بررسی تأثیر انتشار گاز کربن دی اکسید و تغییرات اقلیمی بر عملکرد گوجه‌فرنگی

مرتضی مولایی، سیما راجه پرست، مهرداد محمدی[1]
s72_rajeh@yahoo.com

چکیده

دی‌اکسید کربن($CO2$) و متغیرهای اقلیمی ازجمله دما و بارش یکی از تاثیرگزارترین عوامل بر عملکرد محصولات کشاورزی می‌باشد. هدف از این مطالعه بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین انتشار $co2$، دما، بارش و عملکرد محصول گوجه‌فرنگی در ایران در بازه زمانی ۱۹۶۱-۲۰۱۴ است. بدین منظور از مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده استفاده شد. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت افزایش انتشار $co2$ تأثیر مثبت وبی معنی بر عملکرد گوجه‌فرنگی دارد. این ارتباط در بلندمدت منفی و از لحاظ آماری بی‌معنی است. در مورد متغیر دما نیز می‌توان اظهار داشت که این متغیر در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر عملکرد گوجه‌فرنگی دارد همچنین در بلندمدت این ارتباط مثبت بوده واز لحاظ آماری بی‌معنی است. متغیر بارش نیز هم در کوتاه‌مدت وهم در بلندمدت دارای تأثیر مثبت و معنادار بر عملکرد گوجه‌فرنگی دارد. ضریب تصحیح خطای به‌دست‌آمده در این مدل نشان می‌دهد که در هر دوره ۷۱٪ از عدم تعادل در کوتاه‌مدت کاسته شده و به روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: Q10, Q12, Q54

واژگان کلیدی: کوتاه‌مدت،$co2$، متغیرهای اقلیمی، بلندمدت،$ARDL$، گوجه فرنگی

۱ـ به ترتیب دانشیار و دانشجویان کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه ارومیه

مقدمه

کشاورزی یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی کشور است که نزدیک به ۲۵ درصد از تولید ناخالص داخلی،۲۳ درصد از سطح اشتغال و میزان قابل‌توجهی از درآمدهای ناشی از صادرات غیرنفتی کشور به این بخش مربوط است. نقش بخش کشاورزی در تأمین بیش از ۸۰ درصد نیازهای غذایی جامعه، تولید بخش قابل‌توجهی از منابع لازم برای ثبات سیاسی و اقتصادی کشور نمایانگر اهمیت فراگیر بهبود عملکرد آن در سطوح محلی و ملی می‌باشد (ترکمانی و جمالی مقدم، ۱۳۸۴). مطالعات انجام‌گرفته در این زمینه حاکی از آن است که عامل اصلی گرمایش جهانی و تغییر اقلیم، از اواسط قرن بیستم به بعد، افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای به‌ویژه دی‌اکسید کربن، متان واکسید نیتروژن در اثر فعالیت‌های انسانی بوده است. افزایش جمعیت بشر و فعالیت آن‌ها روزبه‌روز باعث افزایش غلظت این گازها در اتمسفر شده به‌طوری‌که این مسئله منجر به اثر گلخانه‌ای و بروز تغییرات آب‌وهوایی و اقلیمی می‌شود. چنانچه غلظت گازهای گلخانه‌ی اتمسفر با سرعت فعلی افزایش یابد، پیش‌بینی اغلب مدل‌های اقلیمی موجود حاکی از آن است که میانگین دمای جهان درسال ۲۱۰۰ نسبت به سال ۱۹۹۰ میلادی حداقل دو درجه افزایش خواهد یافت. باوجوداینکه دامنه‌ی عدم قطعیت پیش‌بینی دما برای سال ۲۱۰۰ بین ۱ تا ۳/۵ درجه سانتی پایه است، ولی باید توجه داشت که حتی یک درجه افزایش در طی ۱۰ سال گذشته نیز اثرات قابل‌توجهی را درپی داشته است (سوندرز،۱۹۹۹[1]). یکی از اثرات پدیده‌ی تغییر اقلیم، آسیب‌های ایجاد شده در بخش کشاورزی است و به علت تغییرالگوی بارش و دمای متوسط جو، این پدیده می‌تواند بر عملکرد انواع

[1] Saunders

محصولات باغی و زراعی، که عمده‌ترین منابع غذایی کشور را تشکیل می‌دهد، آسیب وارد کند (اسلامی،۱۳۹۰)؛ بنابراین می‌توان گفت، کشاورزی و منابع طبیعی به‌شدت آب‌وهوا و اقلیم وابسته‌اند. گوجه‌فرنگی نیز ازجمله محصولات عمده مورد کشت در کشور به شمار می‌آید. رشد و عملکرد این گیاه نیز مانند سایر محصولات به‌طور مستقیم، تحت تاثیر افزایش غلظت دی‌اکسید کربن و درنتیجه تغییرات اقلیمی می‌باشد. در منابع علمی در دسترس گزارشی در رابطه با اثرات محتمل انتشار دی‌اکسید کربن و تغییرات آب‌وهوایی بر عملکرد گوجه‌فرنگی در ایران مشاهده نشده است، اما مطالعات فراوانی در رابطه با محصولات دیگر، چه در داخل و چه در خارج کشور در این زمینه صورت گرفته است که از آن جمله می‌توان به مطالعات کوچکی (۱۳۸۷)، کوچکی و نصیری محلاتی (۱۳۹۲)، خان‌لری (۱۳۹۱)، زیبایی ومومنی (۱۳۹۲)، پرهیزکاری وصبوری (۱۳۹۳)، سلطانی وهمکاران (۱۳۹۵)، ابراهیم کبیرومجی و همکاران[1] (۲۰۱۶)، وحید و همکاران[2] (۲۰۱۷)، احمد و دو[3] (۲۰۱۷) اشاره کرد

مواد و روش‌ها

در مطالعات سری زمانی، هرگاه مجموعه‌ای از متغیرهای موردنظر بر اساس آزمون‌های ریشه واحد، رفتار دوگانه‌ای داشته باشند، به این صورت که برخی از آن‌ها ایستا درسطح باشند و برخی دیگر با یک‌بار تفاضل گیری، ایستا گردند، می‌توان از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده (*ARDL*)[4] استفاده کرد. از دیگر مزایای این روش می‌توان به برآورد

[1] Ibrahim Kabiru Maji et al.
[2] Waheed et al.
[3] Ahmad and Du.
[4] autoregressive distributed lag model

هم‌زمان ضـــرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت و درنتیجه برآوردهای ســـازگاری از این ضـــرایب اشـــاره نمود. نرم‌افزارهای نظیر میکروفیت[1] و ایویوز[2] توانایی تخمین چنین مدل‌هایی را دارا می‌باشند. معادله کلی مدل *ARDL* به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\alpha(L,P)\,y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,P)\,X_{it} + \vartheta W_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در این رابطه α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته، L عامل وقفه است که می‌توان نوشت:

$$L^J y_t = y_{t-j} \qquad (۲)$$

پس می‌توان چنین نوشت که:

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L^1 - \ldots - \alpha_P L^P \qquad (۳)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{io} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \ldots + \left(\beta_{iqi} L_i^{\,q}\right) \qquad (۴)$$

در معادله فوق ضرایب بلندمدت به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\pi = \frac{\vartheta(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\ldots,\hat{q}_k)}{1 - \hat{\alpha}_1,\hat{\alpha}_2 - \ldots - \hat{\alpha}_p} \qquad (۵)$$

که در این معادله صورت کسر، تخمین‌های حداقل مربعات معمولی برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر p را در معادله یک برای مدل *ARDL* انتخابی معرفی می‌کند. شایان‌ذکر است که برای تعیین تعداد بهینه وقفه‌ها می‌توان از دو معیار

[1] microfit
[2] eviews

آکائیک(AIC)[1] و شوارتز-بیزین[2](BIC) که به دو صورت روبه‌جلو و رو به عقب انجام می‌گیرند، استفاده کرد. وقفه‌ای که میزان AIC وBIC را حداقل کند، وقفه بهینه خواهد بود. در مطالعه حاضر برای کاهش درجه آزادی از معیار شوارتز-بیزین برای انتخاب وقفه‌ی بهینه استفاده شد. برای انجام آزمون ایستایی بر اساس ریشه واحد، روش‌های مختلفی وجود دارد که از آن جمله می‌توان به آزمون دیکی-فولر[3] و فیلیپس-پرون[4] اشاره کرد. در این تحقیق به‌منظور بررسی ایستایی سری زمانی از آزمون دیکی فولر استفاده گردید. زمانی آزمون دیکی فولر معتبر است که ε_t یک متغیر تصادفی با فروض کلاسیکی باشد. به‌ویژه ε_t دارای خودهمبستگی نباشد. اگرε_t خودهمبستگی داشته باشد، زمانی خودهمبستگی رفع می‌شود که وقفه متغیر وابسته به سمت راست رگرسیون اضافه گردد. مفهوم اقتصادی هم انباشتگی این است که دو یا چند سری زمانی که بر اساس تئوری به یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه بلندمدت را نشان دهند، هرچند این سری‌های زمانی روند تصادفی (نا ایستا) داشته باشند، در طول زمان یکدیگر را دنبال می‌کنند تا رابطه خطی بین آن‌ها مانا گردد. درنتیجه هم انباشتگی در میان سری‌های زمانی می‌تواند بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین سری‌های زمانی باشد که در کوتاه‌مدت ممکن است آن‌ها از این رابطه تعادلی منحرف شوند، ولی دوباره به آن‌ها برمی‌گردند. در این مطالعه برای بررسی هم انباشتگی متغیرها از آزمون کرانه‌ها[5] استفاده گردید. در آزمون کرانه‌ها، متغیرها می‌توانند $I(0)$ و یا $I(1)$ باشند. رویکرد $ARDL$ شامل دومرحله برای تخمین روابط بلندمدت است: مرحله اول، بررسی وجود رابطه بلندمدت درمیان همه متغیرهای موجود در

[1] Akaike information criterion
[2] Bayesian Information Criterion
[3] augmented Dicky Fuller
[4] Philips prone test
[5] Bound test

معادله است. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، در مرحله دوم ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت تخمین زده می‌شود. مدل تصحیح خطا به‌صورت معادله زیر است:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_t t + \alpha_y Y_{t-1} + \alpha_{co2} co2_{t-1} + \alpha_R R_{t-1} + \alpha_t T_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t \quad (۷)$$

که در معادله فوق، α_y ، α_{co2} ، α_R ، α_t نشان‌دهنده‌ی ضرایب بلندمدت و α_i و α_j ضرایب کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. در مرحله اول از ضرایب مذکور به‌منظور اجرای آزمون F برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها استفاده می‌شود. در این فرضیه صفر وآلترناتیو به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_Y = \alpha_R = 0 \\ H_1 : \alpha_Y \neq \alpha_R \neq 0 \end{cases} \qquad \begin{cases} H_0 : \alpha_Y = \alpha_T = 0 \\ H_1 : \alpha_Y \neq \alpha_T \neq 0 \end{cases} \qquad \begin{cases} H_0 : \alpha_Y = \alpha_{CO2} = 0 \\ H_1 : \alpha_Y \neq \alpha_{CO2} \neq 0 \end{cases} \quad (۸)$$

دو مقدار بحرانی F زمانی که متغیرهای مستقل $I(d)$ هستند، به‌طوری‌که $0 \leq d \leq 1$ باشد، شرایط آزمون هم انباشته را فراهم می‌کند. ارزش پایین‌تر فرض می‌کند متغیرها $I(0)$ هستند و ارزش بالاتر فرض می‌کند که رگرسورها $I(1)$ هستند. اگر آماره‌ی F محاسباتی از حد بالای مقدار بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر، یعنی فقدان رابطه بلندمدت رد می‌شود. اما اگر آماره آزمون کوچک‌تر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر یا فقدان رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. در مرحله دوم، چنان چه وجود هم انباشتگی تائید شود، مدل $ARDL$ شرطی (p,q) بلندمدت برای y_t به ترتیب می‌تواند به‌صورت معادله (۹) برآورد گردد:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_t t + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j co2_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j R_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j T_{t-j} \quad (۹)$$

در مرحله سوم، پارامترهای پویای کوتاه‌مدت به‌وسیله برآورد یک مدل تصحیح خطای مرتبط با تخمین‌های بلندمدت به دست می‌آید. مدل تجربی تصحیح خطای این مطالعه، به‌صورت معادله زیر است:

$$\Delta Y = \delta_1 + \delta_t t + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \delta_j \Delta Y_{t-j} + \theta ECM_{t-1} + \mu_t \qquad (۱۰)$$

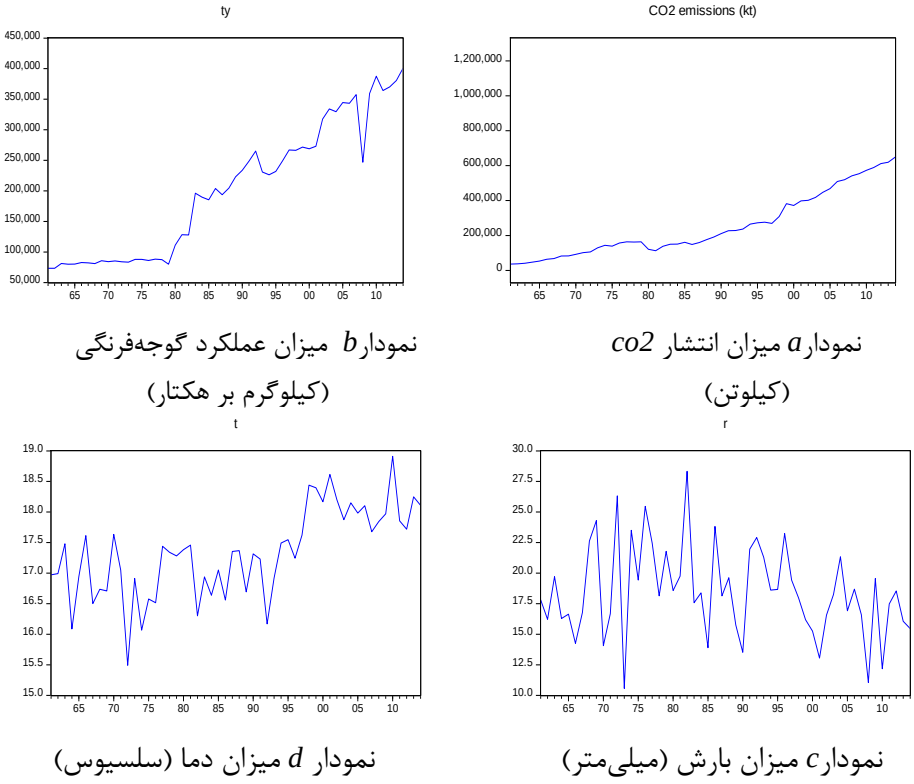
که در آن δi و δj ضرایب پویای کوتاه‌مدت هم‌گرایی مدل به بلندمدت و θ ضریب سرعت تعدیل است. در این مطالعه به بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین عملکرد گوجه‌فرنگی و انتشار دی‌اکسید کربن ($CO2$) و تغییرات دما و بارش پرداخته‌شده است. داده‌های موردنیاز، از داده‌های رسمی سازمان خواروبار و کشاورزی جهانی فائو (FAO) برای کشور ایران به‌صورت سری زمانی و طی سال‌های ۱۹۶۱-۲۰۱۴ جمع‌آوری‌شده است.

نتایج

قبل از پرداختن به برآورد مدل لازم است ایستایی متغیرهای به‌کاررفته در مدل را بررسی نمود. به این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شد. ولی پیش از آزمون‌های ریشه واحد، برای اطمینان از نوع معادله آزمون ADF، تجزیه‌وتحلیل نموداری داده‌های سری زمانی مفید است. با بررسی این نمودارها می‌توان تعیین کرد که در معادلات مورداستفاده برای آزمون ایستایی سری‌های زمانی، معادله بدون عرض از مبدأ و جز روند باشند و یا شامل عرض از مبدأ ولی بدون روند یا شامل هردو جز عرض از مبدأ یا روند باشد (گرین[1]،۲۰۱۱). درشکل‌های$(a-b)$، روندهای سری زمانی

[1] Greene.

متغیرهای عملکرد (ty)، انتشار دی‌اکسید کربن ، بارش (r) و دما (t) ترسیم‌شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نمودار سری زمانی مربوط به همه متغیرها دارای عرض از مبدأ می‌باشند. همچنین متغیر مربوط به انتشار $co2$ دارای روند ثابت و صعودی و متغیرهای مربوط به عملکرد گوجه‌فرنگی، دما و بارش نیز دارای روند تصادفی هستند.



نمودار a میزان انتشار $co2$ (کیلوتن)

نمودار b میزان عملکرد گوجه‌فرنگی (کیلوگرم بر هکتار)

نمودار c میزان بارش (میلی‌متر)

نمودار d میزان دما (سلسیوس)

نمودار (۱)، a-d روند متغیرهای مورد ارزیابی در مدل طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۶۱

نتایج آزمون دیکی-فولر

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۱)، آزمون ADF فرضیه ریشه واحد (نا ایستایی) را در مقابل ایستایی متغیرهای عملکرد، $CO2$، بارش و دما آزمون می‌کند. اگر چنانچه قدر مطلق آماره آزمون بزرگ‌تر از قدر مطلق مقادیر بحرانی t باشد، فرض H_0 رد می‌گردد و سری زمانی ایستا خواهد بود. ملاحظه می‌شود که متغیرهای دما و بارش، در سطح ایستا هستند. اما متغیرهای عملکرد و انتشار $CO2$ ایستا در سطح نبوده و با یک‌بار تفاضل گیری ایستا می‌گردند.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی متغیرها

متغیر	عملکرد گوجه‌فرنگی	دی‌اکسید کربن	دما	بارش
آماره درسطح	۰/۰۵۱	۰/۹۴	≤۰/۰۱	≤۰/۰۱
آماره با یک‌بار تفاضل گیری	≤۰/۰۱	≤۰/۰۱	-	-
وضعیت ایستایی	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)

مأخذ:یافته‌های تحقیق

در بررسی شکست ساختاری مشاهده شد متغییرها دارای شکست می‌باشند که بر اساس شکست ساختاری متغییر عملکرد در سال ۱۹۶۹ از متغییر دامی جهت رفع شکست ساختاری استفاده گردید براین اساس برای قبل از سال شکست عدد یک و برای بعد ازسال شکست صفر در نظر گرفته شد، پس از برآورد مدل که در آن متغییر مجازی به عنوان متغییر درون زا در نظر گرفته می‌شود، معنی‌داری متغییر مجازی تایید نشده و از مدل حذف گردید.

نتایج مدل کوتاه مدت

نتایج حاصل از تخمین مدل پویا-معادله ای که در آن متغیر وابسته به شکل با وقفه سمت راست معادله ظاهر می‌شود- در جدول (۲) خلاصه‌شده است. در این مطالعه برای تعیین حداکثر وقفه بهینه از آزمون شوارتز-بیزین استفاده شد استفاده از این آماره باعث می شود درجه آزادی مدل کاهش پیدا نکند. بر اساس نتایج تخمین مدل کوتاه‌مدت، متغیر عملکرد با یک وقفه،$CO2$ با دو وقفه، دما با چهار وقفه، توان دوم دما با چهار وقفه، متغیر بارش با دو وقفه و توان دوم بارش بدون وقفه وارد مدل شدند. نتایج حاکی از آن است که عملکرد گوجه‌فرنگی با مقدار خودش در سال گذشته دارای رابطه مثبت و معناداری است. یعنی اگر عملکرد گوجه‌فرنگی در سال گذشته یک واحد افزایش یابد، عملکرد آن در سال جاری به‌اندازه‌ی

۰/۲۸ واحد افزایش خواهد یافت. همان‌طور که ملاحظه می‌شود افزایش انتشار$CO2$ در سال جاری تأثیر مثبت وبی معنی بر عملکرد گوجه‌فرنگی دارد. یعنی اگر مقدار $CO2$ در سال جاری به‌اندازه یک واحد افزایش یابد، هیچ تأثیری بر عملکرد گوجه‌فرنگی در سال جاری نخواهد داشت. میزان انتشار $CO2$ در سال گذشته رابطه‌ی مثبت و بی‌معنی با عملکرد گوجه‌فرنگی دارد. همچنین این ارتباط طی دو سال گذشته منفی وبی معنی است. بر اساس نتایج حاصل، متغیر دما دارای رابطه منفی وبی معنی با عملکرد گوجه‌فرنگی است. یعنی اگر دمای هوا در سال جاری به‌اندازه یک واحد کاهش یابد، هیچ تأثیری بر عملکرد گوجه‌فرنگی نخواهد داشت. لازم به ذکر است که دما در طی یک، دو و سه سال گذشته نیز رابطه مثبت اما بی‌معنی با عملکرد دارد. این بدان معنی است که اگر دمای هوا طی این سال‌ها به‌اندازه‌ی یک واحد افزایش پیدا کنند، هیچ تأثیری بر میزان عملکرد گوجه‌فرنگی نخواهد داشت. این ارتباط برای چهار سال گذشته ارتباط منفی وبی معنی است. نتایج مربوط به متغیر بارش حاکی از آن است که بین این متغیر و عملکرد گوجه‌فرنگی ارتباط مثبت و معنی‌دار وجود دارد. متغیر بارش طی یک سال گذشته ارتباط منفی و بی‌معنی با عملکرد و طی دو سال گذشته نیز ارتباط منفی و معناداری با عملکرد گوجه‌فرنگی داشته است. این بدان معنی است که اگر میزان بارش طی دو سال اخیر به‌اندازه یک واحد افزایش یابد، عملکرد گوجه‌فرنگی به میزان ۳۵۲۸/۲۳ کاهش می‌یابد. همچنین T تأثیر مثبت و معناداری بر عملکرد گوجه‌فرنگی می‌گذارد و در کوتاه‌مدت موجب افزایش عملکرد آن می‌شود

جدول۲. نتایج مدل پویای *ARDL*

متغیر	ضریب	آمارهt (سطح معنی‌داری)
عملکرد گوجه‌فرنگی در یک سال گذشته	۰/۲۸ **	۲/۰۸ (۰/۰۴)
میزان انتشارco2 درسال جاری	۰/۱۱	۰/۵۰ (۰/۶۱)

میزان انتشارco2 دریک سال گذشته	۰/۱۷		(۰/۵۶) ۰/۵۷
میزان انتشارco2 در دو سال گذشته	-۰/۳۶*		(۰/۰۹) -۱/۷۴
میزان دما	-۲۵۸۸۸۴/۹		(۰/۱۸) -۱/۳۶
میزان دما در یک سال گذشته	۳۶۳۱۷/۱۸		(۰/۸۳) ۰/۲۰
میزان دما در دو سال گذشته	۳۳۷۴۴۵/۵*		(۰/۰۶) ۱/۹۵
میزان دما در سه سال گذشته	۳۴۱۹۸۷/۹*		(۰/۰۶) ۱/۹۲
میزان دما در چهار سال گذشته	-۲۱۲۱۸۶/۳		(۰/۲۱) -۱/۲۷
توان دوم دما	۷۳۲۵/۳۶		(۰/۱۹) ۱/۳۳
توان دوم دما دریک سال گذشته	۱۲۰۴/۲۵		(۰/۸) -۰/۲۳
توان دوم دما در دو سال گذشته	-۱۰۰۷۵/۶۴**		(۰/۰۵) -۱/۹۹
توان دوم دما در سه سال گذشته	۹۳۹۹/۶۲*		(۰/۰۷) -۱/۸۲
توان دوم دما در چهار سال گذشته	۶۴۶۰/۰۸		(۰/۱۹) ۱/۳۲
میزان بارش درسال جاری	۲۸۴۹۷/۱۰***		(۰/۰۰۰۴) ۴/۰۱
میزان بارش در یک سال گذشته	-۸۸۰/۱۱		(۰/۳۹) -۰/۸۶
میزان بارش در دو سال گذشته	-۳۵۲۸/۲۳***		(۰/۰۰۴) -۳/۱۳
توان دوم بارش	-۷۶۵/۱۷***		(۰/۰۰۰۴) -۳/۹۸
جز ثابت	-۲۳۱۵۷۲۳/۱۰		(۰/۵۵) -۰/۵۹

مأخذ:یافته‌های تحقیق (*، **، *** به ترتیب سطح معنی‌داری در ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

با توجه به نتایج آزمون والد می‌توان گفت متغییرهای توضیحی دی‌اکسیدکربن، بارش و توان دوم بارش، دما و توان دوم دما بر عملکرد گوجه‌فرنگی در کوتاه‌مدت معنی دار می‌باشند. زیرا باتوجه به سطح معنی‌داری آزمون والد فرضیه H_0 مبنی بر برابر صفر بودن وقفه‌های متغییر توضیحی رد می‌شود، به طورکلی دارای رابطه معنی دار با متغییر وابسته می باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون والد متغییرهای توضیحی

سطح معنی داری	آمارهf	فرضیه
۰/۰۶	۱/۳۴	CO2=0=CO2(-1)=CO2(-2)=0

T=T(-1)=T(-2)=T(-3)=T(-4)=0	۳/۸۳	۰/۰۰۸
T2=T2(-1)=T2(-2)=T2(-3)=T2(-4)=0	۲/۰۶	۰/ ۰۹
R=R(-1)=R(-2)=0	۶//۲	۰/۰۰۱
R2=0	-۳/۱۳	۰/۰۰۴

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج سطح معنی داری آزمون های تشخیص برای بررسی وجود یا عدم وجود خود همبستگی، تصریح مدل، توزیع نرمال نیز درجدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. آزمون های تشخیصی

خودهمبستگی	تصریح مدل	توزیع نرمال	آماره والد	آماره دوربین-واتسون
۰/۲۰	۰/۸۸	۰/۰۰	۰/۳۱	۱/۹۶

مأخذ:یافته‌های تحقیق

نتایج مدل بلندمدت

بعد از تخمین مدل پویا، به‌منظور بررسی و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، آزمون باند مورداستفاده قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از این آزمون به‌صورت جدول(۵) است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول، به دلیل اینکه آماره

F محاسباتی (۸/۴۸) بزرگ‌تر از حد بحرانی بالا (۴/۲۵) در سطح ۵٪ است، فرض H_0 مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل رد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر عملکرد گوجه‌فرنگی دارای رابطه بلندمدت با انتشار $CO2$، دما و بارش دارد.

جدول ۵. نتایج آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها

آماره F	حد پایین(۵٪)	حد بالا(۵٪)
۸/۴۸	۳/۱۲	۴/۲۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها باید به برآورد ضرایب بلندمدت اقدام کرد. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرها در جدول(۵) ارائه‌شده است. در بلندمدت انتشار $CO2$ با عملکرد گوجه‌فرنگی رابطه معناداری ندارد. به عبارت دیگر، اگر میزان انتشار $CO2$ در بلندمدت افزایش یابد، تاثیر معنی داری بر عملکرد گوجه‌فرنگی نخواهد داشت. همچنین متغیر دما رابطه مثبتی با عملکرد داشته اما این ارتباط در بلندمدت معنادار نیست. نتایج حاکی از آن است که مقدار بارش در بلندمدت رابطه مثبت و معناداری با عملکرد داشته، به‌طوری‌که اگر در بلندمدت میزان بارش به‌اندازه یک واحد افزایش یابد، عملکرد گوجه‌فرنگی به میزان ۳۳۵۴۹/۵۸ واحد افزایش خواهد یافت.

جدول۶. نتایج آزمون بلندمدت بین متغیرها

متغیر	ضریب	آماره t (سطح معنی‌داری)
میزان انتشارco2 درسال جاری	-۰/۱۰	-۰/۹۶ (۰/۳۴)
دما درسال جاری	۳۴۰۷۷۶/۹	۰/۵۳ (۰/۵۹)
توان دوم دما	-۹۶۰۱/۶۹	-۰/۵۲ (۰/۶)
میزان بارش در سال جاری	۳۳۵۴۹/۵۸***	۲/۹۱ (۰/۰۰۶)
توان دوم بارش	-۱۰۶۵/۷۰***	-۳/۲۵ (۰/۰۰۲)

مأخذ:یافته‌های تحقیق(*، **، *** به ترتیب سطح معنی‌داری در ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

الگوی تصحیح خطا نوسان‌های کوتاه‌مدت یک متغیر را به مقدار بلندمدت آن ارتباط می‌دهد. با توجه به نتایج، ضریب *ECM* به‌دست‌آمده ۰/۷۱- است، یعنی درهر دوره ۷۱ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت کاسته شده وبه روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

منابع

۱. اسلامی، پ. (۱۳۹۰) نقش گازهای گلخانه ای ناشی از احتراق سوخت های فسیلی دررابطه با تغییر اقلیم. همایش ملی تغییر اقلیم و تاثیر آن برکشاورزی ومحیط زیست. مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان آذربایجان غربی.

۲. پرهیزگاری ا و صبوری م. (۱۳۹۳) ارزیابی اثرات تغییر اقلیم برعملکرد محصوالت وسود ناخالص کشاورزان مطالعه موردی:شهرستان قزوین. مجله برنامه ریزی وامایش شهری، صفحه۱۴.

۳. ترکمانی، ج. (۱۳۸۴) ارزیابی نقش بیمه در کاهش نابرابری درآمدی بهره‌برداران و عامل‌های مؤثر بر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی: مطالعه موردی. بیمه و کشاورزی صفحه ۱۷-۳۷.

۴. خانلری، الف. (۱۳۹۱) اثر تغییر اقلیم بر کاربری اراضی وعملکرد بخش کشاورزی استان مازندران.پایان نامه اخذ درجه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی ،دانشکده کشاورزی،دانشگاه زابل،صفحه ۶۴.

۵. سلطانی، ش: موسوی، ح و خلیلیان، ص. (۱۳۹۵) بررسی آثار انتشار در اکسید کربن بر الگوی کشت دشت همدان-بهار،اقتصاد کشاورزی وتوسعه، صفحه۹۳.

۶. کوچکی، ع و نصیری محلاتی، م (۱۳۹۲).تاثیر تغییر اقلیم برکشاورزی ایران:پیش بینی تولید محصولات زراعی وراهکارهای سازگاری،نشریه پژوهش های زراعی ایران، جلد۱۴، صفحه ۱-۲۰

۷. کوچکی، ع. (۱۳۸۷) تاثیر تغییر اقلیم بر کشاورزی ایران: پیش بینی تولید محصولات زراعی و راهکارهای سازگاری ، مجله پژوهش های زراعی ایران، صفحه ۱۵-۱۳۹.

8. Ahmad, N. and Du, L. (2017) Effects of energy production and CO2 emissions on
9. economic growth in Iran: ARDL approach. Energy, 123, 521-537
10. energy, and CO2 emission. Journal of Cleaner Production, 172, 4231-4238.
11. Greene, W.H. (2012) Econometric Analysis (7ed), Prentice Hall Publishing, New York,
12. Maji, I. K, Habibullah, M. S and Saari, M, Y. (2017) Financial development and
13. Research, 24(8), 7160-7176.
14. Saunders, M.A. (1999) Earth's future climate. Philos. T. Roy. Soc. 357: 3459- 3480
15. sectoral. CO 2 emissions in Malaysia. Environmental Science and Pollution
16. USA
17. Waheed, R. Chang, D. Sarwar, S. and Chen, W. (2018) Forest, agriculture, renewable