberellin in three stages of plant growth. Hormone was sprayed on plants in three stages as: VB (Visible bud) and 10 and 20 days later with three levels of gibberellin₄₊₇ (20, 200 and 2000 µg/plant). In each stage, a sample of 10 plants were selected as control plants (without treatment). In general, in three developed models, with the range of gibberellin concentrations from 0 to 2005 µg/plant, it was predicted that the increasing of gibberellin concentrations to the limits of 780±167.10 (µg GA₄₊₇/plant) decreased the interval from visible bud to flowering as compared with the control plants and then in the higher concentration of gibberellin, number of days to flowering showed smaller decrease as compared with the control plants. However, in relation to concentrations lower than “minimum” point of fitted curve (30.57±1.461, 780±167.10: days, concentration of gibberellin±SD) an increase in days to flowering was observed. The incidental models for each stage of hormone spray defined were pooled in a final model to predict the distribution of flowering in the total population of plants. An exponential function as the final model fit the incidental models of flowering date with an R² of 0.81 which is appropriate to predict the distribution of flowering for to whole population.

Keywords: Distribution of harvest time, Hormone spray, Time of flowering, Visible bud

مقدمه

مکان پیش‌بینی زمانی که یک گیاه به مرحله خاصی از نمو می‌رسد از نظر برنامه‌ریزی زمان فروش تولیدات ارزشمند است. طبق نیاز بازار، گلدهی در بعضی از گیاهان زینتی مثل سوسن (*Lilium longiflorum* Thunb.) و یا بنت قنسول (*Euphorbia pulcherrima* Willd.) لازم است در یک محدوده زمانی معین رخ دهد مثلاً در مورد بنت القنسول زمان هدف چند روز قبل از کریسمس می‌باشد. بنابراین طرح‌ریزی مدل‌های پیش‌بینی زمان گلدهی این گیاهان که از نظر تجاری مورد توجه‌اند بسیار حائز اهمیت است (اسنپین و همکاران 1999).

مهمترین عامل تعیین‌کننده ارزش فروش سوسن، درستی و یکنواختی زمان گلدهی گیاه قبل از فروش آن است. گیاهانی که سریعاً پیش از موعد گل نمی‌دهند، ارزش تجاری ندارند. در مقابل گیاهانی که خیلی زودتر گل می‌دهند باید تا زمان فروش در مکان خنک نگهداری شوند که هزینه تولید بالا می‌رود و کیفیت نیز کاهش می‌یابد (فیشتر و لیث 2000). در تولید تجاری گل سوسن، تنوع در میزان نمو برای سودبخشی بسیار مهم می‌باشد. اتخاذ تصمیماتی در رابطه با تنوع محصول مشکل است و پرورش‌دهندگان معمولاً تلفاتی را تجربه می‌کنند که به علت گلدهی خیلی زود یا دیر است. برآورد تنوع محصول، برای اطمینان از اینکه اکثریت گیاهان در زمان اوج فروش به مرحله شکوفایی می‌رسند و نیز جهت تصمیم‌گیری در تأمین منابع بهینه از نظر بسته‌بندی، حمل و نقل و فضای خنک مهم است. مدل‌ها ابزار بهینه‌ای برای جمع‌بندی این اطلاعات به گونه‌ای کامل می‌باشند (فیشتر و لیث 2000). برای دستیابی به اهداف فوق عوامل زیادی باید ارزیابی شوند تا بتوان یک مدل سیستماتیک را انتخاب نمود (اسنپین و همکاران 1999). به عنوان مثال همین نویسندگان نشان دادند که چهار عامل مدل‌سازی شامل

دما، تراکم گیاه، نور مصنوعی و تعداد روزهای بلند در بنت‌قنسول کاربردی‌ترین مجموعه برای پیش‌بینی زمان گلدهی است. فیشتر و لیث (2000) نشان دادند که با اطلاعات مدل‌سازی در سوسن می‌توان جهت برنامه‌ریزی برای گلدهی زود هنگام یا دیر هنگام، میانگین دمای گلخانه را تغییر داد. فیشتر و هینس (1996) یک نمودار کنترل نگاره‌ای را برای نمایش تعداد برگ سوسن عید پاک ایجاد کردند و توصیه‌های دمایی را بر پایه پیش‌بینی‌های مدل سرعت ظهور برگ¹ فراهم نمودند. میزان ظهور برگ بهینه و میانگین دمای روزانه مورد نیاز برای دسترسی به تاریخ ظهور جوانه گل هدف می‌تواند مستقیماً از نمودار خوانده شود. این شیوه یک روش بصری را برای انتقال مدل‌های کمی به پرورش‌دهنده فراهم می‌کند. فیشتر و لیث (2000) مدلی را برای پیش‌بینی توزیع تاریخ‌های برداشت در سوسن عید پاک با استفاده از داده‌های چند ناحیه ارزیابی نمودند. ایشان یک سیستم پشتیبانی تصمیم کامپیوتری به نام LilyDate ایجاد کردند که سبب شد مدل برای بهینه‌سازی آهنگ دمایی گلخانه برای اطمینان از اینکه اکثریت گیاهان در تاریخ هدف آماده برداشت هستند استفاده شود. فیشتر و همکاران (1997b) با ترکیب مدل ظهور جوانه تا شکوفایی و تابع طول جوانه (فیشتر و همکاران 1996)، پیش‌بینی توزیع تاریخ‌های شکوفایی را امکان‌پذیر ساختند.

اکثر پرورش‌دهندگان سوسن برای کنترل تاریخ گلدهی از مدل طویل شدن جوانه گل برای دستکاری دما در گلخانه استفاده می‌کنند (فیشتر و همکاران 1996). تصمیم برای طول جوانه گل قابل برداشت به تعداد روز قبل از تاریخ هدف بستگی دارد که بر اساس آن تعیین می‌شود که گیاهان چه زمانی از گلخانه برداشت و به خرده‌فروشی حمل شوند. به عنوان مثال مرحله برداشت

¹Leaf Unfolding Rate

ویلیکنز (1984) از لگاریتم طبیعی طول جوانه گل در پاسخ به دمای گلخانه تعداد روز تا گلدهی را محاسبه نمودند.

برای زمان‌بندی گلدهی در بسیاری از گیاهان تجاری به غیر از تنظیم دمای گلخانه و قرار دادن گروه‌هایی از یک گیاه در نقاط دمایی مختلف در گلخانه برای دسترسی به توزیع بازار یکنواخت، استفاده از جیبرلین در غلظت‌های مختلف نیز معمول است. بطوریکه جیبرلین‌ها برای تسریع گلدهی در تعداد زیادی از گیاهان به کار می‌روند. در گل‌های اطلسی با حذف بساک‌ها که در هنگام نمو گل محل سنتز جیبرلین هستند، از رشد گلبرگ‌ها و انباشتگی رنگدانه‌ها ممانعت می‌شود. تیمار گل‌های عقیم با GA برای اصلاح نمو گلبرگ مناسب است (سلیم خان و چودری 2006). ایوانز و همکاران (1994) نشان دادند که با افشاندن GA₅ یا ترکیب C-16 و 17- دی هیدرو جیبرلین 5، که مشابه GA₅ عمل می‌کند، در لولیوم‌هایی که تحت روزکوتاهی پرورش یافتند می‌توان باعث افزایش گلدهی شد. کاربرد جیبرلین‌های ارتقادهنده رشد، مانند GA₄، 2 و 2- دی متیل GA₄ و C-16 و 17- دی هیدرو جیبرلین 5 در چمن روز بلند (*Lolium temulentum*) سبب ارتقای گلدهی شد در حالیکه باعث بازدارندگی رشد ساقه گردید (کلمنس و همکاران 1995). اسید جیبرلیک برای تحریک نمو گل در شیپوری استفاده شد (بروکنینگ و کوهن 2002).

با اینکه تا کنون در زمینه پیش‌رسی گلخانه‌ای گل‌های شاخه بریده و گلدانی به خصوص سوسن‌ها تحت تیمارهای هورمونی کارهای زیادی انجام شده است اما یک تئوری کلی که بتواند به صورت ریاضی بیان شود و سبب کاربرد وسیع‌تر از داده‌های مشاهده شده گردد در این زمینه وجود ندارد و مدل‌سازی بر این اساس انجام نشده است. بنابراین هدف از این

در سوسن عید پاک (*Lilium longiflorum*) ممکن است در طول 16 سانتی‌متر و یا کمتر باشد که به فاصله زمانی از برداشت تا حمل به خرده‌فروشی بستگی دارد (فیشر و لیث 2000). اغلب فرآیندهای رشد در سیستمهای زیست‌شناسی و نیز در گیاهان از توابع لگاریتمی و نمایی پیروی می‌کند. لیث و کارپنتر (1990) از تابع ریچاردز برای پیش‌بینی طول ساقه سوسن عید پاک در هر روز از پیش‌رسی گلخانه‌ای در پاسخ به دما استفاده کردند. اریکسون (1948) بیان نمود، زمانیکه طول جوانه گل در سوسن در یک محور خطی در مقابل زمان (به واحد روز) قرار می‌گیرد، منحنی بدست آمده از زمان اولین اندازه‌گیری تا یک روز قبل از شکوفایی به صورت نمایی می‌باشد.

$$L'_t = L_0 e^{rt} \quad [1]$$

که:

L_0 : طول اولیه جوانه گل

L_t : طول مورد انتظار بعد از زمان t

r : ضریب ثابت که بیان کننده سرعت رشد می‌باشد.

شکل لگاریتمی این معادله بصورت خطی است.

$$\ln L'_t = \ln L_0 + rt \quad [2]$$

که می‌تواند به لگاریتم طبیعی طول‌های جوانه به روش حداقل مربعات برازش یابد.

فیشر و همکاران (1997a) نشان دادند که تعداد روز تا تاریخ گلدهی هدف به‌طور خطی وابسته به زمان دمایی و لگاریتم طبیعی طول جوانه گل می‌باشد. فیشر و همکاران (1996) پیشنهاد کردند، تعداد روز از هر طول جوانه گل تا یک روز قبل از شکوفایی در پاسخ به دمای گلخانه به‌صورت یک تابع نمایی محاسبه شود. فیشر و لیث (2000) نشان دادند، زمان دمایی از هر طول جوانه گل تا یک روز قبل از شکوفایی می‌تواند بوسیله لگاریتم طبیعی نسبت طول جوانه نهایی (یک روز قبل از شکوفایی) به طول جوانه اولیه محاسبه شود. هیلی و

ثانیه) پرورش یافتند. گیاهان بعد از اینکه به مرحله ظهور جوانه گل (VB^3) رسیدند (جوانه‌های گل بدون کنار کشیدن برگ‌ها قابل مشاهده بودند) به سه دسته 40 تایی برای هورمون‌پاشی در 3 مرحله زمانی VB، 10 روز بعد (V_{10}) و 20 روز بعد از ظهور جوانه گل (V_{20}) تقسیم شدند. در هر مرحله هورمون‌پاشی با GA_{4+7} به غلظت‌های صفر، 20، 200 و 2000 میکرو گرم در هر گیاه (100 میلی‌لیتر از محلول به ترتیب 0/0002، 0/002 و 0/02 قسمت در میلیون) انجام شد. جهت بررسی اثر تیمارها از یک آزمایش فاکتوریل دو عاملی در قالب طرح کاملاً تصادفی مشتمل بر 12 تیمار و 5 تکرار استفاده شد. تاریخ شکوفا شدن اولین جوانه گل در هر گیاه به طور مجزا ثبت گردید. تعداد روز از ظهور جوانه گل تا گلدهی (به عنوان داده خروجی مدل (متغیر وابسته)) شمارش گردید (جدول 1).

تئوری مدل

یک تابع نمائی (اریکسون 1984 و فیشر و همکاران 1996) برای پیش‌بینی تاریخ گلدهی در غلظت-های جیبرلین، C ، در هر یک از مراحل هورمون‌پاشی، S ، استفاده شد. D' به عنوان خروجی مدل (متغیر وابسته) در هر مرحله هورمون‌پاشی بیانگر تاریخ گلدهی (به واحد روز) و C ، غلظت جیبرلین (به میکرو گرم در گیاه)، به عنوان ورودی مدل (متغیر مستقل) در هر مرحله هورمون‌پاشی می‌باشد:

$$D' = e^{(a b \sqrt{C} + gC)} \quad [3]$$

که :

α و β ضرایب ثابت در تابع هستند.

پژوهش کمی نمودن توزیع تاریخ‌های گلدهی گل سوسن در غلظت‌های مختلف جیبرلین، بوسیله پیش‌بینی فاصله زمانی از ظهور جوانه گل تا شکوفایی می‌باشد. پیش‌بینی، کنترل و توزیع تاریخ‌های شکوفایی در دوره پیش‌رسی با استفاده از فرآیند هورمونی می‌تواند پتانسیل دسترسی به توزیع برداشت بهینه برای منابع موجود شامل فضای خنک، نیروی کارگری و حمل و نقل را فراهم نماید.

مواد و روش‌ها

طرح آزمایشی و نحوه گردآوری داده‌های آزمایشی

پیازهای سوسن رقم "منورکا"¹ با اندازه محیط 16-18 سانتیمتر در گلدان‌هایی به قطر 20 سانتیمتر در خاکی استریل (شامل نسبت حجمی مساوی از ماسه، خاک باغچه و خاک برگ پوسیده) کشت شدند. گیاهان از زمان جوانه‌زنی همراه با آب آبیاری با سه نوع کود کامل² (با نام تجاری میکرو) به میزان 0/5 گرم در لیتر به ترتیب با N-P-K برابر 10-52-10 در هنگام جوانه‌زنی، 6-6-30 در هنگام ظهور و تولید برگ و 36-12-12 در هنگام ظهور جوانه گل تا گلدهی به همراه نیترات کلسیم در تمام مراحل به میزان 0/2 گرم در لیتر تغذیه شدند. اسیدیته محلول آبیاری برابر 6 و هدایت الکتریکی آن برابر 3/29 میلی زیمنس بود. گیاهان در گلخانه دانشگاه گیلان (رشت) با میانگین دمای کل $21 \pm 3^\circ C$ ، میانگین دمای روز $24 \pm 3/5^\circ C$ و میانگین دمای شب $18 \pm 3^\circ C$ تحت طول روز و شدت نور طبیعی شهرستان رشت (عرض جغرافیایی 37° و $27'$) و با تعبیه پنج لامپ بخار سدیم در زوایای مختلف گلخانه در طول روز (12 ساعت، 292 میکرو مول بر متر مربع بر

¹Menorca

²MICRO

³Visible bud

جدول ۱- متغیرها و پارامترهای استفاده شده در این مطالعه

پارامتر یا متغیر	توضیحات	واحدها
D	تاریخ گلدهی (تعداد روز از ظهور جوانه گل تا گلدهی)	روز
C	غلظت جیبرلین (GA_{4+7})	میکرو گرم در هر گیاه
α	ضریب ثابت تابع نمایی	-
β	ضریب ثابت تابع نمایی	$^{-1/2}$ (میکرو گرم در هر گیاه)
γ	ضریب ثابت تابع نمایی	$^{-1}$ (میکرو گرم در هر گیاه)
ω	ضریب ثابت تابع نمایی	-
δ	ضریب ثابت تابع نمایی	$^{-1/2}$ (میکرو گرم در هر گیاه)
θ	ضریب ثابت تابع نمایی	$^{-1}$ (میکرو گرم در هر گیاه)
VB	هورمون پاشی در مرحله ظهور جوانه گل	-
V_{10}	هورمون پاشی ۱۰ روز بعد از ظهور جوانه گل	-
V_{20}	هورمون پاشی ۲۰ روز بعد از ظهور جوانه گل	-

با توجه به اینکه از نظر زمان هورمون پاشی تفاوتی بین تیمارها از نظر تاریخ گلدهی وجود نداشت (جدول 2)، یک مدل نهایی با در نظر گرفتن به دامنه غلظت جیبرلین برازش گردید تا توزیع شکوفایی را برای جمعیت کل پیش بینی نماید. برازش مدل نهایی تاریخ گلدهی با استفاده از برآیند تابع 3 که برای هر مرحله هورمون پاشی با ضرایب خاص ایجاد گردیده بود با گزینه رگرسیون غیر خطی¹ در نرم افزار SAS انجام گرفت. ورودی مدل، مقادیر غلظت جیبرلین، C ، بود. از رابطه D برای نمایش خروجی مدل که بیان کننده تاریخ گلدهی می باشد استفاده شد:

$$D = e^{(wd \sqrt{C} + qC)} \quad [4]$$

که ω ، δ و θ ضرایب ثابت در تابع هستند. ارزیابی این مدل ها با به کارگیری آماره R^2 ($P \leq 0/05$) انجام شد.

هدف از برازش مدل نهایی پیش بینی تاریخ گلدهی از بین دامنه مقادیر غلظت جیبرلین ($0 \leq C \leq 2005$) بود تا بتوان به طور گسترده تری از مدل در غلظت هایی

غیر از غلظت های آزمایش شده جیبرلین (در محدوده 0 تا 2005 میکروگرم در هر گیاه) برای دستیابی به هدف مذکور استفاده نمود.

تجزیه و تحلیل ریاضی

برای کالیبره کردن مدل، ضرایب ثابت در تابع 3 به طور مستقل برای هر ترکیب تیماری مرحله - غلظت بوسیله برازش تابع 3 به داخل مجموعه داده های کالیبراسیون با استفاده از گزینه رگرسیون خطی² در نرم افزار SAS (SAS Institute, 2003) بر اساس انتخاب بهترین مدل برازش یافته با توجه به ضریب تبیین (R^2)، برآورد شد. یک تابع نمایی، D' ، بر پایه تاریخ گلدهی تحت غلظت های جیبرلین در هر مرحله هورمون پاشی فرمول بندی شد. تعداد روز از ظهور جوانه گل تا گلدهی از میانگین 10 گیاه به دست آمد. همانگونه که پیش از این ذکر شد، با توجه به اینکه از نظر زمان هورمون پاشی تفاوتی بین تیمارها بر روی تاریخ گلدهی وجود نداشت (جدول 2)، یک مدل نهایی در دامنه آزمون شده غلظت جیبرلین برازش گردید. برازش مدل

²PROC REG

¹PROC NLIN

نشان داده شده است. با توجه به روند تغییرات مدل، پیش‌بینی شد که با افزایش غلظت جیبرلین تا 965 میکروگرم در هر گیاه تعداد روز تا گلدهی از 38 روز به حدود 32 روز کاهش یافته و پس از آن با افزایش غلظت تا 2005 میکروگرم در هر گیاه تعداد روز تا گلدهی نسبت به کمترین روز افزایش یافته و به حدود 33 روز می‌رسد.

بین مراحل هورمون‌پاشی از نظر تاریخ گلدهی اختلاف معنی‌داری وجود نداشت (جدول 2). مقادیر D' محاسبه شده با تابع 3 اختلاف معنی‌داری از میانگین‌های مشاهده شده نداشت. جیانو و همکاران (1991) دریافتند زمانیکه GA_{4+7} ، یک، دو و چهار هفته بعد از کاربرد هورمون کند کننده رشد یونیکونازول به کار می‌رود اختلاف معنی‌داری در تعداد روز تا گلدهی ایجاد می‌گردد.

بطور کلی منحنی‌های حاصل از تابع نمایی در پژوهش حاضر از روندی سهمی شکل پیروی کردند (شکل 1). بطوریکه با افزایش غلظت جیبرلین در خارج از محدوده آزمون شده بر طبق پیش‌بینی مدل سرعت نمو جوانه گل کاهش می‌یابد و گلدهی دیرتر اتفاق می‌افتد. شاید بتوان این تأثیر جیبرلین را از روی مکانیزم متابولیسمی اثرات آن بر روی رشد توجیه نمود، بنابراین با توجه به "فرضیه رشد اسیدی"، افزایش غلظت جیبرلین تا یک غلظت بهینه سبب آزادسازی پروتون H^+ می‌شود که در نتیجه آن دیواره سلولی سست شده و فرآیند توسعه سلولی و افزایش رشد صورت می‌گیرد، که موجب طویل شدن سریع اجزای جوانه گل می‌شود و در نتیجه شکوفایی سریعتر اتفاق می‌افتد (جونز و مک میلان 1985). به نظر می‌رسد افزایش غلظت جیبرلین بیش از غلظت بهینه در این فرآیند متابولیسمی تأثیر معکوس داشته باشد و یا بی‌تأثیر باشد.

جیانفاگنا و مریت (1998) در گل تاج الملوک گزارش کردند که تیمار گیاهان با جیبرلین GA_{4+7} سبب تسریع القای گلدهی می‌شود، همچنین ارتفاع گیاه و تعداد

نهایی تاریخ گلدهی و برآورد ضرایب ثابت، از برآیند تابع 3 که برای هر مرحله هورمون‌پاشی با ضرایب خاص ایجاد گردیده بود با استفاده از گزینه رگرسیون غیر خطی در نرم افزار SAS انجام گرفت.

نتایج و بحث

از برازش تابع 3 برای مجموعه داده‌های واقعی در هر یک از مراحل هورمون‌پاشی (VB ، V_{10} و V_{20}) اثر غلظت جیبرلین (ورودی مدل) بر تاریخ گلدهی (خروجی مدل)، که تعداد روز از VB تا شکوفایی اولین غنچه گل می‌باشد، مشخص گردید که پاسخ گیاه سوسن به جیبرلین در نمو سریعتر جوانه‌های گل برای رسیدن به مرحله گلدهی از یک تابع نمایی پیروی می‌کند.

با توجه به شکل 1 در مرحله هورمون‌پاشی VB پیش‌بینی شد که با افزایش غلظت جیبرلین از غلظت صفر (در گیاهان شاهد) تا غلظت 735 میکروگرم در هر گیاه، تعداد روز تا گلدهی از 38 روز به حدود 30 روز کاهش می‌یابد و پس از آن با افزایش غلظت از 735 تا 2005 میکروگرم در هر گیاه (برون یابی¹ اثر غلظت بر تاریخ گلدهی) تعداد روز تا گلدهی افزایش یافته و به حدود 33 روز می‌رسد.

براساس شکل 1 تاریخ گلدهی پیش‌بینی شده در دامنه غلظت جیبرلین ($0 \leq C \leq 2005$) در محدوده غلظت - های درون یابی² شده و یک غلظت برون‌یابی شده در مرحله هورمون‌پاشی V_{10} ، که با افزایش غلظت جیبرلین از صفر تا 640 میکروگرم در هر گیاه یک کاهش تدریجی در تعداد روز تا گلدهی از 38 روز به حدود 29 روز پیش‌بینی شد. پس از آن با افزایش غلظت جیبرلین تا میزان 2005 میکروگرم در هر گیاه تعداد روز تا گلدهی افزایش تدریجی نشان داد و به حدود 34 روز رسید.

تأثیر نمایی افزایش غلظت جیبرلین بر تاریخ گلدهی در مرحله هورمون‌پاشی V_{20} نیز در شکل 1

¹Extrapolation

²Intrapolation

گل در هر گیاه افزایش می‌یابد بطوریکه GA_{4+7} موثرتر از GA_3 شناخته شد. جیانفاگنا و مریت (2000) نشان دادند که کاربرد GA_{4+7} بر روی گل تاج الملوک در غلظت 50 پی پی ام نسبت به غلظت‌های پائین و در مرحله 8 برگگی نسبت به مراحل 4 برگگی و 12 برگگی موثرتر بود و سبب گلدهی زودتر شد و تعداد گل بیشتری در هر گیاه تولید شد. گل آذین به میزان کافی طولی گردید و موقعیت گل در بالای برگ‌ها بود. جیانو و همکاران (1991) نشان دادند که در سوسن عید پاک وقتی GA_{4+7} بصورت مخلوط با یونیکونازول بر روی گیاهان افشاندن می‌شد، تعداد روز تا گلدهی 2 تا 3 روز نسبت به گیاهان شاهد کاهش می‌یافت، اما هنگامی که GA_{4+7} بطور غیر همزمان با یونیکونازول و بعد از کاربرد یونیکونازول پاشیده می‌شدند تعداد روز تا گلدهی از 1 تا 8 روز نسبت به گیاهان شاهد افزایش پیدا می‌کند. بطوریکه هر چه فاصله زمانی از افشاندن

یونیکونازول تا پاشیدن GA_{4+7} بیشتر شد تعداد روز تا گلدهی افزایش یافت. دیکس و همکاران (1974) عنوان کردند که در سوسن هیبرید مید سنتوری تیمار گیاهان بصورت پاشیدن محلول هورمونی GA_3 سبب کاهش تعداد روز تا گلدهی نسبت به گیاهان شاهد شد و در غلظت‌های بالاتر نسبت به غلظت‌های پائین‌تر تعداد روز تا گلدهی به میزان بیشتری کاهش یافت. کرنی کونینگ و همکاران (2005) نشان دادند که وقتی GA_4 بر روی گل‌های اطلسی که در زیر فیلم‌های مادون قرمز پرورش یافته بودند افشاندن شد، GA_4 اثر حذف مادون قرمز توسط این فیلم‌ها را که سبب کوتاه شدن ساقه و تأخیر در گلدهی می‌شد خنثی کرد و باعث تسریع در گلدهی شد. GA_4 باعث تسریع در شکوفایی در هر دو نوع فیلم نور قرمز و مادون قرمز گردید اما این اثر تحت فیلم مادون قرمز بیشتر بود.

جدول 2- تاریخ گلدهی مشاهده شده در سوسن، D' ، در هر تیمار و مقادیر برآورد شده با استفاده از توابع 3 و 4

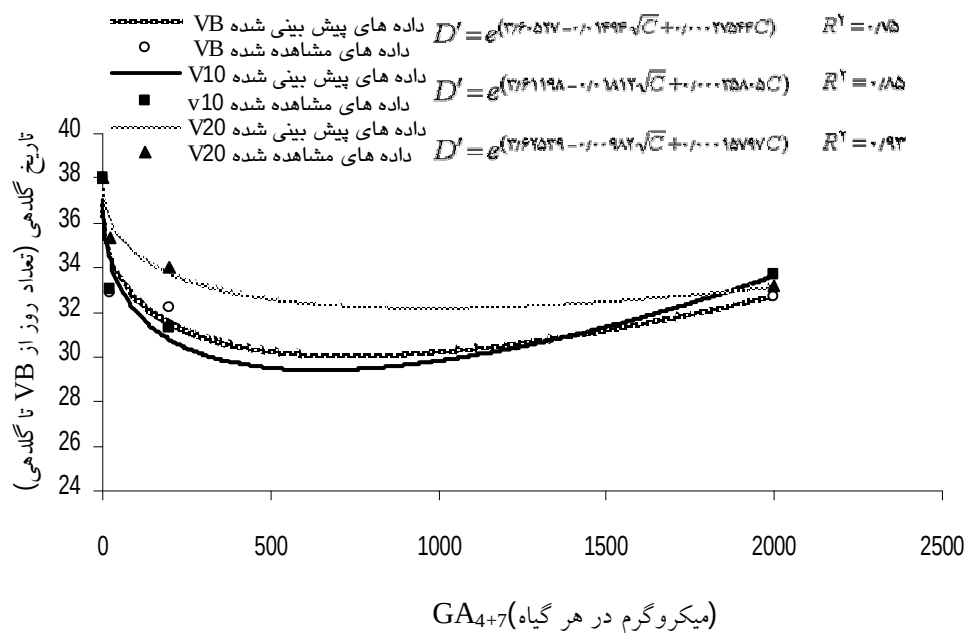
تیمار	مشاهده شده		برآورد شده
	میانگین	انحراف معیار	
VB	۳۴/۷۵	۲/۸۳	۳۱/۰۷
V_{10}	۳۴/۷۵	۲/۷۳	۳۰/۸۶
V_{20}	۳۴/۹۱	۱/۲۹	۳۲/۸۲
۰ ۲۰ ۲۰۰ ۲۰۰۰	۳۷/۶۶ a+	۱/۲۹	۳۷/۱۱
	۳۴/۵۶ b	۲/۲۸	۳۵/۰۱
	۳۳/۰۷ b	۲/۰۱	۳۱/۹۸
	۳۳/۶۱ b	۱/۸۰	۳۳/۱۷
منابع تغییر			
مرحله هورمون‌پاشی (A)			
غلظت جیبرلین (B)			
A×B			
ns			
**			
ns			

ns، ** به ترتیب غیرمعنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال ۱٪

+ میانگین‌های برخوردار از حروف غیرمشترک دارای اختلاف معنی‌دار در سطح احتمال ۵ درصد هستند (آزمون توکی)

براساس نتایج حاصل جهت رسیدن به تاریخ گلدهی زود هنگام در گل سوسن در تمام مراحل هورمون‌پاشی، غلظت‌های کمتر از 1000 میکروگرم جیبرلین در هر گیاه غلظت بهینه می‌باشد زیرا بدلیل مکانیزم متابولیسمی جیبرلین بر دیواره سلول که پیش از این توضیح داده شد غلظت‌های پائین جیبرلین نسبت به غلظت‌های بالا در نمو جوانه گل سوسن از طریق اثر بر سست شدن دیواره سلولی و توسعه سلول و در نتیجه تقسیم و طولی شدن سریع سلولی و جوانه گل، غلظت بهینه می‌باشند.

پیش‌بینی‌های مدل برازش داده شده در این پژوهش با نتایج پژوهش‌های انجام شده مبتنی بر تأثیر هورمون جیبرلین بر سرعت نمو جوانه گل و تعداد روز تا گلدهی در پژوهش‌های جیانفاگنا و مریت (2000) در گل تاج الملوک، جیانو و همکاران (1991) در سوسن عید پاک و دیکس و همکاران (1974) در سوسن هیبرید مید مطابقت داشت. به نظر می‌رسد با برازش تابع 2 به کمک داده‌های حاصل از پژوهش‌های هر یک از افراد فوق مدل حاصل مشابه مدل حاضر در این پژوهش شود لذا در این خصوص نیاز به بررسی‌های بیشتری داشت.



شکل 1- تاریخ گلدهی پیش‌بینی شده در سوسن در سه مرحله هورمون‌پاشی VB، V10 و V20 از طریق تیمار با جیبرلین

رفتار منحنی تحت تأثیر غلظت‌های جیبرلین در دامنه غلظت‌های پیش‌بینی شده مدل قرار گرفت (شکل 2). بطوریکه با توجه به روند مدل در شکل 2 با افزایش غلظت جیبرلین از صفر تا 200 میکروگرم در هر گیاه، تعداد روز تا گلدهی از حدود 38 روز به حدود 32 روز کاهش یافت و پس از آن با افزایش بیشتر غلظت جیبرلین

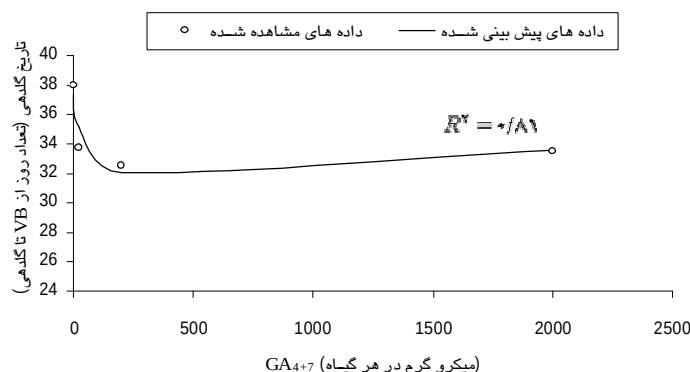
مدل نهایی تاریخ گلدهی با توجه به عدم تأثیر معنی‌دار مراحل هورمون‌پاشی بر تعداد روز تا گلدهی، از برآیند مدل‌های ارائه شده در شکل 1 در نرم افزار SAS در یک مدل معنی‌دار ($P \leq 0/05$) برازش گردید (جدول 3). این مدل نیز از یک تابع نمایی پیروی کرد. منحنی حاصل از این مدل نیز از روندی سهمی شکل پیروی نمود و

تا میزان 2005 میکروگرم در هر گیاه (برونیابی غلظت جیبرلین) تعداد روز تا گلدهی افزایش تدریجی نشان داد و به حدود 34 روز رسید. آماره R^2 در این مدل برابر 0/81 برآورد شد، که در حد بهینه بوده و بیانکننده قدرت پیش‌بینی مدل می‌باشد. گزارش شده است که کاربرد جیبرلین در غلظت‌های بهینه، شکوفایی گل را در چند گیاه شامل

Gaillardia grandiflora و *Apomoea nill* "static" تسریع می‌کند (دورن و میترن 2003). در تعداد زیادی از گونه‌ها، گلدهی از طریق کاربرد جیبرلین‌ها تحریک می‌شود و بنابراین میزان زمان مورد نیاز برای تولید محصول کاهش می‌یابد. به عنوان نمونه در *Azalea* گزارش شده است که GA_3 شکوفایی جوانه گل را ارتقا می‌دهد (وایت 2003).

جدول 3- نتایج رگرسیون غیر خطی از طریق برازش تابع 4 به 120 داده مشاهده شده از غلظت‌های مختلف جیبرلین GA_{4+7} در سوسن

پارامتر	خطای معیار (SE) $\pm$ برآورد شده	دامنه اعتماد (95%)	حد پائین	حد بالا
ω	$3/62 \pm 0/047$		3/53	3/71
δ	$-0/014 \pm 0/00761$		-0/029	0/00091
θ	$0/00027 \pm 0/00015$		-0/00024	0/000564



$$D = e^{(3/62125 - 0/01492\sqrt{C} + 0/00027945C)}$$

شکل ۲- مدل نهایی تاریخ گلدهی در گل سوسن در تیمار با جیبرلین (۰، میانگین ۳۰ گیاه از سه مرحله هورمون‌پاشی در هر غلظت جیبرلین)

توزیع برداشت با توجه به زمان هدف استفاده نمود. البته با توجه به ضریب تبیین که یک معیار آماری ارزشمند در ارزیابی قدرت رابطه می‌باشد، پیشنهاد می‌شود غلظت‌های دیگری از جیبرلین در دامنه

به طور کلی می‌توان نتیجه‌گیری نمود که با استفاده از یک مدل نمایی از زمان گلدهی، رفتار گیاه در پاسخ به دامنه غلظت‌های جیبرلین به خوبی مشاهده می‌شود و لذا از آن می‌توان به عنوان ابزاری مناسب برای

غلظت‌های آزمون شده مورد آزمایش قرار گیرد تا دقت مدل با اطمینان بیشتری ارزیابی گردد.

رسول قربان فلاح از بابت تامین دستگاه ترموگراف بطور امانت که برای بیان شرایط دمایی دقیق پرورش گیاه در گلخانه لازم بود تشکر نمایم.

سپاسگزاری

بدینوسیله مایلیم از مرکز آموزش و تحقیقات هواشناسی استان گیلان بخصوص جناب آقای مهندس

منابع مورد استفاده

- Brooking, IR and Cohen D, 2002. Gibberellin-induced flowering in small tubers of *Zantedeschia* 'Black Magic'. *Scientia Horticulturae* 95: 63-73.
- Clemens, J, Jameson PE, Bannister P and Pharis RP, 1995. Gibberellins and bud break, vegetative shoot growth and flowering in *Metrosideros collina* cv. Tahiti. *Plant Growth Regulation* 16 (2): 161-171.
- Creny-Koenig TA, Faust JE and Rajapaks NC, 2005. Role of gibberellin A (4) and gibberellin biosynthesis inhibitors on flowering and stem elongation in petunia under modified light environments. *HortScience* 40 (1): 134-137.
- Dicks JW, Gilford JMcD and Rees AR, 1974. The influence of timing of application and gibberellic acid on the effects of ancymidol on growth and flowering on Mid- Century hybrid lily cv. Enchantment. *Scientia Horticulturae* 2: 153-163.
- Doorn WGV and Meeteren UV, 2003. Flower opening and closure: A review. *Journal of Experimental Botany* 55 (389): 1801-1812.
- Erickson RD, 1984. Cytological and growth correlations in the flower bud and anther of *Lilium longiflorum*. *Journal of Botany* 35: 729-739.
- Evans LT, King RW, Mander LN, Pharis RP and Duncan KA, 1994. The differential effects of C-16,17- dihydro gibberellins and related compounds on stem elongation and flowering in *Lolium tumelentum*. *Plant* 193(1): 107-114.
- Fisher PR and Heins RD, 1996. A graphical control for monitoring leaf count of Easter Lily to support crop timing decisions. *Hort Technology* 6 (1): 61-70.
- Fisher, PR, Heins RD, Ehler N and Lieth JH. 1997a. A decision-support system for real-time management of Easter lily (*Lilium longiflorum* Thunb.) scheduling and height -1. System description. *Agricultural Systems* 54(1): 23-37.
- Fisher PR and Lieth JH, 2000. Variability in flower development of Easter lily (*Lilium longiflorum* Thunb.): Model and decision support system. *Computers and Electronics in Agriculture* 26: 53-64.
- Fisher PR, Lieth JH and Heins RD, 1996. Modeling flower bud elongation in Easter lily (*Lilium longiflorum* Thunb.) in response to temperature. *HortScience* 31 (3): 349-352.

- Fisher PR, Lieth JH and Heins RD, 1997b. Predicting variability in anthesis of Easter lily (*Lilium longiflorum* Thunb.) populations in response to temperature. Acta Hort 456: 117-124.
- Gianfagna, TJ and Merritt RH, 1998. GA_{4/7} promotes stem growth and flowering in a genetic line of Aquilegia x hybrida Sims. Plant Growth Regul 22: 1-5.
- Gianfagna, TJ and Merritt RH, 2000. Rate and time of GA_{4/7} treatment affect vegetative growth and flowering in a genetic line of Aquilegia x hybrida Sims. Scientia Horticulturae 83: 275-281.
- Healy, WE and Wilkins HF, 1984. Temperature effects on "Nellie White" flower bud development. HortScience 19 (6): 843-844.
- Jiano J, Wan X and Tsujita MJ, 1991. Antagonistic effects of uniconazole and GA₄₊₇ on shoot elongation and flower development in "Nellie White" Easter lily. Scientia Horticulturae 46: 323-331.
- Jones RL and MacMillan J, 1985. Gibberellins. Pp. 21-52. In: Wilkins MB (Ed.). Advanced Plant Physiology. Pitman Press
- Lieth JH and Carpenter P, 1990. Modeling stem elongation and leaf unfolding of Easter lily during greenhouse forcing. Scientia Horticulturae 44: 149-162.
- Saleem Khan, A and Chaudhry NY, 2006. GA3 improves flower yield in some cucurbits treated with lead and mercury. African Journal of Biotechnology 5 (2): 149-153.
- SAS Institute, 2003. SAS/STAT user's guide. SAS Institute Inc., Cary, USA.
- Snipen, LG, Moe R and Sørensen J, 1999. Influence of potential growth factors in predicting time to flowering in poinsetia (*Euphorbia pulcherrima*). Scientia Horticulturae 81: 345-359.
- White SA, 2003. Nutrition and plant growth regulator rates for high quality growth of containerized spiderwort (*Tradescantia virginiana* L.). Master of Science thesis, Virginia Polytechnic Institute and State University, USA.

توارث محتوای نسبی آب برگ در گندم نان (*Triticum aestivum* L.) تحت شرایط دیم

اعظم ملکی^۱، جلال صبا^{۲*} و فرید شکاری^۲

تاریخ دریافت: 87/6/20 تاریخ پذیرش: 88/6/21

1- دانشجوی کارشناسی ارشد زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زنجان

2- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زنجان

*مسئول مکاتبه E-mail: saba@znu.ac.ir

چکیده

با توجه به کشت گندم در بخش‌های قابل توجهی از اراضی دیم، شناسایی و انتخاب روش اصلاحی مناسب و استفاده از معیارهای انتخاب صحیح و کاربردی جهت معرفی ارقام مقاوم به خشکی بسیار اهمیت دارد. کارآیی گزینش برای یک صفت، بستگی به میزان وراثت‌پذیری و نوع عمل‌ژن‌های دخیل در کنترل آن دارد. از این رو، جهت بررسی نحوه توارث محتوای نسبی آب برگ در شرایط دیم، در سال 1386 آزمایشی با 50 لاین $F_{2:3}$ به همراه والدین، در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی در سه تکرار اجرا گردید. برآورد اجزای واریانس ژنتیکی و محاسبه وراثت‌پذیری این صفت با روش تجزیه واریانس نسل‌ها و امید ریاضی میانگین مربعات منابع تغییر انجام گرفت. نتایج آزمایش مشخص کرد که محتوای نسبی آب برگ، توسط اثرات ژنی افزایشی کنترل شده و دارای وراثت‌پذیری خصوصی بالایی می‌باشد. بنابراین می‌توان بازده ژنتیکی نسبتاً بالایی را از گزینش برای این صفت در شرایط دیم انتظار داشت.

واژه‌های کلیدی: تجزیه واریانس نسل‌ها، گندم، محتوای نسبی آب، مقاومت به خشکی، وراثت‌پذیری

Inheritance of Leaf Relative Water Content in Bread Wheat (*Triticum aestivum* L.) Under Rainfed Conditions

A Maleky¹, J Saba^{2*} and F Shekary²

¹MSc Student, College of Agriculture, Zanjan University, Zanjan, Iran

²Department of Agronomy and Plant Breeding, College of Agriculture, Zanjan University, Zanjan, Iran

*Corresponding author: E-mail: saba@znu.ac.ir

Abstract

Regarding to wheat production in considerable rainfed areas, identification and selection of suitable breeding methods and using proper and applicable selection criteria for recognizing drought resistant varieties are utmost important. Selection efficiency for a trait, is related to its heritability and type of genes action. Hence, to study the inheritance of leaf relative water content (RWC) in rainfed conditions, an experiment was conducted with 50 $F_{2:3}$ lines and two parent lines in a randomized complete block design with three replications in year 2007. Results showed that RWC was controlled by additive gene effects with a high narrow and broad-sense heritability. Therefore, we can expect relatively high genetic gain from selection of this trait in rainfed conditions.

Keywords: Drought resistance, Heritability, Relative water content, Variance of generations, Wheat

مقدمه

مقدار تولید گندم در ایران در سال 2006 برابر 14/5 میلیون تن با متوسط عملکرد 2/23 تن در هکتار بود (فائو 2007). در ایران، تنش خشکی به عنوان مهم-ترین عامل محدود کننده تولید گیاهان زراعی مطرح است. وجود حدود 4/5 میلیون هکتار از اراضی زیر کشت گندم دیم در ایران (فائو 2007)، لزوم انجام تحقیقات و ایجاد و معرفی ارقام گندم با عملکرد بالا و متحمل به شرایط خشکی کشور را به خوبی نمایان می سازد.

محتوای نسبی آب (RWC^1) مناسبترین روش اندازه گیری مقدار آب در بافت های گیاه بوده و به همین دلیل کاربرد آن بیش از سایر روش هاست. سی و سه مرده و همکاران (1383) بیان نمودند که ارقام مقاوم

گندم از جمله گیاهان زراعی مهم جهان و ایران بوده و حدود 30 میلیون هکتار از زمین های کشاورزی و هشت درصد تولیدات کشاورزی کل جهان را به خود اختصاص داده است (فائو 2007). تولید محصولات کشاورزی در شرایط دیم، یکی از مهم ترین سیستم های تولید غذا در جهان می باشد. به طوری که از 1/4 میلیارد هکتار اراضی قابل کشت در جهان، بیش از یک میلیارد هکتار حائز شرایط دیم می باشد (فائو 2007). کشت گندم در مساحت قابل توجهی از اراضی دیم و عملکرد 42 درصدی در این شرایط نسبت به شرایط آبی، اهمیت توجه به عوامل تأثیر گذار در کاهش تنش خشکی را گوشزد می نماید (صبغ پور 1382).

¹Relative Water Content

عرض شمالی 36° و $41'$ ، طول شرقی 48° و $27'$ و ارتفاع 1620 متر از سطح دریا انجام گرفت. مواد گیاهی این آزمایش، دو رقم گندم (آذر2 و سبلان)، به همراه 50 لاین $F_{2:3}$ حاصل از تلاقی آن‌ها بود. رقم آذر2 مقاوم به خشکی بوده ولی رقم سبلان، یک رقم گندم آبی نیمه حساس به خشکی است. در سال زراعی 82-1381، تلاقی دو والد انجام گرفت و پس از به دست آوردن بذور نسل F_1 و F_2 ، در سال زراعی 85-1384 بذور $F_{2:3}$ کشت شدند و در انتهای فصل کشت، 50 بوته از آن‌ها به طور تصادفی انتخاب گردید و بذور آن‌ها به طور جداگانه برداشت شد، که به همراه والدین، 52 لاین مورد آزمایش را تشکیل دادند.

آزمایش در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی در 3 تکرار در شرایط دیم اجرا شد. هر واحد آزمایشی، یک ردیف یک متری بود (تعداد 80 بوته) و فاصله بین ردیف‌ها 25 سانتیمتر در نظر گرفته شد. عملیات کاشت در تاریخ 15 مهر 1385 انجام گرفت و به هنگام کاشت 100 کیلوگرم در هکتار کود فسفات آمونیوم و در بهار سال بعد 100 کیلوگرم در هکتار کود اوره به صورت سرک به مزرعه داده شد. در اردیبهشت ماه سال 1386، از هر لاین 10 بوته به طور تصادفی انتخاب و علامت گذاری گردید تا اندازه گیری محتوای نسبی آب روی این بوته‌ها انجام گیرد. به دلیل استفاده از برگ پرچم جهت اندازه گیری صفات دیگر، همچنین عدم اختلاف محتوای نسبی آب بین برگ پرچم و برگ ماقبل آخر در یک گیاه (ما و همکاران 2006)، اندازه گیری محتوای نسبی آب، از برگ ماقبل آخر انجام گردید. بدین منظور، از بوته‌های علامت گذاری شده در هر واحد آزمایشی، این برگ جدا شده و محتوای نسبی آب از رابطه زیر (شونفلد و همکاران 1988) به دست آمد:

$$RWC = [(FW-DW)/(TW-DW)] \times 100$$

گندم در شرایط تنش، محتوای نسبی آب بیشتری نسبت به ارقام حساس به خشکی دارند. تنش خشکی به طور نسبی پتانسیل آب (^1WP) برگ و محتوای نسبی آب برگ را کاهش می‌دهد (جیانگ و هانگ 2002 و مولنار و همکاران 2005). در واقع RWC شاخص کلیدی جهت درجه پسابیدگی سلول و بافت است (دو مارسلو و همکاران 2007). بنابراین اندازه‌گیری محتوای نسبی آب برگ پرچم، به عنوان شاخصی مهم در تعیین وضعیت آبی گیاه و شناسایی ارقام مقاوم به تنش خشکی به کار می‌رود (لیو و همکاران 2003). شونفلد و همکاران (1988) به دلیل وراثت پذیری بالای محتوای نسبی آب در شرایط تنش خشکی، این صفت را شاخص مفید و مناسبی در ارزیابی و گزینش ژنوتیپ‌های متحمل به خشکی معرفی کرده اند.

تنظیم برنامه اصلاحی مناسب برای پیشرفت مقاومت به خشکی، نیاز به درک نحوه توارث صفات مؤثر دارد (مورگان 1991). کارایی گزینش برای یک صفت، به سهم نسبی عوامل ژنتیکی و غیر ژنتیکی در بروز اختلافات فنوتیپی بین ژنوتیپ‌های جمعیت بستگی دارد و این اصل تحت عنوان وراثت پذیری بیان می‌شود (فهر 1987).

از آنجایی که اصلاح گندم اغلب با روش‌های گزینش بعد از دورگ گیری انجام می‌شود و در انتقال ارزش‌ها از والدین به نتاج، اثرات افزایشی ژنی مؤثرتر می‌باشند، لذا قبل از اقدام به گزینش، بررسی نوع عمل ژن‌های دخیل و محاسبه وراثت پذیری خصوصی صفات مورد نظر حایز اهمیت است. این تحقیق با هدف برآورد قابلیت توارث و نوع عمل ژن‌های دخیل در کنترل محتوای نسبی آب برگ انجام گرفت.

مواد و روش‌ها

آزمایش در مزرعه تحقیقاتی دانشکده کشاورزی دانشگاه زنجان، واقع در 6 کیلومتری شهر زنجان، در

¹Water Potential

در نهایت وراثت پذیری عمومی (h^2_B) و وراثت پذیری خصوصی (h^2_N) به ترتیب با استفاده از روابط 7 و 8 برآورد گردید (کیرسی و پونی 1996):

$$h^2_B = \frac{S_G^2}{S_{Ph}^2} \quad h^2_N = \frac{S_A^2}{S_{Ph}^2} \quad [7 \text{ و } 8]$$

قابل ذکر است که واریانس فنوتیپی (σ^2_{Ph}) بر مبنای میانگین ژنوتیپ ها و به قرار زیر محاسبه گردید:

$$S_{Ph}^2 = S_G^2 + \frac{S_e^2}{r} = S_A^2 + S_D^2 + \frac{S_e^2}{r}$$

با استفاده از آمارهای هواشناسی، ملاحظه گردید که میانگین دما و میزان تبخیر سال 1386 در مقایسه با میانگین دما و میزان تبخیر 30 ساله منطقه بالاتر بود. از سوی دیگر از زمان کاشت تا اوایل اردیبهشت ماه (دوره قبل از گرده افشانی) بارندگی کافی وجود داشته، ولی پس از این مدت تا زمان برداشت بارندگی مؤثری در منطقه انجام نگرفت. از اواخر اردیبهشت ماه، دمای هوا نیز به یکباره افزایش یافت که در آمار 30 ساله منطقه کم سابقه بود. بدین ترتیب گیاهان در دوره پر شدن دانه ها، تحت تنش شدید قرار گرفتند.

نتایج و بحث

تجزیه واریانس

نتایج تجزیه واریانس محتوای نسبی آب برگ در قالب طرح بلوک های کامل تصادفی در جدول 1 درج شده است. با توجه به جدول مشاهده می شود که بین لاین ها در سطح احتمال 1% اختلاف معنی داری وجود داشت که بیانگر وجود تنوع ژنتیکی در بین لاین های $F_{2:3}$ موجود از لحاظ صفت مذکور می باشد. این تنوع هم بین نسل ها و هم بین لاین های $F_{2:3}$ دیده می شود، ولی درون لاین های $F_{2:3}$ اختلاف معنی داری وجود نداشت. از

FW^1 وزن تر برگ

TW^2 وزن تورژید برگ، پس از 24 ساعت غوطه وری در آب مقطر در تاریکی و دمای اتاق

DW^3 وزن برگ خشک شده به مدت 24 ساعت در دمای 70 درجه سانتیگراد

برای برآورد اجزای واریانس ژنتیکی و محاسبه وراثت پذیری صفات، از روش تجزیه واریانس نسل ها و امید ریاضی میانگین مربعات (جدول 1) (کیرسی و پونی 1996) استفاده شد. محاسبات اولیه با استفاده از نرم افزارهای EXCEL و MSTAT-C انجام گردید. در این حالت واریانس ژنتیکی بین لاین های $F_{2:3}$ از رابطه 1 و واریانس ژنتیکی درون $F_{2:3}$ از رابطه 2 محاسبه گردید:

$$\sigma_{gF}^2 = \frac{(MS_{\bar{F}_3} - MS_e)}{r} = \frac{1}{2}A + \frac{1}{16}D \quad [1]$$

$$\sigma_{wgF}^2 = (MS_{WF3} - MS_{We}) = \frac{1}{4}A + \frac{1}{8}D \quad [2]$$

سپس واریانس های افزایشی (s_A^2) و غالبیت (s_D^2) به کمک روابط 3، 4، 5 و 6 محاسبه گردید:

$$A = \frac{4}{3} \left[\left(\frac{2(MS_{\bar{F}_3} - MS_e)}{r} \right) (MS_{WgF3} - MS_{We}) \right] \quad [3]$$

$$D = \frac{16}{3} \left[2(MS_{WgF3} - MS_{We}) - \frac{(MS_{\bar{F}_3} - MS_e)}{r} \right] \quad [4]$$

$$\sigma_A^2 = \frac{1}{2}A \quad \sigma_D^2 = \frac{1}{4}D \quad [5 \text{ و } 6]$$

¹Fresh Weight

²Turgid Weight

³Dry Weight

و مِراه (2001)، وراثت پذیری عمومی و شونفلد و همکاران (1988) وراثت پذیری خصوصی محتوای نسبی آب را در شرایط تنش بالا به دست آورده اند. بنابراین از گزینش بر مبنای این صفت جهت اصلاح برای مقاومت به خشکی در جمعیت مورد نظر، بازده ژنتیکی خوبی مورد انتظار خواهد بود.

نتایج تحقیقات مشخص کرده اند ژنوتیپ‌هایی که از وضعیت آبی بهتری برخوردار باشند (RWC بالاتری داشته باشند) از فتوسنتز و تعرق بالاتری نیز برخوردار بوده (چاندراسکار و همکاران 2000 و مِراه 2001)، مقاومت بیشتری به خشکی داشته (کارتز و پترسون 1985 و شونفلد و همکاران 1988) و در نهایت عملکرد بیشتری در شرایط تنش خواهند داشت (مِراه 2001 و لافیت 2002). از آنجایی که میزان وراثت پذیری صفات بیشتر به نوع اثر ژن ها مرتبط بوده و اثر افزایشی ژن ها، بیشترین نقش را در وراثت پذیری صفات دارد (فالکونر و مک کی 1996)، سهم بیشتر اثرات افزایشی در صفاتی همچون محتوای نسبی آب برگ می‌تواند استفاده از آن را در برنامه های اصلاحی گندم برای مقاومت به خشکی پیشنهاد نماید. به خصوص، در نسلهای اولیه تفکیک که تعداد بوته کافی برای ارزیابی مستقیم عملکرد موجود نمی باشد.

در کل با توجه به نتایج آزمایش حاضر می توان اظهار داشت که در جمعیت مورد مطالعه، با توجه به وجود تنوع ژنتیکی کافی در مورد محتوای نسبی آب برگ و کنترل آن از طریق اثرات افزایشی و در نتیجه بالا بودن وراثت پذیری خصوصی این صفت، گزینش برای آن مثرم تر بوده و احتمال دارد با گزینش بر مبنای آن، بهبود تحمل به خشکی آخر فصل در جمعیت مورد نظر را انتظار داشت.

آنجائیکه اولین اصل در انجام گزینش، وجود تنوع ژنتیکی برای صفت مورد نظر در بین ژنوتیپ های مورد ارزیابی است، بنابراین می توان گزینش از لحاظ محتوای نسبی آب برگ در بین لاین های F_{2:3} مورد ارزیابی را مثرم تر پیش بینی نمود.

برآورد اثرات ژنی و وراثت پذیری

واریانس های ژنتیکی افزایشی (σ^2_A) و غالبیت (σ^2_D) و همچنین وراثت پذیری خصوصی برآورد شده صفت محتوای نسبی آب برگ در جدول 2 مشاهده می شود. در برآورد واریانس غالبیت، مقدار عددی منفی دیده شد. پورداد و ساچان (2001) و هنرنژاد (1386) نیز در آزمایشات مربوط به برآورد پارامترهای ژنتیکی، مقادیر واریانس منفی را در نتایج خود به دست آوردند. میلر و همکاران (1957) و روی (2000) دلیل این موضوع را اشتباه نمونه برداری، کمی تعداد داده ها، استفاده از مدل آماری نادرست و یا عدم وجود تنوع ژنتیکی کافی بیان نموده اند. در آزمایش حاضر با توجه به منتفی بودن سه دلیل اول، به نظر می رسد که عدم وجود تنوع ژنتیکی کافی در درون لاینهای F_{2:3} دلیل برآورد اعداد منفی برای واریانس غالبیت باشد. به هر حال، در جمعیت مورد ارزیابی در این آزمایش، در مورد محتوای نسبی آب، واریانس غالبیت وجود نداشت و واریانس افزایشی، کل واریانس ژنتیکی را به خود اختصاص داد. کیرسی و پونی (1996) ابراز داشته اند که با توجه به کوچک بودن ضریب اثرات غالبیت در این روش معمولاً سهم این اثرات کوچک برآورد می شود. شونفلد و همکاران (1988) و کومار و شارما (2007) نیز اثرات ژنی افزایشی را در کنترل صفت RWC مؤثر دانسته اند.

وراثت پذیری خصوصی محتوای نسبی آب، بالا (79 درصد) برآورد گردید. شونفلد و همکاران (1988)

جدول ۱- تجزیه واریانس نسل‌ها برای محتوای نسبی آب در گندم نان

منابع تغییر	درجه آزادی	میانگین مربعات (MS)	E(MS)
تکرار	۲	۱۱۹/۸۵۸ *	-
ژنوتیپ	۵۱	۲۷/۵۰۷ *	-
بین نسل‌ها	۲	۱۹۷/۷۹۸ *	-
بین لاین‌های $F_{2,3}$	۴۹	۲۰/۵۶۶ *	$\sigma_e^2 + r \sigma_{gF3}^2$
اشتباه آزمایشی	۱۰۲	۸/۳۵۸	σ_e^2
اشتباه نمونه‌گیری	۱۴۰۴	۱۴/۴۱۶	-
درون لاین‌های $F_{2,3}$	۱۳۵۰	۱۴/۱۲۰	$\sigma_{we}^2 + \sigma_{wgF3}^2$
درون P_1 و P_2	۵۴	۲۱/۸۱۰	σ_{we}^2
ضریب تغییرات (%)	-	۶/۰۶	-

σ_e^2 ، σ_{gF3}^2 ، σ_{we}^2 و σ_{wgF3}^2 به ترتیب تعداد تکرار، واریانس اشتباه آزمایشی، واریانس ژنتیکی بین میانگین لاین‌های $F_{2,3}$ ، واریانس محیطی درون نسل‌ها، واریانس ژنتیکی درون $F_{2,3}$ ‌ها و * نمایانگر معنی‌دار در سطح احتمال 0/01 است.

جدول ۲- برآورد واریانس‌های افزایشی ($\hat{S}_A^2$)، غالبیت ($\hat{S}_D^2$)، ژنتیکی ($\hat{S}_G^2$)، محیطی ($\hat{S}_E^2$)، فنوتیپی ($\hat{S}_{ph}^2$)

و وراثت‌پذیری خصوصی ($\hat{h}_N^2$) برای محتوای نسبی آب در گندم نان					
($\hat{S}_A^2$)	($\hat{S}_D^2$)	($\hat{S}_G^2$)	($\hat{S}_E^2$)	($\hat{S}_{ph}^2$)	($\hat{S}_N^2$)
۱۰/۵۴۸	۰	۱۰/۵۴۸۰	۲/۷۸۶	۱۳/۳۳۴۰	۷۹ %

منابع مورد استفاده

سی و سه مرده ع، احمدی ع، پوستینی ک و ابراهیم زاده ح، ۱۳۸۳. عوامل روزنه‌ای و غیر روزنه‌ای کنترل‌کننده فتوسنتز و ارتباط آن با مقاومت به خشکی در ارقام گندم. مجله علوم کشاورزی ایران، شماره ۳۵. صفحه‌های ۹۳ تا ۱۰۶.

صباغ پور ح، ۱۳۸۲. ساز و کارهای تحمل به خشکی در گیاهان. فصلنامه خشکی و خشکسالی کشاورزی، صفحه‌های ۲۱ تا ۳۲.

هنرنژاد ر، ۱۳۸۶. برآورد پارامترهای ژنتیکی در برنج با استفاده از روش‌های مختلف دیال گریفینگ. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، سال یازدهم، شماره ۴، صفحه‌های ۲۴۷ تا ۲۵۸.

Carter JE and Patterson RB, 1985. Use of relative water content as a selection tool for drought tolerance in soybean. Agronomy Abstracts. 77th Annu. Meeting, ASA, Madison, WI, USA.

Chandrasekar V, Sairam RK and Srivastava GC, 2000. Physiological and biochemical responses of hexaploid and tetraploid wheat to drought stress. Agron & Crop Sci 185: 219-227.

- De Marcelo AS, Jifon JL, Silva JAGD and Sharma V, 2007. Use of physiological parameters as fast tools to screen for drought tolerance in sugarcane. *Braz J Plant Physiol* 19 (3): 193-201.
- Falconer DS, and Mackay TFC, 1996. *Introduction to Quantitative Genetics*. Logman, London, UK.
- FAO, 2007. FAOSTAT. www.FAO.org. Corp/Statistics/en/
- Fehr WR, 1987. *Principles of Cultivar Development*. Vol. 1. Theory and Technique. Mac Millan Pub Co USA.
- Jiang Y and Huang BT, 2002. Response of antioxidative defence system to temperature and water stress combinations in wheat seedlings. *Plant Sci* 163: 783-790.
- Kearsey MJ and Pooni HS, 1996. *The Genetical Analysis of Quantitative Traits*. Chapman & Hall.
- Kumar A and Sharma SC, 2007. Genetics of excised-leaf water loss and relative water content in bread wheat (*Triticum aestivum* L.). *Cereal Res Communications* 35 (1): 43-52.
- Lafitte R, 2002. Relationship between leaf relative water content during reproductive stage, water deficit and grain formation in rice. *Field Crops Res* 76: 165-174.
- Liu F, Jensen CR and Andersen MNT, 2003. Hydraulic and chemical signals in the control of leaf expansion and stomatal conductance in soybean exposed to drought stress. *Functional Plant Biol* 30: 65-73.
- Ma QQ, Wang W, Li YH, Li DQ and Zou Q, 2006. Alleviation of photoinhibition in drought-stressed wheat (*Triticum aestivum*) by foliar-applied glycine-betaine. *J Plant Physiol* 163: 165-175.
- Merah O, 2001. Potential importance of water status traits for durum wheat improvement under Mediterranean conditions. *J Agric Sci* 137: 139-145.
- Miller PA, Williams JC, Robinson HF and Comstock RE, 1957. Estimates of genotypic and environmental variances and covariances in upland cotton and their implication in selection. *Agron J* 29: 126-131.
- Molnár I, Dulai S, Csernák Á, Prónay J and Láng MM, 2005. Photosynthetic responses to drought stress in different *Aegilops* species. *Acta Biologica Szegediensis* 49 (1-2): 141-142.
- Morgan JM, 1991. A gene controlling difference in osmoregulation in wheat. *Aust J Plant Physiol* 18: 249-257.
- Pourdad SS and Sachan JN, 2001. Studies on heterosis, inbreeding depression and combining ability for important economic traits and inheritance of erucic acid in *Brassica napus* L. PhD Thesis, GB Plant Univ Agric Tech Pantnagar, India. P. 254.
- Roy D, 2000. *Plant Breeding: Analysis and Exploitation of Variation*. NAROSA Publishing House, New Delhi.
- Schonfeld MA, Johnson RC, Carver BF and Marhinweg DW, 1988. Water relations in winter wheat as drought resistance indication. *Crop Sci* 28: 526-531.

مدل سازی ریاضی نرخ کوبش در کمباین ۱۱۶۵ جاندیر

حسین نوید^{۱*}، سید سعید محتسبی^۲ و منصور بهروزی لار^۲

تاریخ دریافت: 86/1/24 تاریخ پذیرش: 88/8/15

1- استادیار گروه مهندسی ماشین‌های کشاورزی، دانشگاه تبریز

2- گروه مکانیک ماشین‌های کشاورزی، دانشگاه تهران

*مسئول مکاتبه E-mail:navid@tabrizu.ac.ir

چکیده

عملکرد کوبنده با دو معیار کوبش (درصد دانه های کوبیده شده نسبت به کل دانه های ورودی به کوبنده) و جداسازی (درصد دانه های جدا شده در کوبنده نسبت به کل دانه های کوبیده شده) سنجیده می شود. مدل سازی نرخ کوبش، امکان پیش بینی کوبش (درصد دانه های کوبیده شده و افت کوبش) را فراهم می کند. کوبش و جداسازی پدیده هایی تصادفی بوده و برای بیان آنها توابع تصادفی بکار گرفته می شوند. در این تحقیق از مدل پواسون به عنوان تابع توزیع چگالی احتمال استفاده گردید. براساس روابط بدست آمده و نیز نتایج حاصل از آزمون مزرعه ای نرخ کوبش (λ) برای وضعیت های مختلف در بازه 2/727 تا 3/821 تغییر کرد. این پارامتر به عوامل متعددی بستگی دارد که در این آزمایش اثر سه عامل شدت تغذیه محصول، سرعت محیطی کوبنده و محتوای رطوبتی دانه روی آن مورد بررسی قرار گرفت. در مرحله بعد، نحوه تغییر λ با تغییر سه پارامتر فوق الذکر بررسی، تبیین و بصورت رابطه ریاضی نوشته شد و با استفاده از امکانات رگرسیون چند متغیره غیرخطی در نرم افزار SPSS مدل نهایی برای λ با ضریب تبیین 0/72 بدست آمد.

واژه های کلیدی: کمباین، کوبش، مدل ریاضی

Mathematical Modeling of Threshing Rate on John Deere Combine (Model 1165)

H Navid^{1*}, S Mohtasebi² and M Behrooz Lar²

¹Department of Agricultural Machinery, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²Department of Mechanics of Agricultural Machinery, University of Tehran, Tehran, Iran

*Corresponding author: Navid@tabrizu.ac.ir

Abstract

Thresher performance in combine harvester is evaluated with two parameters: threshing (percentage of threshed grain to the total input grain to thresher) and separating (percentage of separated grain in threshing space to total threshed grain). Modeling of threshing rate makes possible estimating of threshing loss. Threshing and separating are stochastic events. In this research, a stochastic mathematical model was developed for threshing rate. This model uses an exponential function as probability density function (pdf) to describe the threshing rate with varying feed rate, thresher speed and grain moisture content. Based on data from field experiments, threshing rate was determined. Its range varied from 2.627 to 3.821 in different conditions. Using nonlinear regression of SPSS, coefficients of model achieved with $R^2=0.72$.

Keywords: Combine, Mathematical model, Threshing

مقدمه

عملکرد کوبنده، عمل کوبش را بصورت ریاضی تعریف نماید. کومار و جان (1979) بر اساس تحلیل‌های انجام شده روی داده‌های بدست آمده از آزمون‌های محققین متعدد، افت کوبنده را بصورت تابعی نمایی از متغیرهای متعدد نشان دادند. مرتنز و همکاران (2000) از ترکیب مدل‌های موجود برای کوبنده (ترولوپه 1982 و گرگوری و فدلر 1987) و تمیز کننده (هیونه و پاول 1978) مدلی را برای جریان محصول داخل کمباین نیوهلند با دواستوانه کوبنده ارائه دادند. همچنین مرتنز و همکاران (2001a,b) برای محاسبه میزان دانه های جدا شده، از تابع احتمال جداسازی موضعی، $P_g(x, u_s(t))$ ، درطول سینی دانه انتگرال گرفت و نشان داد که تابع P_g علاوه

دانه‌های وارد شده به فضای کوبش در اثر دو عامل 1- ضربه¹ کوبنده به محصول (در ناحیه ورودی محصول به فضای کوبش) که ناشی از اختلاف سرعت کوبنده و محصول در لحظه ورود محصول به فضای کوبش می‌باشد و 2- مالش² محصول توسط کوبنده که در فضای کوبش صورت می‌گیرد، کوبیده شده، درصد بالایی از دانه‌های کوبیده شده جدا و از سوراخهای ضد کوبنده عبور کرده و روی سینی دانه می‌ریزند (ترولوپه 1982). ترولوپه (1982) سعی کرد برای پیش‌بینی اثر تغییر در منحنی‌های کوبنده و ضد کوبنده بر روی

¹Impact

²Rubbing

تعریف می‌شوند. یکی از این توابع به توزیع پواسون مشهور است. در این توزیع، که به صورت زیر بیان می‌شود λ یک عدد بدون بعد بوده و نرخ پدیده مورد بحث نامیده می‌شود (میرزایی 1372):

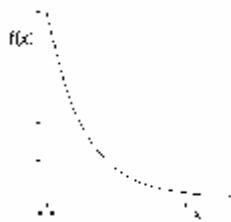
$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \quad [1]$$

هرچه مقدار پارامتر λ بیشتر باشد درصد بیشتری از دانه‌ها کوبیده شده و بازده کوبنده افزایش خواهد یافت. نتایج تحقیقات مرتنز و همکاران (2000) و نیز میو (1998a, b) حاکی از آن است که می‌توان برای کوبش و جداسازی از توابع زیر استفاده کرد. شکل 2 نمودار این تابع را نشان می‌دهد.

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \quad [2]$$

$$g(x) = \beta e^{-\beta x} \quad [3]$$

که در آن $f(x)$ تابع چگالی احتمال کوبش، $g(x)$ تابع چگالی احتمال جداسازی، λ نرخ کوبش (m^{-1}) و β نرخ جداسازی (m^{-1}) و x فاصله جزء از ورودی فضای کوبش می‌باشد.



شکل ۲ - نمودار تابع چگالی احتمال (توزیع پواسون)
اگر از رابطه [1] در طول ضد کوبنده انتگرال گرفته شود، درصد دانه های کوبیده شده بدست می آید .

$$S_1 = \int_0^x \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$= \left[-e^{-\lambda x} \right]_0^x \quad [4]$$

$$= 1 - e^{-\lambda x}$$

و با جایگزینی $x = \ell$ (طول ضدکوبنده) در رابطه [4]، درصد کل دانه‌های کوبیده شده حاصل می‌شود:

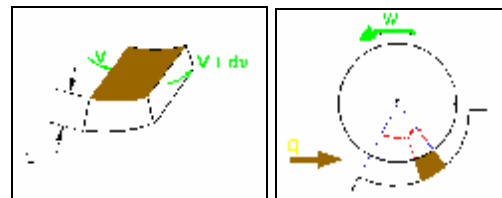
بر $u_s(t)$ (شدت تغذیه محصول)، به عوامل دیگری مثل طول کاه، رطوبت و گونه محصول بستگی دارد.

میو (1998a,b) براساس کارهای قبلی خود و برپایه مدل های تصادفی، روابطی را برای پیش بینی شاخص های عملکردی واحد کوبنده در کمباین های محوری (درصد دانه های کوبیده نشده، درصد دانه های جدا شده ، افت کوبش و افت جدا سازی) ارائه نمود.

هدف از این تحقیق ارائه مدل ریاضی برای محاسبه نرخ کوبش (λ) در کمباین جاندر مدل 1165 بود. این مدل محققان را در پیش بینی عملکرد کمباین بویژه کوبنده آن یاری می‌نماید.

مواد و روش‌ها

مطابق شکل 1، یک جزء حجمی در فضای بین کوبنده و ضدکوبنده در نظر گرفته می‌شود. اغلب دانه های داخل جزء یاد شده در اولین ضربه وارده از طرف کوبنده، کوبیده شده و در طول حرکت جزء در فضای کوبش از مواد غیر دانه ای جدا شده و بر روی سینی دانه می‌ریزد. باید دقت نمود هرچند که قسمت عمده کوبش در اولین ضربه صورت می‌گیرد لیکن این کار در طول فضای کوبش نیز ادامه می‌یابد. جداسازی نیز



شکل 1- فضای کوبش و جزء در نظر گرفته شده در کمباین

بعد از اولین ضربه شروع شده و تا آخر مسیر ادامه خواهد داشت. این اتفاقات در کوبنده یعنی کوبش و جدا سازی پدیده هایی تصادفی بوده و برای توضیح آنها می‌توان از توابع تصادفی استفاده نمود. در مدل های تصادفی متغیرهای پیوسته با تابع چگالی احتمال¹

¹Probability Density Function

$$S_{1I} = 1 - e^{-lI} \quad [5]$$

درصد دانه های کوبیده نشده نیز برابر خواهد بود با :

$$S_{2I} = 1 - [1 - e^{-lI}] = e^{-lI} \quad [6]$$

نمودار مربوط به روابط [5] و [6] در شکل 3 مشاهده می شود.

از طرف دیگر براساس شکل 4، میزان کل دانه های ورودی به کوبنده برابر $q + q_7$ و میزان دانه های کوبیده شده برابر $q_3 + q_6 + q_8$ بوده و درصد دانه های کوبیده شده بصورت زیر محاسبه می شود :

$$Q_T = \frac{q_3 + q_6 + q_8}{q + q_7} \quad [7]$$

که در آن Q_T درصد دانه های کوبیده شده در کوبنده می باشد.

اگر این مقدار با مقدار بدست آمده از رابطه [5] مساوی قرار داده شود:

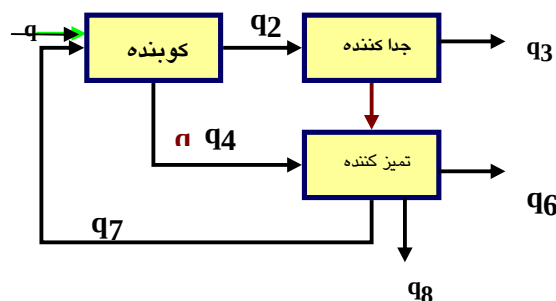
$$1 - e^{-\lambda l} = \frac{q_3 + q_6 + q_8}{q + q_7} \quad [8]$$

$$1 - e^{-lI} = Q_T \quad [9]$$

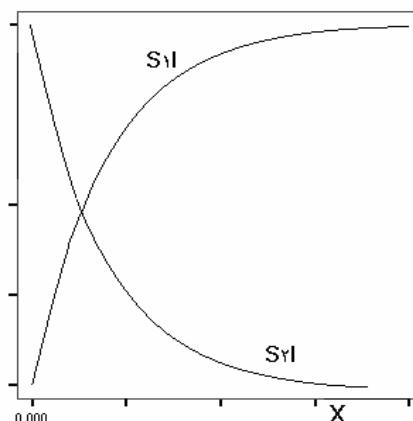
$$\begin{aligned} e^{-lI} &= 1 - Q_T \\ \ln(e^{-lI}) &= \ln(1 - Q_T) \\ -lI &= \ln(1 - Q_T) \end{aligned} \quad [10]$$

$$l = -\frac{1}{I} \times \ln(1 - Q_T)$$

رابطه [10] نشان می دهد که با معلوم بودن مقدار Q_T می توان λ را برای کوبنده ای به طول l محاسبه نمود.



شکل ۴ - جریان مواد در کمباین

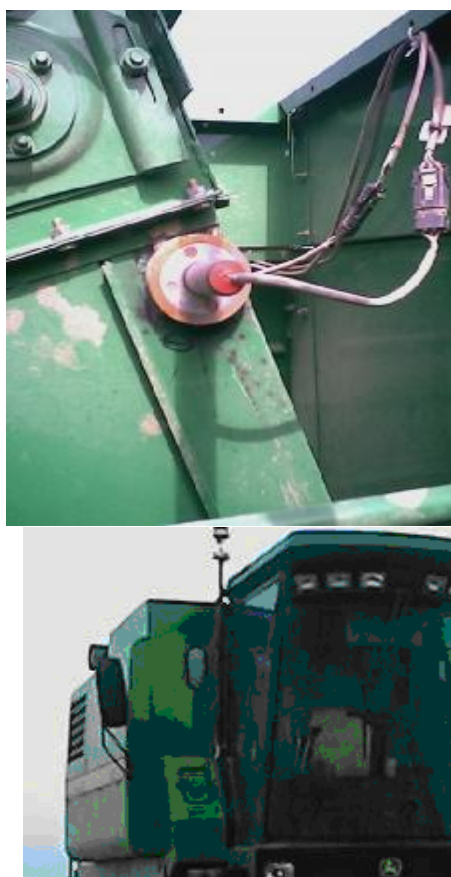


شکل ۳ - نمودار توابع S_1 و S_2

در این تحقیق تعیین مدل ریاضی برای محاسبه نرخ کوبش (λ) در کمباین جاندر مدل 1165 مد نظر قرار گرفت. این مدل محققین را در پیش بینی عملکرد کمباین بویژه کوبنده آن یاری می نماید.

برای تعیین Q_T آزمونی به صورت فاکتوریل و در قالب طرح کاملاً تصادفی و با سه تکرار در منطقه اراک انجام شد. فاکتورهای مورد مطالعه شامل شدت

یکنواخت می‌باشد. بعبارتی لایه محصول در فضای کوبش یک محیط همگن در نظر گرفته می‌شود (ترولوپه 1982). بر این اساس درصد دانه‌های تمیز به کزل در هر دو خروجی کوبنده (به سینی دانه و جداکننده) یکسان خواهد بود. چرا که با فرض همگن بودن لایه محصول همه شرایط و عوامل موثر نظیر سرعت کوبنده و نیز اندازه سوراخ‌های ضد کوبنده طوری هستند که شانس دانه و همچنین کزل برای عبور از سوراخ‌های ضدکوبنده و یا حرکت به سوی غربال‌ها مساوی است. زمانی که سوراخ‌های جداکننده بسته شده است و هیچ دانه‌ای از جداکننده به تمیز کننده نمی‌ریزد می‌توان با توزین دانه‌های تمیز و کزل‌ها در خروجی جداکننده، نسبت دانه‌های تمیز به کزل را تعیین



شکل ۵- حسگر نصب شده روی بالابر کمباین جاندر ۱۱۶۵ و موقعیت گیرنده GPS روی آن

تغذیه محصول به کمباین در سه سطح متناسب با دنده یک سنگین (A_1)، یک سبک (A_2) و دو سنگین (A_3)، سرعت‌های محیطی مختلف کوبنده شامل سطوح $B_1 = 82/29$ ، $B_2 = 33/32$ و $B_3 = 84/36$ متر بر ثانیه و درصد رطوبت دانه در سه سطح $C_1 = 17$ ، $C_2 = 14$ و $C_3 = 12$ بودند. در این آزمایش‌ها خروجی‌های جداکننده (q_3) و تمیزکننده (q_6) در حالت عادی، خروجی جداکننده در حالت جداکننده بسته (q_{23}) و خروجی بالابر دانه تمیز (q_8) در شدت‌های مختلف تغذیه، سرعت‌های محیطی مختلف کوبنده و رطوبت‌های مختلف بررسی و اندازه‌گیری شد. ابعاد کرت‌های آزمایشی $4/8 \times 50$ متر مربع بود. بعد از تنظیم دور کوبنده، در ابتدای هر کرت آزمایشی، کمباین شروع به برداشت در طول 30 متر نمود تا اینکه حرکت مواد و سرعت پیشروی به حالت پایدار برسد. در ادامه کار اندازه‌گیری لازم در داخل هر کرت انجام شد.

مقادیر q_3 ، q_6 و q_8 قابل اندازه‌گیری هستند. مجموع q_3 و q_6 همان میزان افت عقب کمباین می‌باشد و برای اندازه‌گیری آن از قاب‌های استاندارد استفاده می‌شود. بنابراین، دانه‌های داخل قاب توزین شده و با توجه به سرعت پیشروی، نرخ¹ افت عقب کمباین محاسبه گردید. برای اندازه‌گیری مقدار دانه‌های تمیز و نیز سرعت پیشروی از یک سیستم اندازه‌گیر عملکرد استفاده شد. این سیستم از یک حسگر عملکرد نوری که در قسمت بالای بالابر دانه تمیز نصب می‌شود (شکل 5) برای اندازه‌گیری شدت جریات دانه تمیز و از یک گیرنده GPS برای تعیین موقعیت زمانی و مکانی دستگاه و در نتیجه تعیین سرعت پیشروی کمباین استفاده می‌کند. q نیز که ورودی کمباین می‌باشد برابر خروجی دستگاه و $q_3 + q_6 + q_8$ می‌باشد. برای اندازه‌گیری میزان دانه‌های کوبیده نشده (q_7) فرض بر این است که پراکندگی دانه‌ها و کزل در داخل لایه محصول

¹Rate

جدول ۱- تجزیه واریانس اثر شدت تغذیه محصول به دماغه کمباین، سرعت دورانی کوبنده و درصد رطوبت دانه بر افت عقب کمباین (مجموع افت جداکننده و تمیزکننده)

منبع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات
شدت تغذیه (A)	۲	۱۴/۳۱۹**
سرعت دورانی کوبنده (B)	۲	۱/۲۰۷**
درصد رطوبت دانه (C)	۲	۲/۵۵۳**
A × B	۴	۰/۰۴۵ns
A × C	۴	۰/۰۲۰ns
B × C	4	0/039ns
A × B × C	8	0/192 ns
خطای آزمایش	54	0/14
ضریب تغییرات %		9/41

ns غیر معنی دار و ** معنی دار در سطح احتمال 1%

مدل سازی I

برای تعیین λ از رابطه [10] و مقادیر اندازه گیری شده در آزمایشات استفاده شد که مقدار آن از 2/727 تا 3/821 تغییر کرد. QT یا عبارتی درصد دانه های کوبیده شده، و در نتیجه λ ، تابعی از متغیرهای مختلف نظیر شدت تغذیه، سرعت محیطی کوبنده و درصد رطوبت دانه بوده و بنابراین می توان تغییرات λ را بر حسب تغییرات سه متغیر فوق مدل سازی و پیش بینی نمود. در طبقه بندی مواد از نظر خاصیت کشسانی، محصولات کشاورزی زمره مواد ویسکوالاستیک محسوب می شوند که با افزایش رطوبت، کشسانی (الاستیسیته) و سختی آنها کاهش می یابد و بنابراین در کوبش مواد با رطوبت بالا نه تنها دامنه ارتعاشات وارد شده به محصول کاهش می یابد بلکه فرکانس ارتعاش نیز کم می شود. همچنین در محصول مرطوب، جدا شدن دانه از خوشه نیروی زیادی را طلب می کند (محسنین 1980). در نتیجه کوبش محصول با محتوای رطوبتی بالا مشکل بوده و میزان کوبش کاهش خواهد یافت. در عین حال محتوای رطوبتی خیلی پایین نیز به علت خرد شدن

نمود. برای اندازه گیری جداگانه خروجی جداکننده از یک لایه برزنت که در زیر الکها و کمی عقب تر نصب می شود استفاده گردید. به هنگام نیاز نخ های بسته شده به انتهای برزنت کشیده شد که به موجب آن فضایی گونی مانند ایجاد شده و خروجی الکها را در خود جمع کرد. فاصله بستن خروجی غربال تا پر شدن حجم داخل برزنت، فرصتی بود تا بتوان با استفاده از قاب های استاندارد از خروجی غربال نمونه برداری نمود. مجموع دانه های تمیز و کزل و نیز دانه های تمیز داخل قابها بطور جداگانه توزین و پس از محاسبات لازم نسبت دانه های کوبیده نشده به کل دانه های داخل قاب محاسبه گردید که بین 10 تا 20 درصد در وضعیت های مختلف متغیر بود. نظر به همگن بودن لایه محصول، نسبت بین کزل و مجموع دانه ها در خروجی جدا کننده برابر نسبت بین کزل (q7) و شدت جریان ورودی به کوبنده (q+q7) خواهد بود. بر این اساس مقادیر QT مطابق رابطه [9] محاسبه گردید.

نتایج و بحث

تجزیه واریانس افت عقب کمباین

نتایج حاصل از تجزیه واریانس اثر شدت تغذیه محصول به دماغه کمباین، سرعت دورانی کوبنده و درصد رطوبت دانه روی میزان افت عقب کمباین در جدول 1 نشان داده شده است. همانگونه که در جدول مشاهده می شود اثر هر سه فاکتور در سطح احتمال 1% معنی دار شده است ولی اثرات متقابل دوگانه و سه گانه فاکتورها معنی دار نبود. بدین معنی که فاکتورها مستقل از هم عمل کرده اند.

محیطی کوبنده را بصورت مستقیم و اثرات شدت تغذیه و نوع محصول را بصورت غیر مستقیم نشان می‌دهد.

$$\begin{aligned} l &= K_1 m^p . e^{-a_1 m} \\ &= K_2 m^p . v^q e^{-a_2 v} \times e^{-a_1 m} \\ &= K_2 v^q . m^p . e^{-a_2 v - a_1 m} \end{aligned} \quad [13]$$

از طرف دیگر، اثر شدت تغذیه محصول نیز روی عملکرد کوبنده بسیار مهم می باشد. اگر شدت تغذیه محصول به کوبنده کم باشد لایه نسبتاً نازکی از محصول از فضای کوبش با سرعت بیشتری عبور کرده و در نتیجه کوبش زیاد شده ولی جداسازی دانه در کوبنده کاهش می یابد. در شدت تغذیه های بالاتر، لایه محصول در فضای باریک کوبش فشرده شده و ضربات وارده از طرف میله های ضدکوبنده را خنثی می کند. در نتیجه، افزایش میزان تغذیه اثر منفی روی کوبش و جداسازی دانه در کوبنده دارد. بنابراین برای داشتن کوبش و جداسازی بهینه در کوبنده مقدار بهینه میزان تغذیه را باید بدست آورد و کاهش یا افزایش میزان تغذیه از این مقدار بهینه باعث کاهش بازده کوبنده خواهد شد. برای اینکه مدل بدست آمده برای کوبش شکل یکنواخت تری داشته باشد برای بیان اثر شدت تغذیه روی کوبش نیز از تابع نمایی استفاده شد:

$$\begin{aligned} K_2 &\approx f^r . e^{-a_3 f} \\ K_2 &= K_3 . f^r . e^{-a_3 f} \end{aligned} \quad [14]$$

که در آن f ، شدت تغذیه (kg/min)؛ a_3 ، ضریب ثابت؛ r ، ضریب ثابت و K_3 ، اثرات نوع محصول را نشان می دهد. با جا گذاری رابطه [14] در رابطه [13] رابطه نهایی برای کوبش در کوبنده حاصل می شود:

دانه ها و کاهش کیفیت محصول، مطلوب نیست. براساس سعی و خطای انجام گرفته، مشاهده شد که می توان تغییرات کوبش در کوبنده را بشکل تابعی نمایی بر حسب محتوای رطوبتی دانه و بصورت زیر نشان داد:

$$\begin{aligned} l &\approx m^p e^{-a_1 m} \\ l &= K_1 m^p . e^{-a_1 m} \end{aligned} \quad [11]$$

که در آن m ، محتوای رطوبتی دانه (%)، a_1 ، ضریب ثابت؛ p ، ضریب ثابت و K_1 ، ضریبی است که اثرات بقیه متغیرها را نشان می دهد.

کوبش دانه ها بطور اساسی در اثر ضربه میله های کوبنده و جذب انرژی ناشی از آن صورت می گیرد. برای طول کوبنده، میزان تغذیه و محتوای رطوبتی مشخص، هرچه سرعت محیطی کوبنده بیشتر باشد عمل اجزای کوبنده نظیر میله های آن قویتر خواهد بود. باید در نظر داشت که با افزایش سرعت دورانی کوبنده صدمه دیدگی دانه ها و خرد شده آنها افزایش می یابد. این افزایش متناسب با توان دوم سرعت نسبی کوبنده و محصول می باشد. با توجه به اینکه مقادیر بدست آمده برای λ در سرعت های دورانی مختلف کوبنده با رابطه نمایی همبستگی بیشتری نشان داد، K_1 بصورت زیر فرض شد:

$$\begin{aligned} K_1 &\approx v^q e^{-a_2 v} \\ K_1 &= K_2 v^q e^{-a_2 v} \end{aligned} \quad [12]$$

که در آن v ، سرعت محیطی کوبنده (m/s)؛ a_2 ، ضریب ثابت؛ q ، ضریب ثابت و K_2 ، ضریبی است که اثرات شدت تغذیه و نوع محصول را نشان می دهد. با جاگذاری رابطه [12] در رابطه [11]، رابطه ای به دست می آید که اثرات محتوای رطوبتی محصول و سرعت

داری در سطح احتمال 5% و با ضریب تبیین حدود 0/72 مطابق با رابطه [15] مشاهده می‌شود، بدین معنی که 72% تغییرات شدت کوبش را می‌توان با سه عامل شدت تغذیه، سرعت محیطی کوبنده و درصد رطوبت دانه و براساس رابطه فوق پیش بینی نمود. علاوه بر مدل نمایی بدست آمده، مدل های دیگری نیز با استفاده از امکانات نرم افزار SPSS بررسی گردیدند ولی هیچکدام از آنها ضریب تبیینی قابل مقایسه با ضریب تبیین مدل نمایی نداشتند. مدل بدست آمده قابل مقایسه با معدود مدل های در دسترس می‌باشد. مدل میو (b, 1999a) نرخ کوبش را برای کمباین های معمولی 4 و برای کمباین های محوری 2/20 پیش بینی می کند. به نظر می رسد تفاوت بین مدل میو و آزمایشات انجام یافته در تحقیق حاضر به نوع کمباین، نوع محصول و شرایط محیطی برمی‌گردد.

$$l = K_2 v^q . m^p . e^{(-a_2 v - a_1 m)}$$

$$l = K_3 . f^r . e^{-a_3 f} \times v^q . m^p e^{-a_2 v - a_1 m} \quad [15]$$

$$l = K_3 . m^p . v^q . f^r . e^{(-a_2 v - a_1 m - a_3 f)}$$

برای تعیین ضرایب از رگرسیون چندمتغیره غیر خطی در نرم افزار SPSS استفاده گردید . این ضرایب عبارتند از:

$$a_1 = 12/5274086$$

$$a_2 = 0/042664132$$

$$a_3 = 0/030210862$$

$$K_3 = 0/023987900$$

$$r \text{ و } q, p = 8/1$$

نتایج حاصل از تجزیه واریانس رگرسیون در جدول 2 آمده است. مطابق نتایج بدست آمده بین نرخ کوبش و متغیرهای مورد مطالعه (شدت تغذیه، سرعت محیطی کوبنده و نیز درصد رطوبت) یک رابطه نمایی معنی-

جدول ۲- تجزیه واریانس رگرسیون شدت کوبش در سطوح مختلف

شدت تغذیه، سرعت محیطی کوبنده و درصد رطوبت		
منبع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات
ناشی از رگرسیون غیر خطی نمایی	۴	۷۱/۳۱۹۱۴*
باقیمانده	۲۳	۰/۰۳۲۵۹
کل	۲۷	

* معنی دار در سطح احتمال ۵%

منابع مورد استفاده

میرزائی ا، 1372. مدل سازی ریاضی. ترجمه. تهران.

Gregory JM and Fedler CB, 1987. Mathematical relationship predicting grain separation in combines. Transactions of the ASAE 30: 1600-1604.

Kumar R and John RG, 1979. Analysis and modeling of alfalfa seed harvest losses. Transactions of the ASAE 22: 237-242.

Huynh VM and Powell TE, 1978. Cleaning shoe performance prediction. ASAE Paper No. 78-1565.

Maertens K, Baerdemaeker JD, Ramon H and Keyser RD, 2001a. An analytical grain flow model for a combine harvester. Part 1: Design of the model. Journal of Agricultural Engineering Research 79 (1): 55-63.

Maertens K, Baerdemaeker JD, Ramon H and Keyser RD, 2001b. An analytical grain flow model for a combine harvester. Part 2: Analysis and application of the model. Journal of Agricultural Engineering Research 79 (2): 187-193.

Maertens K, Reyniers M and Baedemaeker JD, 2000. Design of a grain flow model for a combine harvester. The CIGR Journal of Scientific Research and Development . 99(2): 187-193.

Miu PI, 1998a. A comprehensive simulation model of threshing and separating process in axial units. Part 1. Further model development. Paper AE98-A1-475.

Miu PI, 1998b. A comprehensive simulation model of threshing and separating process in axial units. Part 2. Model validation. Paper AE98-A1-354.

Mohsenin N, 1980. Physical Properties of Plant and Animal Materials. Third edition. Gordon and Breach Science Publisher Ltd. New York.

Trollope JR, 1982. A mathematical model of the threshing process in a conventional combine thresher. Journal of Agricultural Engineering Research 27: 119-130.

مدل سازی ریاضی نرخ کوبش در کمباین ۱۱۶۵ جاندر

حسین نوید^{۱*}، سید سعید محتسبی^۲ و منصور بهروزی لار^۲

تاریخ دریافت: 86/1/24 تاریخ پذیرش: 88/8/15

1- استادیار گروه مهندسی ماشین‌های کشاورزی، دانشگاه تبریز

2- گروه مکانیک ماشین‌های کشاورزی، دانشگاه تهران

*مسئول مکاتبه E-mail:navid@tabrizu.ac.ir

چکیده

عملکرد کوبنده با دو معیار کوبش (درصد دانه های کوبیده شده نسبت به کل دانه های ورودی به کوبنده) و جداسازی (درصد دانه های جدا شده در کوبنده نسبت به کل دانه های کوبیده شده) سنجیده می شود. مدل سازی نرخ کوبش، امکان پیش بینی کوبش (درصد دانه های کوبیده شده و افت کوبش) را فراهم می کند. کوبش و جداسازی پدیده هایی تصادفی بوده و برای بیان آنها توابع تصادفی بکار گرفته می شوند. در این تحقیق از مدل پواسون به عنوان تابع توزیع چگالی احتمال استفاده گردید. براساس روابط بدست آمده و نیز نتایج حاصل از آزمون مزرعه ای نرخ کوبش (λ) برای وضعیت های مختلف در بازه 2/727 تا 3/821 تغییر کرد. این پارامتر به عوامل متعددی بستگی دارد که در این آزمایش اثر سه عامل شدت تغذیه محصول، سرعت محیطی کوبنده و محتوای رطوبتی دانه روی آن مورد بررسی قرار گرفت. در مرحله بعد، نحوه تغییر λ با تغییر سه پارامتر فوق الذکر بررسی، تبیین و بصورت رابطه ریاضی نوشته شد و با استفاده از امکانات رگرسیون چند متغیره غیرخطی در نرم افزار SPSS مدل نهایی برای λ با ضریب تبیین 0/72 بدست آمد.

واژه های کلیدی: کمباین، کوبش، مدل ریاضی

Mathematical Modeling of Threshing Rate on John Deere Combine (Model 1165)

H Navid^{1*}, S Mohtasebi² and M Behrooz Lar²

¹Department of Agricultural Machinery, University of Tabriz, Tabriz, Iran

²Department of Mechanics of Agricultural Machinery, University of Tehran, Tehran, Iran

*Corresponding author: Navid@tabrizu.ac.ir

Abstract

Thresher performance in combine harvester is evaluated with two parameters: threshing (percentage of threshed grain to the total input grain to thresher) and separating (percentage of separated grain in threshing space to total threshed grain). Modeling of threshing rate makes possible estimating of threshing loss. Threshing and separating are stochastic events. In this research, a stochastic mathematical model was developed for threshing rate. This model uses an exponential function as probability density function (pdf) to describe the threshing rate with varying feed rate, thresher speed and grain moisture content. Based on data from field experiments, threshing rate was determined. Its range varied from 2.627 to 3.821 in different conditions. Using nonlinear regression of SPSS, coefficients of model achieved with $R^2=0.72$.

Keywords: Combine, Mathematical model, Threshing

مقدمه

عملکرد کوبنده، عمل کوبش را بصورت ریاضی تعریف نماید. کومار و جان (1979) بر اساس تحلیل‌های انجام شده روی داده‌های بدست آمده از آزمون‌های محققین متعدد، افت کوبنده را بصورت تابعی نمایی از متغیرهای متعدد نشان دادند. مرتنز و همکاران (2000) از ترکیب مدل‌های موجود برای کوبنده (ترولوپه 1982 و گرگوری و فدلر 1987) و تمیز کننده (هیونه و پاول 1978) مدلی را برای جریان محصول داخل کمباین نیوهلند با دواستوانه کوبنده ارائه دادند. همچنین مرتنز و همکاران (2001a,b) برای محاسبه میزان دانه های جدا شده، از تابع احتمال جداسازی موضعی، $P_g(x, u_s(t))$ ، درطول سینی دانه انتگرال گرفت و نشان داد که تابع P_g علاوه

دانه‌های وارد شده به فضای کوبش در اثر دو عامل 1- ضربه¹ کوبنده به محصول (در ناحیه ورودی محصول به فضای کوبش) که ناشی از اختلاف سرعت کوبنده و محصول در لحظه ورود محصول به فضای کوبش می‌باشد و 2- مالش² محصول توسط کوبنده که در فضای کوبش صورت می‌گیرد، کوبیده شده، درصد بالایی از دانه‌های کوبیده شده جدا و از سوراخهای ضد کوبنده عبور کرده و روی سینی دانه می‌ریزند (ترولوپه 1982). ترولوپه (1982) سعی کرد برای پیش‌بینی اثر تغییر در منحنی‌های کوبنده و ضد کوبنده بر روی

¹Impact

²Rubbing

تعریف می‌شوند. یکی از این توابع به توزیع پواسون مشهور است. در این توزیع، که به صورت زیر بیان می‌شود λ یک عدد بدون بعد بوده و نرخ پدیده مورد بحث نامیده می‌شود (میرزایی 1372):

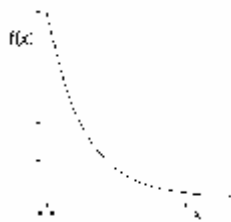
$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \quad [1]$$

هرچه مقدار پارامتر λ بیشتر باشد درصد بیشتری از دانه‌ها کوبیده شده و بازده کوبنده افزایش خواهد یافت. نتایج تحقیقات مرتنز و همکاران (2000) و نیز میو (1998a, b) حاکی از آن است که می‌توان برای کوبش و جداسازی از توابع زیر استفاده کرد. شکل 2 نمودار این تابع را نشان می‌دهد.

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \quad [2]$$

$$g(x) = \beta e^{-\beta x} \quad [3]$$

که در آن $f(x)$ تابع چگالی احتمال کوبش، $g(x)$ تابع چگالی احتمال جداسازی، λ نرخ کوبش (m^{-1}) و β نرخ جداسازی (m^{-1}) و x فاصله جزء از ورودی فضای کوبش می‌باشد.



شکل ۲ - نمودار تابع چگالی احتمال (توزیع پواسون)
اگر از رابطه [1] در طول ضد کوبنده انتگرال گرفته شود، درصد دانه های کوبیده شده بدست می آید .

$$S_1 = \int_0^x \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$= \left[-e^{-\lambda x} \right]_0^x \quad [4]$$

$$= 1 - e^{-\lambda x}$$

و با جایگزینی $x = \ell$ (طول ضدکوبنده) در رابطه [4]، درصد کل دانه‌های کوبیده شده حاصل می‌شود:

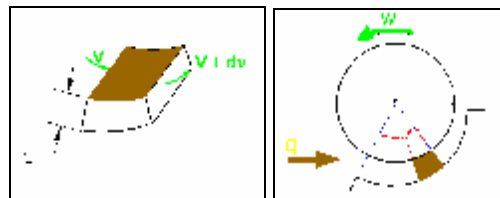
بر $u_s(t)$ (شدت تغذیه محصول)، به عوامل دیگری مثل طول کاه، رطوبت و گونه محصول بستگی دارد.

میو (1998a,b) براساس کارهای قبلی خود و برپایه مدل های تصادفی، روابطی را برای پیش بینی شاخص های عملکردی واحد کوبنده در کمباین‌های محوری (درصد دانه‌های کوبیده نشده، درصد دانه های جدا شده ، افت کوبش و افت جدا سازی) ارائه نمود.

هدف از این تحقیق ارائه مدل ریاضی برای محاسبه نرخ کوبش (λ) در کمباین جاندر مدل 1165 بود. این مدل محققان را در پیش‌بینی عملکرد کمباین بویژه کوبنده آن یاری می‌نماید.

مواد و روش‌ها

مطابق شکل 1، یک جزء حجمی در فضای بین کوبنده و ضدکوبنده در نظر گرفته می‌شود. اغلب دانه‌های داخل جزء یاد شده در اولین ضربه وارده از طرف کوبنده، کوبیده شده و در طول حرکت جزء در فضای کوبش از مواد غیر دانه‌ای جدا شده و بر روی سینی دانه می‌ریزد. باید دقت نمود هرچند که قسمت عمده کوبش در اولین ضربه صورت می‌گیرد لیکن این کار در طول فضای کوبش نیز ادامه می‌یابد. جداسازی نیز



شکل 1- فضای کوبش و جزء در نظر گرفته شده در کمباین

بعد از اولین ضربه شروع شده و تا آخر مسیر ادامه خواهد داشت. این اتفاقات در کوبنده یعنی کوبش و جدا سازی پدیده هایی تصادفی بوده و برای توضیح آنها می‌توان از توابع تصادفی استفاده نمود. در مدل های تصادفی متغیرهای پیوسته با تابع چگالی احتمال¹

¹Probability Density Function

$$S_{1I} = 1 - e^{-lI} \quad [5]$$

درصد دانه های کوبیده نشده نیز برابر خواهد بود با :

$$S_{2I} = 1 - [1 - e^{-lI}] = e^{-lI} \quad [6]$$

نمودار مربوط به روابط [5] و [6] در شکل 3 مشاهده می شود.

از طرف دیگر براساس شکل 4، میزان کل دانه های ورودی به کوبنده برابر $q + q_7$ و میزان دانه های کوبیده شده برابر $q_3 + q_6 + q_8$ بوده و درصد دانه های کوبیده شده بصورت زیر محاسبه می شود :

$$Q_T = \frac{q_3 + q_6 + q_8}{q + q_7} \quad [7]$$

که در آن Q_T درصد دانه های کوبیده شده در کوبنده می باشد.

اگر این مقدار با مقدار بدست آمده از رابطه [5] مساوی قرار داده شود:

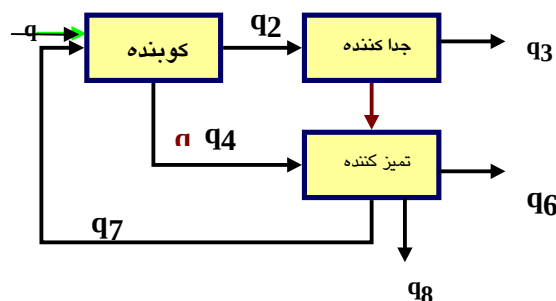
$$1 - e^{-\lambda l} = \frac{q_3 + q_6 + q_8}{q + q_7} \quad [8]$$

$$1 - e^{-lI} = Q_T \quad [9]$$

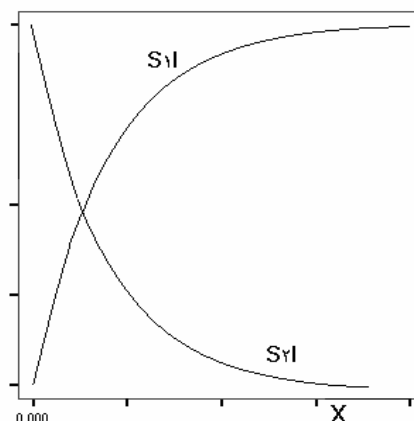
$$\begin{aligned} e^{-lI} &= 1 - Q_T \\ \ln(e^{-lI}) &= \ln(1 - Q_T) \\ -lI &= \ln(1 - Q_T) \end{aligned} \quad [10]$$

$$l = -\frac{1}{I} \times \ln(1 - Q_T)$$

رابطه [10] نشان می دهد که با معلوم بودن مقدار Q_T می توان λ را برای کوبنده ای به طول l محاسبه نمود.



شکل ۴ - جریان مواد در کمباین

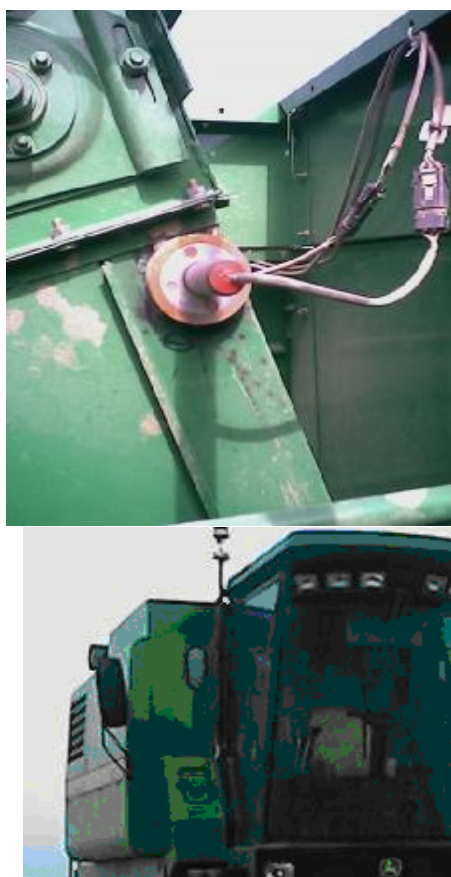


شکل ۳ - نمودار توابع S_1 و S_2

در این تحقیق تعیین مدل ریاضی برای محاسبه نرخ کوبش (λ) در کمباین جاندر مدل 1165 مد نظر قرار گرفت. این مدل محققین را در پیش بینی عملکرد کمباین بویژه کوبنده آن یاری می نماید.

برای تعیین Q_T آزمونی به صورت فاکتوریل و در قالب طرح کاملاً تصادفی و با سه تکرار در منطقه اراک انجام شد. فاکتورهای مورد مطالعه شامل شدت

یکنواخت می‌باشد. بعبارتی لایه محصول در فضای کوبش یک محیط همگن در نظر گرفته می‌شود (ترولوپه 1982). بر این اساس درصد دانه‌های تمیز به کزل در هر دو خروجی کوبنده (به سینی دانه و جداکننده) یکسان خواهد بود. چرا که با فرض همگن بودن لایه محصول همه شرایط و عوامل موثر نظیر سرعت کوبنده و نیز اندازه سوراخ‌های ضد کوبنده طوری هستند که شانس دانه و همچنین کزل برای عبور از سوراخ‌های ضدکوبنده و یا حرکت به سوی غربال‌ها مساوی است. زمانی که سوراخ‌های جداکننده بسته شده است و هیچ دانه‌ای از جداکننده به تمیز کننده نمی‌ریزد می‌توان با توزین دانه‌های تمیز و کزل‌ها در خروجی جداکننده، نسبت دانه‌های تمیز به کزل را تعیین



شکل ۵- حسگر نصب شده روی بالابر کمباین جاندر ۱۱۶۵ و موقعیت گیرنده GPS روی آن

تغذیه محصول به کمباین در سه سطح متناسب با دنده یک سنگین (A_1)، یک سبک (A_2) و دو سنگین (A_3)، سرعت‌های محیطی مختلف کوبنده شامل سطوح $B_1 = 82/29$ ، $B_2 = 33/32$ و $B_3 = 84/36$ متر بر ثانیه و درصد رطوبت دانه در سه سطح $C_1 = 17$ ، $C_2 = 14$ و $C_3 = 12$ بودند. در این آزمایش‌ها خروجی‌های جداکننده (q_3) و تمیزکننده (q_6) در حالت عادی، خروجی جداکننده در حالت جداکننده بسته (q_{23}) و خروجی بالابر دانه تمیز (q_8) در شدت‌های مختلف تغذیه، سرعت‌های محیطی مختلف کوبنده و رطوبت‌های مختلف بررسی و اندازه‌گیری شد. ابعاد کرت‌های آزمایشی $4/8 \times 50$ متر مربع بود. بعد از تنظیم دور کوبنده، در ابتدای هر کرت آزمایشی، کمباین شروع به برداشت در طول 30 متر نمود تا اینکه حرکت مواد و سرعت پیشروی به حالت پایدار برسد. در ادامه کار اندازه‌گیری لازم در داخل هر کرت انجام شد.

مقادیر q_3 ، q_6 و q_8 قابل اندازه‌گیری هستند. مجموع q_3 و q_6 همان میزان افت عقب کمباین می‌باشد و برای اندازه‌گیری آن از قاب‌های استاندارد استفاده می‌شود. بنابراین، دانه‌های داخل قاب توزین شده و با توجه به سرعت پیشروی، نرخ¹ افت عقب کمباین محاسبه گردید. برای اندازه‌گیری مقدار دانه‌های تمیز و نیز سرعت پیشروی از یک سیستم اندازه‌گیر عملکرد استفاده شد. این سیستم از یک حسگر عملکرد نوری که در قسمت بالای بالابر دانه تمیز نصب می‌شود (شکل 5) برای اندازه‌گیری شدت جریات دانه تمیز و از یک گیرنده GPS برای تعیین موقعیت زمانی و مکانی دستگاه و در نتیجه تعیین سرعت پیشروی کمباین استفاده می‌کند. q نیز که ورودی کمباین می‌باشد برابر خروجی دستگاه و $q_3 + q_6 + q_8$ می‌باشد. برای اندازه‌گیری میزان دانه‌های کوبیده نشده (q_7) فرض بر این است که پراکندگی دانه‌ها و کزل در داخل لایه محصول

¹Rate

جدول ۱- تجزیه واریانس اثر شدت تغذیه محصول به دماغه کمباین، سرعت دورانی کوبنده و درصد رطوبت دانه بر افت عقب کمباین (مجموع افت جداکننده و تمیزکننده)

منبع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات
شدت تغذیه (A)	۲	۱۴/۳۱۹**
سرعت دورانی کوبنده (B)	۲	۱/۲۰۷**
درصد رطوبت دانه (C)	۲	۲/۵۵۳**
A × B	۴	۰/۰۴۵ns
A × C	۴	۰/۰۲۰ns
B × C	4	0/039ns
A × B × C	8	0/192 ns
خطای آزمایش	54	0/14
ضریب تغییرات %		9/41

ns غیر معنی دار و ** معنی دار در سطح احتمال 1%

مدل سازی I

برای تعیین λ از رابطه [10] و مقادیر اندازه گیری شده در آزمایشات استفاده شد که مقدار آن از 2/727 تا 3/821 تغییر کرد. QT یا بعبارتی درصد دانه های کوبیده شده، و در نتیجه λ ، تابعی از متغیرهای مختلف نظیر شدت تغذیه، سرعت محیطی کوبنده و درصد رطوبت دانه بوده و بنابراین می توان تغییرات λ را بر حسب تغییرات سه متغیر فوق مدل سازی و پیش بینی نمود. در طبقه بندی مواد از نظر خاصیت کشسانی، محصولات کشاورزی زمره مواد ویسکوالاستیک محسوب می شوند که با افزایش رطوبت، کشسانی (الاستیسیته) و سختی آنها کاهش می یابد و بنابراین در کوبش مواد با رطوبت بالا نه تنها دامنه ارتعاشات وارد شده به محصول کاهش می یابد بلکه فرکانس ارتعاش نیز کم می شود. همچنین در محصول مرطوب، جدا شدن دانه از خوشه نیروی زیادی را طلب می کند (محسنین 1980). در نتیجه کوبش محصول با محتوای رطوبتی بالا مشکل بوده و میزان کوبش کاهش خواهد یافت. در عین حال محتوای رطوبتی خیلی پایین نیز به علت خرد شدن

نمود. برای اندازه گیری جداگانه خروجی جداکننده از یک لایه برزنت که در زیر الکها و کمی عقب تر نصب می شود استفاده گردید. به هنگام نیاز نخ های بسته شده به انتهای برزنت کشیده شد که به موجب آن فضایی گونی مانند ایجاد شده و خروجی الکها را در خود جمع کرد. فاصله بستن خروجی غربال تا پر شدن حجم داخل برزنت، فرصتی بود تا بتوان با استفاده از قاب های استاندارد از خروجی غربال نمونه برداری نمود. مجموع دانه های تمیز و کزل و نیز دانه های تمیز داخل قابها بطور جداگانه توزین و پس از محاسبات لازم نسبت دانه های کوبیده نشده به کل دانه های داخل قاب محاسبه گردید که بین 10 تا 20 درصد در وضعیت های مختلف متغیر بود. نظر به همگن بودن لایه محصول، نسبت بین کزل و مجموع دانه ها در خروجی جدا کننده برابر نسبت بین کزل (q7) و شدت جریان ورودی به کوبنده (q+q7) خواهد بود. بر این اساس مقادیر QT مطابق رابطه [9] محاسبه گردید.

نتایج و بحث

تجزیه واریانس افت عقب کمباین

نتایج حاصل از تجزیه واریانس اثر شدت تغذیه محصول به دماغه کمباین، سرعت دورانی کوبنده و درصد رطوبت دانه روی میزان افت عقب کمباین در جدول 1 نشان داده شده است. همانگونه که در جدول مشاهده می شود اثر هر سه فاکتور در سطح احتمال 1% معنی دار شده است ولی اثرات متقابل دوگانه و سه گانه فاکتورها معنی دار نبود. بدین معنی که فاکتورها مستقل از هم عمل کرده اند.

محیطی کوبنده را بصورت مستقیم و اثرات شدت تغذیه و نوع محصول را بصورت غیر مستقیم نشان می‌دهد.

$$\begin{aligned} l &= K_1 m^p . e^{-a_1 m} \\ &= K_2 m^p . v^q e^{-a_2 v} \times e^{-a_1 m} \\ &= K_2 v^q . m^p . e^{-a_2 v - a_1 m} \end{aligned} \quad [13]$$

از طرف دیگر، اثر شدت تغذیه محصول نیز روی عملکرد کوبنده بسیار مهم می باشد. اگر شدت تغذیه محصول به کوبنده کم باشد لایه نسبتاً نازکی از محصول از فضای کوبش با سرعت بیشتری عبور کرده و در نتیجه کوبش زیاد شده ولی جداسازی دانه در کوبنده کاهش می یابد. در شدت تغذیه های بالاتر، لایه محصول در فضای باریک کوبش فشرده شده و ضربات وارده از طرف میله های ضدکوبنده را خنثی می کند. در نتیجه، افزایش میزان تغذیه اثر منفی روی کوبش و جداسازی دانه در کوبنده دارد. بنابراین برای داشتن کوبش و جداسازی بهینه در کوبنده مقدار بهینه میزان تغذیه را باید بدست آورد و کاهش یا افزایش میزان تغذیه از این مقدار بهینه باعث کاهش بازده کوبنده خواهد شد. برای اینکه مدل بدست آمده برای کوبش شکل یکنواخت تری داشته باشد برای بیان اثر شدت تغذیه روی کوبش نیز از تابع نمایی استفاده شد:

$$\begin{aligned} K_2 &\approx f^r . e^{-a_3 f} \\ K_2 &= K_3 . f^r . e^{-a_3 f} \end{aligned} \quad [14]$$

که در آن f ، شدت تغذیه (kg/min)؛ a_3 ، ضریب ثابت؛ r ، ضریب ثابت و K_3 ، اثرات نوع محصول را نشان می دهد. با جا گذاری رابطه [14] در رابطه [13] رابطه نهایی برای کوبش در کوبنده حاصل می شود:

دانه ها و کاهش کیفیت محصول، مطلوب نیست. براساس سعی و خطای انجام گرفته، مشاهده شد که می توان تغییرات کوبش در کوبنده را بشکل تابعی نمایی بر حسب محتوای رطوبتی دانه و بصورت زیر نشان داد:

$$\begin{aligned} l &\approx m^p e^{-a_1 m} \\ l &= K_1 m^p . e^{-a_1 m} \end{aligned} \quad [11]$$

که در آن m ، محتوای رطوبتی دانه (%)، a_1 ، ضریب ثابت؛ p ، ضریب ثابت و K_1 ، ضریبی است که اثرات بقیه متغیرها را نشان می دهد.

کوبش دانه ها بطور اساسی در اثر ضربه میله های کوبنده و جذب انرژی ناشی از آن صورت می گیرد. برای طول کوبنده، میزان تغذیه و محتوای رطوبتی مشخص، هرچه سرعت محیطی کوبنده بیشتر باشد عمل اجزای کوبنده نظیر میله های آن قویتر خواهد بود. باید در نظر داشت که با افزایش سرعت دورانی کوبنده صدمه دیدگی دانه ها و خرد شده آنها افزایش می یابد. این افزایش متناسب با توان دوم سرعت نسبی کوبنده و محصول می باشد. با توجه به اینکه مقادیر بدست آمده برای λ در سرعت های دورانی مختلف کوبنده با رابطه نمایی همبستگی بیشتری نشان داد، K_1 بصورت زیر فرض شد:

$$\begin{aligned} K_1 &\approx v^q e^{-a_2 v} \\ K_1 &= K_2 v^q e^{-a_2 v} \end{aligned} \quad [12]$$

که در آن v ، سرعت محیطی کوبنده (m/s)؛ a_2 ، ضریب ثابت؛ q ، ضریب ثابت و K_2 ، ضریبی است که اثرات شدت تغذیه و نوع محصول را نشان می دهد. با جاگذاری رابطه [12] در رابطه [11]، رابطه ای به دست می آید که اثرات محتوای رطوبتی محصول و سرعت

داری در سطح احتمال 5% و با ضریب تبیین حدود 0/72 مطابق با رابطه [15] مشاهده می‌شود، بدین معنی که 72% تغییرات شدت کوبش را می‌توان با سه عامل شدت تغذیه، سرعت محیطی کوبنده و درصد رطوبت دانه و براساس رابطه فوق پیش بینی نمود. علاوه بر مدل نمایی بدست آمده، مدل های دیگری نیز با استفاده از امکانات نرم افزار SPSS بررسی گردیدند ولی هیچکدام از آنها ضریب تبیینی قابل مقایسه با ضریب تبیین مدل نمایی نداشتند. مدل بدست آمده قابل مقایسه با معدود مدل های در دسترس می‌باشد. مدل میو (b, 1999a) نرخ کوبش را برای کمباین های معمولی 4 و برای کمباین های محوری 2/20 پیش بینی می کند. به نظر می رسد تفاوت بین مدل میو و آزمایشات انجام یافته در تحقیق حاضر به نوع کمباین، نوع محصول و شرایط محیطی برمی‌گردد.

$$l = K_2 v^q . m^p . e^{(-a_2 v - a_1 m)}$$

$$l = K_3 . f^r . e^{-a_3 f} \times v^q . m^p e^{-a_2 v - a_1 m} \quad [15]$$

$$l = K_3 . m^p . v^q . f^r . e^{(-a_2 v - a_1 m - a_3 f)}$$

برای تعیین ضرایب از رگرسیون چندمتغیره غیر خطی در نرم افزار SPSS استفاده گردید . این ضرایب عبارتند از:

$$a_1 = 12/5274086$$

$$a_2 = 0/042664132$$

$$a_3 = 0/030210862$$

$$K_3 = 0/023987900$$

$$r \text{ و } q, p = 8/1$$

نتایج حاصل از تجزیه واریانس رگرسیون در جدول 2 آمده است. مطابق نتایج بدست آمده بین نرخ کوبش و متغیرهای مورد مطالعه (شدت تغذیه، سرعت محیطی کوبنده و نیز درصد رطوبت) یک رابطه نمایی معنی-

جدول ۲- تجزیه واریانس رگرسیون شدت کوبش در سطوح مختلف

شدت تغذیه، سرعت محیطی کوبنده و درصد رطوبت		
منبع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات
ناشی از رگرسیون غیر خطی نمایی	۴	۷۱/۳۱۹۱۴*
باقیمانده	۲۳	۰/۰۳۲۵۹
کل	۲۷	

* معنی دار در سطح احتمال ۵%

منابع مورد استفاده

میرزائی ا، 1372. مدل سازی ریاضی. ترجمه. تهران.

Gregory JM and Fedler CB, 1987. Mathematical relationship predicting grain separation in combines. Transactions of the ASAE 30: 1600-1604.

Kumar R and John RG, 1979. Analysis and modeling of alfalfa seed harvest losses. Transactions of the ASAE 22: 237-242.

Huynh VM and Powell TE, 1978. Cleaning shoe performance prediction. ASAE Paper No. 78-1565.

Maertens K, Baerdemaeker JD, Ramon H and Keyser RD, 2001a. An analytical grain flow model for a combine harvester. Part 1: Design of the model. Journal of Agricultural Engineering Research 79 (1): 55-63.

Maertens K, Baerdemaeker JD, Ramon H and Keyser RD, 2001b. An analytical grain flow model for a combine harvester. Part 2: Analysis and application of the model. Journal of Agricultural Engineering Research 79 (2): 187-193.

Maertens K, Reyniers M and Baedemaeker JD, 2000. Design of a grain flow model for a combine harvester. The CIGR Journal of Scientific Research and Development . 99(2): 187-193.

Miu PI, 1998a. A comprehensive simulation model of threshing and separating process in axial units. Part 1. Further model development. Paper AE98-A1-475.

Miu PI, 1998b. A comprehensive simulation model of threshing and separating process in axial units. Part 2. Model validation. Paper AE98-A1-354.

Mohsenin N, 1980. Physical Properties of Plant and Animal Materials. Third edition. Gordon and Breach Science Publisher Ltd. New York.

Trollope JR, 1982. A mathematical model of the threshing process in a conventional combine thresher. Journal of Agricultural Engineering Research 27: 119-130.

بررسی برخی عوامل موثر بر باززایی شاخه از جداگشت های مختلف سیب گمی آلماسی (*Malus domestica* Borkh)

مهدی محسنی آذر^{۱*}، سنبل ناظری^۲، مرتضی قدیم زاده^۳، محمد علی ملبویی^۴ و سیاوش همتی^۵

تاریخ دریافت: 86/7/1 تاریخ پذیرش: 88/10/10

- 1- کارشناس ارشد بیوتکنولوژی، گروه باغبانی، دانشگاه ارومیه
- 2- استادیار گروه بیوتکنولوژی، دانشگاه بوعلی سینای همدان
- 3- استادیار گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه
- 4- دانشیار پژوهشگاه ملی مهندسی ژنتیک و فناوری زیستی تهران
- 5- کارشناس ارشد باغبانی، جهاد دانشگاهی واحد ارومیه

*مسئول مکاتبه E-mail: mohseniazar@gmail.com

چکیده

سیب "گمی آلماسی" یک پایه پاکوتاه سیب است که از مناطق شمال غرب ایران منشأ گرفته است. این رقم می تواند به عنوان پایه برای اکثر ارقام تجاری سیب به کار رود. دستیابی به سیستم باززایی با کارایی بالا در سیب با هدف تکثیر درون شیشه ای، انتقال ژن و سایر مطالعات لازم و ضروری است. در این تحقیق آزمایش های مختلفی برای بهینه سازی باززایی شاخه های نابجا انجام گرفت. دو بافت کالوس و برگ، همچنین دو محیط کشت پایه N6 تغییر یافته و MS به همراه ترکیبی از غلظت های مختلف BA و NAA برای باززایی مورد آزمایش قرار گرفتند. برگ ها از شاخه های کشت شده و تکثیر شده در محیط کشت MS برداشت شدند. بعد از هشت هفته، درصد باززایی و تعداد شاخه های تولید شده در هر قسمت و همچنین درصد تولید کالوس در برگ ارزیابی گردید. در آزمایش های باززایی از بافت کالوس در طول آزمایش، باززایی شاخه ای مشاهده نشد. باززایی شاخه های نابجا تنها از بافت برگ مشاهده شد. بهترین محیط برای باززایی از برگ ها محیط MS به همراه ۲ میلی گرم در لیتر NAA و ۷/۵ میلی گرم در لیتر BA تشخیص داده شد. زخمی کردن برگ ها تاثیر مثبت بر بهبود باززایی داشت.

واژه های کلیدی: باززایی، پاکوتاه، رقم، سیب، کالوس، گمی آلماسی

Study of Effective Factors on *in vitro* Regeneration from Dwarf Rootstock of Apple, *Malus domestica* Borkh cv Gami Almasi

M Mohseni Azar^{1*}, S Nazeri², M Ghadim Zadeh³, M Malboobi⁴ and S Hemmaty⁵

¹MSc of Biotechnology, Horticulture Department, Faculty of Agriculture, Urmia University, Urmia, Iran

²Assistant Professor of Biotechnology Department, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University of Hamedan, Hamedan, Iran

³Assistant Professor of Agronomy and Plant Breeding Department, Agriculture Faculty, Urmia University, Urmia, Iran

⁴Associate Professor of Plant Biotechnology Department, National Research Institute of Genetic engineering and Biotechnology, Tehran, Iran

⁵MSc of Horticulture, Academic Center for Education, Culture and Research (ACECR) Urmia Branch, Urmia, Iran

* Corresponding author : E-mail: mohseniazar@gmail.com

Abstract

Gami Almasi is a dwarf rootstock of apple which was originated from North West of Iran. This rootstock can be used as a dwarf rootstock for most cultivars of the apple. Shoot regeneration step is a critical factor in apple's *in vitro* proliferation and *Agrobacterium* mediated gene transformation. The regeneration potential is different among cultivars and must be optimized for individual genotypes. In this experiment, we tested different kind of factors that may affect the regeneration efficiency. Two explant type, leaf & callus, two regeneration medium with MS & N6 (modified) basal medium and also various combinations of BA and NAA level were used. Callus and leaves were taken from *in vitro* established shoots as explants. After eight weeks shoot regeneration rate, callus induction rate and mean of shoot number per leaf were measured. Results indicated that MS medium was better than N6 for shoot regeneration and optimum phytohormons concentrations were achieved in 7.5mg/l BA and 2mg/l NAA. Regenerated shoots were obtained only from *in vitro* leaves, and callus didn't regenerate any shoot. Cutting the surface of the shoots usually enhanced the regeneration from leaves.

Keywords: Apple, Callus, Cultivar, Dwarf, Gami Almasi, Regeneration

مقدمه

متراکم و برنامه های به نژادی می تواند بسیار مفید باشد. حداکثر ارتفاع گیاهان بالغ این رقم 1/2 متر و دارای تاج گسترده است (ناصری و همکاران 1385). اولین بار پایه ی گمی آلماسی در سال 1371 با

سیب گمی الماسی به طور وحشی در شمال غربی ایران رشد می کند و یکی از پاکوتاهترین پایه های بومی ایران است که به نظر می رسد جهت احداث باغهای سیب

دلایشن، رد دلیشیوز، مک اینتاش و پایه M9 بسیار موفقیت آمیز است اما لازم است که برای سایر ارقام پایه و پیوندی مهم سیب نیز گسترش یابد (پیز و آلدوینکل 1994). تا کنون سیستم باززایی کارآمد و مناسبی برای پایه پاکوتاه سیب گمی آلماسی ایجاد نشده است. به نظر می‌رسد که غلظت بهینه مورد استفاده از BA و NAA بین ژنوتیپ‌های مختلف متفاوت است. هدف از این آزمایش بهینه سازی فراوانی باززایی از بافت برگ و کالوس به منظور یافتن محیط کشت مناسب و غلظت هورمونی مناسب برای افزایش باززایی گیاهچه‌های سیب بود.

مواد و روش‌ها

شاخه‌ها به‌طور استریل از کشت های درون شیشه‌ای سیب پاکوتاه گمی آلماسی جدا شدند. قبلاً جوانه‌های شاخه از درختان حدوداً 30 ساله کاشته شده در باغ سیب گروه باغبانی، دانشکده کشاورزی دانشگاه ارومیه برداشت شده بودند. این شاخه‌ها در محیط کشت MS (موراشیگ و اسکوک 1962) حاوی 10 میلی گرم در لیتر BA و 1 میلی گرم در لیتر IBA قبل از استفاده در آزمایشات باززایی تکثیر گردیدند. کالوسهای مشتق از شاخه‌های درون شیشه‌ای قبل از استفاده در آزمایشات باززایی در محیط MS حاوی 10 میلی گرم در لیتر NAA تکثیر شدند. قطعاتی به اندازه 5 ± 2 میلی‌متر از کالوسها جدا و در ظروف پتری کشت گردیدند. برگها به طول 15 ± 3 میلی‌متر از شاخه‌ها جدا شده و سپس بوسیله اسکالپل زخمی شدند و بر روی محیط کشت قرار داده شدند، به‌طوری‌که سطح زیرین برگ با محیط تماس داشته باشد. محیطهای کشت مورد استفاده MS و N6 (تغییر یافته) (فازولو 1989) بودند. تنظیم کننده‌های رشد با غلظت‌های صفر، 2/5، 5، 7/5،

ویژگی‌های خوبی از جمله القاء اثر پاکوتاهی و زودباردهی، سازگاری خوب پیوندی با ارقام تجاری سیب، سهولت تکثیر و تحمل آن در مقابل بیماری قارچی شایع درختان سیب یعنی سفیدک سطحی معرفی گردید (زادشکویان 1371). افزایش کارایی باززایی شاخه از برگ برای ازدیاد پایه یا توسعه سیستم انتقال ژن در سیب با استفاده از *Agrobacterium tumefaciens* ضروری و اساسی است (کلی و راجرز 1989). در بسیاری از نمونه‌های گیاهی فقدان یک سیستم باززایی کارآمد عامل اصلی محدودیت توسعه تکنیک انتقال ژن به گیاهان چند ساله است (داندیکار 1992). برای این منظور اغلب، ریزنمونه‌های برگ از گیاهان سیب رشد کرده در شرایط درون شیشه‌ای¹ مورد استفاده قرار می‌گیرند. بافت برگ باید فاقد هر گونه آغازنده از پیش پدید شاخه باشد که از قبل موجود می‌باشد. اولین گزارش از باززایی درون شیشه‌ای از بافت برگ سیب بوسیله لیو و همکاران (1983) گزارش شده است. فاکتورهای اساسی که در فراوانی باززایی از برگ در ارقام پایه، بذری و پیوندی سیب موثرند، مورد بررسی قرار گرفته‌اند از جمله نوع محیطهای کشت، غلظت هورمونها، تاثیر روشنایی و تاریکی بر باززایی، تاثیر ایجاد زخم بر باززایی (ولاندر 1988، فازولو 1989، کربان و همکاران 1992، سربسکانداراجاه و گودوین 1998) تاثیر فیتوهورمون‌ها در محیط کشت بر روی باززایی شاخه‌های نابجا تنها به غلظت بستگی نداشته و به عوامل دیگر هم بستگی دارد. باززایی برگ‌های *Malus domestica* همچنین به موقعیت برگ روی شاخه مادر و سن آن بستگی دارد، سه برگ جوانتر روی شاخه بیشترین پتانسیل باززایی را دارند (فازولو 1989، ولاندر 1988 و پیز و آلدوینکل 1994). باززایی جوانه های نابجا در ارقام پیوندی گلدن

¹in vitro

10 میلی‌گرم برای BA و غلظتهای صفر، 0/2، 1، 2 میلی‌گرم در لیتر برای NAA بکار رفتند. pH محیط‌های کشت قبل از اضافه کردن آگار با استفاده از محلول 0/1 NaOH نرمال روی 5/8 تنظیم گردید. تمام محیط‌های کشت به مدت 20 دقیقه در دمای 121°C و فشار 1/1 کیلوگرم بر سانتیمتر مربع اتو کلاو شدند و سپس بطور استریل در پتری‌هایی با اندازه 60×15 میلی متری توزیع شدند. سپس برگها بر روی محیط کشت قرار داده شدند و در پتری‌ها با پارافیلیم بسته شد. برای تحریک باززایی کشت‌های برگ و کالوس درون پتری در محیط تاریکی در دمای $25 \pm 0/5^{\circ}\text{C}$ به مدت 10 روز قرار داده شدند. این کشتها پس از 10 روز به فیتوترون با فتوپریود 16 ساعت روشنایی و 8 ساعت تاریکی که به‌وسیله لامپ‌های مهتابی و آفتابی (برای تامین نور قرمز) با شدت 4500 لوکس تامین می‌شد منتقل شدند. در این شرایط دمای محیط در محدوده $25 \pm 2^{\circ}\text{C}$ بود و تا پایان آزمایش در این دما نگهداری شدند. برای بررسی تغییرات ریخت‌شناسی سلولها اقدام به برشگیری در برگهایی که کالوس تشکیل شده بود گردید. از روش گِراک و لایدر (1979) برای رنگ آمیزی استفاده شد. در این روش بافت‌های برگ بعد از برش با تیغ صورت تراشی ابتدا به مدت 5 دقیقه در آب ژاول قرار گرفتند سپس بترتیب 1 دقیقه در آب اسید (اسید کلریدریک 0/1 نرمال)، 1 دقیقه در آبی متیل و 30 ثانیه در قهوه‌ای بیسمارک قرار داده شدند و با استفاده از میکروسکوپ نوری وضع سلولها مشاهده گردید. فاکتورهایی که در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفتند محیط کشت پایه، غلظت هورمون و نوع بافت بود و در آنها تعداد شاخه باززایی شده در هر برگ، درصد باززایی و درصد برگ‌هایی که تشکیل کالوس داده‌بودند، ثبت گردید.

طرح آزمایشی و داده‌ها: از چهار تکرار ظرف پتری، هر کدام حاوی چهار برگ (معمولاً از سه برگ جوان انتهایی هر شاخه استفاده شد) یا چهار تکه کالوس، برای تمام آزمایش‌ها استفاده شد. آزمایش‌ها به صورت فاکتوریل در قالب طرح کاملاً تصادفی پیاده شدند. تعداد برگ‌هایی که در آنها شاخه و یا کالوس تشکیل شده بود، ثبت شد. داده‌ها تقریباً 45 روز پس از شروع آزمایش یادداشت برداری شدند. از آزمون دانکن برای مقایسه میانگین‌ها استفاده شد. تجزیه داده‌ها نیز با استفاده از نرم افزار MSTATC انجام گرفت.

نتایج

با استفاده از لوپ مجهز به دوربین جوانه‌های نابجا و شاخه‌ها 20 روز بعد از کاشت مشاهده شدند. شاخه‌های نابجا بصورت گره‌هایی با سطح برآق در مقایسه با سلولهای میله‌ای شکل پراکنده اطراف که به‌طور معمول در کنار و سطح برگها به‌وجود می‌آیند، مشخص هستند. تعداد شاخه‌ها در طول 6 هفته تا 8 هفته افزایش یافت. شاخه‌های نابجا معمولاً بدون حضور و یا با حضور کالوس تشکیل شدند (شکل 1-الف و ب). در تیمارهای حاوی اکسین بدون سیتوکینین بجای شاخه ریشه تشکیل شد (شکل 1-پ). در بافت کالوس پریموردیای شاخه تشکیل شد ولی باززایی صورت نگرفت (شکل 1-ت). ریخت‌زایی بطور غالب روی مناطق زخمی شده و مرکز پهنک برگ و کمی نزدیک به دم‌برگ دیده می‌شود (شکل 1-ث). از برگهایی که در سطح خود کالوس تولید کرده بودند بعد از تهیه برش معلوم شد که سلولهای مزوفیل در سطح برگ رشد کرده و توده کالوس را به وجود آورده‌اند و در اثر رشد نامتقارن سلولهای سطح بالای برگ و پایین برگ، برگها به سمت بالا برآمده و خمیده شده‌اند (شکل 1-ج). تولید شاخه در

علت عدم ارتباط خطی به این دلیل است که در غلظت بالاتر BA (10 میلی گرم در لیتر) درصد باززایی کاهش پیدا می کند. در مقایسه بین دو محیط کشت MS و N6 (تغییر یافته)، تعداد شاخه باززایی شده در برگ در محیط کشت MS در غلظت های بالاتر هورمونی اغلب بیشتر از N6 (تغییر یافته بود).

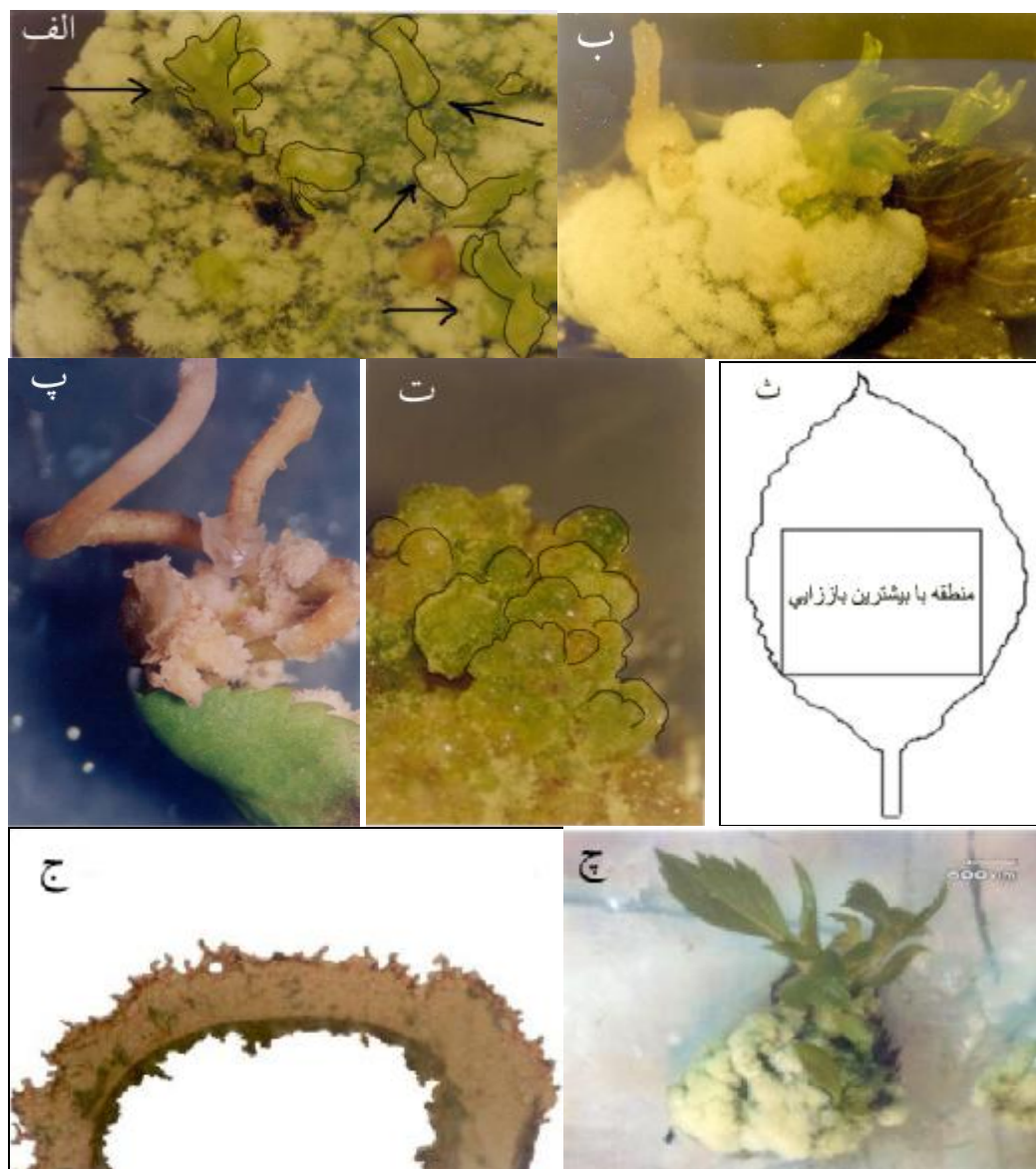
علاوه بر غلظت بالای BA غلظت پایین NAA نیز برای باززایی در سیب لازم است. BA تنها، بدون NAA اثری روی باززایی نداشت (شکل 3). در مقایسه بین دو نوع بافت کالوس و برگ هیچ شاخه باززایی شده ای روی بافت کالوس مشاهده نشد. کالوسها روی محیط رشد کردند و ساختارهایی شبیه پریموردیای شاخه تولید نمودند ولی هیچ شاخه ای در طول سه ماه مدت آزمایش بر روی کالوسها دیده نشد (شکل 1-ت). از این رو داده های مربوط به کالوس نشان داده نشده است. کالوسها در تیمارهای 8، 12، 13، 17، 19 و 20 بهترین رشد را داشتند. تاثیر هورمون و اثر متقابل هورمون در محیط کشت روی درصد ایجاد کالوس در برگ معنی دار بود، اما نوع محیط کشت هیچ تاثیر معنی داری روی درصد تشکیل کالوس نداشت. تشکیل کالوس و باززایی شاخه در محیط N6 (تغییر یافته) زودتر از MS مشاهده شد. بیشترین درصد تشکیل کالوس در برگها در متوسط دو محیط کشت در 7/5 میلی گرم در لیتر BA و 2 میلی گرم در لیتر NAA روی داد ولی برای محیط کشت N6 در 2/5 و 5 میلی گرم در لیتر BA و 2 میلی گرم در لیتر NAA بدست آمد (شکل 4) (داده ها درج نشده اند).

نوع محیط کشت بر درصد باززایی شاخه تاثیر معنی داری داشت ولی روی تعداد شاخه های باززایی شده از سطح برگ اثر معنی داری نشان نداد.

برگها بیش از 2 ماه ادامه داشت. در طول این مدت شاخه ها هم از نظر اندازه و هم از نظر حجم گسترش پیدا کردند، تاجائیکه تعداد شاخه های باززایی شده از ماه دوم به بعد دیگر قابل شمارش نبودند (شکل 1-چ).

اثر محیط باززایی با سطوح مختلف NAA و BA

ترکیبات مختلف BA و NAA در جدول شماره 1 آورده شده است. در تیمار شاهد (تیمار شماره 1) که هیچ تنظیم کننده رشدی اضافه نشده بود هیچ شاخه ای از سطح برگ باززایی نشد. در تیمارهای 6، 11 و 16 که بنزیل آدنین (BA) اضافه نشده بود و محیط تنها حاوی NAA بود به جای شاخه، در حاشیه رگبرگ اصلی و روی پشت برگ، ریشه تشکیل شد (شکل 1-پ). تجزیه واریانس داده ها مشخص کرد که اثر غلظت اکسین و سیتوکینین و اثر متقابل آنها با محیط کشت بر درصد باززایی، تعداد شاخه در برگ و درصد تشکیل کالوس در سطح احتمال 1% معنی دار است. اثر ترکیبی دو محیط مختلف با غلظت اکسین و سیتوکینین روی باززایی در شکل های 2، 3 و 4 آورده شده است. بیشترین درصد باززایی شاخه با 93/75 درصد برای بافت برگ در محیط MS بدست آمد (تیمار 18 شکل 2). همچنین بیشترین میانگین تعداد شاخه باززایی شده از برگ در این محیط کشت و با 7/5 میلی گرم در لیتر BA و 2 میلی گرم در لیتر NAA بدست آمد (تیمار 19 شکل 3). در حالی که در محیط (N6 تغییر یافته) بیشترین باززایی با 5 و 10 میلی گرم در لیتر BA و 0/2 میلی گرم در لیتر NAA انجام می گرفت. نوع بافت و غلظت هورمون مهمترین عامل برای باززایی بود. افزایش غلظت BA و NAA باعث افزایش درصد باززایی و میانگین تعداد شاخه باززایی شده در برگ می شود ولی رابطه خطی بین این دو پاسخ و سطح BA و NAA وجود نداشت.



شکل ۱- فرایندهای باززایی در سیب گمی آلماسی الف- جوانه‌های باززایی شده به‌طور مستقیم از سطح برگ
 ب- جوانه‌های باززایی شده از سطح کالوس پ- تشکیل ریشه از حاشیه برگ در غیاب سیتوکینین ت- رشد کالوس‌ها و تولید پریموریا
 بدون باززایی ث- موقعیت قسمتی از برگ که بیشترین باززایی را داشت ج- برش عرضی برگ پس از تولید کالوس در سطح آن
 چ- رشد برگ‌ها و جوانه‌ها ۶ هفته پس از تشکیل شاخه.

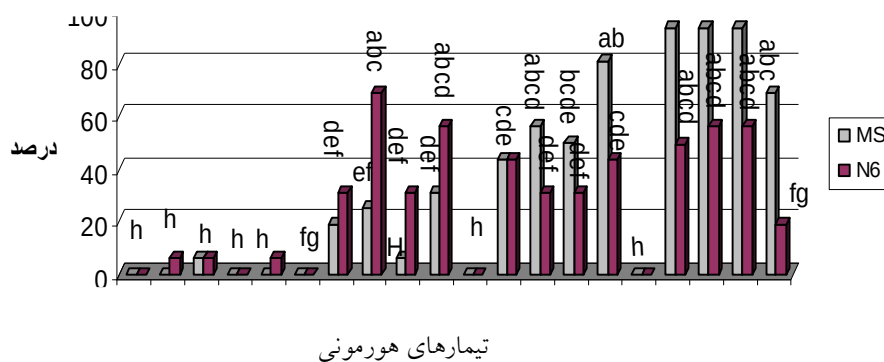
جدول 1- ترکیب های غلظت های هورمونی مورد استفاده در آزمایش

۱۰ mg.l ⁻¹ BA	۷/۵ mg.l ⁻¹ BA	۵ mg.l ⁻¹ BA	۲/۵ mg.l ⁻¹ BA	۰ mg.l ⁻¹ BA	
۵	۴	۳	۲	۱	۰ mg.l ⁻¹ NAA
۱۰	۹	۸	۷	۶	۰/۲ mg.l ⁻¹ NAA
۱۵	۱۴	۱۳	۱۲	۱۱	۱ mg.l ⁻¹ NAA
۲۰	۱۹	۱۸	۱۷	۱۶	۲ mg.l ⁻¹ NAA

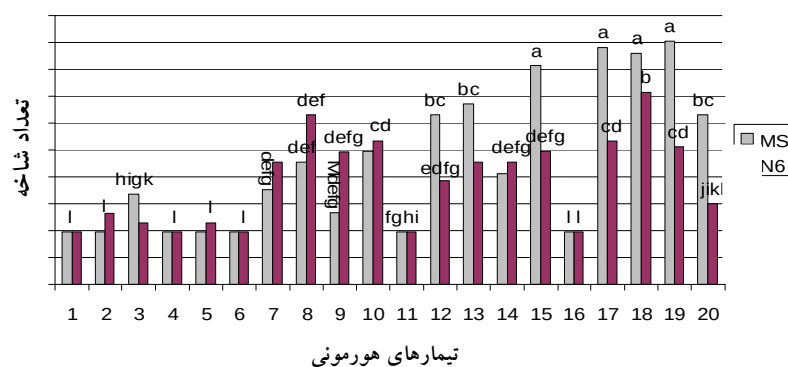
جدول ۲- تجزیه واریانس اثر محیط کشت و ترکیب هورمونی بر درصد تشکیل کالوس و درصد و تعداد شاخه باززایی شده در برگ سیب گمی آلماسی

منابع تغییرات	درجه آزادی	درصد باززایی شاخه	تعداد شاخه باززایی شده در برگ	در صد تشکیل کالوس	میانگین مربعات
محیط کشت	۱	۲/۳۷۳**	۲/۰۰۶ ^{ns}	۱/۲۹۸ ^{ns}	
غلظت هورمون	۱۹	۴/۳۳۵**	۷۷/۵۱۳**	۸۵/۱۰۲**	
محیط کشت × غلظت هورمون	۱۹	۰/۸۸۸**	۸/۳۶۵**	۱/۴۱۷**	
خطا	۱۲۰	۰/۰۳۳	۱/۱۷۵	۰/۴۷۷	
ضریب تغییرات	-	۱۲/۱۸	۲۴/۵۱	۱۱/۸۴	

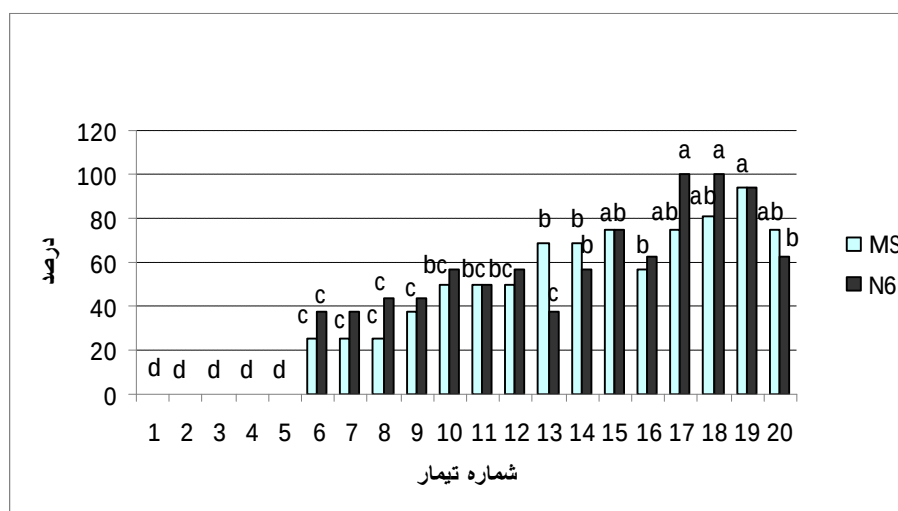
ns، *، ** به ترتیب غیر معنی دار و معنی دار در سطح احتمال 5 و 1 درصد



شکل ۲ - اثر ترکیب تیمار هورمونی با محیط کشت بر درصد باززایی شاخه در سیب گمی آلماسی. میانگین هایی که به وسیله حروف مشابه مشخص شده اند دارای اختلاف معنی دار نیستند



شکل ۳ - اثر ترکیب محیط کشت با تیمار هورمونی روی تعداد جوانه باززایی شده در هر برگ سیب گمی آلماسی. میانگین‌هایی که به وسیله حروف مشابه مشخص شده‌اند دارای اختلاف معنی‌دار نیستند.



شکل ۴ - اثر ترکیب محیط کشت با تیمارهای هورمونی بر درصد ریز نمونه‌هایی که در سطح برگ سیب گمی آلماسی تولید کالوس کرده‌اند. میانگین‌هایی که به وسیله حروف مشابه مشخص شده‌اند دارای اختلاف معنی‌دار نیستند.

بحث و نتیجه گیری

باززایی شاخه‌های نابجا در گیاه به سیستم های مختلفی مانند تمایز زدایی سلول های گیاهی و سپس باززایی شاخه‌های نابجا از مریستم یا تشکیل جنین سوماتیکی و همچنین بطور مستقیم یا غیر مستقیم با دخالت یک مرحله کالوسی صورت می‌گیرد (لپتز و گری ۱۹۹۲). در این تحقیق باززایی شاخه‌های نابجا تنها بر روی بافت برگ مشاهده شد و هیچ شاخه ای بر روی کالوس ها باززایی نشد. باززایی از کالوس قبلا با استفاده از اضافه کردن آبسازیک اسید به محیط کشت همراه با اکسین و سیتوکینین توسط سایتو و سوزوکی (۱۹۹۹) گزارش شده است. به نظر میرسد که استفاده از هورمونهای دیگر نظیر آبسازیک اسید و یا تیدیاژورون در محیط کشت تاثیر مثبت در باززایی شاخه ها نابجا از کالوس داشته باشد (هویتمن و پریس ۱۹۹۳). در برگ باززایی شده معمولا تشکیل شاخه های نا بجا بدون وساطت مرحله کالوسی اتفاق افتاد. اما تشکیل شاخه با وساطت کالوس هم گاهی اوقات با فراوانی کمتر مشاهده شد. شاخه هایی که بدون واسطه کالوس از سطح برگ باززایی می‌شوند دارای منشاء چند سلولی (مولتی سلولار) هستند. باززایی غیر مستقیم (با واسطه کالوس) خیلی کندتر از باززایی مستقیم صورت می‌گیرد. بنا به نظر ماکسیمو و همکاران (۱۹۹۸) ممکن است اطلاعات مکانی موجود در لایه‌های مختلف سلولی یک عامل در باززایی مریستم‌های جدید با کارایی بالا باشد. فاکتور اصلی که در ریخت زایی تاثیر می‌گذارد در این تحقیق بترتیب نوع بافت، سطح هورمون (BA و NAA) و نوع محیط باززایی بودند.

نسبتی از غلظت بالای سیتوکینین و غلظت پایین اکسین برای شروع یا تحریک باززایی ریز نمونه های برگ سیب لازم است. (لیو و همکاران ۱۹۸۳، جیمز ۱۹۸۴، جیمز و همکاران ۱۹۸۸، ولاندر ۱۹۸۸، فازولو

۱۹۸۹) در این پژوهش بهترین غلظت BA و NAA برای القاء باززایی از سیب گمی آلماسی ۷/۵ میلی‌گرم در لیتر BA و ۲ میلی‌گرم در لیتر NAA بود. محیط‌های N6 و B5 حاوی آمونیوم پایین تری از MS هستند. ولاندر (۱۹۸۸) گزارش کرد که یک محیط با آمونیوم کاهش یافته باززایی از سیب را تحریک می‌کند. ولی به نظر می‌رسد که پاسخ باززایی به غلظت پایین آمونیوم همیشه صادق نیست و برخی از ارقام سیب به آمونیوم پایین پاسخ نمی‌دهند. پیز و آلدوینکل (۱۹۹۴) نشان دادند که تاثیر محیط کشت روی باززایی سیب بین ژنوتیپ ها متفاوت است و برخی ژنوتیپ ها از قبیل گلدن دلشیز^۱ روی محیط کشت MS بهتر از N6 باززایی می‌شوند. بر اساس یافته حاصل از این آزمایش نیز، پایه سیب گمی آلماسی بر روی محیط کشت MS بیشتر از N6 (تغییر یافته) باززایی شاخه از برگ را نشان داد که می‌توان عوامل وابسته به ژنوتیپ را در این امر دخیل دانست.

سپاسگزاری

نویسندگان تشکر و قدردانی خود را از راهنمایی آقای محمد فتحی در زمینه تهیه عکس ها اعلام می‌دارند.

¹ Golden Delicious

منابع مورد استفاده

- زاد شکویان ح، ۱۳۷۱. معرفی یک نوع پایه سیب پاکوتاه محلی (گمی آلماسی). صفحه های ۱۴ و ۱۵. خلاصه مقالات پنجمین سمینار تحقیقات باغبانی کشور، مشهد.
- ناصری ل، جلیلی مرندي ر و قدیمزاده م، ۱۳۸۵. مطالعه خصوصیات گیاه شناسی، فیزیولوژیکی و فنولوژیکی پایه سیب گمی آلماسی. گزارش نهایی طرح تحقیقاتی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه. ۵۷ صفحه.
- Dandekar A, 1992. Transformation. Pp: 141-168. In: Hammerschlag FA and Litz RE (Eds) Biotechnology of Perennial Fruit Crops. CAB International, Wallingford.
- Fasolo F, 1989. Adventitious shoot formation on excised leaves of *in vitro* grown shoots of apple cultivars. Plant Cell Tis Org Cult 16: 34-40.
- Gerlach D and Lieder T, 1979. Plant Anatomy. Microscopic Structure of Flowering Plants. Hagenann Lieper Inc.
- Huetteman CA and Preece JE, 1993. Thidiazuron: A potent cytokinin for woody plant tissue culture. Plant Cell Tis Org Cult 33: 105-119.
- James DJ, 1984. Organogenesis in callus derived from stems and leaf tissues of apple and cherry rootstocks. Plant Cell Tis Org Cult 3: 23-31.
- James DJ, Passey AJ, and Rugini E, 1988. Factors affecting high frequency plant regeneration from apple leaf tissues cultured in vitro. J Plant Physiol 132: 149-154.
- Klee HJ and Rogers SG, 1989. Molecular Biology of Plant Nuclear Genes. Academic Press, San Diego.
- Korban SS, O'Connor PA and Elobeidy A, 1992. Effect of thidiazuron, naphthalen acetic acid, dark incubation and genotype on shoot organogenesis of *Malus* leaves. J Hort Sci 67: 341-349.
- Litz RE and Gray D, 1992. Biotechnology of Perennial Fruit Crops, CAB International, Wallingford.
- Liu JR, Sink KC and Dennis FG, 1983. Plant regeneration from apple seedling explants and callus cultures. Plant Cel Tis Org Cult 2: 293 – 304.
- Maximova SM, Dandekar AM, and Guiltinan MJ, 1998. Investigation of Agrobacterium-mediated genetic transformation of apple using green fluorescent protein: High transient expression and low stable transformation suggest that factors other than T-DNA transfer are the rate-limiting. Plant Mol Biology 37: 549-559.
- Murashige T and Skoog F, 1962. A revised medium for rapid growth and bio-assays with tobacco tissue cultures. Physiol Plant 15: 473-497.
- Saito A and Suzuki M, 1999. Plant regeneration from meristem-derived callus protoplasts of apple (*Malus domestica* cv. 'Fuji'). Plant Cell Rep 18: 549 – 553.

- Sriskandarajah S and Goodwin P, 1998. Conditioning promotes regeneration and transformation in apple leaf explants. *Plant Cell Tis Org Cult* 53: 1–11.
- Welander M, 1988. Plant regeneration from leaf and stem segments of shoots raised *in vitro* from mature apple trees. *J Plant Physiol* 132: 738-744.
- Yepes LM and Aldwinekle HS, 1994. Factors that affect leaf regeneration efficiency in apple and effect of antibiotics in morphogenesis. *Plant Cell Tis Org Cult* 37: 257 – 269.

تأثیر مقادیر مختلف نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر صفات رویشی

و عملکرد پیاز خوراکی

مهنا ملاولی¹، صاحبعلی بلندنظر^{1*} و سید جلال طباطبائی¹

تاریخ دریافت: 88/7/25 تاریخ پذیرش: 88/11/20

1- به ترتیب دانشجوی سابق کارشناسی ارشد، استادیار و دانشیار گروه علوم باغبانی دانشگاه تبریز

*مسئول مکاتبه: E: mail: Sbolandnazar@gmail.com

چکیده

برای مطالعه اثر نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر صفات رویشی و عملکرد پیاز خوراکی، آزمایشی به صورت فاکتوریل در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با نیتروژن در چهار سطح (22/5، 45، 67/5 و 90 کیلوگرم در هکتار) از منبع نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم در سه سطح (0، 78/3 و 156/6 کیلوگرم در هکتار) در دوازده تیمار و چهار تکرار در پیاز خوراکی رقم قرمز آذرشهر به اجرا درآمد. نتایج بدست آمده نشان داد که نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر شاخص‌های رشد مانند قطر پیاز، ارتفاع بوته، تعداد برگ، سطح برگ، وزن تر و خشک پیاز، وزن تر و خشک برگ و شاخص کلروفیل برگ متناسب با مقدار بکار رفته، اثر معنی‌دار داشت، چنانکه افزایش نیترات آمونیوم تا 90 و سولفات پتاسیم تا 156/6 کیلوگرم در هکتار خاک سبب افزایش شاخص کلروفیل، قطر پیاز، ارتفاع بوته، سطح برگ، وزن تر و خشک برگ شد، در حالیکه وزن تر پیاز تنها با مصرف نیترات آمونیوم تا 67/5 و سولفات پتاسیم تا 78/3 کیلوگرم در هکتار افزایش و پس از آن کاهش یافت. وزن خشک پیاز و تعداد برگ نیز با افزایش غلظت نیترات آمونیوم کاهش یافت.

واژه‌های کلیدی: پیاز خوراکی، سولفات پتاسیم، صفات رویشی، عملکرد، نیترات آمونیوم

Effect of Ammonium Nitrate and Potassium Sulphate on Growth and Yield Characteristics of Onion

M Mollavali¹, S Bolandnazar^{1*} and SJ Tabatabaei¹

¹ Ph.D Student, Assistant Professor and Professor, Respectively Department of Horticultural Science, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

* Corresponding Author : E-mail : Sbolandnazar@gmail.com

Abstract

In order to study the effect of ammonium nitrate and potassium sulphate on growth characteristics of onion (*Allium cepa* L. cv. Azar Shahr) a factorial experiment was carried out in a randomized complete blocks design with four replications. Treatments were consist of NH_4NO_3 (22.5, 45, 67.5 and 90 kg/ha) and K_2SO_4 (0, 78.3 and 156.6 kg/ha). The experimental results showed that bulb diameter, plant height, number of leaf, leaf area, bulb fresh and dry weight, leaf fresh and dry weight and leaf chlorophyll index significantly affected by application of NH_4NO_3 and K_2SO_4 . From the experimental results it can be concluded that applying of 90 kg/ha NH_4NO_3 and 156.6 kg/ha K_2SO_4 increased leaf chlorophyll index, bulb diameter, plant height, leaf area and leaf fresh and dry weight, whereas, the highest fresh weight of bulb was obtained by supplying 67.5 kg/ha NH_4NO_3 and 78.3 kg/ha K_2SO_4 . Furthermore, increasing the NH_4NO_3 content reduced both bulb dry weight and number of leaf.

Keywords: Ammonium nitrate, Growth characteristics, Onion, Potassium, Sulphate, Yield

مقدمه

پیاز خوراکی یکی از سبزیهای مهم دنیا محسوب شده و از نظر دارا بودن موادی چون پروتئین، کلسیم، آهن، فسفر، پتاسیم و نیز ویتامینهای نظیر ویتامین A، C، B_1 و B_2 و خاصیت ضد قارچی و ضد باکتریایی و نیز تولید کالری اهمیت فراوان دارد (پیوست 1377). طبق آمار F.A.O سطح زیر کشت پیاز در ایران 50000 هکتار بوده و تولید سالانه آن 1700000 تن می باشد (FAO 2007)، که بر اساس گزارش آمارنامه کشاورزی بالاترین میزان تولید مربوط به آذربایجان

شرقی با تولید سالانه 450-500 هزار تن می باشد، و این در حالی است که سطح زیر کشت پیاز در این استان 10000 هکتار است. گیاهان به گوگرد و پتاسیم به عنوان یک ماده غذایی مهم نیاز دارند. ترکیبات گوگردی در رشد و نمو سلول های گیاهی، ساختمان اسید آمینه های سیستین، سیستئین و متیونین، تشکیل کلروفیل در گیاهان و تشکیل آنزیم نیتروژناز نقش داشته و از تجمع نیترات جلوگیری می کند (رابینوویچ و کوراه 2002 و هانکلائوس و همکاران 2007). پتاسیم موجود در کود نیز می تواند عملکرد و کیفیت محصول

گزارش نمود که بهترین رشد گیاه (ارتفاع بوته، تعداد برگ در هر بوته و وزن تر برگ) و بالاترین عملکرد و کیفیت پیاز در کاربرد 200 کیلوگرم در هکتار سولفات پتاسیم بصورت مصرف خاکی مشاهده شد. ال دسوکی و همکاران (2006) واکنش پیاز را به کاربرد مقادیر مختلف پتاسیم بررسی، و مشاهده کردند که رشد رویشی، وزن تر و خشک، تعداد برگ و عملکرد کل پیاز بصورت معنی‌داری با کاربرد سولفات پتاسیم افزایش می‌یابد. نسبت وزن سوخ پیاز خوراکی به پهنک برگ با کاهش میزان نیتروژن خاک افزایش می‌یابد، نیتروژن اضافی می‌تواند رشد برگ را تشویق کرده و رشد پیاز را کاهش دهد (بروستر و باتلر 1989). گامیلی و همکاران (1991) به این نتیجه رسیدند که نیترات به تنهایی یا در ترکیب با آمونیوم، وزن تر و خشک برگ، سطح برگ، وزن تر و خشک ریشه و وزن خشک پیاز را افزایش می‌دهد. المشیله (2002) گزارش داد که عملکرد پیاز خوراکی بصورت معنی‌داری با کاربرد کود نیتروژن (از منبع اوره) بالا رفته، همچنین سطح برگ و وزن خشک پیاز نیز بصورت معنی‌داری با افزایش میزان نیتروژن افزایش می‌یابد. غفور و همکاران (2003) به این نتیجه رسیدند که تغییرات سطوح کودهای K,P,N و اثر متقابل بین آنها به طور معنی-داری بر قطر پیاز، ارتفاع بوته، طول و تعداد برگ، عملکرد قابل فروش و عملکرد کل پیاز تأثیر می‌گذارد. همچنین تحقیقات آنان نشان داد که میزان ایده آل این کودها برای دستیابی به عملکرد بالا برای هر رقم متفاوت است. به دلیل اهمیت پیاز خوراکی در جیره غذایی مردم، تحقیقات بیشتر در زمینه توصیه کودی برای افزایش عملکرد پیاز مهم می‌نمود، بنابر این، هدف از این تحقیق، بررسی اثرات کودهای نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر برخی صفات رویشی و دست یابی به مقدار مناسب کوددهی از لحاظ نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم در ارتباط با کیفیت و کمیت می‌باشد.

را تحت تأثیر قرار داده و آن را بهبود بخشد. پتاسیم در انتقال قندها، مواد فتوسنتزی، آب و مواد غذایی، افزایش محتوای پروتئین در گیاه، بیوسنتز سلولز، افزایش رشد ریشه و مقاومت به خشکی، سنتز نشاسته، نگهداری فشار تورژسانس و در نتیجه کاهش پژمردگی، مقاومت به بیماریها و افزایش عمر انباری محصول دخالت دارد (شوارتزکف 1972). نیتروژن در سنتز آمینو اسیدها، تشکیل پروتوپلاسم، تقسیم سلولی، رشد گیاه و اعمال حیاتی گیاه مانند فتوسنتز و واکنش‌های آنزیمی نقش دارد (بارکر و پیل بیم 2006). نیتروژن توسط ریشه‌های گیاه به سه صورت نیترات، آمونیوم و اوره جذب شده و بنابراین باید مقدار آن در منطقه ریشه کافی باشد، نیترات فرم ترجیحی برای اغلب گیاهان است (طباطبائی 1388). ترواواس (1983) گزارش داد که نیترات در توسعه فرآیندهایی مانند پیازنشینی در پیاز خوراکی نقش مهمی دارد. آبی و همکاران (2002) دریافتند که با افزودن 2/9 کیلوگرم در هکتار گوگرد، ارتفاع بوته و شاخص کلروفیل در آنها افزایش می‌یابد. مطالعات آنها همچنین نشان داد که رشد بوته، قطر پیاز و وزن خشک آن با مصرف کودهای حاوی گوگرد افزایش می‌یابد ولی مصرف اضافی تأثیری بر رشد گیاه نداشت. همیلتون و همکاران (1997) تأثیر گوگرد را بر وزن پیاز در 6 کلون از رقم TG 1015Y بررسی کرده و مشاهده نمودند که وزن سوخ‌ها نیز در تغذیه با مقدار کم گوگرد کاهش می‌یابد. شارما و همکاران (2002) گزارش نمودند که ارتفاع گیاه، قطر و عملکرد پیاز، همراه با افزایش مقدار گوگرد (از منبع سولفات پتاسیم) افزایش یافت. (کولونگ و رندل 2003) در بررسی تأثیر تغذیه نیتروژن و گوگرد و تجمع آن در پیاز خوراکی رقم "گرانکس 33" گزارش نمودند که وزن تر و خشک پیاز توسط گوگرد و نیتروژن تأثیر پذیرفته و افزایش یافتند. ال باسیونی (2006) در بررسی اثر کود پتاسیم بر رشد، عملکرد و کیفیت پیاز خوراکی

مواد و روش‌ها

آزمایش بررسی تأثیر نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر صفات رویشی پیاز خوراکی در سال زراعی 1387 در ایستگاه تحقیقاتی خلعت پوشان وابسته به دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز واقع در جاده تبریز- باسمنج به اجرا در آمد. بافت خاک محل مورد نظر شنی لومی بوده و در زمره خاکهای سبک محسوب می‌شود. بذور پیاز رقم قرمز آذر شهر پس از ضدعفونی شدن با هیپوکلریت سدیم 1% بمدت 10 دقیقه، در اواخر اسفند ماه در گلخانه در بستر لوم شنی تغذیه شده با کود دامی کاملاً پوسیده به مقدار کم با pH=7/8 کاشته شده و پس از رسیدن نشاها به اندازه مناسب (مرحله 2-3 برگه) به گلدان، در فضای آزاد منتقل گردیده و کود سولفات پتاسیم (به میزان صفر، 0/14 و 0/28 گرم به ازای هر کیلوگرم خاک گلدان (گلدانهای مورد استفاده حاوی 6 کیلوگرم خاک بودند) با خاک مورد نظر مخلوط گشته و نشاها به گلدان انتقال داده شدند (مشخصات فیزیکی و شیمیایی خاک در جدول 1 آورده شده است). کود نیترات آمونیوم نیز در دو مرحله‌ی رشد سریع رویشی (نصف مقدار مورد نظر به میزان 0/12، 0/25، 0/38 و 0/51 گرم به ازای هر کیلوگرم خاک گلدان) و نوبت دوم دو هفته پس از آن مصرف گردیده و در هر گلدان 3 نشا با فاصله مناسب از یکدیگر کاشته شد. تیمارهای نیترات آمونیوم با حرف N و در سطوح یک تا چهار و سولفات پتاسیم با حرف K و در سطوح یک تا سه در نظر گرفته شدند. در

مرحله شروع پیازدهی یکی از بوته‌ها برداشت و صفات ارتفاع بوته، وزن تر و خشک برگها، سطح برگ و تعداد برگها اندازه گیری شد. سپس در مرحله خمیدگی بیش از 50% گردن، پیازها برداشت گردیده و وزن تر و خشک پیازها اندازه‌گیری شد. برای اندازه‌گیری کلروفیل از دستگاه کلروفیل سنج مدل SPAD-502 استفاده شد و در دو مرحله کلروفیل برگها اندازه‌گیری گردید، قطر پیاز به وسیله کولیس با دقت یک میلی متر، وزن سوخ ها به وسیله ترازوی حساس با دقت 0/01 گرم، ارتفاع بوته‌ها با خط کش با دقت 0/1 سانتی‌متر، وزن تر و خشک برگها و پیاز با ترازوی با دقت 0/01 گرم، سطح برگ با استفاده از دستگاه سطح سنج مدل LI-3100 اندازه گیری شد. همچنین، تعداد برگهای بزرگتر از 2- سانتی‌متر در بوته در مرحله شروع پیازدهی شمارش گردید. آزمایش به صورت فاکتوریل در قالب طرح بلوکهای کامل تصادفی با چهار سطح 22/5، 45، 67/5 و 90 کیلوگرم در هکتار نیترات آمونیوم (معادل 50، 100، 150 و 200 میلی گرم در کیلوگرم) و سولفات پتاسیم در سه سطح 0، 78/3 و 156/6 کیلوگرم در هکتار (معادل 0، 174 و 348 میلی گرم در کیلوگرم) در دوازده ترکیب تیماری و چهار تکرار به اجرا درآمد. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم افزار MSTATC و مقایسه میانگین تیمارها با آزمون چند دامنه‌ای دانکن در سطح احتمال 1 و 5 درصد انجام شد. نمودارها نیز با استفاده از نرم افزار Excel رسم گردید.

جدول 1- مشخصات فیزیکی و شیمیایی خاک مورد آزمایش

درصد اشباع	هدایت الکتریکی dS/m	pH گل اشباع	درصد کربن آلی	درصد نیتروژن کل	فسفر قابل جذب (mg/kg)	پتاسیم قابل جذب (mg/kg)	درصد شن	درصد لای	درصد رس
37	3/33	7/8	1/2	0/12	61	970	76	18	6

نتایج و بحث

ارتفاع بوته

با توجه به نتایج جدول تجزیه واریانس (جدول 2) مشاهده شد که تغییرات سطوح سولفات پتاسیم و اثر متقابل بین تیمارها بر ارتفاع بوته مؤثر نیست، در حالیکه اثر ساده نیترات آمونیوم در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. مقایسه میانگین سطوح مختلف نیترات آمونیوم (جدول 3) نشان می‌دهد که با افزایش سطح نیترات آمونیوم تا 90 کیلوگرم در هکتار ارتفاع بوته افزایش یافته است و بالاترین ارتفاع بوته متعلق به سطح 4 نیترات آمونیوم و پایین‌ترین ارتفاع بوته مربوط به کمترین سطح یعنی 22/5 کیلوگرم در هکتار نیتروژن می‌باشد. علت افزایش ارتفاع بوته در تیمار نیترات آمونیوم به دلیل نقش نیتروژن در رشد گیاه می‌باشد. خان و همکاران (2002) در آزمایشات خود به این نتیجه رسیدند که ارتفاع بوته بصورت معنی‌دار با مصرف 100 کیلوگرم در هکتار نیترات آمونیوم افزایش می‌یابد. نسرين و همکاران (2007) بالاترین ارتفاع بوته را با افزایش کود نیتروژنه تا 120 کیلوگرم در هکتار از منبع اوره بدست آوردند.

قطر پیاز

اثر ساده سولفات پتاسیم و نیترات آمونیوم و نیز اثر متقابل آنها در سطح احتمال یک درصد بر قطر پیاز معنی‌دار شد و با افزایش سطح نیترات آمونیوم تا 90 و سولفات پتاسیم تا 156/6 کیلوگرم در هکتار خاک، قطر پیاز افزایش یافت (شکل 1 و جدول‌های 3 و 4). با توجه به شکل 1 مشخص شد که در سطح ثابت سولفات پتاسیم با افزایش نیترات آمونیوم قطر پیاز افزایش یافت. با این حال فقط در سطح اول نیترات آمونیوم، افزایش سولفات پتاسیم منجر به افزایش قطر پیاز شد. ترکیبات گوگردی در رشد و نمو سلولهای گیاهی نقش مهمی بازی می‌کنند (دروکس 2004 و بویهان 2008). نیتروژن نیز به دلیل سنتز اسید آمینه‌ها در تقسیم سلولی و رشد گیاه نقش دارد. نتایج مطالعات نسرين و همکاران

(2007) نشان داد که بکارگیری نیتروژن بصورت اوره تا 120 و گوگرد تا 40 کیلوگرم در هکتار بصورت سولفات پتاسیم سبب افزایش قطر پیاز می‌گردد.

تعداد برگ در بوته

همان طور که در جدول 2 مشاهده می‌گردد اثر ساده نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است، در حالی که اثر متقابل بین تیمارها معنی‌دار نبود. مقایسه میانگین داده‌ها نشان داد که با افزایش نیترات آمونیوم تا سطح سوم تعداد برگ افزایش و در سطح چهارم اندکی کاهش یافت (جدول 3). در سطح اول سولفات پتاسیم تعداد برگ به طور معنی‌دار کمتر از دو سطح دیگر بود (جدول 4). افزایش تعداد برگ در این تیمارها مربوط به نقش نیتروژن، گوگرد و پتاسیم در رشد و تقسیم سلولی گیاهان می‌باشد. ال باسیونی (2006) کاربرد 200 کیلوگرم در هکتار سولفات پتاسیم را در افزایش تعداد برگ در هر بوته مؤثر دانستند. ال دسوکي و همکاران (2006) نیز گزارش دادند که مصرف سولفات پتاسیم تا 75 کیلوگرم در هکتار سبب افزایش تعداد برگ می‌گردد. غفور و همکاران (2003)، نسرين و همکاران (2007)، ایسلام و همکاران (2007) نیز کاربرد نیتروژن را در افزایش تعداد برگ مؤثر دانستند.

سطح برگ

اثر ساده نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم در سطح احتمال یک درصد بر سطح برگ معنی‌دار بوده، همچنین اثر متقابل تیمارها در سطح 5 درصد معنی‌دار شد (جدول 2). کاربرد سطح چهار نیترات آمونیوم و سطح سه سولفات پتاسیم (تیمار K2N4) بالاترین سطح برگ را به خود اختصاص داد. همانطور که در شکل 2 مشاهده می‌گردد در سطح یک سولفات پتاسیم با افزایش مقدار نیترات آمونیوم تا سطح سه، سطح برگ افزایش یافته و سپس در سطح چهارم اندکی کاهش یافته است، در سطح دو سولفات پتاسیم با افزایش

افزایش می‌یابد. بنا به گزارش لهر و همکاران (1962) نیتروژن یکی از فاکتورهای مؤثر در تشکیل کلروفیل است. کیزایوسکاس و برازایتیه (2003) در بررسی اثر نیتروژن در محتوای کلروفیل برگ پیاز نیز نتایج مشابهی بدست آورده و گزارش کردند که با افزایش کود نیتروژنه افزایش معنی‌داری در میزان کلروفیل حاصل می‌شود.

وزن تر برگ

اثر نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم و اثر متقابل آنها بر وزن تر برگ معنی‌دار بود (جدول 2). با توجه به مقایسه میانگین‌های تیمارها (جدول 3 و 4) در سطح چهار نیترات آمونیوم و سطح سه سولفات پتاسیم (تیمار K2N4) بالاترین وزن تر برگ بدست آمد. همانطور که شکل 4 نشان می‌دهد بالاترین وزن تر برگ مربوط به مصرف نیترات آمونیوم تا 90 و سولفات پتاسیم تا 156/6 کیلوگرم در هکتار بوده و همراه با افزایش مقادیر نیترات آمونیوم، وزن تر برگ، روند افزایشی ثابتی را نشان داد و تیمار شماره یک (K0N1) که فاقد سولفات پتاسیم بوده و حاوی 22/5 کیلوگرم در هکتار نیترات آمونیوم بود، پایین‌ترین وزن تر برگ را ایجاد نمود که این به دلیل نقش نیتروژن و گوگرد در رشد و نمو سلولهای گیاهی است. همچنین پتاسیم با افزایش فعالیت فتوسنتزی می‌تواند سبب ایجاد سطح برگ بالاتر و به دنبال آن افزایش وزن تر برگ گردد. نتایج مطالعات محققین نشان داده است که کاربرد نیتروژن و سولفات پتاسیم اثر معنی‌داری بر وزن تر برگ در پیاز دارد (گامیلی و همکاران 1991، المشیله 2002، خان و همکاران 2002 و لوساک 2005). ال‌باسیونی (2006) گزارش نمود که کاربرد 200 کیلوگرم در هکتار سولفات پتاسیم بهترین رشد گیاه و بالاترین وزن تر برگ را به همراه دارد.

نیترات آمونیوم تا سطح چهار، سطح برگ روند صعودی داشته است که این به دلیل اثر متقابل دو تیمار و اثر مثبت سولفات پتاسیم در افزایش سطح برگ می‌باشد، در سطح سوم سولفات پتاسیم نیز روند صعودی همچنان ادامه دارد. پتاسیم در میزان کلروفیل، افزایش سطح برگ و افزایش فعالیت فتوسنتزی گیاه و در نتیجه افزایش محصول نقش دارد. گامیلی و همکاران (1991) گزارش داد که نیترات به تنهایی و یا در ترکیب با آمونیوم سطح برگ پیاز را افزایش می‌دهد. المشیله (2002) نیز کاربرد کود نیتروژن را تا 200 کیلوگرم در هکتار در افزایش سطح برگ مؤثر دانست. همچنین به دلیل نقش گوگرد در رشد و تقسیم سلولی، کاربرد سطوح بالای سولفات پتاسیم سبب افزایش سطح برگ شده است.

شاخص کلروفیل برگ

اثر ساده و متقابل نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر شاخص کلروفیل برگ، معنی‌دار بود (جدول 2). در سطح ثابت سولفات پتاسیم، افزایش میزان نیترات آمونیوم تا 90 کیلوگرم در هکتار و در سطح ثابت نیترات آمونیوم افزایش سولفات پتاسیم تا 78/3 کیلوگرم در هکتار سبب افزایش مقدار کلروفیل شده است (شکل 3). همچنین، بیشترین شاخص کلروفیل در سطح چهار نیترات آمونیوم و سطح دو سولفات پتاسیم بوده (تیمار K1N4) و کمترین مقدار کلروفیل مربوط به سطح یک نیترات آمونیوم و سطح یک سولفات می‌باشد (تیمار K0N1). که این یافته‌ها با نتایج محققان و اثرات نیتروژن بعنوان اجزاء ترکیب کننده کلروفیل و نقش گوگرد در تشکیل کلروفیل در گیاهان و همچنین نقش پتاسیم در افزایش فعالیت فتوسنتزی گیاه مطابقت دارد (طباطبائی 1388، سایدز و یانگ‌های 1947 و پرسا و همکاران 2007). آبی و همکاران (2002) نیز افزودن گوگرد را در افزایش میزان کلروفیل مؤثر دانستند. مندل و همکاران (2007) گزارش دادند که محتوای کلروفیل برگ و فتوسنتز خالص توسط تیمارهای نیتروژن

وزن خشک برگ

تیمارهای نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم و اثر متقابل بین این تیمارها اثر معنی‌داری بر وزن خشک برگ داشتند (جدول 2). با توجه به مقایسه میانگین اثر تیمارها بر وزن خشک برگ (جدول 3 و 4) در سطح چهار نیترات آمونیوم و سطح سه سولفات پتاسیم بیشترین وزن خشک برگ تولید شد. پاسخ به نیترات آمونیوم واضح‌تر بود، چنانکه تیمار شماره 8 (K1N4) که در آن از سطح دو سولفات پتاسیم استفاده شده است اثر مشابهی با تیمار شماره 12 (K2N4) بر وزن خشک برگ داشته و بالاترین وزن خشک برگ مربوط به این دو تیمار می‌باشد، همچنین پایین‌ترین وزن خشک برگ نیز در کاربرد تیمار شماره یک بدست آمد (شکل 5). نتایج بدست آمده با مطالعات ال‌دسوکی و همکاران (2006) و گامیلی و همکاران (1991) مطابقت دارد.

وزن تر پیاز

اثر ساده نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر وزن تر پیاز معنی‌دار بود، در حالیکه اثر متقابل بین تیمارها معنی‌دار نبود. براساس مقایسه میانگین تیمارها (جدول 3 و 4) بالاترین وزن تر پیاز در سطح سه نیترات آمونیوم بدست آمد ولی با سطح چهارم اختلاف معنی‌داری نداشت. همچنین با کاربرد سطح دوم سولفات پتاسیم بیشترین وزن تر پیاز تولید شد که البته با سطح سوم اختلاف معنی‌داری نداشت. کاهش وزن تر پیاز هنگام کاربرد مقادیر بالای نیترات آمونیوم را چنین می‌توان توجیه نمود که افزایش مصرف کود نیتروژنه سبب افزایش رشد رویشی در مرحله پیازدهی گشته و در نتیجه عملکرد پیاز با مصرف نیتروژن اضافی کاهش یافته است. پتاسیم نیز به دلیل افزایش فعالیت فتوسنتزی در افزایش عملکرد محصول نقش دارد (طباطبائی 1388). آبی و همکاران (2002) گزارش دادند که مصرف سولفات پتاسیم سبب افزایش وزن تر در پیاز خوراکی می‌شود ولی مصرف اضافی از این کود تأثیری در افزایش وزن ندارد. نسرین و همکاران (2003)

و (2007) نیز افزودن کود سولفات (از منبع سولفات پتاسیم) را در افزایش وزن تر پیاز مؤثر دانسته و گزارش دادند که مصرف اضافی کود سولفات سبب کاهش عملکرد می‌گردد. نتایج بدست آمده از این بررسی همچنین با یافته‌های امین و همکاران (2007)، کولونگ و رندل (2003)، ال‌دسوکی و همکاران (2006)، گامیلی و همکاران (1991)، خان و همکاران (2002) و لیو و همکاران (2009) همخوانی دارد. ایشان در بررسی‌های خود به این نتیجه رسیدند که تغذیه با نیتروژن و سولفات در افزایش عملکرد و وزن تر پیاز مؤثر است.

وزن خشک پیاز

اثر ساده سولفات پتاسیم و نیترات آمونیوم در سطح احتمال یک درصد بر وزن خشک پیاز خوراکی معنی‌دار بود، اما اثر متقابل بین تیمارها معنی‌دار نشد (جدول 2). براساس میانگین‌های مربوط به اثر سولفات پتاسیم بر وزن خشک پیاز، کاربرد 156/6 کیلوگرم در هکتار سولفات پتاسیم (سطح سوم) منجر به تولید بیشترین وزن خشک پیاز شد ولی با سطح دوم آن اختلاف معنی‌داری نداشت (جدول 4). همچنین در سطح سوم نیترات آمونیوم (67/5 کیلوگرم در هکتار) پیازهایی با وزن خشک بیشتر تولید شدند ولی با سطح چهارم (90 کیلوگرم در هکتار) اختلاف معنی‌داری مشاهده نشد (جدول 3). آبی و همکاران (2002) و همیلتون و همکاران (1997) نیز کاربرد گوگرد و پتاسیم را در افزایش وزن خشک پیاز مؤثر دانستند. کولونگ و همکاران (2004) گزارش نمودند که وزن تر و خشک پیاز توسط سولفات پتاسیم و نیترات آمونیوم تأثیر پذیرفته و با افزایش کاربرد سولفات و نیترات آمونیوم تا حد مطلوب افزایش می‌یابد. گامیلی و همکاران (1991) در بررسی‌های خود به این نتیجه رسیدند که نیترات به تنهایی یا در ترکیب با آمونیوم، وزن خشک پیاز را افزایش می‌دهد.

جدول 2- تجزیه واریانس اثر سولفات پتاسیم و نیترات آمونیوم بر صفات رشد در پیاز خوراکی

منابع تغییر	د.ف.ص	کلروفیل برگ	وزن تر پیاز	وزن تر برگ	وزن خشک پیاز	وزن خشک برگ	سطح برگ	تعداد برگ در بوته	قطر پیاز	ارتفاع بوته
تکرار	3	6/004 ^{ns}	99/804 ^{**}	18/332 ^{**}	0/465 ^{**}	0/215 ^{**}	2319/982 ^{**}	3/472 ^{**}	0/270 [*]	22/315 ^{ns}
سولفات پتاسیم	2	27/388 ^{**}	888/053 [*]	1670/796 ^{**}	6/042 ^{**}	7/525 ^{**}	181032/790 ^{**}	9/813 ^{**}	0/886 ^{**}	45/788 ^{ns}
نیترات آمونیوم	3	747/388 ^{**}	10967/543 ^{**}	3217/746 ^{**}	43/174 ^{**}	11/513 ^{**}	1740055/8 ^{**}	4/806 ^{**}	2/279 ^{**}	2/3480 ^{**}
سولفات پتاسیم × نیترات آمونیوم	6	10/364 [*]	339/128 ^{ns}	64/279 [*]	1/128 ^{ns}	0/783 [*]	7031/132 [*]	1/535 ^{ns}	0/33 ^{**}	37/4174 ^{ns}
اشتباه آزمایشی	33	3/908	180/629	19/797	0/652	0/262	2831/493	0/654	0/082	33/669
ضریب تغییرات %		3/18	11/09	6/49	8/93	10/34	8/13	8/86	3/74	9/81

ns، * و ** به ترتیب بیانگر غیرمعنی دار و معنی دار در سطح احتمال 5 و 1 درصد

جدول 3- اثر نیترات آمونیوم بر شاخص های رشد در پیاز خوراکی

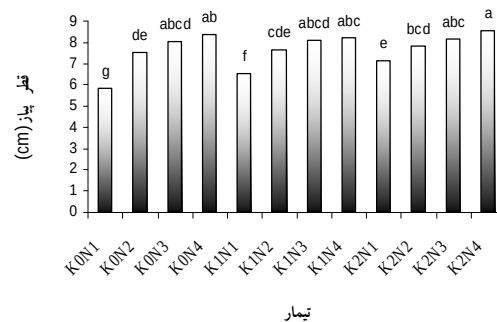
سطوح نیترات آمونیوم	شاخص کلروفیل	وزن تر پیاز (g/plant)	وزن تر برگ (g/plant)	وزن خشک پیاز (g/plant)	وزن خشک برگ (g/plant)	سطح برگ (cm ²)	تعداد برگ در بوته	قطر پیاز (cm)	ارتفاع بوته (cm)
N1	52/59d*	82/06c	46/29c	6/320c	3/638c	487/5d	8/5b	6/5c	53/58c
N2	348/22c	111/2b	66/52b	9/22b	4/759b	563/9c	8/833ab	7/658b	56/88bc
N3	64/61b	151/4a	79/22a	10/55a	5/659a	738/6b	9/5a	8/108a	61/88ab
N4	71/41A	137/1ab	82/37a	10/09ab	5/735a	806/7a	8/75ab	8/383a	64/28a

* حروف لاتین غیر مشابه در هر ستون بیانگر اختلاف معنی دار در سطح احتمال 1 درصد می باشد (آزمون چند دامنه ای دانکن)

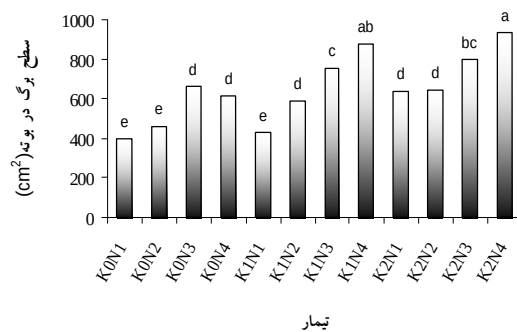
جدول 4- اثر سولفات پتاسیم بر شاخص های رشد در پیاز خوراکی

سطوح سولفات پتاسیم	وزن تر برگ (g/plant)	وزن تر پیاز (g/plant)	وزن خشک پیاز (g/plant)	وزن خشک برگ (g/plant)	سطح برگ در بوته (cm ²)	شاخص کلروفیل	تعداد برگ در بوته	قطر پیاز (cm)
K0	57/20c	113/90b	8/344b	4/176b	533/9c	61/03b	8/125b	7/456b
K1	71/67b	125/50a	9/286a	5/181a	661/2b	63/63a	9/06a	7/613b
K2	76/93a	121/9ab	9/499a	5/866a	752/4a	61/96ab	9/5a	7/919a

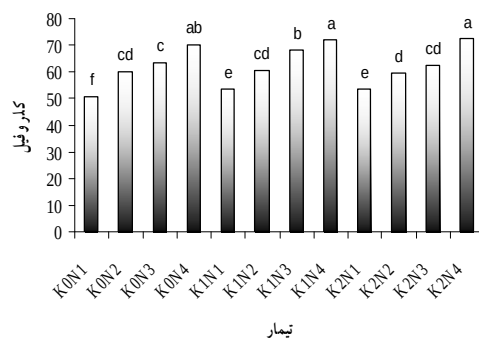
* حروف لاتین غیر مشابه در هر ستون بیانگر اختلاف معنی دار در سطح احتمال 1 درصد می باشد (آزمون چند دامنه ای دانکن)



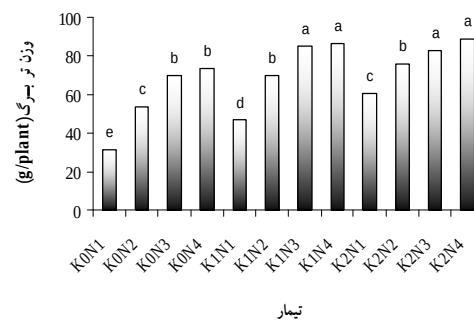
شکل 1- اثر نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر قطر پیاز در پیاز خوراکی



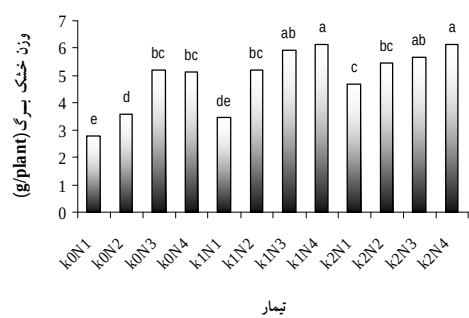
شکل 2- اثر نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر سطح برگ در بوته در پیاز خوراکی



شکل 3- اثر نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر شاخص کلروفیل برگ در پیاز خوراکی



شکل 4- اثر نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر وزن تر برگ در پیاز خوراکی



شکل 5- اثر نیترات آمونیوم و سولفات پتاسیم بر وزن خشک برگ در پیاز خوراکی

منابع مورد استفاده

- پیوست، غ، 1377. سبزیکاری. انتشارات دانشگاه گیلان.
- طباطبائی، س.ج، 1388. روشهای نوین تامین به موقع عناصر غذایی در گیاهان. انتشارات خوارزمی .
- Abbey L, Joyce DC, Aked J and Smith B, 2002. Genotype, sulphur nutrition and soil type effects on growth and dry-matter production of spring onion. *Journal of Horticultural Science & Biotechnology* 77: 340-345.
- Al-Moshileh AM, 2002. Effect of rate and time of nitrogen application on onion production in the central region of Saudi Arabia. *Journal of King Saud University* 4 (1): 33-41.
- Amin MR, Hasan MK, Naher Q, Hossain MA and Noor ZU, 2007. Response of onion to NPKS fertilizers in low Ganges River flood plain soil. *International Journal of Sustain Crop Production* 2(1): 11-14 .
- Barker AV and Pilbeam DJ, 2006. *Handbook of Plant Nutrition*. CRC Press, p. 196.
- Boyhan GE, 2008. Sulfur, its role in onion production and related alliums. In: Jez J (ed). *Sulfur: A Missing Link Between Soils, Crops and Nutrition*. Crop Science Society of America, American Society of Agronomy, Soil Science Society of America, p. 183.
- Brewster JL and Butler HA, 1989. Effects of nitrogen supply on bulb development in onion *Allium cepa* L. *Journal of Experimental Botany* 4(219): 1155-1162.
- Coolong TW, Kopsell DA, Kopsell DE and Randle WM, 2004. Nitrogen and sulfur influence nutrient usage and accumulation in onion. *Journal of Plant Nutrition* 27(9): 1667-1686.
- Coolong TW and Randle WM, 2003. Ammonium nitrate fertility levels influence flavour development in hydroponically grown 'Granex 33' onion. *Journal of the Science of Food and Agriculture* 83(5): 477-482.
- Droux M, 2004. Sulfur assimilation and the role of sulfur in plant metabolism: A survey. *Bayer Crop Science* 79(3): 331-48.
- El-Bassiony AM, 2006. Effect of potassium fertilization on growth, yield and quality of onion plants. *Journal of Applied Sciences Research* 2(10): 780-785.
- EL-Desuki M, Abdel-Mouty MM and Ali AH, 2006. Response of onion plants to additional dose of potassium application. *Journal of Applied Science Research* 2(9): 592-597.
- FAO, 2007. FAOSTAT. <http://www.fao.org/>
- Gamiely K, Randle WM, Mills HA and Smittle DA, 1991. Onion plant growth, bulb quality, and water uptake following ammonium and nitrate nutrition. *HortScience* 26(8):1061-1063.

- Ghaffoor A, Jilani MK, Khaliq G and Wakeem K, 2003. Effect of different NPK levels on the growth and yield of three onion (*Allium cepa* L.) varieties. Asian Journal of Plant Sciences 2(3): 342-346.
- Hamilton BK, Pike LM and Yoo KS, 1997. Clonal variations of pungency, sugar content, and bulb weight of onions due to sulfur nutrition. Scientia Horticulture 71: 131-136.
- Haneklaus K, Bloem E and Schung E, 2007. Sulfur interaction in crop. In: MJ Hawkeford and LJ De Kok (eds). Sulfur in Plants. Kpringer, pp. 19.
- Islam MK, Alam MF and Islam AKMR, 2007. Growth and yield response of onion (*Allium cepa* L.) genotypes to different levels of fertilizers. Bangladesh Journal Botany 36(1): 33-38.
- Khan H, Iqbal M, Ghaffoor A and Waseem K, 2002. Effect of various plant spacing and different nitrogen levels on the growth and yield of onion (*Allium cepa* L.). Journal of Biological Science 2(8): 545-547.
- Lehr JJ, Wybenga JM and Hoekendijk, JA, 1962. On the influence of nitrogen on the formation of chlorophyll with special regard to a difference in effect between sodium nitrate and calcium nitrate. Journal of Plant and Soil, 17(1): 68-86.
- Liua S, Hec H, Fenga G and Chena Q, 2009. Effect of nitrogen and sulfur interaction on growth and pungency of different pseudostem types of Chinese spring onion (*Allium fistulosum* L.). Scientia Horticulturae 121(1): 12-18.
- Losak T, 2005. Response of onion (*Allium cepa* L.) to nitrogen and sulphur fertilization. Vegetable Crops Research Bulletin 63: 67-75.
- Mandal K, Saravanan R and Maiti S, 2008. Effect of different levels of N, P and K on downy mildew (*Peronospora plantaginis*) and seed yield of isabgol (*Plantago ovata*). Crop Protection 27: 988-995.
- Nasreen K, Imamul Haq KM and Altam Hossain M, 2003. Sulphur effects on growth responses and yield of onion. Asian Journal of Plant Sciences 2(12): 897-902.
- Nasreen K, Haque MM, Hossain MA and Frid ATM, 2007. Nutrient uptake and yield of onion as influenced by nitrogen and sulphur fertilization. Bangladesh, Agriculture. Research 32(3): 413-420.
- Prsa I, Stampar F, Vodnik D and Veberic R, 2007. Influence of nitrogen on leaf chlorophyll content and photosynthesis of 'Golden Delicious' apple. Acta Agriculturae Scandinavica, Section B-Plant Soil Science 57(3): 283 - 289.
- Rabinowitch HD and Currah L, 2002. Allium Crop Science. CABI Publishing, pp. 329.
- Schwartzkopf C, 1972. Potassium, calcium, magnesium-how they relate to plant growth. USGA Green Section, pp:1-2

- Sharma MP, Singh A and Gupta JP 2002. Sulphur status and response of onion (*Allium cepa*) to applied sulphur in soils of Jammu districts. Indian Journal of Agricultural Sciences 72(1): 26-28.
- Sideris CP and Young HY, 1947. Effects of nitrogen on chlorophyll, acidity, ascorbic acid, and carbohydrate fractions of (*Ananas comosus* L.) merr. Plant Physiology 22(2): 97-116.
- Trewavas AJ, 1983. Nitrate as a plant hormone. In: Jackson MB (ed). Interactions Between Nitrogen and Growth Regulators in the Control of Plant Development. British Plant Growth Regulator Group, Monograph 9.

ارائه سیستم صوتی هوشمند برای جداسازی سریع کلوخ از سیب زمینی

عادل حسین پور داش آتان^{1*}، محمد حسن کماریزاده²، اصغر محمودی³ و ماهرخ شایسته⁴

تاریخ دریافت: 88/8/27 تاریخ پذیرش: 88/12/20

1 و 2- به ترتیب دانشجوی دکتری و دانشیار گروه مکانیک ماشین‌های کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه

3- استادیار گروه مکانیک ماشین‌های کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

4- استادیار گروه برق و الکترونیک، دانشکده فنی مهندسی، دانشگاه ارومیه

* مسئول مکاتبه E-mail: a.hosainpour@urmia.ac.ir

چکیده

جداسازی کلوخ از سیب‌زمینی، جزو اصلی‌ترین وظایف ماشین‌های برداشت سیب‌زمینی محسوب می‌شود. در این راستا یک سیستم آزمایشگاهی طراحی و امکان استفاده از آزمون پاسخ آکوستیک برای جداسازی سریع کلوخ از سیب‌زمینی مورد مطالعه قرار گرفت. نمونه‌هایی از سیب‌زمینی و کلوخ روی نوارنقاله قرار داده شده و با راه‌اندازی آن، نمونه‌ها بطور گسسته با یک صفحه فولادی برخورد کردند. صدای حاصل از ضربات ضبط شده و با پردازش آن در دو حوزه زمان و فرکانس، صفات مربوط به نمونه‌ها استخراج گردید. برای افزایش سرعت شناسایی و انعطاف سیستم از شبکه عصبی چند لایه به عنوان واحد تصمیم گیرنده استفاده شد. در مجموع 17 صفت مطلوب انتخاب و به عنوان بردار ورودی شبکه عصبی مورد استفاده قرار گرفت. مدل‌های مختلفی از شبکه عصبی با معیار میانگین مربعات خطا، میزان شناسایی صحیح و ضریب همبستگی مورد ارزیابی قرار گرفت تا مدل بهینه انتخاب گردید. برای مطالعه اثر سرعت اصابت در دقت شناسایی و تعیین ظرفیت جداسازی سیستم، آزمایش در چهار سرعت مختلف از نوار نقاله تکرار گردید. هنگامیکه نوار نقاله با سرعت یک متر بر ثانیه حرکت کرد، دقت شناسایی سیستم برای سیب‌زمینی و کلوخ به ترتیب 97/3 و 97/6 درصد بدست آمد. با افزایش سرعت نوار نقاله دقت شناسایی سیستم کاهش یافت.

واژه‌های کلیدی: سیب‌زمینی، شبکه عصبی مصنوعی، صوت

High Speed Separation of Potato and Clod Using an Acoustic Based Intelligent System

A Hosainpour Dashatan^{1*}, MH Komarizadeh², A Mahmoudi³ and M Ghani Shayesteh⁴

^{1,2} Ph D, Student, and Assoc. Department of Agricultural Machinery, Faculty of Agriculture, Urmia University, Urmia, Iran

³Department of Agricultural Machinery, Faculty of Agriculture, Tabriz University, Tabriz, Iran

⁴Department of Electrical engineering, Faculty of Engineering, Urmia University, Urmia, Iran

* Corresponding Author : E-mail : a.hosainpour@urmia.ac.ir

Abstract

Separating clods from potato tubers is one of the most challenging jobs in a potato harvester. In this study, an acoustic-based intelligent system was developed for high speed discriminating between potato tubers and clods. About 500kg mixture of potato tubers and clods were put on the belt conveyer and impacted on a steel plate in four different velocities. The resulting acoustic signals were recorded, processed and potential features were extracted from the analysis of sound signals in both time and frequency domains. A multilayer perceptron (MLP) neural network with a back propagation algorithm was used for pattern recognition. Altogether, 17 potential discriminating features were selected and fed as input vector to artificial neural network (ANN) models. Optimal network was selected based on mean square error, correct detection rate and correlation coefficient. At the velocity of 1 ms^{-1} of the belt, detection accuracy of the presented system was about 97.3% and 97.6% for potato and clod, respectively. Detection accuracy decreased by increasing belt velocity. A potato harvester by using this system can perform at capacity of 20 ton hr^{-1} by accuracy of about 97%.

Keywords: Acoustic, Neural networks, Potato, Separation

مقدمه

اتوماتیک برای برداشت محصول سیب زمینی می‌باشند. اولین قدم برای ساخت چنین دستگاهی، ایجاد تمایز بین غده‌های سیب‌زمینی و کلوخ می‌باشد. ساخت یک سیستم اتوماتیکی که بتواند کلوخ را از سیب‌زمینی جدا کند کار پر زحمت و پیچیده‌ای است، چون سیب‌زمینی از لحاظ شکل، اندازه و گاهی رنگ، کاملاً متغیر بوده و در شرایط برداشت بی شباهت به کلوخ مزرعه نیست. غده‌هایی از سیب‌زمینی

سیب‌زمینی با عملکرد بالائی که دارد به یک محصول استراتژیک و جهانی تبدیل شده است. سالانه بیش از 325 میلیون تن سیب‌زمینی در جهان تولید می‌شود. تولید این حجم از محصول، ماشین‌های برداشت سریع و دقیقی را می‌طلبد. مدت‌هاست که محققین کشاورزی و صنعت به دنبال ساخت یک ماشین تمام

استفاده قرار گرفته است (ایوانی و همکاران 1385، جیوانونگ 1998، سوگی یاما و همکاران 1998، دکتلاره و همکاران 2000، گارسیا و همکاران 2003، دیزما ایگیسباس و همکاران 2004، پیرسون و همکاران 2007 و امید و همکاران 2009).

در بررسی آماری داده‌ها گاهاً به حالت‌هایی می‌رسیم که ارتباط بین متغیرهای مسئله بسیار پیچیده می‌باشد. این امر باعث می‌شود که تحلیل و پردازش داده‌ها به‌سختی صورت گرفته، بنحویکه گاهاً نمی‌توان رابطه‌ی معینی بین متغیرها بدست آورد. در این مواقع بجای تحقیقات صرفاً تئوری به تحقیقات کاربردی می‌پردازند. شبکه‌های عصبی مصنوعی¹ (ANN)، جزو آن دسته از راه حل‌هایی است که با پردازش روی داده‌های تجربی، دانش یا قانون نهفته در ورای داده‌ها را کشف، و به ساختار شبکه منتقل می‌کند. امروزه شبکه عصبی یک ابزار بسیار قوی در تمامی علوم از جمله کشاورزی می‌باشد. یانگ و همکاران (2000) طی تحقیقی از شبکه‌های عصبی مصنوعی برای گروه‌بندی محصول و علف‌های هرز استفاده کرده و گزارش دادند، شبکه‌های عصبی مصنوعی پتانسیل خوبی در تشخیص سریع و گروه‌بندی محصولات کشاورزی دارند. محمودی و همکاران (1385) چهار رقم پسته ایرانی را به کمک شبکه‌های عصبی مصنوعی شناسایی و طبقه‌بندی نمودند. کاودیر و گویر (2008) برای بررسی و سنجش کیفی سیب از پردازش تصویر و شبکه عصبی چندلایه استفاده کردند.

در این تحقیق، امکان استفاده از سیگنال‌های صوتی حاصل از ضربه (آزمون پاسخ آکوستیک)، برای جداسازی سریع کلوخ از سیب‌زمینی مورد مطالعه قرار گرفت، همچنین از شبکه عصبی چند لایه به عنوان واحد استنتاج و تصمیم گیرنده استفاده گردید.

که سطوح آنها بصورت جزئی و یا کلی با گل و لای پوشیده است، مانع دیگری را در مسیر تکامل چنین سیستمی ایجاد می‌کنند. مطالعات زیادی در زمینه‌ی جدا سازی سنگ و کلوخ از سیب‌زمینی انجام گرفته‌اند که اکثر آنها برمکانیزم‌های ضربه و غربال مبتنی هستند (برنتلی و همکاران 1975، فلر و همکاران 1985، قان‌مور و همکاران 1986 و شیم و همکاران 1990). هرچند که برخی از این سیستم‌ها ظرفیت بالایی دارند، ولی وزن ماشین را افزایش داده و صدمات مکانیکی نسبتاً زیادی به محصول وارد می‌کنند (مک‌جهان و همکاران 1980). استوری و همکاران (1973) از خاصیت بازتابش نور مادون‌قرمز و برخی دیگر از محققین، از روش پردازش تصویر برای این منظور استفاده کردند. (مارچنت و همکاران 1988، مارو و همکاران 1990، الملاحی و همکاران 2008). این روش‌ها ظرفیت پایینی داشته و در شرایط نامساعد کاری مزرعه، جداسازی را با دقت مطلوبی انجام نمی‌دهد. استفاده از خاصیت صوتی با حسگرهای بسیار ارزان قیمت روش مناسبی در این زمینه بنظر می‌رسد.

مواد مختلف در هنگام برخورد با یکدیگر امواجی تولید می‌کنند که فرکانس، دامنه و شدت صوتی آن به عوامل مهمی از جمله سرعت برخورد، جنس، حجم و جرم مواد بستگی دارد. بنابراین با اندازه‌گیری خصوصیات امواج صوتی و فراصوتی می‌توان به برخی از خصوصیات مواد و یا حداقل به تفاوت‌های آنها پی برد. سادگی نسبی و ارزانی ارتعاش‌سنجی در آزمون‌های آکوستیک باعث گردیده این روش به عنوان یک روش قابل اعتماد در اکثر علوم مهندسی مورد استفاده قرار گیرد. آزمون‌های غیر مخرب آکوستیک برای تشخیص کیفیت میوه‌ها اولین بار توسط یاماموتو و همکاران (1980) معرفی شد. این روش روی گوجه‌فرنگی، هلو و آناناس توسط چن و د برد ماکر (1990) گسترش یافت. در سال‌های اخیر این روش بطور گسترده‌ای در زمینه‌های گوناگون علوم کشاورزی مورد

¹ Artificial Neural Networks

مواد و روش‌ها

در این تحقیق، حدود 500 کیلوگرم مخلوط سیب‌زمینی، سنگ و کلوخ از ورودی مخزن ماشین برداشت جمع‌آوری و به عنوان نمونه مورد استفاده قرار گرفت. غده‌های سیب‌زمینی از چهار رقم رایج در استان آذربایجان شرقی به نام‌های مارفونا، اگریا، کوزیما، گرانولا از کشت فصل 1387 انتخاب شدند. تمامی نمونه‌ها وزن شده و مقادیر کوچکتر از 40 گرم حذف شدند. جدول 1 تعداد و برخی خصوصیات فیزیکی نمونه‌های مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول 1- تعداد و برخی خصوصیات فیزیکی نمونه‌های

مورد استفاده

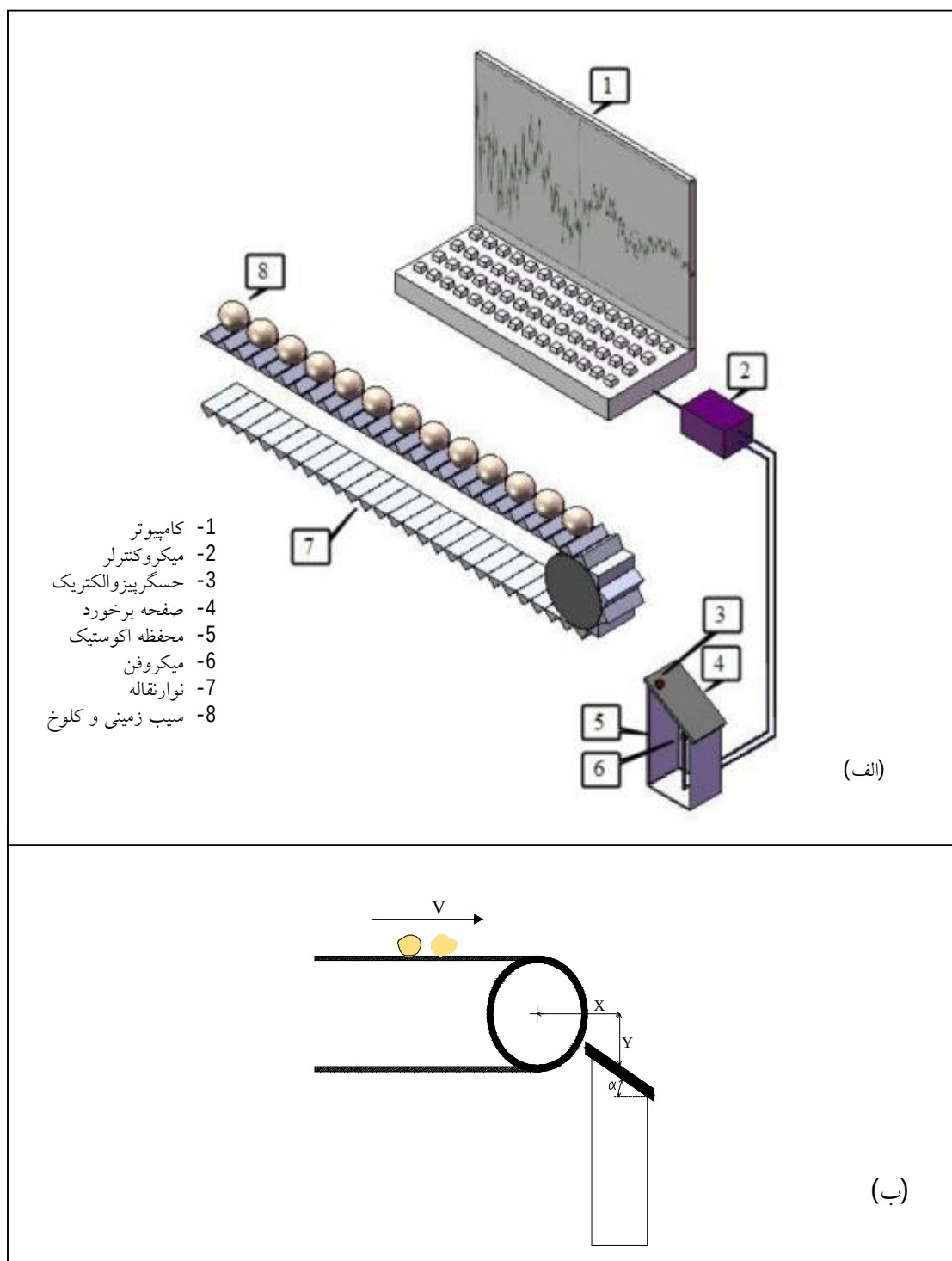
انحراف از معیار (گرم)	وزن متوسط (گرم)	تعداد	رقم	نمونه
82	186	378	مارفونا	سیب
73	158	443	اگریا	زمینی
88	150	446	کوزیما	
50	115	625	گرانولا	
72	123	1483		کلوخ
40	108	38		سنگ

در حین توزین، نمونه‌ها به دو گروه جداگانه سیب‌زمینی و غیرسیب‌زمینی تقسیم شدند. به منظور مهیا ساختن شرایط واقعی مزرعه، هیچ گونه شستشو و تمیزکاری روی غده‌های سیب‌زمینی انجام نگرفت، بنحویکه سطح اکثر غده‌ها بطور کلی یا جزئی با گل و لای پوشیده بودند. قابل ذکر است که فقط سنگ‌ها و کلوخ‌های نسبتاً سفت در گروه غیر سیب‌زمینی قرار داشتند و کلوخ‌های نرم‌تر در مراحل قبل از رسیدن به مخزن، خرد و از غده‌های سیب‌زمینی جدا شده بودند. از آنجائیکه تعداد سنگ‌ها بمراتب کمتر از تعداد کلوخ‌ها بود (جدول 1)، تمامی

مواد غیر سیب‌زمینی در مابقی متن به عنوان "کلوخ" در نظر گرفته می‌شود.

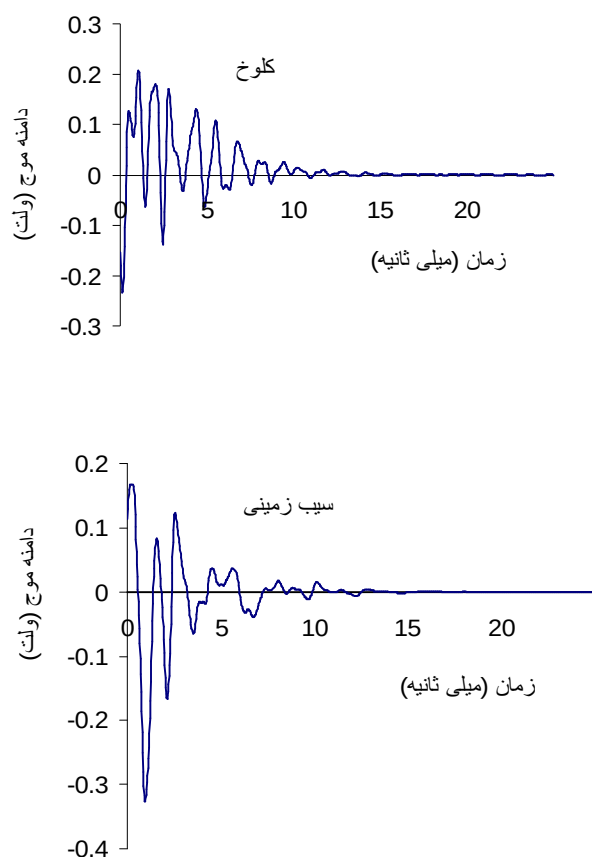
سیستم آزمایشگاهی

برای آزمون طرح، سیستم آزمایشگاهی مخصوصی طراحی و ساخته شد که نمونه‌ها را در یک فاصله طولی جابجا می‌کرد، آنها را روی یک صفحه فولادی می‌انداخت، صدای حاصل از برخورد را ضبط می‌کرد و با پردازش داده‌ها، سیب‌زمینی را از کلوخ تشخیص می‌داد. سیستم مذکور بطور کلی شامل سکوی تغذیه، سیستم صوتی و بخش تشخیص دهنده می‌باشد که در شکل 1 بطور شماتیک نشان داده شده است. سکوی تغذیه شامل یک نوار نقاله بطول 5 متر و عرض 25 سانتی‌متر بود که پیاله‌های شیاردار کوچکی در فواصل طولی 10 سانتی‌متری روی آن نصب شده بودند. نوار نقاله توسط یک الکتروموتور توأم با اینورتور (برای ایجاد سرعت دورانی متغیر) راه‌اندازی می‌شد تا تغذیه نمونه‌ها بطور دقیق و کنترل شده‌ای انجام گیرد. سیستم صوتی از یک میکروفن، محفظه آکوستیک، حسگر پیزوالکتریک، میکروکنترلر و صفحه‌برخورد تشکیل شده بود. برای دریافت صدای برخورد نمونه‌ها، یک عدد میکروفن الکترت پاناسونیک (حساس به اصوات تا فرکانس 100 kHz) در داخل محفظه آکوستیک و در زیر صفحه فولادی قرار داده شد. صفحه‌برخورد از یک صفحه فولادی و صیقلی به ابعاد $30 \times 22/5$ و ضخامت 1/5 سانتی‌متر انتخاب و در روی محفظه آکوستیک نصب گردید. با توجه به اینکه آزمایشات در چهار سرعت 1، 1/5، 2 و 2/5 متر بر ثانیه از نوار نقاله انجام می‌گرفت، مکان و زاویه بهینه صفحه، برای هریک از سرعت‌های مذکور برپوش سعی و خطا تعیین گردید (جدول 2).



شکل 1- سیستم مورد استفاده برای شناسایی سیب زمینی و کلوخ. (الف) شماتیک سیستم (ب) مکان بهینه صفحه برخورد برای سرعت‌های مختلف نوار نقاله.

هر چهار سرعت نوار نقاله تکرار و اطلاعات مربوطه جمع‌آوری گردید. شکل 2 سیگنال‌های صوتی حاصل از ضربه را برای نمونه‌هایی از سیب‌زمینی و کلوخ نشان می‌دهد. سیگنال‌های صوتی دریافت شده مورد پردازش قرار گرفت تا صفات مناسب برای تشخیص سیب‌زمینی و کلوخ استخراج گردد. هر چند که دامنه سیگنال‌های صوتی کلوخ‌ها اندکی بزرگتر از دامنه سیگنال‌های سیب‌زمینی بنظر می‌رسید، ولی تلاش‌های اولیه در استفاده محض از این صفات چندان موفقیت آمیز نبود.



شکل 2- سیگنال‌های صوتی حاصل از ضربه برای نمونه‌هایی از سیب‌زمینی و کلوخ

آزمون در دو مرحله off-line و on-line اجرا شد که در مرحله off-line ویژگی‌ها و صفات موثر

جدول 2- مکان بهینه صفحه برخورد در سرعت‌های مختلف

نوار نقاله			
زاویه α (درجه)	فاصله عمودی Y (سانتی‌متر)	فاصله افقی X (سانتی‌متر)	سرعت نوار نقاله V (متر بر ثانیه)
30°	9	25	1
30°	8	27	1/5
35°	7	30	2
35°	5	34	2/5

محفظه آکوستیک با پشم شیشه پر گردید تا با جذب اصوات از انعکاس صوت داخل محفظه جلوگیری بعمل آید. برای حذف هرچه بیشتر نویزهای محیطی، یک حسگر پیزوالکتریک به عنوان راه‌انداز ضبط صدا به سیستم صوتی اضافه گردید. با نصب این حسگر در روی صفحه برخورد و افزودن مدار الکتریکی و میکروکنترلر، فقط سیگنال‌های صوتی حاصل از برخورد نمونه‌ها با صفحه دریافت می‌شد و نویزهای محیطی با اصوات اصلی تداخلی پیدا نمی‌کردند. خروجی میکروفن به یک کامپیوتر شخصی منتقل شده، توسط کارت صوتی با فرکانس 44/1 کیلوهرتز نمونه‌برداری و با وضوح 16 بیت به اطلاعات رقمی تبدیل می‌شد. در هر مرحله از داده‌برداری حدود 45 نمونه از سیب‌زمینی یا کلوخ بطور دستی در پیاله‌های نوار نقاله قرار داده شده و با راه‌اندازی آن، نمونه‌ها بطور گسسته به صفحه برخورد اصابت می‌کردند. صدای حاصل از هر برخورد توسط میکروفن دریافت شده، توسط کارت صوتی کامپیوتر رقمی و توسط جعبه ابزار Data acquisition نرم افزار MATLAB (متلب 2007) جمع‌آوری و ذخیره می‌گردید. از آنجائیکه حداکثر فرکانس کارت صوتی 44/1 کیلوهرتز بود، داده‌برداری در مدت 11/6 میلی‌ثانیه انجام گرفت تا سیستم صوتی به محض دریافت فرمان ضبط از حسگر پیزوالکتریک، 512 عدد داده را برای هر نمونه دریافت و ضبط کند. مراحل فوق برای

الف - 512 نقطه از دامنه سیگنال در حوزه زمان (Amp)
 ب - فرکانس بیشینه (PF)
 ج - 50 نقطه از طیف نرمال با مرکزیت فرکانس بیشینه (NFFT⁴)
 د - 512 نقطه چگالی طیف توان (PSD)
 در مجموع 1075 صفت برای هر نمونه بدست آمد که این تعداد برای یک سیستم بلادرنگ بسیار بزرگ می باشد. برای کاهش ابعاد، داده ها توسط روش PCA⁵ به مولفه های اصلی تجزیه شدند. جدول 3 اثر متقابل بین میزان واریانس حذف شده و تعداد مولفه های اصلی را نشان می دهد. آنالیز PCA بطور جداگانه روی هر گروه از صفات منتخب اعمال گردید تا اثر هر گروه در دقت شناسائی الگو تعیین گردد. تجزیه به مولفه های اصلی توسط نرم افزار MATLAB و روی داده های نرمال صورت گرفت.

جدول 3- اثر متقابل میزان واریانس صفات حذف شده و تعداد

درصد واریانس متغیرهای حذف شده	مولفه های اصلی		
	Amp	PSD	NFFT
2	9	1	1
0/5	28	4	3
0/1	98	34	11

Amp - دامنه سیگنالهای صوتی

PSD - چگالی طیف توان

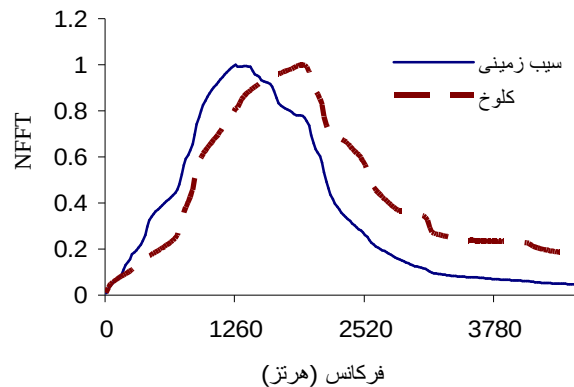
NFFT - اندازه FFT نرمال با مرکزیت فرکانس بیشینه

شبکه عصبی پس انتشار خطا⁶

شبکه های پرسپترون چند لایه⁷ (MLP) از مهمترین ابزارهای شبکه عصبی هستند که بطور گسترده، در

سیگنال های صوتی استخراج گردید و در مرحله on-line، صفات مستخرج در شناسایی بلادرنگ¹ سیب زمینی از کلوخ مورد استفاده قرار گرفت. آزمون در چهار سرعت مختلف نوارنقاله انجام گرفت تا علاوه بر تعیین ظرفیت سیستم، تاثیر سرعت برخورد نمونه ها بر دقت شناسایی مورد آزمون قرار گیرد.

برای استخراج صفات کاراتر، سیگنال های صوتی توسط تبدیل سریع فوریه² (FFT) 1024 نقطه ای به حوزه فرکانس منتقل شدند. اندازه و چگالی طیف توان³ (PSD) هر نمونه محاسبه و با استفاده از یک فیلتر پایین گذر ناهمگونی های شدید طیف تعدیل گردید. همچنین طیف نرمال (شکل 3) و فرکانس بیشینه (فرکانس مربوط به حداکثر مقدار FFT طیف) هر نمونه تعیین گردید.



شکل 3- طیف فرکانسی نرمال برای نمونه هایی از سیب زمینی و کلوخ

با پردازش سیگنال در دو حوزه زمان و فرکانس، صفات زیر قابلیت بیشتری را در شناسایی کلوخ و سیب زمینی از خود نشان دادند:

⁴ Normalized FFT⁵ Principle component analysis⁶ Back propagation neural network⁷ Multilayer perceptron¹ Real time² Fast Fourier transform³ Power spectral density

جدول 4- عملکرد سیستم در آزمایشات off-line برای زیر مجموعه ای از صفات موثر

صفات مورد استفاده	تعداد مشارکت صفات از هر گروه	نرخ شناسایی صحیح درصد		میانگین مربعات خطا MSE
		سیب زمینی	کلخ	
Amp	28	90/2	84/2	0/068
Amp	9	87/4	73/6	0/163
PSD	4	89/3	91/4	0/032
NFFT	3	91/8	80/1	0/070
PF	1	88/6	92/5	0/018
Amp + PSD	9+4	92/2	92/2	0/019
Amp + NFFT	9+3	92/7	86/8	0/067
PSD + NFFT	4+3	94/3	92/2	0/019
Amp + PSD + NFFT	9+4+3	95/4	93/3	0/016
Amp + PSD + PF	9+4+1	93/4	94/5	0/013
Amp + NFFT + PF	9+3+1	95/2	95/4	0/013
Amp + P SD + NFFT + PF	9+4+3+1	97/3	97/6	0/011

Amp - دامنه سیگنالهای صوتی

PSD - چگالی طیف توان

NFFT - اندازه FFT نرمال با مرکزیت فرکانس بیشینه

PF - فرکانس بیشینه

ورودی و توابع تانژانت هیپربولیک در هر دو لایه مخفی و خروجی به عنوان توابع فعال سازی مورد استفاده قرار گرفتند. نرخ یادگیری شبکه نیز 0/7 در نظر گرفته شد. برای جلوگیری در مقابل آموزش بیش از حد، داده‌ها بصورت تصادفی به سه گروه مجزا تقسیم شدند، 70 درصد داده‌ها در آموزش، 15 درصد در آزمون و 15 درصد باقی مانده نیز جهت اعتبار سنجی (CV) داده‌ها مورد استفاده قرار گرفتند. تمامی شبکه‌های مورد مطالعه، در محیط نرم افزار MATLAB و NeuroSolutions (نرو سلوشن 2005) طراحی و اجرا شدند.

نتایج و بحث

پس از تعیین تعداد نرون‌ها در لایه میانی، برای یافتن بهترین ترکیب صفات موثر و تشکیل شبکه بهینه، 31 ترکیب مختلف از مولفه‌های اصلی انتخاب و توسط شبکه

شناسائی الگوها مورد استفاده قرار می‌گیرند. این شبکه با الگوریتم یادگیری پس انتشار خطا آموزش دیده و بر استفاده از یادگیری با گشتاور¹ (GDM) سریع‌تر و پایدارتر می‌شود (هایکین 1999). به منظور کاهش مدت زمان آموزش، فقط از یک لایه مخفی در شبکه انتخابی استفاده شد. تعداد نرون‌های لایه مخفی نیز با روش سعی و خطا بین 1-40 نرون تعیین گردید. در آزمایشات مقدماتی، شبکه عصبی با 29 نرون در لایه مخفی، از کمترین انحراف معیار استاندارد²، حداقل میانگین مربعات خطا³ و بیشترین پایداری برخوردار بود. تابع خطی در لایه

¹ Gradient descent with momentum

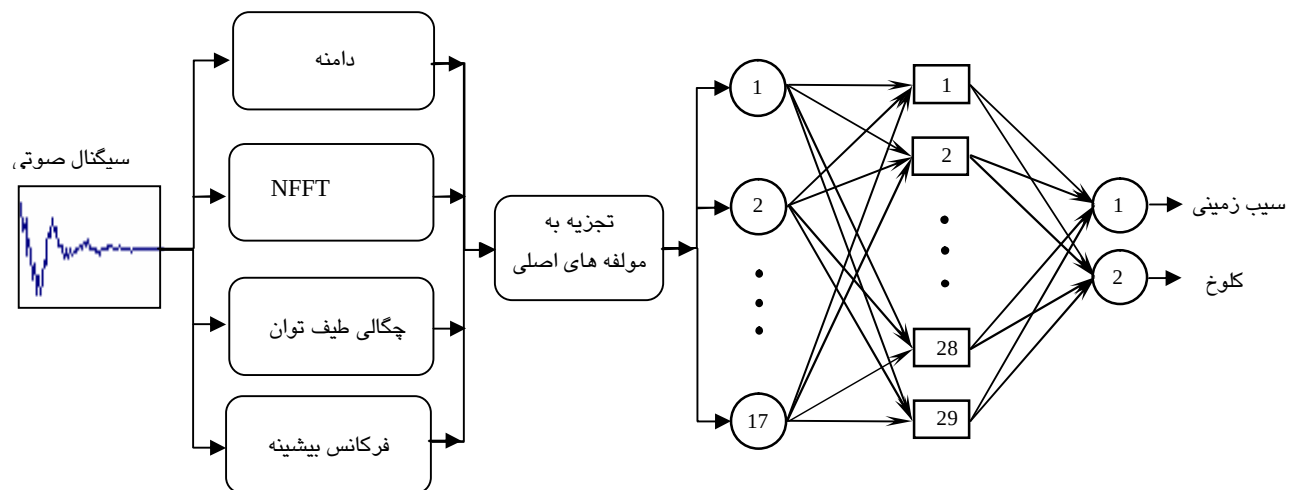
² Standard deviation error

³ Mean square error

صفات در شبکه بهینه را نشان می‌دهد. تعداد نسبتاً کم لایه ورودی از آموزش بیش از حد شبکه جلوگیری می‌کند. شکل 4 روند استخراج خصوصیات موثر و توپولوژی شبکه عصبی بهینه را بصورت شماتیک نشان می‌دهد.

جدول 4 و 6 نشان می‌دهند که صفت فرکانس بیشینه از قابلیت بسیار بالایی در شناسایی سیب‌زمینی و کلوخ برخوردار است. به هر حال تداخل موجود در جدول 6 عمده‌تأ بیعت وجود گل و لای چسبیده به غده‌های سیب‌زمینی می‌باشد. همچنین بافت و رطوبت غیر یکنواخت، انحراف از معیار کلوخ‌ها را در گستره وسیعتری قرار می‌دهد (جدول 6).

عصبی مورد آزمون قرار گرفتند. صفات مذکور وارد شبکه عصبی شده و عملکرد آنها با محاسبه حداقل میانگین مربعات خطا (MSE) برای اعتبار سنجی، نرخ تشخیص صحیح (CDR) و ضریب همبستگی (r) تعیین گردید. جدول 4 خلاصه آزمون off-line را در سرعت 1 متر بر ثانیه از نوار نقاله نشان می‌دهد. بهترین ترکیب توسط 9 صفت دامنه، 4 صفت PSD سه صفت NFFT و یک صفت فرکانس بیشینه حاصل شد. در مجموع مطلوب‌ترین ساختار شبکه عصبی توسط 17 نرون در لایه ورودی (تعداد صفات ورودی)، 29 نرون در لایه میانی (روش سعی و خطا) و 2 نرون در لایه خروجی (کلوخ و سیب‌زمینی) تشکیل شد. جدول 5 عملکرد بهترین ترکیب



شکل 4- روند استخراج خصوصیات موثر و توپولوژی شبکه عصبی بهینه

جدول 6- نحوه توزیع فرکانس بیشینه

نمونه ها	هرتز (فرکانس بیشینه)			
	حداکثر	حداقل	میانگین	انحراف از معیار
سیب زمینی	1455	1180	1260	75
کلوخ	3055	1429	1911	205

جدول 5- عملکرد شبکه عصبی بهینه

عملکرد	سیب زمینی	کلوخ
MSE	0/0113	0/0105
CDR (%)	97/3	97/6
r	0/989	0/992

با افزایش سرعت نوار نقاله (افزایش سرعت برخورد نمونه‌ها با صفحه‌برخورد)، دقت شناسایی سیستم کاهش و تعداد نمونه‌های به اشتباه شناسایی شده افزایش می‌یابد. هرچند که فواصل بین سکوی تغذیه و صفحه‌برخورد در مراحل قبلی تنظیم شده بودند، در سرعت‌های بالای نوار نقاله، سیگنال‌های صوتی اشباع و ضعیف به فراوانی ایجاد می‌شدند و استفاده از یک میکروفن، سیگنال‌های صوتی را بخوبی دریافت نمی‌کرد. شکل 5 روند آموزش و اعتبارسنجی شبکه را نمایش داده و نشان می‌دهد که میانگین مربعات خطا برای حالت آموزش و اعتبارسنجی همگرا بوده و بعد از 100 epoch به مقدار قابل قبولی کاهش می‌یابند.

بعد از استخراج صفات مفید و موثر در مرحله off-line، آزمایشات on-line انجام گرفت تا عملکرد سیستم در حالت واقعی و بلادرنگ مورد آزمون قرار گیرد. در این مرحله حدود 1000 نمونه از سیب‌زمینی و کلوخ بطور تصادفی انتخاب و آزمون‌های off-line برای آنها تکرار گردید. در این مرحله، عملیات دریافت صدا، پردازش سیگنال و شناسایی نمونه‌ها بصورت همزمان انجام می‌گرفت و بعد از حدود 25 میلی‌ثانیه از لحظه برخورد، هویت هر نمونه در صفحه‌ی کامپیوتر نمایان می‌گشت. جدول 7 خلاصه‌ی نتایج آزمون‌های on-line را در سرعت‌های مختلف نوار نقاله نشان می‌دهد.

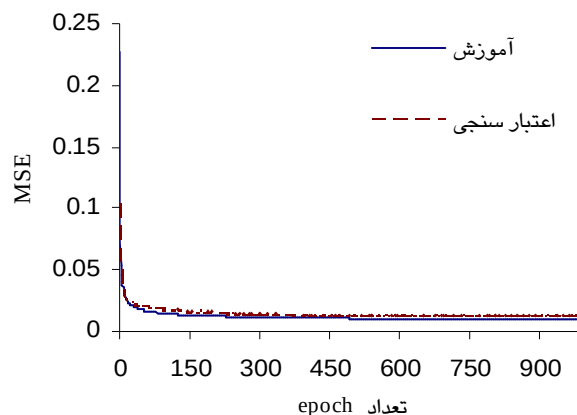
جدول 7- عملکرد سیستم on-line در سرعت‌های مختلف نوار نقاله

سرعت نوارنقاله (متربرثانیه)	شناسایی صحیح				میانگین
	سیب زمینی		کلوخ		مربعات خطا
	درصد	نرخ	درصد	نرخ	MSE
1	97/2	176/181	97/5	79/81	0/011
1/5	95/6	174/182	96/4	81/84	0/018
2	91	162/178	93/9	77/82	0/045
2/5	85/2	157/182	87/6	71/81	0/165

epoch برای 1000

مجموع مراحل دریافت صوت، پردازش سیگنال، و شناسایی یک نمونه حدود 25 میلی‌ثانیه (40 نمونه در ثانیه) طول می‌کشد، ولی بخاطر محدودیت‌های مکانیکی، شناسایی بیش از 15 نمونه در ثانیه امکان پذیر نبود. یک ماشین برداشت با استفاده از سیستم فوق می‌تواند با ظرفیت 7/2 تن در ساعت، کلوخ و سیب‌زمینی را از هم‌دیگر شناسایی کند.

در تحقیق مشابهی که الملاحی و همکاران (2008) با استفاده از روش پردازش تصویر انجام دادند، نرخ



شکل 5- منحنی یادگیری شبکه با الگوی GDM

مورد استفاده از مهمترین مزایای سیستم مورد ارائه می‌باشند. سرعت‌های بالاتر از 1/5 متر بر ثانیه‌ی نوار نقاله موجب کاهش شدید دقت شناسایی سیستم شده و توصیه نمی‌شوند. با تعبیه یک مسیر چهار خطی برای محصول، سیستم مذکور می‌تواند با ظرفیت 20 تن در ساعت و دقت 97 درصد، غده‌ی سیب‌زمینی را از کلوخ شناسایی و جدا نماید. یک مکانیزم جداساز سریع لازم است تا دقت جداسازی سیستم بصورت واقعی بررسی شود. برای این منظور طراحی و نصب سیستم جداساز مناسب در حال مطالعه و اجرا می‌باشد. لازم است یک ماشین برداشت سیب‌زمینی به سیستم فوق مجهز گردد تا کاستی‌ها و نواقص آن هر چه بیشتر مرتفع گردد.

شناسایی صحیح سیب‌زمینی و کلوخ را بترتیب 91/2 و 94/4 در صد بدست آوردند و در حالتی که کلوخ‌ها رطوبت خود را از دست می‌دادند، دقت شناسایی به مقادیر 71/4 و 75/4 درصد کاهش می‌یافت. مقایسه نتایج تحقیق حاضر با روش‌های مشابه (پردازش تصویر) نشان می‌دهد که استفاده از سیگنال‌های صوتی دقت شناسایی بالاتری داشته و کمتر تحت تاثیر عوامل محیطی قرار می‌گیرد.

به طور کلی، در این تحقیق یک روش براساس تلفیق آشکارسازی صوت و شبکه عصبی، برای شناسایی سیب‌زمینی از کلوخ مورد مطالعه قرار گرفت. دقت و ظرفیت شناسایی بالا، نیاز به فضای کم و ارزانی ابزار

منابع مورد استفاده

ایوانی ا، مینایی س و حسینی د، 1385. طیف غالب پاسخ آکوستیک گردو به ضربه غیر مخرب. خلاصه مقالات سومین کنگره ملی مهندسی ماشین‌های کشاورزی و مکانیزاسیون، دانشگاه تبریز، تبریز.

محمودی ا، امید م، آقاگل‌زاده ع و برقی ع، 1385. کاربرد شبکه‌های مصنوعی عصبی در جداسازی صوتی چهار رقم پسته صادراتی ایران. خلاصه مقالات سومین کنگره ملی مهندسی ماشین‌های کشاورزی و مکانیزاسیون، دانشگاه تبریز، تبریز.

Al-Mallahi A, Kataoka T and Okamoto H, 2008. Discrimination between potato tubers and clods by detecting the significant wavebands. Biosystems Engineering 100: 329–337.

Brantley SA, Hamann DD and Whitfield JK, 1975. A multiple belt adjustable Vee size grader for sweet potatoes and cucumbers. Transaction of the ASAE 18: 350-362.

Chen H and De Baerdemaeker J, 1990. Resonance frequency and firmness of tomatoes during ripening. Proceeding of the International Conference on Agricultural Mechanization. March 27-30, Zaragoza, Spain, Vol 1: 61-68.

De Ketelaere B, Coucke P and De Baerdemaeker J, 2000. Eggshell crack detection based on acoustic resonance frequency analysis. Journal of Agriculture Engineering Reserch 76(2): 157-163.

- Diezma-Iglesias B, Ruiz-Altisent M and Barreiro P, 2004. Detection of internal quality in seedless watermelon by acoustic impulse response. *Biosystems Engineering* 88: 221–230.
- Feller R, Morgolin E, Zacharin A and Pasternak H, 1985. Development of a clod separator for potato packing houses. *Transaction of the ASAE* 28: 1019-1023.
- FAO, 2008. Food and Agriculture Organization of the United Nations.
<http://www.fao.org/corp/statistics/en>.
- Gan-Mor S, Zacharin A, Galili N, Feller R and Margolin E, 1986. Absorbing stone impact to enable separation from potatoes. *Transactions of the ASAE* 29: 1526-1529.
- Garsia-Ramos FJ, Ortiz-Canavate J, Ruiz-Altisent M, Diez J and Chavez M, 2003. Development and implementation of an on-line impact sensor for firmness sensing of fruits. *Journal of Food Engineering* 58: 53-57.
- Haykin S, 1999. *Neural Networks*. Prentice Hall, New Jersey.
- Jivanuwong S, 1998. Nondestructive detection of hollow heart in potatoes using ultrasonic. Master of sciences thesis. Virginia Polytechnic Institute and State University, Blacksburg, Virginia.
- Kavdir I and Guyer DE, 2008. Evaluation of different pattern recognition techniques for apple sorting. *Biosystems Engineering* 99: 211-219.
- Marchant JA, Onyango CM and Street MJ, 1988. High speed sorting of potatoes using computer vision. *ASAE Paper No. 88-3540*.
- MathWorks. 2007. *MATLAB User's Guide*. The MathWork Inc.
- McGechan MB, 1980. An investigation into the damage sustained by different varieties of potatoes during riddling to remove soil. *Journal of Agricultural Engineering Research* 25: 345–353.
- Morrow CT, Sommer JH, Heinemann PH and Tao Y, 1990. Automated machine vision inspection of potatoes. *ASAE Paper No. 90-3531*.
- NeuroDimension, 2005. *NeuroSolutions for Excel*. NeuroDimension Inc.
- Omid M, Mahmoudi A and Omid MH, 2009. An intelligent system for sorting pistachio nut varieties. *Expert Systems with Applications* 36: 11528–11535.
- Pearson TC, Cetin AE, Tewfik AH and Haff RP, 2007. Feasibility of impact-acoustic emissions for detection of damaged wheat kernels. *Digital Signal Processing* 17: 617–633.
- Shyam M, Singh V and Singh R, 1990. Design and development of potato grader. *AMA* 21: 40-49.
- Story AG and Raghavan GSV, 1973. Sorting potatoes from stones and soil clods by infrared reflectance. *Transaction of the ASAE* 16: 304-309.

- Sugiyama J, Katsurai T, Hong J, Koyama H and Mikuriya K, 1998. Melon ripeness monitoring by a portable firmness tester. Transaction of the ASAE 41: 121-127.
- Yamamoto H, Iwamoto M and Haginuma S, 1980. Acoustic impulse response method for measuring natural frequency of intact fruits preliminary application to internal quality evaluations of apples and watermelons. Journal of Texture Studies 11: 117-136.
- Yang CC, Prashier SO, Landry IA, Ramaswamy HS and Ditommaso A, 2000. Application of neural network in image recognition and classification of crop and weeds. Canadian Agricultural Engineering 42(3): 147-152.

تأثیر کلشیسین روی قطر هسته، عملکرد و برخی صفات مورفولوژیک قارچ صدفی (*Pleurotus ostreatus*)

سیده زهرا حسینی¹، قاسم کریمزاده^{2*} و ابراهیم محمدی گل تپه³

تاریخ دریافت: 87/1/20 تاریخ پذیرش: 88/2/29

1- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اصلاح نباتات و بیوتکنولوژی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس

2- دانشیار گروه اصلاح نباتات و بیوتکنولوژی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس

3- استاد گروه بیماری‌های گیاهی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس

* مسئول مکاتبه Email: Karimzadeh_g@modares.ac.ir

چکیده

قارچ صدفی (*Pleurotus ostreatus*) خوراکی، صنعتی و دارویی است. در این مطالعه از کلشیسین برای ایجاد اتوپلی‌پلوئیدی در قارچ خوراکی صدفی استفاده شد. به منظور تولید میسلیم ابتدا اسپور قارچ در محیط کشت MEA کشت داده شد. به منظور اعمال تیمار کلشیسین، میسلیم‌های حاصل در محیط کشت مایع زاپکس حاوی گلوکز و پپتون کشت شد. سپس محلول کلشیسین با نسبت‌های 0/3، 0/1، 0/05 و 0% (شاهد) به آن اضافه شد. به منظور مطالعه میکروسکوپی قطر هسته میسلیم‌های تیمار شده با کلشیسین، میسلیم‌ها با محلول سافرانین-او رنگ‌آمیزی شدند و قطر آنها با استفاده از میکروسکوپ نوری معکوس ای-ایکس 170 و دوربین دیجیتالی د-پ 50 مورد بررسی قرار گرفت. قطر هسته میسلیم‌های تیمار شده با کلشیسین در مقایسه با شاهد تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای را نشان داد. این افزایش قطر هسته نشان‌دهنده افزایش DNA هسته‌ای و ایجاد اتوپلی‌پلوئیدی است. از میسلیم‌های حاصل اسپان تهیه شد و برای ارزیابی برخی صفات مهم از اسپان‌های حاصل برای مایه‌کوبی کاه گندم استفاده شد. بعد از شروع مرحله میوه-دهی عملکرد، رنگ، طعم و طول پایه و قطر کلاهک اندازه‌گیری شد. افزایش عملکرد به میزان 82% نسبت به شاهد و افزایش قطر کلاهک و طول پایه مشاهده گردید.

واژه‌های کلیدی: پلی‌پلوئیدی، کلشی‌سین، قارچ صدفی، قطر هسته

Effect of Colchicine on Nuclei Diameter, Yield and Some Morphological Characteristics of Oyster Mushroom (*Pleurotuse ostreatus*)

SZ Hosseini¹, G Karimzadeh^{2*} and E Mohammadi-Goltapeh³

¹MSc Student, Plant Breeding and Biotechnology Department, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

²Associate Professor, Plant Breeding and Biotechnology Department, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

³Professor, Department of Plant Pathology, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

*Corresponding author: Email: Karimzadeh_g@modares.ac.ir

Abstract

Oyster Mushroom (*Pleurotuse ostreatus*) is one of the industrial, pharmaceutical and commercial edible basidiomycetes. In this study, we examined colchicine treatment for the production of autopolyploid *P. ostreatus*. For production of mycelium, the spores were cultured on MEA culture medium. For colchicine treatment, the mycelia were then cultured in Czapek liquid culture medium containing glucose (0.1% w v⁻¹) and peptone (0.5% w v⁻¹) adding 0, 0.05, 0.1 and 0.3% of colchicine solutions to the medium. The mycelia were stained with Safranin-O and their nuclei diameters were measured, using IX170 Olympus invert light microscope interfaced with a DP50 digital camera. The nuclei were increased in diameter at different degrees in different concentration of colchicine solutions. Such increment response indicates the increase of nuclei DNA content, verifying the autopolyploid formation of *P. ostreatus*. From the produced mycelia spawn were made and in order to evaluate some important morphological characteristics, they were used for inoculating wheat straw. After the start of fruiting stage, yield, diameter of basidiocarp and length of stem were measured. The yield was increased up to %82 compared to the control, the stem and the diameter of basidiocarp also enlarged in the colchicines-treated *P. ostreatus*.

Keywords: Colchicine, Nuclei diameter, Oyster Mushroom, Polyploidy

شده است (صارمی و همکاران 1381). قارچ‌ها منبع مواد با ارزشی مانند آنتی‌بیوتیک‌ها هستند. بشر هزاران سال است که از مخمرها در تخمیر خمیر نان و از قارچ‌های خوراکی برای تغذیه و به عنوان دارو در طب

مقدمه

قارچ‌ها گروه بسیار بزرگی از موجودات را تشکیل می‌دهند که در هر موقعیت اکولوژیک یافت می‌شوند. تعداد گونه‌های قارچ 1/5 میلیون تخمین زده

(6، 7، 8 و 9) قرار گرفتند. به منظور تهیه‌ی محلول کلشی‌سین، کلشی‌سین در غلظت‌های مورد نظر به محیط کشت مایع زاپک¹ (تویاما و تویاما 1994) بشرح $(2g) + K_2HPO_4 (1g) + MgSO_4.7H_2O (0/5g) + (KCl (0/5g) + FeSO_4.7H_2O (1\%NaNO_3))$ حاوی گلوکز $(w v^{-1}) 1\%$ و پیتون $(w v^{-1}) 0/5\%$ اضافه شد (تویاما و تویاما 1994). هسته‌ها با رنگ سافرانین-او رنگ‌آمیزی شد (باندونی 1979). هسته‌ها با میکروسکوپ نوری معکوس اولیمپوس ای-ایکس 170² مجهز به دوربین دیجیتالی د-پ 50 مورد بررسی قرار گرفت و قطر آنها اندازه‌گیری گردید. قطر 50 هسته برای هر ترکیب تیماری در هر تکرار اندازه‌گیری و میانگین قطر این تعداد هسته در تجزیه داده‌ها در قالب آزمایش فاکتوریل با طرح پایه بلوک‌های کامل تصادفی مورد استفاده قرار گرفت.

تهیه‌ی اسپان و کشت آن در کمپوست

ابتدا بذور گندم به مدت 2 ساعت در آب خیسانده و 15 دقیقه جوشانده شد. سپس به نسبت $W^{-1} 2\%$ وزن گندم خشک پودر کربنات کلسیم و به همین نسبت پودر سولفات کلسیم به بذور پخته اضافه و بذور گندم در دمای $121^\circ C$ و فشار $1/2 psi$ به مدت 2 ساعت اتوکلاو شدند. بذور گندم پخته در شرایط استریل با میسلیم تلقیح شد. بعد از گذشت 10 روز در دمای $28^\circ C$ میسلیم سطح بذور گندم را پوشاند. اسپان تولید شده در بستر کاه و کلش گندم به نسبت $2/5\%$ کشت و در دمای $26^\circ C$ نگهداری شد. بعد از گذشت 20 روز سطح اغلب کیسه‌ها سفید شد و بر روی کیسه‌ها 10 برش ایجاد گردید و در سالی با دمای $^\circ C 22$ و رطوبت 85-90% نگهداری شد. حدود 7 روز بعد از برش کیسه‌ها، اشکال اولیه قارچ در محل‌های برش ظاهر شد.

گیاهی استفاده می‌کند. قارچ‌های خوراکی گروهی از قارچ‌های کلاه‌دار هستند که حاوی ترکیبات غنی از پروتئین‌ها، کربوهیدرات‌ها، ویتامین‌ها و املاح معدنی هستند. قارچ *P. ostreatus* از قارچ‌های خوراکی تجاری است که به صورت صنعتی کشت می‌شود. قارچ صدفی پس از قارچ دکمه‌ای، دومین مقام را از نظر مقدار تولید جهانی دارا است و 25% تولید جهانی را شامل می‌شود (چانگ 1996). قارچ صدفی علاوه بر مصارف خوراکی دارای مصارف دارویی نیز می‌باشد و از صفات دارویی آن می‌توان به افزایش فعالیت لمفوسیت‌های ماکروفاژ، کاهش کلسترول، تغییر سوبسترای برخی سموم و افزایش فعالیت مواد ضد سرطان کبد اشاره کرد (هورن 2002).

سطح ژنوم نقش مهمی در تکامل گونه‌های گیاهی بازی کرده است (فارسی و باقری 1377). در سال‌های اخیر اتوپلی‌پلوئیدی به عنوان یک روش اصلاحی در اصلاح گیاهان زینتی (وان تولی و لیم 2003) و قارچ‌های خوراکی و صنعتی استفاده شده است (تویاما و تویاما 1994). اتوپلی‌پلوئیدی در قارچ صنعتی *Trichoderma ressei* باعث افزایش ترشح سلولاز خارج سلولی (تویاما و تویاما 1990) و در *P. ostreatus* سبب افزایش رشد میسلیمی شده است (تویاما و تویاما 1994) و انتظار می‌رود که این روش در کاهش دوره‌ی رشد و افزایش عملکرد مفید باشد. هدف از این بررسی، امکان ایجاد اتوپلی‌پلوئیدی و تأثیر آن روی عملکرد و سایر خصوصیات مورفولوژیکی در قارچ خوراکی صدفی *P. ostreatus* بود.

مواد و روش‌ها

تهیه‌ی نژاد و ایجاد اتوپلی‌پلوئیدی

اسپور قارچ *P. ostreatus* در محیط کشت MEA کشت و به مدت 7 روز در دمای $27^\circ C$ نگهداری شد. قطعات میسلیم حاصل از رشد اسپور، تحت تأثیر چهار غلظت محلول کلشی‌سین (صفر، 0/05، 0/3 و 0/1%)، چهار مدت زمان تیمار نمونه‌ها در محلول کلشی‌سین (6، 12، 18 و 24 ساعت) و چهار pH متفاوت

¹Czapek

²Olympus IX170

اندازه‌گیری عملکرد و صفات مورفولوژیک

عملکرد، قطر کلاهک، طول ساقه، رنگ و طعم برای ترکیبات تیماری در سه تکرار یادداشت‌برداری شد. برای اندازه‌گیری عملکرد، بعد از هر بار برداشت در هر کیسه وزن مربوط به هر ترکیب تیماری اندازه‌گیری و وزن محصول چین‌های بعدی به آن اضافه شد و عملکرد هر کیسه به صورت گرم بر کیسه 4 کیلوگرمی ثبت گردید. برای اندازه‌گیری بزرگترین قطر کلاهک، ساقه و نسبت بزرگترین قطر کلاهک به طول ساقه از هر ترکیب تیماری اندازه قطر کلاهک و ساقه برای 10 قارچ رسیده به طور تصادفی ثبت شد.

نتایج

قطر هسته

نتایج تجزیه واریانس برای قطر هسته نشان داد که بین غلظت‌های محلول کلشیسین و نیز بین مدت زمان‌های تیمار میسلیم‌ها با کلشیسین اختلاف معنی‌داری در سطح احتمال 5% وجود دارد (جدول 1). مقایسه میانگین بین غلظت‌های مختلف کلشیسین از نظر اندازه قطر هسته (شکل 1) نشان داد که بین غلظت‌های 0/05، 0/1 و 0/3% اختلاف معنی‌داری وجود ندارد در حالیکه همگی نسبت به تیمار شاهد اختلاف معنی‌داری نشان دادند. همچنین در مورد اثر مدت زمان تیمار با کلشیسین دیده شد که مدت زمان‌های 12، 18 و 24 ساعت با هم اختلاف معنی‌داری ندارند ولی همگی بامدت زمان 6 ساعت اختلاف معنی‌داری داشتند (شکل 2).

میزان محصول قارچ

نتایج تجزیه واریانس برای عملکرد قارچ (جدول 1) نشان داد که اختلاف معنی‌داری بین سطوح مختلف تیمارهای غلظت کلشیسین وجود دارد. نتایج مقایسه میانگین بین غلظت‌های مختلف کلشیسین (شکل 3)

حاکی از آن بود که بین سطوح مختلف غلظت کلشیسین (0/05، 0/1 و 0/3%) اختلاف معنی‌داری وجود نداشت ولی همگی نسبت به تیمار شاهد (غلظت 0%) اختلاف معنی‌داری داشت.

قطر کلاهک

با توجه به نتایج جدول 1 اثر متقابل مدت زمان اعمال تیمار و pH برای اندازه قطر کلاهک در سطح احتمال 5% معنی‌دار شد. با توجه به شکل 5 ترکیب غلظت 0/05% با $pH = 8$ بیشترین قطر کلاهک را به خود اختصاص داد. با وجود این اختلاف آن فقط با تیمار شاهد معنی‌دار بود.

میانگین طول پایه

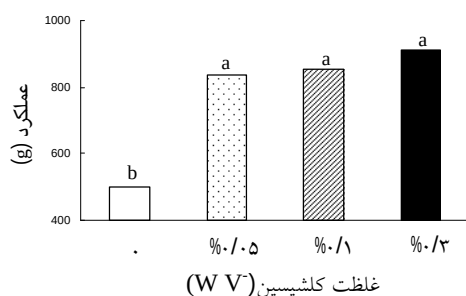
اثر سطوح مختلف غلظت محلول کلشیسین، مدت زمان اعمال تیمار و pH محیط کشت روی اندازه طول پایه معنی‌دار نشد. طول پایه بلند یک صفت نا مطلوب به شمار می‌رود و با توجه به اینکه نتایج حاصل افزایش قطر کلاهک و عملکرد را تأیید کرد، بنابراین، ممکن است اختلاف عملکرد در سطوح مختلف غلظت محلول کلشیسین در اثر افزایش قطر کلاهک باشد.

نسبت قطر کلاهک به طول پایه

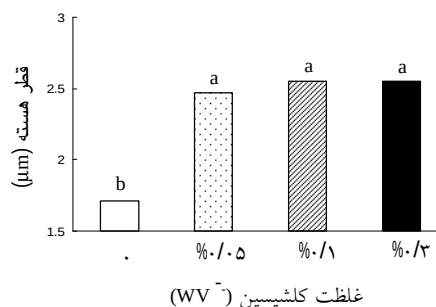
اثر سطوح مختلف عوامل مورد بررسی روی نسبت قطر کلاهک به طول پایه معنی‌دار نشد. بنابراین سه فاکتور مورد نظر در محدوده‌ی مورد بررسی روی نسبت قطر کلاهک به طول پایه قارچ تأثیر قابل ملاحظه‌ای نداشتند.

جدول 1- تجزیه واریانس اثر غلظت‌های مختلف کلسی‌سین، مدت زمان تیمار و میزان pH بر ویژگی‌های قارچ صدفی

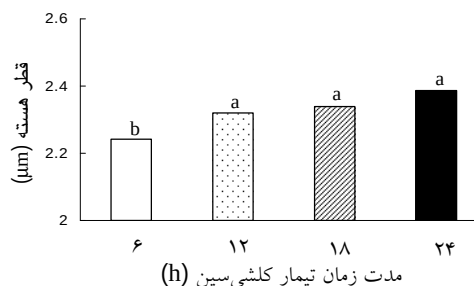
میانگین مربعات						درجه آزادی	منبع تغییرات
نسبت قطر	طول پایه	کلاهک به طول پایه	عملکرد	وزن خشک	قطر هسته		
قطر کلاهک							
14/778*	0/034 ^{ns}	0/118*	1166505*	0/002 ^{ns}	0/652 ^{ns}	2	تکرار
0/399 ^{ns}	0/008 ^{ns}	0/001 ^{ns}	16259 ^{ns}	0/002 ^{ns}	0/176*	3	مدت زمان تیمار (T)
0/305 ^{ns}	0/024 ^{ns}	0/012 ^{ns}	11334 ^{ns}	0/004 ^{ns}	0/876 ^{ns}	3	pH
1/276 ^{ns}	0/041 ^{ns}	0/024 ^{ns}	1650522*	0/002 ^{ns}	8/024*	3	غلظت (C)
0/711 ^{ns}	0/023 ^{ns}	0/010 ^{ns}	71556 ^{ns}	0/002 ^{ns}	0/056 ^{ns}	9	pH × T
1/422*	0/081 ^{ns}	0/024 ^{ns}	91883 ^{ns}	0/003 ^{ns}	0/013 ^{ns}	9	pH × C
0/513 ^{ns}	0/021 ^{ns}	0/011 ^{ns}	106233 ^{ns}	0/003 ^{ns}	0/044 ^{ns}	9	T × C
0/671 ^{ns}	0/030 ^{ns}	0/010 ^{ns}	71553 ^{ns}	0/001 ^{ns}	0/026 ^{ns}	27	pH × T × C
0/620	0/048	0/016	77874	0/003	0/031	126	خطا
						192	کل

*، ^{ns} به ترتیب غیر معنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال 5٪.

شکل 3-1 میانگین وزن محصول قارچ صدفی (g) به ازای یک کیسه چهار کیلوگرمی کمپوست در سطوح مختلف غلظت کلسی‌سین. میانگین‌های دارای حروف متفاوت اختلاف معنی‌دار در سطح احتمال 5% دارند (آزمون دانکن).



شکل 3-2 میانگین قطر هسته‌های قارچ صدفی (μm) در غلظت‌های مختلف کلسی‌سین. میانگین‌های دارای حروف متفاوت اختلاف معنی‌دار در سطح احتمال 5% دارند (آزمون دانکن).



شکل 3-3 میانگین قطر هسته (μm) در زمان‌های مختلف تیمار میسلیم‌های قارچ صدفی با محلول کلسی‌سین. میانگین‌های دارای حروف متفاوت اختلاف معنی‌دار در سطح احتمال 5% دارند (آزمون دانکن).

رنگ و طعم

هیچ تغییری در رنگ و طعم در سطوح مختلف فاکتورها مشاهده نشد.

درصد ماده‌ی خشک

براساس این نتایج، اختلاف معنی‌داری از نظر آماری بین میانگین سطوح مختلف سه فاکتور مورد بررسی از نظر درصد ماده‌ی خشک مشاهده نشد.

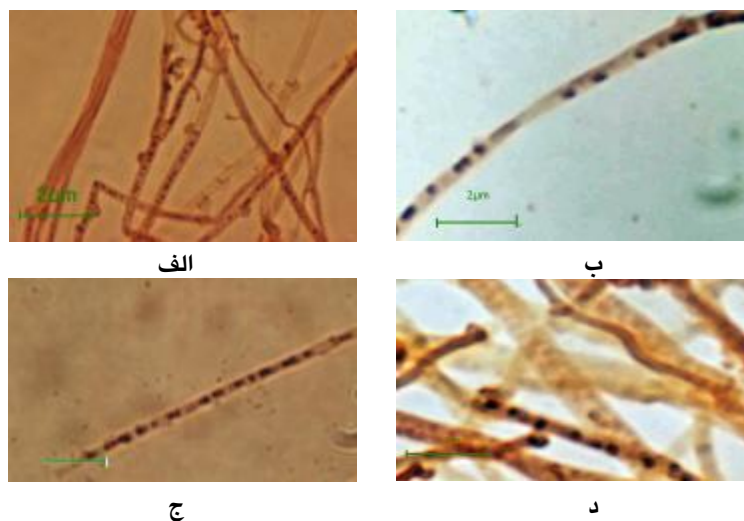
بحث

با توجه به اینکه افزایش اندازه قطر هسته در قارچ *P. ostreatus* رابطه مستقیمی با افزایش محتوی DNA و به عبارتی با سطح پلوئیدی دارد (تویاما و تویاما 1994) و همچنین مساحت هسته دارای چنین نسبتی با مقدار DNA هسته‌ای در یوکاریوت‌های دیگر مانند گندم است (کریمزاده 1996)، افزایش میانگین قطر هسته‌ی میسلیم‌های تیمار شده با کلشیسین نسبت به شاهد در این آزمایش بیانگر افزایش مقدار DNA در هسته‌ی میسلیم‌های تیمار شده با کلشیسین در تمام غلظت‌های مورد بررسی می‌باشد. در آزمایشی که توسط تویاما و تویاما (1994) انجام شد در بین سه غلظت 0/001، 0/01 و 0/1٪، غلظت 0/1٪ به عنوان بهترین غلظت معرفی شد. در آزمایش حاضر، سه غلظت در محدوده‌ی کوچکتری در اطراف 0/1٪ مورد بررسی قرار گرفت و بار دیگر غلظت 0/1٪ به همراه 0/05 و 0/3٪ به عنوان غلظت مناسب معرفی می‌گردد. نتایج به دست آمده در این بخش با نتایج حاصل از آزمایش تویاما و تویاما (1994) مطابقت دارد.

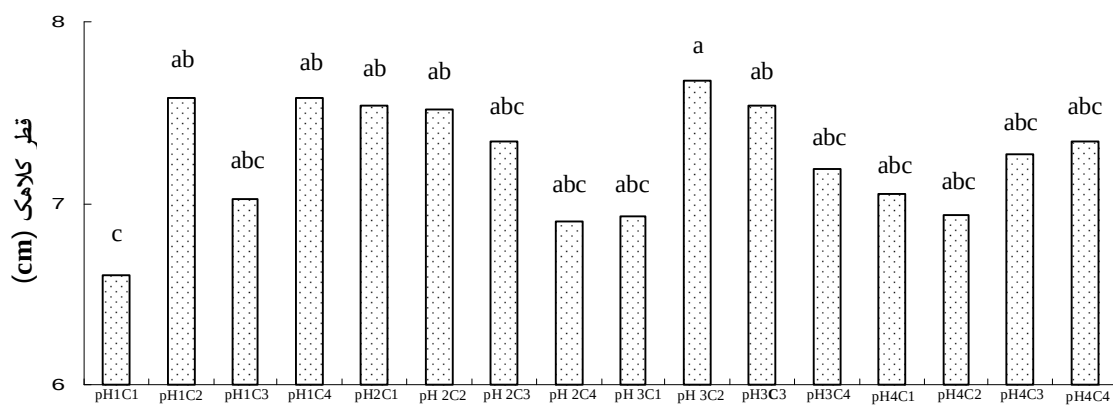
با توجه به اینکه قطر هسته‌ی میسلیم‌های تیمار شده در زمان‌های 12، 18 و 24 افزایش معنی‌داری نسبت به مدت زمان 6 ساعت نشان داد (شکل 2) و این سه زمان تیمار دهی تاثیر یکسانی بر افزایش قطر هسته داشتند. مدت زمان 12 ساعت به علت کوتاهتر بودن به عنوان بهترین مدت زمان تیمار میسلیم‌ها با کلشیسین

به منظور ایجاد اتوپلی‌پلوئیدی در *P. ostreatus* معرفی می‌شود. در بررسی اثر غلظت (0/01٪) کلشیسین روی میسلیم‌های *P. ostreatus* در صفر، 8، 16، 24، 72 و 120 ساعت که توسط تویاما و تویاما (1994) ارائه گردیده، مدت زمان 16 ساعت به عنوان بهترین مدت زمان اعمال تیمار کلشیسین برای به دست آوردن بیشترین هسته‌های بزرگ تعیین شد. نتایج به دست آمده از آزمایش حاضر اختلاف معنی‌داری بین مدت 12 و 18 ساعت نشان نداد. تیمار 16 ساعت و نیز بین این دو زمان قرار دارد و احتمال می‌رود که بین اندازه‌ی قطر هسته‌ی میسلیم‌های تیمار شده در این سه زمان اختلافی وجود نداشته باشد و در نتیجه 12 ساعت به عنوان کوتاهترین و در نتیجه بهترین مدت زمان اعمال تیمار کلشیسین برای ایجاد اتوپلی‌پلوئیدی در میسلیم‌های قارچ صدفی *P. ostreatus* معرفی می‌شود.

بین عملکرد محصول به دست آمده از شاهد و محصول حاصل از کشت میسلیم‌های تیمار شده با کلشیسین اختلاف معنی‌داری وجود داشت. غلظت‌های 0/05 و 0/1٪ کلشی سین 70٪ و غلظت 0/03٪ عملکرد را 82٪ نسبت به شاهد افزایش دادند. با توجه به اینکه گزارش دیگری در مورد بررسی عملکرد قارچ صدفی تیمار شده با کلشیسین وجود ندارد. براساس نتایج آزمایش حاضر برای اولین بار غلظت 0/05، 0/1 و 0/3٪ کلشیسین، به عنوان بهترین غلظت‌ها برای تولید قارچ صدفی با عملکرد بالا پیشنهاد می‌شوند. اندازه‌ی قطر کلاهک حاصل از میسلیم‌های تیمار شده در غلظت 0/05٪ در pH=8 بیشتر از سایر ترکیبات تیماری بود و این ترکیب سبب افزایش قطر کلاهک تا 1 سانتی متر در قارچ صدفی شد.



شکل 4- تصاویر میکسکوپ های رنگ آمیزی شده قارچ صدفی (تیمار شده در $\text{pH} = 8$ به مدت 18 ساعت)
الف : شاهد؛ ب : تیمار شده در محلول کلشی‌سین با غلظت 0/05%؛ ج : تیمار شده در غلظت 0/1%؛ د : تیمار شده در غلظت 0/3% . مقیاس: $2 \mu\text{m}$.



ترکیب pH و غلظت کلشی‌سین (C)

شکل 5- میانگین قطر کلاهک (cm) قارچ صدفی در ترکیب سطوح مختلف pH و غلظت تیمار کلشی‌سین C_1 و C_2 و ... به ترتیب غلظت صفر، 0/05، 0/1 و 0/3 درصد کلشی‌سین pH_1 ، pH_2 و ... به ترتیب 6، 7، 8 و 9

این خود بیانگر افزایش رشد میسلایوم و محصول در اثر ایجاد اتوپلی پلوئیدی است.

نتایج این آزمایش‌ها نشان می‌دهد که تیمار میسلایوم‌ها با کلشیسین سبب ایجاد هیچ صفت نامطلوبی در قارچ صدفی نشد و در عین حال موجب افزایش عملکرد به مقدار قابل توجهی گردید. با وجود اینکه قطر کلاهک در ترکیب تیماری غلظت 0/05% و 8 = pH بیشترین افزایش را داشت ولی این افزایش دارای اهمیت چندانی از نظر کیفیت محصول نیست بلکه نسبت کلاهک به پایه است که روی کیفیت محصول موثر است و در این صفت نیز تغییری صورت نگرفته است. بنابراین، در انتخاب بهترین ترکیب تیماری تنها افزایش عملکرد است که اهمیت زیادی دارد. با توجه به اینکه در غلظت 0/05% کلشیسین و مدت زمان 12 ساعت با کمترین غلظت و مدت زمان بیشترین عملکرد حاصل می‌شود و عوارض احتمالی استفاده از کلشیسین نیز کاهش می‌یابد می‌توان آن را به عنوان بهترین غلظت و زمان برای تولید قارچ صدفی *P. ostreatus* اتوپلی پلوئید با عملکرد بالا معرفی کرد.

سپاسگزاری

نویسندگان از امکانات و حمایت‌های گروه‌های اصلاح نباتات و بیوتکنولوژی، بیماری‌های گیاهی و قارچ‌شناسی پزشکی دانشگاه تربیت مدرس از این پروژه تشکر و قدردانی می‌نمایند.

با توجه به نتایج حاصل از نظر اندازه‌ی قطر کلاهک بین ترکیب تیماری غلظت 0/05% در 12 ساعت، 0/1% در 18 ساعت، 0/05% در 6 ساعت و 0% در 12 ساعت اختلاف معنی‌داری وجود نداشت در حالی که بین این ترکیبات تیماری و ترکیب تیماری غلظت صفر به مدت 6 ساعت اختلاف معنی‌داری از نظر آماری وجود داشت. افزون بر این، در غلظت صفر محلول کلشیسین بین زمان 6 ساعت و سایر زمان‌ها (12، 18 و 24) اختلاف معنی‌داری وجود داشت (داده‌ها درج نشده‌اند). بنابراین، افزایش اندازه‌ی قطر کلاهک در سه ترکیب تیماری غلظت صفر محلول در زمان‌های 6 ساعت و سایر زمان‌ها (12، 18 و 24 ساعت) می‌تواند در اثر عامل دیگری به غیر از غلظت محلول کلشیسین و احتمالاً در نتیجه‌ی اثر مدت زمان قرار گرفتن آنها در محیط کشت زاپکس باشد.

نتیجه گیری

با استفاده از کلشیسین، میسلایوم‌هایی با قطر هسته‌ی بزرگتر تولید شد. با توجه به اینکه افزایش قطر هسته دارای نسبتی غیر مستقیم با افزایش مقدار DNA هسته‌ای در قارچ *P. ostreatus* است، این افزایش قطر هسته حاصل از افزایش مقدار DNA هسته‌ای است. اندازه‌ی قطر هسته در تیمار میسلایوم‌ها با کلشیسین به مدت 12، 18 و 24 به طور معنی‌داری بیشتر از قطر هسته میسلایوم‌های تیمار شده در 6 ساعت بود. عملکرد قارچ در اثر تیمار با غلظت‌های 0/05 و 0/01% نسبت به شاهد تا 70% و در غلظت 0/3% تا 82% افزایش یافت که

منابع مورد استفاده

صارمی، ح، پیغامی، الف و پژوهنده، م، 1381. اصول قارچ شناسی (الکسوپلوس، میس و بلک ول). انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد.

فارسی، م و باقری، ع، 1377. اصول اصلاح نباتات. انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد.

Bandoni RJ, 1979. Safranin-O as a rapid nuclear stain for fungi. Mycologia 71: 873-874.

Chang ST, 1996. Mushroom. IMT J Med 1: 291-300.

Horn W 2002. Breeding methods and breeding research. Pp. 47-83. In: Vainstein A (ed). Breeding for Ornamentals. Kluwer Academic Publisher, The Netherlands.

Karimzadeh G 1996. The Effect of Temperature on Cell Division and Shoot and Root Morphology of Spring and Winter Cultivars of *Triticum aestivum*. Ph.D. Thesis, Cardiff University, Cardiff, UK.

Toyama H and Toyama N, 1990. Autopolyploid formation of *Trichoderma reesei* QM 9414 by colchicine treatment. Fermentation and Bioengineering 69: 5153-5192.

Toyama H and Toyama N, 1994. Nuclear abnormality in the mycelia of *Pleurotus ostreatus* in presence of colchicines. Biotechnology 35: 97-106.

Van Tuly JM and Lim, KB, 2003. Interspecific hybridization and polyploidization as tools in ornamental plant breeding. Acta Horticulturae 612: 13-22.

عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه‌ی کلزاکاران شهرستان آمل

حمید امیرنژاد^{1*}، حامد رفیعی² و ثارالله رضاپور³

تاریخ دریافت: 86/8/27 تاریخ پذیرش: 88/10/11

1- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

2- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

3- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

*مسئول مکاتبه E-mail: hamidamirnejad@yahoo.com

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه‌ی محصول کلزا به عنوان شاخصی از تمایل به کاهش ریسک عملکردی، در بین تولیدکنندگان این محصول در شهرستان آمل انجام گرفت. تعداد 70 کلزاکار شامل دو گروه 35 نفری از افراد بیمه‌شده و بیمه‌نشده به طور تصادفی نمونه‌گیری شدند. اطلاعات سن، تجربه‌ی کشت کلزا، درآمد زراعی، سطح تحصیلات، اندازه‌ی مزرعه و آگاهی از اهداف بیمه، از طریق پرسشنامه برای افراد نمونه‌گیری شده جمع‌آوری گردید. داده‌های حاصل از طریق تخمین تابع لاجیت و همچنین آزمون کای‌دو، مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که در بین عوامل در نظر گرفته شده، درآمد غیر زراعی، سن و تجربه‌ی کشت کلزا، دارای اثر معنی‌داری بر پذیرش بیمه بوده‌اند. به بیان دیگر، پذیرش بیمه در این شهرستان بیشتر تابع عوامل فردی و اقتصادی است. همچنین، نتایج آزمون کای‌دو نشان داد که بین گروه‌های مختلف سنی، درآمدی و همچنین گروه‌های مختلف از جهت تجربه‌ی کشت کلزا، سطح تحصیلات، اندازه‌ی مزرعه و آگاهی از اهداف بیمه، اختلاف معنی‌داری از نظر پذیرش بیمه و تمایل برای کاهش ریسک وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: آمل، بیمه‌ی محصولات کشاورزی، ریسک، کلزا

Factors Affecting Insurance Acceptance by Rapeseed

Farmers in Amol County

H Amirnejad^{1*}, H Rafiee² and S Rezapoor³

¹Assistant Professor of Agriculture Economics, Mazandaran University

²Master of Science Student of Agriculture Economics, Tehran University

³Master of Science Student of Agriculture Economics, Tarbiat Modares University

*Corresponding author: E:mail : hamidamirnejad@yahoo.com

Abstract

The purpose of this study was to investigate the factors affecting the acceptance of rapeseed product insurance as an index of tendency to decrease yield risk among Amol county producers. Seventy rapeseed farmers classified as two groups of 35 random farmers with and without insurance. Explanatory (independent) variables for this study were age, experience of planting rapeseed, production income, education, farm size and prior knowledge about insurance purposes. Data were analyzed by Logit model and Chi-square test. The results showed that production income, age and experience of planting rapeseed had significant effect on insurance acceptance. Furthermore, results of Chi-square test showed that among different groups of age, income, experience of planting rapeseed, education and prior knowledge of insurance purposes, significant difference were observed in terms of insurance acceptance and therefore tendency to decrease risk.

Keywords: Agricultural Products Insurance, Amol, Rapeseed, Risk

مقدمه

ثبت شده، 31 نوع آن در ایران امکان وقوع دارد (امینی و همکاران، 1381)، بنابراین کاهش ضریب مخاطره فعالیت های اقتصادی و افزایش امنیت سرمایه گذاری در این بخش باید از جمله مهمترین دغدغه های برنامه ریزان، سیاست گزاران و کارگزاران باشد. بیمه ی کشاورزی یکی از مهمترین ابزار ایجاد امنیت سرمایه گذاری در این بخش و مقابله با عدم حتمیت و مخاطره پذیری شدید فعالیت و سرمایه گذاری و به عبارت دیگر مهمترین ابزار حمایتی برای تبدیل مدیریت بحران به مدیریت ریسک است (فالکو و همکاران،

اتکای زیاد فعالیت های بخش کشاورزی به طبیعت و روبه رو شدن با تغییرات محیطی، اجتماعی، مالی و قانونی باعث شده است که فعالیت در این بخش همواره فعالیتی پر خطر و همراه با ریسک باشد (فرایس و همکاران، 2006). رویدادهای طبیعی خسارتزا و مخاطرات مهارناپذیری که اغلب تولیدات کشاورزی را در ایران تهدید می کند از مهمترین عوامل بازدارنده جذب سرمایه های خصوصی در بخش کشاورزی بوده است. از بین 40 نوع سانحه ی طبیعی که در جهان

(2005). سیاست بیمه‌ی کشاورزی یکی از راه‌های اصولی و آزمون‌شده برای تامین پایدار سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی که پیش‌شرط اساسی تحقق هدف‌های توسعه کشاورزی است، محسوب می‌شود. در ضمن، بیمه توانمندی‌های کشاورزان را برای رویارویی با مخاطره‌ها افزایش می‌دهد و موقعیت اعتباری آنها را بهبود می‌بخشد.

بیمه‌ی محصولات کشاورزی در اصل، ساز و کاری برای مشارکت در پذیرش ریسک است که از راه مشارکت تولیدکنندگان در پذیرش ریسک، در هنگام پدید آمدن خطر، از ضرر و زیان وارد شده بر تولیدکننده جلوگیری می‌کند و یا به درآمد وی ثبات می‌بخشد. از سویی دیگر، بیمه‌ی محصولات کشاورزی، نوعی ساز و کار مالی است که به جبران خسارت‌های برخاسته از تغییرات اقلیمی و پدیده‌های طبیعی خارج از کنترل بشر می‌پردازد (کریمی و همکاران، 1386).

با تشکیل صندوق امداد روستاییان، مصوب 1353/11/24 و طرح ایجاد صندوق بیمه‌ی محصولات کشاورزی در وزارت تعاون و امور روستاهای وقت، مصوب 1355/4/27، بیمه‌ی کشاورزی در ایران پایه‌ریزی شد ولی فعالیت آن در کشور به صورت عملی و قانونی از سال 1363 با تصویب اساسنامه صندوق بیمه‌ی محصولات کشاورزی آغاز شد (نجفی و احمدپور برازجانی 1380). فعالیت بیمه در سال زراعی 1363-64 در مورد دو محصول پنبه و چغندر قند در استان‌های مازندران و خراسان، در سطحی معادل 89 هکتار آغاز شد و رفته رفته به سایر استان‌ها و محصولات بیشتر تعمیم داده شد (کرباسی و کامبوزیا، 1382). با توجه به اهمیت بیمه در کاهش ریسک تولیدی زارعین، شناسایی عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه‌ی کشاورزان و شناسایی نقاط قوت و ضعف آن از اهمیت بالایی برخوردار می‌شود.

در زمینه‌ی عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه‌ی محصولات کشاورزی مطالعات بسیاری انجام گرفته است. بارت و همکاران (1990) با تخمین تابع تقاضا برای بیمه‌ی محصولات کشاورزی، مهمترین عامل در جهت تعیین تقاضای بیمه را نرخ بازده انتظاری برای بیمه بیان کردند و کشش تقاضا برای بیمه معادل 0/2- برآورد گردید. گودوین (1993) نتیجه گرفت که عملکرد سال قبل رابطه معکوسی با تقاضای خرید بیمه در سال بعد دارد و افزایش زمین‌های اجاره‌ای موجب افزایش تقاضای بیمه می‌شود. ویلیام و همکاران (1993) نیز نشان دادند که با تغییر میزان حق بیمه، می‌توان بهره‌برداران دارای درجه‌ی ریسک‌گریزی متفاوت را بر تقاضا برای بیمه زراعی متمایل کرد. احسان و کوریان (1987) در زمینه‌ی سابقه‌ی مواجهه با خطر به عنوان یکی از عوامل مهم در پذیرش بیمه‌ی محصولات کشاورزی بیان کردند که بیمه داوطلبانه، بیشتر آن دسته از بهره‌بردارانی را جذب می‌کند که در معرض خطر بیشتری قرار دارند. همچنین، ارزش زمین، میانگین اندازه‌ی مزرعه و درصد زمین‌های کشت شده توسط شرکت‌ها اثر مثبتی بر تقاضای بیمه دارد. اسمیت و گودوین (2001) میزان حق بیمه را عامل مهم و اساسی در پذیرش بیمه‌ی محصولات زراعی معرفی کردند. اینس (2003) بیان کرد که هرچه وضعیت کشاورزان از نظر درآمد و آموزش بیشتر باشد، پذیرش طرح‌های بیمه‌ای نیز از جانب کشاورزان بیشتر خواهد بود. دریجانی و قربانی (1377) در بررسی تقاضای بیمه‌ی گندم در استان مازندران به این نتیجه رسیدند که متغیرهایی همچون اعتبارات، اندازه‌ی مزرعه، طرح محوری گندم و سابقه خطر تأثیر معنی‌داری بر تقاضا بیمه گندم داشت و در بین این متغیرها، عواملی مانند اعتبارات، مالکیت زمین و طرح محوری گندم از مهمترین مؤلفه‌ها و سازه‌های مؤثر بر تقاضای بیمه گندم

و یارانه پرداختی دولت در این بخش معادل 197 هزار ریال بود (سازمان جهاد کشاورزی استان مازندران 1386).

با توجه به موارد بیان شده، هدف این تحقیق بررسی عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه‌ی برای محصول کلزا توسط کلزاکاران شهرستان آمل در استان مازندران بود.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه از الگوی متداول لاجیت استفاده شد. مدل لاجیت از توزیع‌های نرمال و لاجستیک بهره گرفته و در آن مقادیر احتمال پیش‌بینی شده بین صفر و یک واقع می‌شود. در این مطالعه، متغیر وابسته در مدل رگرسیونی، پذیرش یا عدم پذیرش بیمه توسط کلزاکاران بود بطوریکه، با پذیرش بیمه، مقدار متغیر وابسته یک و با عدم پذیرش آن توسط زارع مقدار متغیر وابسته صفر در نظر گرفته شد. فرض شد که متوسط مطلوب بودن در یک انتخاب به صفات آن انتخاب که برای افراد مختلف متفاوت است، بستگی دارد. اگر مطلوبیت بدست آمده از هر یک از انتخاب‌ها، بعنوان متوسط مطلوبیت بعلاوه یک جزء اخلال تصادفی تعریف شود، روابط 1 و 2 را می‌توان ارائه نمود (جادی و همکاران، 1988):

$$U_{i1} = \bar{U}_{i1} + e_{i1} = z'_{i1}d + w'_{i1}g_1 + e_{i1} \quad [1]$$

$$U_{i0} = \bar{U}_{i0} + e_{i0} = z'_{i0}d + w'_{i0}g_0 + e_{i0} \quad [2]$$

که در آن U_{i1} و U_{i0} مطلوبیت‌های بدست آمده از انتخاب زارعین، $\bar{U}_{i1}$ و $\bar{U}_{i0}$ متوسط مطلوبیت‌ها، z'_{i0} و z'_{i1} بردار مشخصات گزینه‌ها که توسط زارع i دریافت می‌شوند، w_i یک بردار از مشخصات اجتماعی-اقتصادی i امین زارع، و e_{i0} و e_{i1} اجزاء اخلال تصادفی

محسوب شدند. مطالعه کرباسی و کامبوزیا (1382) نیز نشان داد که احتمال پذیرش بیمه‌ی محصول از سوی افراد دارای زمین زراعی شخصی بیشتر از دیگران است. همچنین، کشاورزان جوان به دلیل ریسک‌پذیری بالاتر تقاضا بیشتری برای بیمه کردن محصول خود داشتند. محمودزاده و زیبایی (1383) در مطالعه‌ی خود در مورد پسته‌کاران استان کرمان، به این نتیجه رسیدند که در گروه ریسک‌پذیرها نسبت بدهی به دارایی و در گروه ریسک‌گریزها، خدمات ترویجی بیشترین اثر را دارند. کهنسال و اسماعیل مقدم (1385) در مورد محصولات کشاورزی بندر گز، عواملی مانند تحصیلات، تعداد افراد خانوار، سطح زیرکشت و مصرف کود شیمیایی را بر تقاضای بیمه‌ی محصولات کشاورزی مؤثر دانستند.

کل سطح زیر کشت کلزا در استان مازندران در سال زراعی 85-1384 معادل 24674/5 هکتار بود که 1734 هکتار آن مربوط به شهرستان آمل می‌باشد و از این نظر این شهرستان رتبه‌ی پنجم را در کل استان دارا است. کل میزان تولید کلزای این استان در سال زراعی 85-1384 حدود 47 هزار تن بود که 5100 تن آن در شهرستان آمل تولید شد. همچنین، این شهرستان از بالاترین عملکرد در هکتار برای تولید کلزا در استان مازندران برخوردار است بطوری که در هر هکتار زیر کشت کلزا بطور متوسط 2284/5 کیلوگرم کلزا تولید شده است (وزارت جهاد کشاورزی، 1386). تعداد کل کلزاکاران شهرستان آمل در سال زراعی 85-84، 1185 نفر بودند که 950 نفر از این کلزاکاران محصول خود را بیمه کردند. از این تعداد بیمه‌گذار، 95 کلزاکار (10 درصد کلزاکاران) دچار خسارت شدند. سطح زیر کشت بیمه شده حدود 2385 هکتار بوده که 75 درصد کل سطح زیر کشت کلزا در این شهرستان را تشکیل داد. حق بیمه‌ی پرداختی توسط کلزاکار معادل 40 هزار ریال

با توجه به رابطه 7، احتمال اینکه i امین فرد محصول خود را بیمه ننماید، بصورت رابطه 8 محاسبه می‌گردد:

$$1 - P_i = \frac{1}{1 + e^{Z_i}} = \frac{1}{1 + e^{X_i^* b}} \quad [8]$$

یکی از اهداف مهم در برآورد تابع رگرسیونی لاجیت، پیش‌بینی اثرات تغییر در متغیرهای توضیحی (عوامل مؤثر) بر احتمال پذیرش بیمه توسط i امین کشاورز می‌باشد. برای ارزیابی اثرات تغییر در هر یک از متغیرهای مستقل (X_{ik}) روی احتمال پذیرش بیمه، باید از رابطه 7 نسبت به هریک از متغیرهای مستقل مشتق جزء گرفته شود (مادالا، 1991):

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_{ik}} = \frac{e^{Z_i}}{(1 + e^{Z_i})^2} b_k \quad [9]$$

که در آن b_k پارامتر متغیر مستقل K ام می‌باشد. با داشتن مشتقات جزء از رابطه 9، کشش متغیر توضیحی K ام از رابطه 10 بدست می‌آید:

$$e_i = \left[\frac{e^{Z_i}}{(1 + e^{Z_i})^2} b_k \right] \frac{X_{ik}}{P_i} \quad [10]$$

همانطوری که رابطه 10 نشان می‌دهد کشش‌ها ثابت نیستند و به مقادیر متغیرهای توضیحی بکار رفته در مدل بستگی دارند. تابع رگرسیونی لاجیت که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است بصورت رابطه 11 است:

$$Y = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + b_4 X_4 + b_5 X_5 + b_6 X_6 \quad [11]$$

که در آن Y متغیر وابسته بوده و پذیرش یا عدم پذیرش بیمه توسط کلزاکاران را نشان می‌دهد. X_1

می‌باشند. با توجه به مطالب ذکر شده، $\bar{U}_{i1}$ و $\bar{U}_{i0}$ تصادفی بوده و i امین شخص، گزینه اول را در صورتی انتخاب خواهد نمود که $U_{i1} > U_{i0}$ باشد، یا اگر برای متغیر غیر قابل (8) y_i^* داشته باشیم:

$$y_i^* = U_{i1} - U_{i0} > 0 \quad [3]$$

در نتیجه، مقدار تصادفی قابل مشاهده y_i برابر با یک می‌شود اگر y_i^* بزرگتر از صفر باشد و در صورتی مقدار متغیر y_i صفر می‌شود که y_i^* کوچکتر یا مساوی صفر باشد. می‌توان y_i^* را بصورت رابطه 4 بازنویسی نمود:

$$y_i^* = (z_{i1} - z_{i0})'d + w_i'(q_1 - q_0) + (e_{i1} - e_{i0})$$

$$y_i^* = [(z_{i1} - z_{i0})'w_i'] \left[\frac{d}{q_1 - q_0} \right] + e_i^* = X_i^* b + e_i^* \quad [4]$$

که در آن X_i^* ، b و e_i^* بترتیب متغیرهای توضیحی، پارامتر و خطاهای تصادفی می‌باشند. احتمال اینکه $y_i = 1$ عبارتند از:

$$P_i = \Pr[y_i = 1] = \Pr(y_i^* > 0) = \Pr(e_i^* > -X_i^* b) \quad [5]$$

و می‌توان رابطه‌ی احتمال 5 را بصورت رابطه‌ی 6 بازنویسی نمود:

$$P_i = \Pr(e_i^* > -X_i^* b)$$

$$= 1 - \Pr(e_i^* < -X_i^* b) \quad [6]$$

$$= 1 - F(-X_i^* b) = F(X_i^* b)$$

با توجه به موارد بیان شده، در مدل لاجیت احتمال اینکه i امین فرد بیمه محصول خود را بپذیرد، بصورت رابطه 7 بدست می‌آید:

$$P_i = F(Z_i) = F(X_i^* b) = \frac{1}{1 + e^{-X_i^* b}} \quad [7]$$

سن کشاورز، X_2 تحصیلات، X_3 سطح زیر کشت، X_4 تجربه‌ی کشت دانه‌های روغنی، X_5 درآمد زراعی و X_6 آگاهی از اهداف بیمه می‌باشد. لازم به توضیح است که متغیر آگاهی از هدف خود از عوامل تماس با کارشناس، شرکت در کلاس‌های آموزشی و همچنین سؤالاتی در زمینه‌ی آگاهی از فوائد بیمه تشکیل شده است. لازم به ذکر است که تعداد متغیرهای بیشتری در مرحله اول جهت بررسی انتخاب گردید، اما به کمک آزمون‌های F مقید و انتخاب بهینه متغیرها، الگوی نهایی مطابق آنچه که ارائه شد، انتخاب گردید.

اطلاعات و داده‌های آماری مورد نیاز این مطالعه در سال زراعی 85-1384 از طریق تکمیل پرسشنامه با مصاحبه حضوری با کلزاکاران جمع‌آوری شد. جامعه آماری این تحقیق شامل 1185 کشاورز کلزاکار شهرستان آمل بود. جهت تعیین حجم نمونه از رابطه‌ی کوکران (1957) بهره گرفته شد. سپس به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای¹ تصادفی از پنج روستای کمک‌کلا، بزمی‌نان، مارکتی، آغوزکتی و زوارک 70 نفر کلزاکار به عنوان نمونه انتخاب شدند، ابتدا از بین روستاهای منطقه میان‌دست و بالادست این شهرستان که قابلیت کشت کلزا دارند، 5 روستا (به عنوان خوشه) انتخاب و سپس 70 کلزاکار از روستاهای مورد بررسی بطور تصادفی انتخاب شدند. در این پژوهش به منظور تحلیل نتایج از نرم‌افزارهای SPSS و Shazam استفاده شد.

نتایج و بحث

در ابتدا به منظور تحلیل نتایج، از آزمون کای‌دو (χ^2) استفاده شد. همانطور که از جدول 1 مشخص است، در مجموع افرادی که تمایل بیشتری به بیمه کردن داشتند کلزاکاران بین 31 تا 50 سال بوده‌اند. این

افراد، 26 درصد از کلزاکاران بیمه نشده را تشکیل دادند. همچنین، با توجه به آزمون کای‌دو، اختلاف معنی‌داری از نظر پذیرش بیمه توسط گروه‌های مختلف سنی وجود دارد. در مورد تحصیلات نیز همانطور که مشخص است، بیشتر افراد بیمه شده دیپلم به بالا بودند و بازهم اختلاف معنی‌داری بین گروه‌های مختلف تحصیلی از نظر پذیرش بیمه وجود داشت. است. در خصوص سطح زیر کشت بیشتر بیمه‌شدگان بین یک تا سه هکتار زمین داشتند. این گروه 54 درصد افراد بیمه شده و 82 درصد کلزاکاران بیمه نشده را تشکیل دادند. گروه‌های مختلف سطوح زمین از لحاظ پذیرش و عدم پذیرش بیمه اختلاف معنی‌داری داشته‌اند. در مورد تجربه کشت دانه‌های روغنی، بیشترین بیمه‌شدگان دارای تجربه دو تا سه سال در کشت کلزا بودند و این گروه 51 درصد از افراد بیمه شده و 69 درصد افراد بیمه نشده را شامل شد. اختلاف معنی‌داری بین گروه‌های مختلف برخوردار از تجربه کشت کلزا از نظر پذیرش بیمه وجود داشت. همچنین، از لحاظ درآمد سالانه از محل تولید نیز بیشتر بیمه‌شدگان در گروهی بودند که درآمد سالیانه بیش از پنج میلیون ریال داشتند و 83 درصد از افراد بیمه شده و 65 درصد از افراد بیمه نشده را تشکیل دادند. همچنین، از لحاظ آماری نیز بین گروه‌های مختلف درآمدی از لحاظ پذیرش و عدم پذیرش بیمه اختلاف معنی‌داری مشاهده شد. در نهایت بیشترین بیمه‌شدگان در گروهی بودند که از آگاهی خوبی نسبت به اهداف و فوائد بیمه برخوردار بودند. بطوریکه این افراد 74 درصد از افراد بیمه شده و 34 درصد از افراد بیمه نشده را شامل شدند. میان گروه‌های مختلف از لحاظ داشتن آگاهی نسبت به اهداف بیمه نیز اختلاف معنی‌داری از جنبه پذیرش و عدم پذیرش بیمه مشاهده گردید.

¹ Two Stage Cluster Sampling

جدول 1- وضعیت تأثیر عوامل مختلف روی پذیرش بیمه در کشت کلزا

متغیر	وضعیت	بیمه شده	بیمه نشده	مجموع	نتیجه آزمون χ^2
سن	کمتر از 30 سال	23%	-	12%	43/00**
	31 تا 50 سال	77%	26%	51%	
	بیش از 50 سال	-	74%	37%	
تحصیلات	بی‌سواد	9%	52%	30%	41/97**
	زیر دیپلم	17%	46%	33%	
	دیپلم به بالا	74%	2%	37%	
سطح زیر کشت	کمتر از یک هکتار	14%	14%	14%	10/41**
	از یک هکتار تا سه هکتار	54%	82%	69%	
	بیش از سه هکتار	32%	4%	17%	
تجربه کشت کلزا	یکسال	-	29%	14%	50/58**
	دو تا سه سال	51%	69%	60%	
	بیش از سه سال	49%	2%	26%	
درآمد سالانه از محل تولید	سه میلیون ریال و کمتر	3%	9%	6%	8/21*
	سه میلیون تا پنج میلیون	14%	26%	20%	
	بیش از پنج میلیون ریال	83%	65%	74%	
آگاهی از اهداف بیمه	ضعیف	-	34%	17%	37/15**
	متوسط	-	32%	16%	
	خوب	74%	34%	54%	
	بسیار خوب	26%	-	13%	

** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال 1 و 10 درصد

جدول 2- نتایج برآورد مدل رگرسیونی لاجیت در مورد ارتباط عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه توسط کشاورزان کلزاکار

ضرایب	برآورد ضرایب	برآورد کشش	آماره t
سن کشاورز	-0/1212	-0/6718	-2/24**
تحصیلات	-0/0344	-0/0341	-0/33
سطح زیر کشت	0/2220	0/0447	0/63
تجربه‌ی کشت کلزا	0/7993	0/2910	1/77*
درآمد زراعی	$1/2603 \times 10^{-7}$	0/1359	2/21**
آگاهی از اهداف	0/3788	0/1279	0/68
عرض از مبدأ	0/8876	0/1104	0/22
Maddala R-Square = 0.640			
Log Likelihood Function = -12.702			
McFadden R- Square = 0.738			
Log Likelihood (0) = -48.520			
Estrella R- Square = 0.844			
Log Likelihood Ratio Test = 71.637			
Cragg-Uhler R- Square = 0.854			
Chow R-Square = 0.959			
Percentage of Right Predictions = 84.4			

** و * به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال 5 و 10 درصد

داشتند، اما این روابط در سطح مناسبی معنی‌دار نبودند.

نتایج این مطالعه در مورد عامل سن کلزاکاران و پذیرش بیمه با کرباسی و کامبوزیا (1382)، در مورد عامل مؤثر تجربه کشت کلزا با دریجانی و قربانی (1377) و درباره درآمد زراعی با مطالعه‌ی اینس (2003) مشابه بود.

آماره برآورد شده‌ی نسبت درستنمایی¹، که در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود، بیانگر آن است که در مدل رگرسیونی لاجیت مورد بررسی، متغیرهای توضیحی (عوامل مؤثر) توانسته‌اند متغیر وابسته (پذیرش یا عدم پذیرش بیمه توسط کلزاکاران) را توصیف نمایند. ضریب تعیین مک‌فادن² برابر 0/738 بدست آمد و نشان داد که متغیرهای توضیحی مدل، تغییرات متغیر وابسته را بخوبی توجیه کرده‌اند. آماره‌های مادالا³، استرلا⁴ و کراگ اوهرل⁵ نیز مؤید این مطلب می‌باشند. بر اساس آماره درصد پیش‌بینی صحیح⁶ (84/4 درصد) مدل برآورد شده مورد نظر توانست با توجه به متغیرهای توضیحی، درصد بالائی از مقادیر متغیر وابسته را پیش‌بینی نماید. به بیان دیگر، تقریباً 84/4 درصد از کلزاکاران، پذیرش و عدم پذیرش بیمه را با ارائه نسبتی مناسب با اطلاعات، به درستی اختصاص دادند.

پیشنهادهات

زراعت کلزا از کشت‌های نوپا در کشور و استان مازندران است و با توجه به تبلیغات گسترده جهت ترغیب کشاورزان به کشت بیشتر این گیاه، باید سیاست‌های لازم و مناسب جهت بهره‌برداری بیشتر و

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی لاجیت در جدول 2 نشان داده شده است. همانطور که از این جدول مشاهده می‌شود، ضریب برآورد شده برای متغیر سن کشاورز در مورد کشت کلزا در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار شد. از آنجا که کشت کلزا در استان مازندران نوپا بوده و فعالیت جدیدی است، لذا کشاورزانی که دارای سن بیشتری بوده‌اند، معمولاً به کشت‌های سنتی خود (سبزیجات، شبدر، کاهو و ...) تمایل داشته‌اند و تنها سطح کوچکی از مزارع خود را به کشت کلزا اختصاص دادند و در نتیجه تمایل کمتری نیز به بیمه کردن این سطوح کوچک داشتند. لذا ضریب برآورد شده در این مورد منفی شد. همچنین، مقدار برآورد کشتش این متغیر نیز بیانگر آن است که با افزایش یک درصد در سن کلزاکاران، پذیرش بیمه‌ی کشاورزی برای محصول کلزا 0/67 درصد کاهش می‌یابد.

داشتن تجربه در کشت کلزا نیز اثر مثبت و معنی‌داری در سطح احتمال 10 درصد بر پذیرش بیمه داشت. در واقع کشاورزانی که سابقه بیشتری در کشت کلزا داشته‌اند، احتمالاً بیشتر به کشت این گیاه و کاهش ریسک فعالیت خود اهمیت دادند و لذا تمایل بیشتری به مدیریت ریسک و بیمه کردن محصولات خود داشتند. همچنین، با افزایش یک درصد در تجربه‌ی کشاورزان در کشت کلزا، 0/29 درصد پذیرش بیمه توسط کلزاکاران افزایش یافت.

در نهایت، درآمد ناشی از محل تولید نیز بر پذیرش بیمه مؤثر بود. بطوریکه افرادی که دارای درآمد زراعی بیشتری بودند، اشتیاق بیشتری به پذیرش بیمه و کاهش ریسک عملکردی داشتند. افزایش یک درصد در درآمد زراعی زارعین سبب شد تا پذیرش بیمه توسط زارعین، معادل 0/136 درصد افزایش یابد.

متغیرهای تحصیلات، سطح زیر کشت و آگاهی از اهداف، هر چند رابطه‌ی مثبتی با احتمال پذیرش بیمه

¹ Log Likelihood Ratio Test

² McFadden R-Square

³ Maddala R-Square

⁴ Estrella R-Square

⁵ Cragg-Uhler R-Square

⁶ Percentage of Right Predictions

ترویجی مناسب‌تر از آنچه تاکنون بوده است، می‌توان کشاورزان سنتی را نیز به کشت بیشتر کلزا و استفاده از خدمات بیمه‌ای تشویق کرد.

افزایش تجربه در کشت کلزا نیز عاملی مؤثر بر پذیرش بیمه‌ی کشاورزی بود، چرا که این افراد به اهمیت کشت و کاهش ریسک در کشت کلزا پی برده‌اند. بنابراین، چنانچه خدمات ترویجی مناسب باشد و در سطحی قابل قبول تر از وضعیت کنونی انجام گیرد، کشاورزان کم تجربه‌تر نیز به اهمیت کشت و بیمه محصول خود پی خواهند برد و تقاضای بیمه افزایش خواهد یافت.

هرچند که در جدول 1، اختلاف معنی‌داری بین سطوح مختلف کلزاکاران به لحاظ آگاهی از اهداف بیمه وجود داشت، با توجه به نتایج جدول 2، این متغیر بطور کلی اثر معنی‌داری بر پذیرش بیمه از سوی زارعین نداشت، لذا توصیه می‌شود که خدمات ترویجی و آموزشی توسط کارشناسان امر، بیش از پیش و به صورت منظم‌تری انجام گیرد تا در نهایت تقاضای آنها از خدمات بیمه افزایش یابد.

بهتر زارعین از خدمات بیمه فراهم شود. همانطور که از نتایج این پژوهش نیز پیداست، افزایش درآمد کلزاکاران عاملی مؤثر در جهت پذیرش بیمه از جانب آنها بود. بنابراین، سیاست‌های حمایت درآمدی از کشاورزان با درآمد اندک، می‌تواند عاملی مؤثر بر افزایش تقاضای بیمه باشد. همچنین، در این راستا خرید به موقع و با قیمت مناسب از طرف دولت، مستقیماً بر درآمد زارعین اثر خواهد گذاشت و این امر خود به افزایش تقاضای بیمه توسط زارعین منجر خواهد شد.

همانطور که بیان شد، کشت کلزا در استان مازندران نوپا بوده و فعالیت جدیدی است. در واقع کشاورزان با سنین بالاتر، به الگوهای کشت سنتی و قدیمی خود تمایل داشته‌اند و در سطح کوچکی به کشت کلزا می‌پردازند و در نتیجه تمایل کمتری نیز به بیمه کردن این سطوح کوچک دارند. لذا، به منظور رسیدن به اهداف مناسب بیمه و گسترش آن در بین زارعین بهتر است تا افراد جوانتر را بیشتر به کشت کلزا ترغیب کرد و همچنین با استفاده از خدمات

منابع مورد استفاده

- امینی، جمشیدی م و میرمحمد صادقی ج، 1381. عوامل مؤثر بر ریسک و تمایل دامداران استان آذربایجان شرقی به بیمه کردن دامهایشان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال 10، شماره 39، صفحه‌های 125 الی 140.
- دریجانی ع و قربانی م، 1377. عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه گندم در استان مازندران. مجموعه مقالات دومین گردهمایی اقتصاد کشاورزی ایران، 18 و 19 شهریور، تهران، صفحه‌های 189 الی 199.
- سازمان جهاد کشاورزی استان مازندران (1386). اداره کل آمار و اطلاعات، بانک اطلاعات زراعت.
- کرباسی ع و کامبوزیان، 1382. بررسی عوامل مؤثر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی استان سیستان و بلوچستان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره 41 و 42، صفحه‌های 107 تا 119.
- کریمی ع، زمانی غ، و کشاورز م، 1386. پایداری نظام بیمه محصولات کشاورزی. فصلنامه بیمه و کشاورزی، شماره 13 و 14، صفحه‌های 3 تا 32.

کهنسال م و اسماعیل مقدم ق، 1385. بررسی عوامل مؤثر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی، مطالعه موردی شهرستان درگز. فصلنامه بیمه و کشاورزی، شماره 11، صفحه‌های 7 تا 24.

محمودزاده م و زیبایی م، 1383. بررسی عوامل مؤثر بر تمایل بهره‌برداران کشاورزی به مشارکت در طرح بیمه (مطالعه موردی پسته‌کاران استان کرمان). فصلنامه بیمه و کشاورزی، شماره 2، صفحه‌های 27 تا 45.

نجفی ب و احمدپور برازجانی م، 1380. ارزیابی عملکرد بیمه محصولات کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال 9، شماره 35، صفحه‌های 79 الی 108.

وزارت جهاد کشاورزی (1386). اداره کل آمار و اطلاعات، بانک اطلاعات زراعت.

Ahsan SM and Kurian J, 1987. Toward a theory of agricultural insurance. *American Journal of Agricultural Economics* 69(3): 520-529.

Barnet BJ, Skees JR and Hourigan JD, 1990. Examining participation in federal crop insurance. Staff paper. No. 275, Department of Agricultural Economics, University of Kentucky, USA.

Cochran WG, 1957. Analysis of covariance: Its nature and uses. *Biometrics*, Pp 13(8): 261-281.

Falco O, Lien G, Koesling M, Valles PS and Ebbesvik M, 2005. Comparing risk perceptions and risk management in organic and conventional dairy farming: empirical results from Norway. *Livestock Production Science* 95: 11-25.

Fraisse CW, Breuer NE, Zierden D, Bellowc JG, Pazd J, Cabrera VE, Garcia Y Garcia A, Ingram KT, Hatch U, Hoogenboomd G, Jones JW and Obrien JJ, 2006. AgClimate: A climate forecast information system for agricultural risk management in the southeastern USA. *Computers and Electronics in Agriculture* 53: 13-27.

Goodwin BK, 1993. An empirical analysis of the demand for multiple peril crop insurance. *American Journal of Agriculture Economics* 75: 425-434.

Innes R, 2003. Crop insurance in a political economy, an alternative perspective on agriculture policy. *American Journal of Agriculture Economics* 85(2): 318-335.

Judge GG, Hill RC, Griffithes WE, Lukepohl H and Lee TC, 1988. *The Theory and Practice of Econometrics*. 2nd edition, Wiley, New York, USA.

Maddala GS, 1991. *Introduction to Econometrics*. 2nd edition, Macmillan, New York.

Smith VH and Goodwin BK, 2001. Crop insurance, moral hazard and agricultural chemical use. *American Journal of Agricultural Economics* 78: 428-438.

Williams JR, Corriker GL, Barnaby GA and Harper GK, 1993. Crop insurance and disaster assistance designs for wheat and grain sorghum. *American Journal of Agricultural Economics* 75: 735-447.

راهنمای تهیه و شرایط پذیرش مقاله برای مجله دانش کشاورزی

۱۱ برای عنوان جدول ها و شکل ها (پررنگ)، اسامی نویسندگان مقاله، منابع مورد استفاده و واژه های کلیدی ۹ تا ۱۱ برای کلمه ها و اعداد داخل جدول ها و شکل ها. ۱۰ برای پاورقی

۲-۱-۳- کلیه حروف، کلمه ها و جمله های خارجی با قلم Times New Roman نوشته می شوند.

۲-۱-۴- هر نوع واژه خارجی در متن مقاله، به استثنای اسامی علمی، به فارسی نوشته شده و سپس با ذکر شماره های بدون پارانتز به زیرنویس ارجاع داده می شود. اسامی نویسندگان منابع خارجی در متن مقاله نیز به زبان فارسی و بدون زیرنویس درج می گردند.

۲-۱-۵- اسامی علمی در متن مقاله، چکیده های فارسی و انگلیسی، واژه های کلیدی و منابع مورد استفاده با حروف ایتالیک تایپ می شوند.

۲-۱-۶- عنوان جدول ها در بالا و عنوان شکل ها در زیر آنها بدون استفاده از پارانتز و بعد از شماره مسلسل و خط تیره نوشته شده و به نقطه ختم می گردد. عنوان جدول ها و شکل ها می بایست کامل و گویا باشد.

۲-۱-۷- به جای به کار بردن عنوان هایی مانند نمودار، تصویر، عکس، نقشه و... از واژه "شکل" استفاده می شود. در شکل ها نام متغیرها و مقیاس آنها در هر دو محور افقی و عمودی قید گردیده و واحد اعداد در سیستم متریک ارایه و به زبان فارسی تایپ می شوند.

۲-۱-۸- جدول ها بدون استفاده از خط های عمودی رسم شده و خط های افقی نیز فقط برای جدا کردن عنوان ها، سرتیترها و سایر موارد ضروری به کار می روند. شکل ها نیز بدون استفاده از چارچوب و زمینه تهیه می شوند.

۲-۱-۹- ارجاع به جدول ها و شکل ها در متن مقاله بدون درج پارانتز صورت می گیرد، مگر این که شماره آنها در آخر جمله و به همراه واژه جدول و شکل ذکر گردد. مثال:

- شکل ۲ رابطه خطی دو متغیر را نشان می دهد.

- رابطه دو متغیر خطی است (شکل ۲).

مجله دانش کشاورزی مقاله های علمی پژوهشی در زمینه های علوم کشاورزی و رشته های وابسته را با رعایت موارد زیر می پذیرد:

۱- شرایط پذیرش

۱-۱- مقاله ای برای چاپ پذیرفته می شود که متن آن عینا در هیچ مجله، مجموعه مقاله های همایش ها و نشریه های دیگر منتشر و یا همزمان برای چاپ ارسال نشده باشد.

۱-۲- ترتیب اسامی نگارندگان در یک صفحه جداگانه که به امضای آنان رسیده است، با مشخص کردن مسئول مکاتبه ضمیمه شود. مسئولیت مطالب مندرج در مقاله به عهده نگارندگان آن است.

۱-۳- هیات تحریریه با توجه به نظر داوران محترم حق رد، قبول و یا ویرایش مقاله را دارد.

۱-۴- اصل مقاله ارسال شده به دفتر مجله عودت داده نخواهد شد.

۲- نحوه نگارش و تدوین

۱-۲-۱- موارد کلی

۱-۱-۲- مقاله در کاغذ A₄ و حد اکثر در ۱۰ صفحه به صورت دو ستونی با فاصله یک سانتی متر در بین دو ستون، فاصله سطور یک سانتی متر و حاشیه (از بالا ۳/۵، پایین ۲، طرف راست ۲/۵، طرف چپ ۱/۵ باشد) تورفتگی به فاصله پنج حرف در شروع پاراگراف ها تهیه و از طریق پست الکترونیکی به آدرس asci_tu@tabrizu.ac.ir و یا asci.tabrizu@gmail.com به دفتر مجله ارسال شود. همچنین لازم است جدول ها و شکل ها در داخل متن مقاله درج شوند.

۲-۱-۲- مقاله با قلم B.Yagot تایپ شده و اندازه قلم به شرح زیر خواهد بود:

۱۴ برای عنوان مقاله (پررنگ)

۱۲ برای عنوان های فرعی (پررنگ) و متن مقاله

۱۰-۱-۲- شماره کلیه فرمول‌ها (در صورت شماره دار بودن) در داخل کروشه درج می‌گردد.

۱۱-۱-۲- کلیه زیر نویس‌های خارجی با حرف بزرگ شروع می‌شوند.

۱۲-۱-۲- درج منابع در متن مقاله با روش نام و سال صورت می‌گیرد و مقاله‌های ارایه شده به مجله بر این اساس تنظیم می‌شوند. در این روش سال انتشار بعد از نام خانوادگی نویسندگان در داخل پارانترز می‌آید. اگر تعداد نویسندگان بیش از دو نفر باشد، ابتدا نام خانوادگی نویسنده اول و سپس عبارت "و همکاران" قید می‌شود. در صورتی که منبع مورد استفاده در پایان جمله و در داخل پارانترز آورده شود، نام خانوادگی نویسندگان بر حسب سال انتشار منبع (ابتدا منابع فارسی و سپس منابع خارجی) به فارسی نوشته می‌شود. تمام منابع مندرج در متن می‌بایست در بخش منابع مورد استفاده نیز درج شوند. مثال:

- هال و دراکوپ (۱۹۷۵) با استفاده از روش مونت کارلو، هیدروگراف‌های جریان ورودی برای تحلیل عملکرد یک مخزن آبرسانی را ترسیم کردند.

- صنوبر کالیفرنایی از اندازه ژنوم متوسط، رشد سریع، سهولت نسبی دست و روزی و امکان دسترسی به دامنه‌ای از ابزارهای ژنتیکی برخوردار است (استنلر و برادشاو ۱۹۹۶ و توسکان و همکاران ۲۰۰۴)

- مرادی شهر بابک (۱۳۷۹) وراثت پذیری تداوم شردهی در محدوده ۰/۱ تا ۰/۲ گزارش شده است (شانکز و همکاران ۱۹۸۱ و اسوالو ۱۹۹۵)

۱۳-۱-۲- **برگ مشخصات مقاله** شامل نام خانوادگی و نام نگارنده یا نگارندگان مقاله، مرتبه علمی، محل خدمت و نشانی آنها به هر دو زبان فارسی و انگلیسی به همراه شماره تلفن، به ویژه تلفن همراه، و آدرس پست الکترونیکی به دفتر مجله ارسال شود. در زیر عنوان مقاله از آوردن اسامی و مشخصات نگارندگان خودداری گردد.

۲-۲- **ترتیب بخش‌های مختلف مقاله و نحوه تدوین آنها**

۱-۲-۲- **عنوان مقاله** به صورت خلاصه، روان و گویای محتوی مقاله بوده و حداکثر در ۲۰ کلمه تنظیم می‌شود. آوردن اسامی

علمی موجودات زنده در صورت داشتن نام عمومی ضروری نیست. از علامت‌های اختصاری و فرمول‌های شیمیایی نیز در عنوان استفاده نمی‌شود. همچنین، به کار بردن کلماتی مانند "مطالعه" و "بررسی" در ابتدای عنوان توصیه نمی‌گردد.

۲-۲-۲- **چکیده فارسی** در یک پاراگراف تهیه شده و مجموعه‌ای فشرده و گویا از مقاله با تاکید بر هدف‌ها، روش‌ها، نتایج پژوهش و جمع بندی است. چکیده حداکثر در ۲۵۰ کلمه تنظیم می‌شود. در این بخش از ارجاع به منابع، شماره شکل و جدول و یا زیرنویس اجتناب می‌شود. همچنین، بهتر است از معادله‌ها، فرمول‌ها و علامت‌های اختصاری (به جز علامت‌های استاندارد) در چکیده استفاده نگردد. در صورت عدم ذکر اسامی علمی و فرمول‌های شیمیایی در عنوان، می‌توان این موارد را در چکیده درج کرد.

۳-۲-۲- **واژه‌های کلیدی** حداکثر در هفت کلمه و به صورت الفبایی (ابتدا واژه‌های فارسی و سپس خارجی) بلافاصله بعد از چکیده فارسی نوشته می‌شوند.

۴-۲-۲- **مقدمه** شامل طرح موضوع پژوهش، سوابق کار و مرور منابع علمی مرتبط با موضوع پژوهش بوده و در آخر آن هدف از پژوهش عنوان می‌شود.

۵-۲-۲- **مواد و روش‌ها** می‌بایست به طور گویا در برگیرنده ویژگی‌های محل اجرای آزمایش، شرح مواد، ابزار کار، روش‌های به کار رفته از جمله روش‌های آماری و طرح‌های آزمایشی باشند. در این بخش از توضیح روش‌هایی که در پژوهش مورد نظر استفاده نشده است، خودداری می‌گردد. علاوه براین، بهتر است از شرح کامل روش‌های متداول اجتناب و به ذکر منابع مورد استفاده و تغییرات انجام یافته در آنها اکتفا شود. روش کار نیز می‌بایست به حد کافی واضح و روشن باشد تا سایر پژوهشگران در صورت نیاز بتوانند آن را تکرار نمایند.

۶-۲-۲- **نتایج و بحث** مشتمل بر یافته‌های حاصل از پژوهش به صورت متن، جدول و شکل، بحث مستدل و نتیجه‌گیری کلی در آخر است. در این بخش از تکرار و یا ذکر مواد و روش‌های انجام یافته اجتناب گردد. شکل‌ها و جدول‌ها نباید همزمان دارای اطلاعات تکراری باشند. از شرح جزئیات جدول‌ها و شکل‌ها نیز خودداری شده و فقط به آوردن نکات مهم آنها اکتفا می‌-

گردد. نتایج تجزیه و تحلیل های آماری بهتر است به صورت جدول یا شکل منعکس شده و اختلاف های معنی دار نیز با علامت های مناسب مشخص شوند.

بحث شامل تحلیل داده های آزمایش، ذکر علت ها و معلول ها و کاربردهای احتمالی در ابعاد نظری و عملی می باشد. علاوه بر این لازم است از یافته های دیگر پژوهشگران نیز در تحلیل نتایج و غنا بخشیدن به بحث استفاده شود. با وجود این، برای یک بحث مستدل تنها ذکر عبارت هایی مانند "مطابقت و عدم مطابقت یافته ها با نتایج دیگران" کافی نیست و اظهار نظر در مورد چگونگی این مشابهت ها و تضادها می تواند به غنای بحث کمک نماید. بنابراین، هیات تحریریه از پذیرش مقاله هایی که فاقد ارجاع به منابع در این بخش هستند، معذور است.

تبصره: نتایج و بحث را می توان به حالت توأم و یا جداگانه تدوین کرد ولی در صورت جدا کردن این دو بخش، بحث نباید تکرار مجدد نتایج باشد، بلکه کلیات، مفاهیم و تحلیل نتایج ارائه شود.

۲-۲-۷- در بخش **سپاسگزاری** می توان از همکاری و مساعدت اشخاص حقیقی و حقوقی در انجام پژوهش سپاسگزاری نمود.

۲-۲-۸- **منابع مورد استفاده** شامل فهرستی از منابع فارسی در آغاز و سپس منابع خارجی بوده و به ترتیب حروف الفبا و بدون شماره گذاری تنظیم می شوند. نکات زیر در تدوین این بخش رعایت می گردد.

۲-۲-۸-۱- این بخش تنها دربرگیرنده منابع ارجاع شده در متن مقاله بوده و از آوردن منابعی که در متن به آنها اشاره نشده است خودداری می شود.

۲-۲-۸-۲- در کلیه منابع ابتدا نام خانوادگی و سپس مخفف نام نویسندگان آورده می شود. در یک منبع اسامی نویسندگان تا نفر ماقبل آخر توسط ویرگول و نفر آخر توسط حرف "و" از هم جدا می شود.

۲-۲-۸-۳- در بخش منابع اسامی کلیه نویسندگان هر منبع بدون ذکر عبارت "و همکاران" (*et al.* در منابع خارجی) درج می گردد.

۲-۲-۸-۴- در صورتی که از یک نویسنده چند منبع مورد استفاده قرار گیرد، ابتدا مقاله های منفرد و سپس مقاله های مشترک به ترتیب نام نویسندگان بعدی بر حسب حروف الفبا درج می شوند. اگر دو یا چند منبع از نویسندگان یکسانی

برخوردار باشند، این منابع بر حسب سال انتشار از قدیم به جدید تنظیم می شوند و در صورت مشابه بودن سال انتشار، منابع مذکور با قرار دادن حروف a، b، c و ... در مقابل سال در منابع خارجی (و معادل آنها در منابع فارسی) از هم متمایز می گردند.

۲-۲-۸-۵- سال انتشار بلافاصله بعد از نام خانوادگی و نام نویسندگان ذکر می گردد. قبل از سال علامت ویرگول و بعد از آن نقطه درج می شود.

۲-۲-۸-۶- از جزوه درسی نمی توان به عنوان منبع استفاده کرد. ۲-۲-۸-۷- در مورد مقاله در مجله های علمی علاوه بر موارد پیش گفته، نام مجله، شماره جلد و صفحه اول و آخر مقاله، در مورد مقاله در همایش های علمی عنوان همایش، ماه برگزاری، محل برگزاری و شماره صفحه های اول و آخر مقاله و در مورد کتاب ها و تک نگاشت ها نام ناشر در آخر منبع مورد استفاده آورده می شود.

۲-۲-۸-۸- در منابع خارجی کلمه اول عناوین و اسامی نگارندگان و نیز تمامی کلمات مربوط به نام مجلات، عناوین همایشی و نام ناشرین و موسسات با حروف بزرگ شروع می شود.

۲-۲-۸-۹- استناد به منابع اینترنتی مورد پذیرش نیست. **نمونه هایی از نحوه درج منابع در بخش منابع مورد استفاده:**

مقاله مندرج در مجله های علمی

نام خانوادگی و مخفف نام نویسندگان، عنوان مقاله، نام مجله، شماره جلد و دامنه صفحه ها.

علوی صادقی ح و اسماعیلی م، ۱۳۸۵، بررسی نوسانات جمعیت کرم سیب *Laspeyresia pomonella* به منظور تعیین وقت مناسب مبارزه. مجله علوم کشاورزی ایران، جلد سوم، شماره های ۱، ۲، ۳ و ۴. صفحه های ۸۳ تا ۱۱۲.

Schweizer LE, Nyquist WE, Santini JB and Kimes TM, 1986. Soybean cultivar mixtures in a narrow-row, noncultivable production system. Crop Science 26: 1043-1046.

توضیح: در منابع خارجی می توان نام مجله را به صورت مخفف و براساس استاندارد آن مجله ذکر کرد. با این حال، نام مجلات در یک مقاله فقط به یکی از دو صورت مخفف یا کامل نوشته می شود. مثال:

Plant Dis (Plant Disease)

مقاله مندرج در مجموعه همایش ها

نام خانوادگی و مخفف نام نویسندگان، سال انتشار، عنوان مقاله، دامنه صفحه ها، نام همایش، موسسه (در صورت وجود) و شهر محل برگزاری.

شکوری ب، ۱۳۷۳. عوامل بیولوژیکی حاصلخیزی خاکهای زراعی. صفحه های ۱۴۴ تا ۱۵۷. مقاله های کلیدی سومین کنگره علوم زراعت و اصلاح نباتات ایران. دانشگاه تبریز، تبریز.

Habibi M, 1997. Calculating sediment discharge using a developed computer package. Pp. 854-864. Proceedings of the 8th International Conference on Rainwater Catchment Systems. Tehran, Iran.

کتاب

- اگر کلیه فصلهای یک کتاب مشترکا توسط یک یا چند نفر نوشته شود، ذکر منبع به ترتیب زیر است:

نام خانوادگی و مخفف نام نویسندگان، سال انتشار، عنوان کتاب، نام ناشر

فرزانه ه ، ۱۳۶۹. اگروشیمی (ترجمه). انتشارات دانشگاه تهران.

Hay KM and Robert R, 1989. An introduction to the physiology of crop yield. Leonard Hill, London.

- اگر فصلهای یک کتاب، دارای نگارنده یا نگارندگان جداگانه ای بوده و کل کتاب توسط یک یا چند نفر هماهنگ کننده تدوین گردد، روش درج آن منبع به شرح زیر است:

نام خانوادگی و مخفف نام نویسندگان، سال انتشار، عنوان فصل، دامنه صفحه های فصل، نام خانوادگی و نام هماهنگ کنندگان کتاب، عنوان کتاب و نام ناشر

Knuiman MW and Laird NM, 1990. Parameter estimation in variance component models for binary response data. Pp. 177-189. In: Gianola D and Hammond K (eds). Advances in statistical methods for genetic improvement of livestock. Springer-Verlag.

پایان نامه

نام خانوادگی و مخفف نام نویسنده، سال انتشار، عنوان پایان نامه، مقطع تحصیلی، نام دانشکده و دانشگاه

مقدم ع، ۱۳۷۳. تعیین درصد خودباروری و همبستگی صفات در ده رقم آفتابگردان. پایان نامه کارشناسی ارشد اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز.

ثبت اختراع و اکتشاف (Patent)

Titcomb ST and Tuers AA, 1976. Reduced calorie bread and method of making same. USA Patent 3 979 323. Date issued: 7 September.

- در مورد منبعی که دارای نویسنده مشخص نیست به جای نام نویسنده از کلمه "بی نام" در منبع فارسی و از "Anonymous" در منبع خارجی استفاده می شود.

بی نام، ۱۳۷۱. آمار نامه کشاورزی ایران. اداره کل آمار و اطلاعات وزارت کشاورزی.

Anonymous, 1992. Maize in human nutrition. FAO Food and Nutrition Series, No. 25. FAO, Rome.

تذکر: از درج مقاله های ارایه شده به مجله های علمی ولی فاقد پذیرش، شماره جلد و محدوده شماره صفحه ها در قسمت منابع اجتناب شود. ارجاع به این نوع منابع در متن مقاله پس از ذکر نام صاحب اثر (یا منبع اطلاع) با قید عبارت "مکاتبه شخصی" در داخل پارانترز خواهد بود.

۲-۲-۹- چکیده انگلیسی در آخرین بخش مقاله می آید و ترجمه کاملی از چکیده فارسی است. نکات زیر در تهیه چکیده انگلیسی رعایت می شوند.

۲-۲-۹-۱- کلیه اصول ذکر شده برای چکیده فارسی در مورد چکیده انگلیسی نیز لحاظ می شود.

۲-۲-۹-۲- در عنوان مقاله حرف اول کلیه کلمه ها به استثنای حروف ربط، با حرف بزرگ نوشته می شود.

۲-۲-۹-۳- واژه های کلیدی بر حسب حروف الفبا تنظیم می شوند.

بسمه تعالی

فرم اشتراک مجله علمی - پژوهشی دانش کشاورزی

نام و نام خانوادگی مشترک :.....
نشانی :.....
کدپستی :..... صندوق پستی
تلفن :.....
سال اشتراک.....

2- فرم اشتراک را بطور خوانا تکمیل و به همراه اصل
فیش بانکی به نشانی دفتر مجله ارسال نمایید.
3- لطفاً هر گونه تغییر نشانی و یا عدم دریافت احتمالی
مجله را فوراً اطلاع دهید.

نشانی مجله : تبریز، دانشگاه تبریز، دانشکده
کشاورزی کد پستی : 51664 - دفتر مجله دانش
کشاورزی

1- مبلغ حق اشتراک سالیانه را به حساب جاری
2177220429004 به نام درآمدهای اختصاصی مدیریت
پژوهشی دانشگاه نزد بانک ملی شعبه دانشگاه تبریز
واریز نمایید.

تلفن : 0411-3392037 فاکس : 0411 - 3345332
تاریخ : امضاء :

بسمه تعالی

فرم اشتراک مجله علمی - پژوهشی دانش کشاورزی

نام و نام خانوادگی مشترک :.....
نشانی :.....
کدپستی :..... صندوق پستی
تلفن :.....
سال اشتراک.....

2- فرم اشتراک را بطور خوانا تکمیل و به همراه اصل
فیش بانکی به نشانی دفتر مجله ارسال نمایید.
3- لطفاً هر گونه تغییر نشانی و یا عدم دریافت احتمالی
مجله را فوراً اطلاع دهید.

نشانی مجله : تبریز، دانشگاه تبریز، دانشکده
کشاورزی کد پستی : 51664 - دفتر مجله دانش
کشاورزی

1- مبلغ حق اشتراک سالیانه را به حساب جاری
2177220429004 به نام درآمدهای اختصاصی مدیریت
پژوهشی دانشگاه نزد بانک ملی شعبه دانشگاه تبریز
واریز نمایید.

تلفن : 0411-3392037 فاکس : 0411 - 3345332
تاریخ : امضاء :

JOURNAL OF AGRICULTURAL SCIENCE

FACULTY OF AGRICULTURE, UNIVERSITY OF TABRIZ

Liscence Holder: Faculty of Agriculture, University of Tabriz

Managing Director:
Ghasemi golezani K Prof Dept of Agronomy and Plant Breeding, University of Tabriz

Editor:
Shakiba MR Prof Dept of Agronomy and Plant Breeding, University of Tabriz

Scope of Journal Agricultural Science

Editorial Board:

Gharayazi B	Reseach Associate Prof Ministry of Jahade Keshavarzi
Ghasemzadeh HR	Prof Dept of Agricultural Machinery, University of Tabriz
Khosroshahi Als A	Prof Dept of Food Science and Technology, Urmia University
Mahboob S	Prof Dept Biochemistry and Clinical Nutrition, Tabriz University of Medical of Science
Moghaddam M	Prof Dept of Agronomy and Plant Breeding, University of Tabriz
Neyslabouri MR	Prof Dept of Soil Science, University of Tabriz
Niknam G	Associate Prof Dept of Plant Protection, University of Tabriz
Noori-Ganbalani G	Prof Dept of Plant Protection, Mohaghegh-Ardabili University
Tavakoli T	Associate Prof Dept of Agricultral Machinery, Tarbiat Modarres University

Consultant Board:

Ahmadi-Zenouz A	Associate Prof Dept of Food Science and Technology, University of Tabriz
Ajabshirchi Y	Associate Prof Dept of Agricultural Machinery, University of Tabriz
Fakheri Fard A	Associate Prof Dept of Water Engineering, University of Tabriz
Hayati B	Associate Prof Dept of Agricultural Economics, University of Tabriz
Pirani N	Associate Prof Dept of Animal Science, University of Tabriz
Tabatabaei SJ	Prof Dept of Horticulture, University of Tabriz
Valizadeh M	Prof Dept of Agronomy and Plant Breeding, University of Tabriz

Assistant Editor:
Moghaddam M Prof Dept of Agronomy and Plant Breeding, University of Tabriz

Printed by :University of Tabriz, Printing Office

AGRICULTURAL SCIENCE

SCIENTIFIC JOURNAL OF FACULTY OF AGRICULTURE, UNIVERSITY OF TABRIZ

Vol. 19, No. 2

2009
CONTENTS

ISSN: 1680-242X

Sh Abdollahpour and H Gharakhani	2
A New Concept in Iranian Lentil Harvesting	
S Aharizad, SA Mohammadi, O Sofalian, M Moghaddam and MR Shakiba	14
Identification of Chromosomal Regions Associated with Frost Resistance in Bread Wheat (<i>Triticum aestivum</i> L.) Using Microsatellite Markers	
H Golpira, T Tavakoli Hashjin, MH Khoshtaghaza and S Minaei	24
Determining Some Mechanical Properties of Chickpea to Use in the Design of its Harvesting Machines	
H Amirnejad, K Ataiy Solut and K Mahjuri	34
Determining Recreational Value of Urban Parks: The Case-Study of Elgoli Park of Tabriz	
S Zarifneshat, A Javadi, M Ahmadi, A Khalili, H Ghaffari and H Behfar	46
Technical Evaluation of Three Pneumactical and Mechanical Planters Commonly Used for Sugar Beet Sowing in Khorasan Area	
Y Vasebi, A Alizadeh and N Safaie	56
Antagonistic Mechanisms of Bacterial Antagonists of Soybean Charcoal Rot in vitro	
A Najafi, SA Mohammadi, M Toorchi, KJ Chalmers, M Moghaddam, M Torabi and S Ahari zad	72
Identification of SSR Markers Linked to Fusarium Head Blight Resistance Genes in Wheat	
R Asghari-Zakaria, B Maleki -Zanjani, E Sedghi and M Manafian	86
Effects of <i>in vitro</i> and Greenhouse Application of Soluble Chitosan on Growth and Minituber Yield of Potato Plantlets	
A Pourjabar, SA Mohammadi, M Khosroshahli, AR Motalebi and SA Ziai	96
Optimization of <i>in vitro</i> Culture of Milk Thistle (<i>Silybum marianum</i>) and Analysis of Somaclonal Variation by RAPD Markers	
S Gholi-Toluee, A Babai Ahari, Y Ghusta and M Sedghi	110
Identification and Pathogenicity of Fungi Species Causing Root Rot in Pepper in West Azarbaijan Province	
Continued inside	

Continue of contents

J Esmaeilzadeh, S Aharizad, A Dabbagh Mohammadi Nasab and Abbas Shafaati Koohestani	120
Effect of Seed Deterioration on Agronomic Traits and Grain Yield of Two Corn Hybrids	
E Esfandiari, MR Shakiba, SA Mahboob, H Alyari and M Baradaran Firozabadi	130
Effect of Water Stress on Antioxidant Enzymes Activities and Lipid Peroxidation of Wheat Seedlings	
E Esfandiari, SA Mahbob, MR Shakiba and H Alyari	140
The Role of Antioxidant Pool Size and Proline in Membrane Protection Under Drought	
B Pasban Eslam	150
Effect of Sowing Date on Yield and Yield Components in Winter Oilseed Rape	
R Mohammad Rezaei, H Shahbazy, M Kavooosi Kalashmi and M Khodaverdizadeh	166
Stability Evaluation of Export and Production Comparative Advantage Indices of Iran's Dates	
A Maleky, J Saba and F Shekary	178
Inheritance of Leaf Relative Water Content in Bread Wheat (<i>Triticum aestivum</i> L.) Under Rainfed Conditions	
SS Shafiei Masoleh, A Hatamzadeh, H Samiezadeh, H Saberi Najati and B Saadatian	186
Predicting of Flowering Date in Hybrid Lily "Menorca" in Response to Gibberellin	
H Navid, S Mohtasebi and M Behrooz Lar	198
Mathematical Modeling of Threshing Rate on John Deere Combine (Model 1165)	
M Fathi, R Asghari-Zakaria, M Valizadeh, S Aharizad and D Hasan-Panah	208
Evaluation of High Performance Potato Clones Obtained from True Seed	
M Mohseniazar, S Nazeri, M GhadimZadeh, M Malboobi and S Hemmaty	216
Study of Effective Factors on <i>in vitro</i> Regeneration from Dwarf Rootstock of Apple, <i>Malus domestica</i> Borkh cv Gami Almasi	
M Mollavali, S Bolandnazar and SJ Tabatabaei	228
Effect of Ammonium Nitrate and Potassium Sulphate on Growth and Yield Characteristics of Onion	
A Hosainpour Dashatan, MH Komarizadeh, A Mahmoudi and M Ghani Shayesteh	240
High Speed Separation of Potato and Clod Using an Acoustic Based Intelligent System	
SZ Hosseini, G Karimzadeh and E Mohammadi Goltapeh	254
Effect of Colchicine on Nuclei Diameter, Yield and Some Morphological Characteristics of Oyster Mushroom (<i>Pleurotuse ostreatus</i>)	
H Amirnejad, H Rafiee and S Rezapoor	264
Factors Affecting Insurance Acceptance by Rapeseed Farmers in Amol County	