Archive of SID

اقتصاد وکشاورزی/ جلد ۲/ شماره ۳/ صفحات ٤٧-٦٧

اثر تغییرات اقلیم بر رانت زمین کشاورزی: مطالعه موردی ذرت

الهه واثقی و عبدالکریم اسماعیلی*

تاریخ دریافت: ۸٦/۹/۱۳ تاریخ پذیرش: ۸٦/۱۲/۱۳

چکیده

در این مطالعه با بکارگیری روش ریکاردین اثرهای اقتصادی تغییر اقلیم بر تولید محصول ذرت در ایران اندازه گیری شد و اثرهای تغییر اقلیم آینده بر درآمد خالص کشاورزان مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۳ به گونه ی تلفیقی در ۱۱ استان مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که متغیرهای اقلیمی اثرهای معنی‌دار و غیرخطی بر درآمد خالص به ازای هر هکتار کشت ذرت دارند. همچنین نتایج نشان داد که افزایش در دما و کاهش بارندگی تا ۱۰۰ سال آینده، به سبب افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای، باعث ۲۹ درصد کاهش در بازده کشت ذرت (۵۸۴ هزار ریال به ازای هر هکتار) در کشور می‌گردد. نظر به اجتناب ناپذیر و قریب الوقوع بودن گرم شدن زمین لازم است از اکنون تدابیری در جهت بررسی بیشتر مسئله و چگونگی مقایسه آن به ویژه در بخش کشاورزی (مثل الگوی کشت و ...) اتخاذ گردد. افزون بر این پیشنهاد می گردد تأثیر اقلیم بر نیازهای آتی کشاورزی و تأمین غذای جامعه نیز مورد توجه قرار گیرد.

واژه های کلیدی: تغییر اقلیم، تولید ذرت، درآمد خالص، روش ریکاردین، رانت.

* به ترتیب دانشجوی پیشین کارشناسی ارشد و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی- دانشگاه شیراز.
e-mail:esmaeili@shirazu.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

پیشگفتار

با انقلاب صنعتی در سال ۱۸۳۰ و رشد روزافزون دانش بشری، تغییرات گوناگونی نیز در زندگی انسان ها رخ دادهاست. نیاز بشر به انرژی و مصرف انواع سوخت های فسیلی مانند زغالسنگ، نفت و گاز طبیعی باعث افزایش شدید موادی مانند دیاکسیدکربن (CO_2) و بخارآب (H_2O) در جو شدهاست. همچنین جمعیت کره زمین نیز روز به روز افزایش پیدا کرده و این افزایش جمعیت نیز خود پیامدهای گوناگونی به همراه داشتهاست. این تغییرات همگی باعث آن شدهاست که شرایط آبوهوایی و جو زمین نیز مانند دیگر قسمت های کره زمین از آسیب های انسان در امان نمانده و دستخوش دگرگونی هایی شود. پدیده تغییر آبوهوا که بیشتر مربوط به افزایش گازهای گلخانهای در جو است از نمونههای بارز در این زمینه به شمار می آید (تقدیسیان و میناپور، ۱۳۸۲). به بیان دیگر افزایش این گازها سبب میشود تا امواج مادون قرمز منتشر شده از زمین بیش از پیش توسط گازهای گلخانهای جذب شده و باعث گرمتر شدن اتمسفر کره زمین شود. گرمتر شدن کره زمین نیز به نوبه ی خود بر وضعیت اجزای دیگر سیستم اقلیم تأثیر گذاشته و پدیده ی تغییر اقلیم را موجب میگردد (باد و همکاران، ۲۰۰۱). روی هم رفته، تغییر آب و هوا متأثر از دو عامل دما و میزان بارش است و این دو عامل نیز خود تحت تأثیر سه عامل عرض جغرافیایی، ارتفاع و جریان اقیانوسی قرار دارند (تقدیسیان و میناپور،۱۳۸۲). بنابراین، با تغییر هر یک از این عوامل، تغییرات آب و هوایی رخ می دهد که در پی آن چگونگی زندگی انسان ها نیز تغییر میکند . یکی از این اثرهای آسیب های ایجاد شده در بخش کشاورزی است. به علت تغییر الگوی بارش و دمای میانگین جو، این پدیده میتواند بر تولید انواع محصولات باغی و کشاورزی که عمدهترین منابع غذایی کشور را تشکیل میدهند، آسیب وارد کند (تقدیسیان و میناپور،۱۳۸۲).

مخاطره تغییر اقلیم ناشی از اثرهای متقابل چندین سیستم با متغیرهای متفاوت میباشد که لازم است همه ی آنها به صورت مجموعهای درنظر گرفته شود. کشاورزی میتواند به عنوان یکی از این سیستم ها و اقلیم به عنوان سیستم دیگر تعریف شود. اگر هر یک از این سیستمها بصورت مجزا مورد بررسی قرار گیرد نتایج و راهبردهای بدست آمده بسیار ناقص خواهند بود. امروزه بررسی تغییرات اقلیم، یک موضوع تمام عیار جهانی شده است. تغییر جهانی اقلیم موضوعی است که در طی چند دهه ی گذشته توجه کارشناسان و پژوهشگران را در کشورهای گوناگون جهان به خود جلب کرده است (بزاز و سامبروک، ۱۳۸۱). حاصل این

www.SID.ir

Archive of SID

مطالعات انتشار مقاله ها و کتاب های متعدد در مورد علل تغییر اقلیم و پی‌آمدهای ناشی از آن می‌باشد. با این حال و باوجود اهمیت تغییرات جهانی اقلیم، منابع علمی‌موجود در ایران که به گونه‌ای با اثرهای این پدیده مرتبط باشد، بسیار اندک است و شواهد موجود حاکی از آن است که امروزه فعالیت های انسان می‌تواند اقلیم را که یکی از اجزای اصلی محیط می‌باشد تحت تأثیر قرار دهد و اقلیم نیز به نوبه خود بر کشاورزی، منابع غذایی انسان و دام ها تأثیر می‌گذارد. تلاش های بسیاری جهت اندازه‌گیری اثر های تغییر اقلیم بر عملکرد محصول صورت گرفته است و بیشتر این مطالعات بر مبنای مدل های گردش عمومی (کوچکی، ۱۳۷۸; کوچکی و همکاران، ۱۳۸۰; لئو و همکاران، ۲۰۰۳) و مدل های رگرسیونی در قالب تابع تولید (فرج زاده و زرین، ۱۳۸۱; عزیزی و یاراحمدی، ۱۳۸۲; یاراحمدی و نصیری، ۱۳۸۳) مطرح شده‌اند. لازم به یادآوری است که برآورد اثرهای اقتصادی این پدیده بر محصولات کشاورزی از اهمیت بیشتری برخوردار بوده و معدود مطالعات خارجی این پدیده اقتصادی را با استفاده از مدل های ریکاردین مورد بررسی قرار داده اند (هیولیو و همکاران، ۲۰۰٤; درسا و همکاران، ۲۰۰۵; گبتیبو و حسن، ۲۰۰۵; کابیوبو–مارایا و کی‌کارانجا، ۲۰۰٦). در واقع مدل ریکاردین در پی بررسی اثر خطی و غیر خطی (درجه دوم) متغیرهای اقلیمی و غیر اقلیمی بر رانت زمین کشاورزی می‌باشد. در تمام مطالعاتی که‌این مدل را برای ارزیابی اثرهای اقتصادی تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی در نظرگرفته اند، ابتدا مدل ریکاردین به صورت کلی برای یک محصول یا چند محصول عمده با در نظر گرفتن اثر متغیرهای اقلیمی بر رانت زمین به گونه ی تلفیقی یا مقطعی بین استان‌های گوناگون در یک کشور برآورد شده است و سپس برای در نظرگرفتن پاسخ پذیرش کشاورزان به تغییر اقلیم با توجه به مدل اصلی، اثر سناریوهای تغییر اقلیم را بر رانت زمین در سال های آینده شبیه سازی نمودند. البته لازم به ذکر است که در گذشته بررسی اثرهای اقتصادی تغییر اقلیم بر کشاورزی، بیشتر در کشورهای توسعه یافته صورت گرفته است و باید توجه داشت که سیستم تولید کشاورزی در کشورهای در حال توسعه و به ویژه ایران به تغییر اقلیم آسیب پذیرتر می‌باشد، زیرا در واقع این کشورها نسبت به تغییر فناوری و سرمایه، انعطاف‌پذیری پایین‌تری دارند. لذا هدف اصلی این مطالعه بررسی اقتصادی تغییر اقلیم و بویژه تغییر الگوی دما و بارش بر محصول مهمی همچون ذرت[1] در ایران می‌باشد و در

۱- ذرت در قسمت اعظم دنیا یک گیاه غذایی بسیار مهم به حساب می‌آید و در اغلب قاره‌ها نیز بصورت وسیعی زراعت می‌شود و از نظر تولید، بعد از تولید گندم و برنج سومین محصول در میان غلات است (نعیم، ۱۳۵۸).

www.SID.ir

Archive of SID

این راستا با توجه به سناریوهای گوناگون افزایش دما و کاهش بارش آینده بر روی درآمد خالص به ازای هر هکتار کشت محصول (رانت زمین) ارزیابی شده است.

تئوری و روش پژوهش

با هدف بررسی اثر عوامل اقلیمی بر بخش کشاورزی، اثر این عوامل بر رانت زمین زراعی محصول ذرت در قالب داده های پانل بررسی شد. هدف نهایی در این قسمت بررسی اثر تغییر اقلیم بر رانت زمین ذرت می‌باشد. مدل ریکاردین محصول ذرت در ۱۱ استان کشور (اصفهان، کرمانشاه، فارس، خوزستان، سیستان و بلوچستان،همدان، ایلام، کرمان، آذربایجان غربی، بوشهر و لرستان) برای دوره ی زمانی ۸۳-۱۳۶۹ برآورد گردید و در نهایت نتایج سناریوهای اقلیمی در آینده بر روی این مدل مورد بحث قرار گرفت. البته ، لازم به ذکر است که جهت انتخاب استان های مورد بررسی، نه تنها میزان تولید محصول مورد نظر بلکه تقسیمات اقلیمی‌کشور نیز مد نظر قرار گرفته است (در این مطالعه جهت بررسی اقلیم استان های مورد بررسی در ایران از تقسیم بندی اقلیمی ایران که توسط خلیلی و همکاران در سال ۱۹۹۰گزارش شده است، استفاده گردید).

آمار و داده های مورد نیاز از مجموعه آماری هزینه های تولید محصولات کشاورزی، سازمان جهاد کشاورزی و پایگاه اینترنتی سازمان هوا شناسی کشور استخراج گردید. به منظور برآورد مدل های مورد نظر و انجام آزمون های مربوط از بسته نرم افزاری Eviews 5 استفاده گردید.

۱- مدل ریکارین و معرفی متغیرهای الگو

روش ریکاردین بر پایه ی نظریات دیوید ریکاردو (۱۸۱۷) پایه‌ریزی و به وسیله‌ی مندلسون و همکاران (۱۹۹٤) توسعه داده شده است. در این نظریه رانت زمین کشاورزی منعکس کننده ی بهره‌وری خالص مزرعه است و درآمد خالص به‌ازای هر هکتار کشت محصولات منتخب، معیاری برای رانت یا ارزش زمین درنظر گرفته می‌شود. در واقع این مدل اثرهای تغییر آب و هوا و دیگر متغیرها را بر ارزش زمین یا درآمد خالص تست می‌کند. این روش ناکارا بودن توابع تولید را با بکاربردن متغیرهای اقتصادی تصحیح می‌کند.

در این مدل تابع تولید و هزینه به شکل زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Q_i = Q_i(K_i, E) \qquad (۱)$$

www.SID.ir

Archive of SID

$$C_i = C_i(Q_i, W, E) \quad (۲)$$

Qi مقدار تولید محصول i، K_i بردار نهاده‌های تولیدی، E بردار فاکتورهای محیطی برونزا مانند دما و بارش، C_i هزینه تولید محصول i و W برداری از قیمت عوامل می‌باشد.

با توجه به توابع تولید و هزینه، تابع سود برای زارع در شرایط معین بودن قیمت به صورت رابطه ی (۳) خواهد بود که در واقع سود بدست آمده از مزرعه باید حداکثر شود.

$$Max: \pi = \left[P_i Q_i - C_i(Q_i, W, E) - P_{Li} L_i\right] \quad (۳)$$

P_{Li} هزینه ی سالیانه یا رانت زمین محصول i و L_i سطح زیر کشت تولید محصول i می باشد.

از حل معادله (۳) برای P_i، رانت زمین به‌ازای هر هکتار کشت محصول معادل با درآمد خالص به‌ازای هر هکتار بدست می‌آید که به صورت رابطه ی (٤) خلاصه شده است:

$$P_{Li} = (PQ_i - C_i(Q_i, W, E)) / L_i \quad (٤)$$

در این رابطه درآمد خالص به ازای هر هکتار کشت محصول مورد نظر، به عنوان معیاری از رانت زمین در نظر گرفته می‌شود. برای بدست آوردن درآمد خالص، لازم است تمام هزینه‌های تولید (نیروی کار، کود، بذر، سم و ماشین‌آلات) به غیر از هزینه ی زمین از درآمد ناخالص (حاصلضرب مقدار تولید در قیمت محصول) کسر شود. روی هم رفته مدل ریکاردین، رانت زمین را تابع درجه دومی از متغیرهای اقلیمی در نظر می‌گیرد که به صورت رابطه ی (۵) تعریف می‌شود.

$$P_{Li} = \beta_1 E + \beta_2 E^2 + \beta_3 Z + u \quad (۵)$$

E و E^2 نمایانگر متغیرهای اقلیمی (دما و بارش در فصول زمستان، تابستان، کاشت و برداشت محصول مورد نظر) در سطح و درجه دوم است. Z برداری از دیگر متغیرهای برونزا است که بر اساس نوع محصول و منطقه مورد بررسی، متفاوت می‌باشند (عرض جغرافیایی منطقه، ارتفاع از سطح دریا، نوع خاک، نوع آبیاری).

با توجه به شرح کامل مدل ریکاردین، مدل کاربردی که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفت روی هم رفته به صورت رابطه (٦) می‌باشد. لازم به ذکر است که در مدل ریکاردین افزون بر متغیرهای درجه اول و دوم، برای بررسی اثر متقابل شرایط محیطی، تأثیر توام متغیرها نیز لحاظ گردید.

$$NR = \alpha_{it} + \beta_1 PT_{it} + \beta_2 PT^2{}_{it} + \beta_5 T_{it} + \beta_6 T^2{}_{it} + \beta_7 PP_{it} + \beta_8 PP^2{}_{it} + \beta_{11} P_{it} + \beta_{12} P^2{}_{it} + \beta_{13} PTPP_{it} + \beta_{15} TP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (٦)$$

www.SID.ir

Archive of SID

NR: درآمد خالص در هکتار (نماینده رانت زمین)

PT_{it} , PT^2_{it} : میانگین دمای فصل کاشت در سطح و درجه دوم در زمان t و مکان i

T_{it} , T^2_{it} : میانگین دما کل در سطح و درجه دوم در زمان t و مکان i

PP_{it} , PP^2_{it} : میانگین بارش فصل کاشت در سطح و درجه دوم در زمان t و مکان i

P_{it} , P^2_{it} : میانگین بارش کل در سطح و درجه دوم در زمان t و مکان i

$PTPP_{it}$: حاصلضرب دما و بارش فصل کاشت در زمان t و مکان i

TP_{it}: حاصلضرب دما و بارش کل در زمان t و مکان i

جهت برآورد متغیر وابسته (NR)، ابتدا تمام هزینه های وابسته به کشت محصول (هزینه‌های کاشت، داشت و برداشت) در سال های مورد نظر جمع آوری گردید و سپس با توجه به درآمد سالیانه، درآمد خالص یا به بیان دیگر رانت زمین کشاورزی برای محصول مورد نظر محاسبه گردید.

در پایان از سناریوهای جهانی که برای کشور ایران توسعه داده شده‌اند و میزان دما و بارش آینده را بر اساس میزان انتشار CO_2 آینده پیش‌بینی نموده‌اند، استفاده شده و بدین وسیله حساسیت مدل در آینده بررسی گردید.

۲- مباحث اقتصاد سنجی الگوی تلفیقی

داده‌های پانل (تلفیقی)، رفتار و تجارب فردی در هر مقطعی از زمان را به تجارب و رفتارهای دیگر در مقطعی دیگر از زمان ارتباط می‌دهند. در این نوع داده‌ها پژوهشگر می‌تواند انعطاف‌پذیری بیشتری در تبیین تفاوت های فردی پدیده‌ها در طول زمان داشته باشد. تلفیق داده‌های سری زمانی و مقطعی درجه ی آزادی را افزایش می‌دهد و الگو با محدودیت های کمتری رو به رو می‌شود (بالتاجی، ۲۰۰۱). لذا با توجه به موارد ذکر شده و خصوصیات داده‌های این پژوهش، از الگوی پانل استفاده گردید.

پیش از ورود به بحث برآورد و تجزیه و تحلیل مدل، لازم است در ابتدا این مسئله که چرا این مطالعه به صورت پانل مورد مطالعه قرار می‌گیرد، روشن گردد. به بیان دیگر، آیا مدل با توجه به داده های جمع آوری شده بهتر است به چه صورت (سری زمانی برای هر مقطع، مقطعی در هر سال و یا به صورت تلفیقی از سری زمانی و مقطعی) برآورد گردد. جهت پاسخ

www.SID.ir

Archive of SID

به چنین پرسش هایی، بالتاجی (۲۰۰۱) آماره F (تست چاو)[1] را پیشنهاد داده است. لذا در این قسمت به دو صورت، کارآمدی برآورد تابع مورد نظر به صورت پانل آزمون می‌گردد:

الف) بررسی اثر گروه ها و مقطع های گوناگون[2]

در ابتدا باید دو مدل مقید و نا مقید به صورت زیر برآورد گردد.

(۷) مدل نا مقید $y_i = Z_i\delta_i + u_i \qquad i = 1,2,...,N$

(۸) مدل مقید $y = Z\delta + u$

مدل نا مقید برآورد N مدل سری زمانی و مدل مقید برآورد تابع به صورت پانل می‌باشد. حال با توجه به مدل های مقید و نا مقید فرضیه های زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$H_0 : \delta_i = \delta \qquad (۹)$$

$$H_1 : \delta_i \neq \delta \qquad (۱۰)$$

جهت تست آزمون های بالا از آماره F که در رابطه‌ی (۱۱) معرفی شده است استفاده می‌شود.

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT - N - K)} \sim F((N-1),(NT - N - T)) \qquad (۱۱)$$

N شمارمقطع های مورد بررسی، T طول دوره‌ی مورد نظر و K شمار پارامترها می‌باشد.

URSS حاصل جمع مجذورات باقیمانده‌های نامقید است که با برآوردهای OLS از مدل (۷) حاصل می‌شود و RRSS مجموع مجذورات باقیمانده‌های مقید که با برآورد پانل از مدل (۸) حاصل می‌شود.

در آزمون فرضیه، اگر مقدار آماره محاسباتی از مقدار بحرانی جدول بزرگتر باشد، فرضیه ی صفر رد می‌گردد و فرضیه ی مقابل آن مبتنی بر لزوم بررسی این مطالعه به صورت پانل مورد تأیید قرار می‌گیرد.

ب) بررسی اثر زمان ها و سال های گوناگون[3]

در ابتدا باید دو مدل مقید و نا مقید به صورت زیر برآورد گردد.

(۱۲) مدل نا مقید $y_t = Z_t\delta_t + u \qquad t = 1,2,...,T$

---

1 - Chow-Test
2 - Poolability across cross section yield
3 - Poolability across time yield

www.SID.ir

Archive of SID

(۱۳) مدل مقید

$$y = Z\delta + u$$

مدل نا مقید اینجا برآورد T مدل مقطعی و مدل مقید برآورد تابع به صورت پانل می‌باشد. با توجه به مدل های مقید و نا مقید فرضیه های (۱٤) و (۱۵) مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$H_0 : \delta_t = \delta \quad (۱٤)$$

$$H_1 : \delta_t \neq \delta \quad (۱۵)$$

جهت تست آزمون های بالا از آماره F که در رابطه زیر معرفی شده است استفاده می‌شود.

$$F = \frac{(RRSS - RSSU)/(T-1)}{URSS/(NT-N-K)} \sim F((T-1),(NT-N-T)) \quad (۱٦)$$

N شمار مقطع های مورد بررسی، T طول دوره مورد نظر و K تعداد پارامترها می‌باشد. URSS با برآوردهای OLS از مدل (۱۲) و RRSS با برآورد پانل از مدل (۱۳) حاصل می‌شود.

در آزمون فرضیه، اگر مقدار آماره محاسباتی از مقدار بحرانی جدول بزرگتر باشد، فرضیه‌ی صفر رد می‌گردد و فرضیه ی مقابل آن مبتنی بر لزوم بررسی این مطالعه به صورت پانل مورد تأیید قرار می‌گیرد.

استفاده از آزمون های ریشه واحد داده های سری زمانی در الگوهایی که از داده های پانل استفاده می‌کنند، از اعتبار چندانی برخوردار نمی‌باشد و باید برای چنین داده هایی از آزمون ایستایی متغیرها در قالب آزمون های ریشه واحد داده های پانل استفاده نمود. برای آزمون ایستایی داده های پانل می‌توان از بسته نرم افزار Eviews5، بهره جست. این نرم افزار توانایی انجام تعدادی از تست های ریشه واحد داده‌های پانل را فراهم کرده است. این تست ها شامل تست های لوین، لین و چاو، بریتونگ، آیم، پسران و شین، تستهای فیشر حاصله ازتست های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) معروف به تست‌های مادالا و وو و چوی و در نهایت تست هدری می‌باشد[1]. نتایج تست های ریشه واحد یا به شکل خلاصه‌ای از همه‌ی تست ها ارائه می‌شود و یا اینکه با انتخاب هر یک از تست ها به گونه ی جداگانه می‌توان از نتایج اطمینان بیشتر حاصل کرد.

1- (Levin , Lin & Chu, Breitung, Im, Pesaran and Shin, Fisher, Augmented Dickey-Fuller, Phillips & Perron, Maddala and Wu- Choi and Hadri)

www.SID.ir

Archive of SID

از آنجا که برآورد مدل های رگرسیون داده‌های پانل به فروضی که در رابطه با عرض از مبدأ، ضرایب شیب و جزء اخلال ساخته می‌شود، بستگی دارد از همین رو تصریح مدل در این الگوها از اهمیت زیادی برخوردار است. بالتاجی (۲۰۰۱)، با معرفی مدل های جزء خطای یک سویه[1] و دو سویه[2]، مدل رگرسیون داده‌های پانل را به صورت زیر معرفی کرده است:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \qquad i = 1,\cdots,N;\ \ t = 1,\cdots,T \qquad (۱۷)$$

زیرنویس i نشانگر افراد، خانوارها، بنگاهها، کشورها و نظایر آن است. به بیان دیگر بعد مقطعی را نشان می‌دهد. در حالی که t نشانگر زمان است. α یک اسکالر است. بردار β، $k \times 1$ می‌باشد و X_{it}، مشاهدهٔ itام برای k متغیر توضیحی است. در همین راستا بلاسترا و نرلاو در سال ۱۹٦٦ مدل زیر را که معروف به مدل جزء خطای دو سویه است، معرفی کردند.

$$\begin{aligned} &y_{it} = X_{it}\beta + u_{it} && i = 1,\cdots,N \\ &u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it} && t = 1,\cdots,T \\ &\nu_{it} \sim N(0,\sigma_\nu^2) \\ &\mu_i \sim N(0,\sigma_\mu^2) \\ &\lambda_t \sim N(0,\sigma_\lambda^2) \end{aligned} \qquad (۱۸)$$

μ_i اثر فردی غیر قابل مشاهده، λ_t اثر زمانی غیر قابل مشاهده و ν_{it} جزء اخلال باقیمانده را نشان می‌دهد. λ_t نشانگر اثر خاص زمانی است که در رگرسیون ملحوظ نشده و با فرد تغییر نمی‌کند.

رابطه‌ی (۱۸) را نیز در شکل برداری می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$u = Z_\mu \mu + Z_\lambda \lambda + \nu \qquad (۱۹)$$

N شمار مقطع ها، T تعداد سالهای سری زمانی، Z_μ ماتریس متغیرهای موهومی‌فردی با ابعاد $NT \times N$ و Z_λ ماتریس متغیرهای موهومی‌زمانی است. با در نظر گرفتن رابطه ی (۱۹) باید بررسی گردد که مدل اصلی بصورت مدل جزء خطای دوسویه با اثرات ثابت یا اثرات تصادفی می‌باشد. اگر بنا به فرض μ_i و λ_t پارامترهای ثابتی باشند که باید برآورد گردند و جزء اخلال باقیمانده تصادفی باشد $\left(\nu_{it} \sim IID(0,\sigma_\nu^2)\right)$، رابطه ی (۱۹) مدل جزء خطای اثرات ثابت دو سویه را ارائه می‌کند. X_{it} مستقل از ν_{it} برای همهٔ i و t می‌باشد. نتیجه‌گیری در

---

1 - One-way error component regression model
2 - Two-way error component regression model

www.SID.ir

Archive of SID

این مورد مشروط بر N فرد ویژه و در طول دوره ی زمانی خاص مشاهده شده است. ابعاد ماتریس متغیرهای موهومی‌زمانی (Z_λ)، $NT\times T$ است.

الف- معناداری توأم متغیرهای موهومی

$$H_0 = \mu_1 = \cdots = \mu_{N-1} = 0 \quad , \quad \lambda_1 = \cdots = \lambda_{T-1} = 0$$

$$F_1 = \frac{(RRSS - URSS)/(N+T-2)}{URSS/((N-1)(T-1)-K)} \overset{H_0}{\sim} F_{(N+T-2),((N-1)(T-1)-K)} \qquad (۲۰)$$

RRSS، با برآورد OLS از مدل (۱۷) و URSS با برآورد LSDV از مدل (۱۹) حاصل می‌شود.

ب- تست وجود اثرهای فردی با توجه به اثرهای زمانی معین

$$H_0 = \mu_1 = \cdots = \mu_{N-1} = 0 \quad \text{given} \quad \lambda_t \neq 0 \ \text{ for } \ t = 1, \cdots T-1$$

در این حالت URSS باز با برآورد LSDV از مدل (۱۹) حاصل می‌شود. هر چند RRSS، مجموع مجذورات باقیمانده های مقید از رگرسیونی است که تنها در بردارنده ی متغیرهای موهومی‌زمانی است. در این مورد آماره ی F به صورت دارای توزیع $F_2 \overset{H_0}{\sim} F_{(N-1),(N-1)(T-1)-K}$ است.

ج- تست وجود اثرهای زمانی با توجه به اثرهای فردی معین

$$H_0 = \lambda_1 = \cdots = \lambda_{T-1} = 0 \quad \text{given} \quad \mu_i \neq 0 \ \text{ for } \ i = 1, \cdots N-1$$

RRSS، مجموع مجذورات باقیمانده های مقید از رگرسیونی است که تنها در بردارنده ی متغیرهای موهومی‌فردی است. در این مورد آماره ی F دارای توزیع $F_3 \overset{H_0}{\sim} F_{(T-1),(N-1)(T-1)-K}$ است.

اگر در مدل (۱۸)، $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$، $\lambda_t \sim IID(0, \sigma_\lambda^2)$ و $\nu_{it} \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$ باشند و مستقل از همدیگر نیز توزیع شده باشند، مدل اثرهای تصادفی دو سویه را خواهیم داشت. افزون بر این در این مدل X_{it} مستقل از μ_i، λ_t و ν_{it} برای همهٔ i و t می‌باشد . آزمون‌هایی برای تست اثرات فردی و زمانی مدل جزء خطای تصادفی دو سویه از سوی پژوهشگران پیشنهاد گردیده است. در این رابطه می‌توان به تست بروش و پاگان (۱۹۸۰)، تست های ضریب تکاثر لاگرانژ استاندارد شده و تست های دیگر اشاره کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

از آنجا که آزمون ضریب تکاثر لاگرانژ (LM) که توسط بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای تست $H_0 = \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$ مطرح گردید، از لحاظ محاسبه آسان می باشد، کاربرد فراوانی پیدا کرده است. این آماره تنها به برآورد پسماندهای OLS نیاز دارد.

$$LM = \frac{NT}{2}\left\{\frac{1}{T-1}\left[\frac{\tilde{u}'(I_N \otimes e_T e_T')\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} - 1\right]^2 + \frac{1}{N-1}\left[\frac{\tilde{u}'(e_N e_N' \otimes I_T)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} - 1\right]^2\right\} \quad (۲۱)$$

آماره‌ی LM دارای توزیع χ^2 با دو درجهٔ آزادی است. در رابطه ی بالا N تعداد واحدهای مقطعی و T دوره ی زمانی مورد نظر را نشان می‌دهد.

برای تست $H_0 = \sigma_\mu^2 = 0$ آمارهٔ LM را می‌توان به صورت رابطه ی (۲۲) نوشت:

$$LM = \frac{NT}{2}\left\{\frac{1}{T-1}\left[\frac{\tilde{u}'(I_N \otimes e_T e_T')\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} - 1\right]^2\right\} \quad (۲۲)$$

آمارهٔ LM دارای توزیع χ^2 با یک درجه ی آزادی است.

و برای تست $H_0 = \sigma_\lambda^2 = 0$ آمارهٔ LM را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$LM = \frac{NT}{2}\left\{\frac{1}{N-1}\left[\frac{\tilde{u}'(e_N e_N' \otimes I_T)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} - 1\right]^2\right\} \quad (۲۳)$$

آماره ی LM دارای توزیع χ^2 با یک درجه ی آزادی است.

برای آزمون وجود ناهمسانی واریانس بین گروهی آماره هایی ارائه شده است که از جمله آن، آزمون لاگرانژ[1] (LM) است. این آماره پس از انجام برآورد OLS کلی روی مدل مورد نظر، با استفاده از داده های تلفیقی قابل محاسبه خواهد بود.

$$LM = T/2\,\Sigma\left(\frac{S_i^2}{S^2} - 1\right)^2 \sim X^2 \quad (۲۴)$$

T شمار سال های سری زمانی، S^2 واریانس حاصل از برآورد کلی مدل به صورت پانل و S_i^2 واریانس در تک تک واحدهای مقطعی می‌باشد. آماره LM به گونه ی مجانبی، دارای توزیع «چی دو» با درجه آزادی تعداد واحدهای مقطعی خواهد بود. حال در آزمون فرضیه، اگر مقدار آماره محاسباتی از مقدار بحرانی جدول بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود. به بیان دیگر نا

1- Lagrangian Multiplier

www.SID.ir

Archive of SID

همسانی بین واحدهای مقطعی تأیید می‌شود که باید برای رفع آن بر اساس روش های موجود اقدام نمود. برای رفع ناهمسانی واریانس نیز روش های گوناگونی ارائه شده است. در حالت وجود نا همسانی واریانس بین گروهی، روش GLS از جمله روش های کارا برای برآورد مدل مورد نظر خواهد بود.

نتایج و بحث

برای آزمون قابلیت برآورد مدل (٦) از آماره F مقید استفاده می‌گردد. با توجه به رابطه‌ی (١١) مقدار آماره محاسباتی ٩/٣٧ بدست آمده است که مقایسه‌این آماره با مقادیر بحرانی [1] نشان داد در سطوح معنی‌داری ١ و ٥ درصد فرضیه صفر مبنی بر بررسی مطالعه حاضر به صورت مقطعی رد می‌گردد و فرضیه‌ی مقابل آن مبتنی بر لزوم بررسی مطالعه حاضر به صورت پانل مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین با توجه به رابطه ی (١٦) مقدار آماره محاسباتی ٧٠/٠٢ بدست آمده است که مقایسه‌این آماره با مقادیر بحرانی [2] نشان داد در سطوح معنی‌داری ١ و ٥ درصد فرضیه صفر مبنی بر بررسی مطالعه به صورت سری زمانی رد می‌گردد و فرضیه مقابل آن مبتنی بر لزوم بررسی مطالعه حاضر به صورت پانل مورد تأیید قرار می‌گیرد.

نتایج حاصل از بررسی ایستایی برای متغیرهای رانت زمین کشاورزی ذرت (NR) و میانگین دما و مجذور آن (T_{it} و T^2_{it}) نشان می‌دهد که تمامی روش ها به جزء روش های بریتونگ و هدری بیانگر ایستایی سری های مورد نظر می‌باشند. متغیرهای دمای کاشت (PT_{it})، بارندگی کاشت و مجذور آن (PP_{it} و PP^2_{it})، میانگین بارندگی و مجذور آن (P_{it} و P^2_{it})، حاصل‌ضرب دما و بارندگی کاشت ($PTPP_{it}$) و حاصل‌ضرب میانگین دما و بارندگی (TP_{it}) با توجه به تمام روش‌های ریشه واحد در سطح ایستا هستند و همچنین نتایج حاکی از این مطلب است که متغیر مجذور دمای کاشت (PT^2_{it}) با توجه به تمامی آزمون‌های ریشه واحد به غیر از روش هدری در سطح ایستا است.

حال با توجه به نتایج تست های آزمون ایستایی و قابلیت برآورد بصورت پانل می‌توان به انتخاب و برآورد مدل مورد نظر پرداخت. در این راستا ابتدا مدل جزء خطای تصادفی دو

---

1 - مقادیر بحرانی در سطوح ٥٪ و ١٪ به ترتیب برابر با ١/٦۴ و ١/٩٩ می‌باشند

2- مقادیر بحرانی در سطوح ٥٪ و ١٪ به ترتیب برابر با ١/٥٧ و ١/٩ می‌باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

سویه با اثرهای تصادفی در نظر گرفته شد و معنی‌داری توأم اثرهای فردی و زمانی در این حالت تست گردید. فرضیه ی صفر در این حالت عبارتست از اینکه، اثرهای تصادفی فردی و زمانی در الگوی داده‌های پانل مورد نظر وجود ندارد. برای آزمون این فرضیه از آزمون ضریب تکاثر لاگرانژ (LM) که توسط بروش و پاگان (۱۹۸۰)، پیشنهاد شده است استفاده گردید. مقدار آماره χ^2 محاسباتی آزمون LM برابر با ۰/۳۲۷ بوده که مقایسهٔ این آماره با مقادیر χ^2 بحرانی[1] نشان داد، در سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد فرض صفر مبنی بر عدم معنی‌داری اثرهای تصادفی فردی و زمانی در الگوی مورد نظر رد نمی‌گردد. این بدان مفهوم است که در الگوی مورد نظر تفاوت بین استان ها تصادفی نمی باشند. برای اطمینان بیشتر از نتایج، معنی‌داری هر کدام از اثرهای تصادفی مقطعی و اثرهای تصادفی زمانی را می‌توان به گونه ی جداگانه مورد آزمون قرار داد. برای تست $H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$ ، آمارهٔ LM به صورت رابطه ی (۲۲) بیان می‌گردد. نتیجه آزمون فرض صفر نشان داد، مقدار آماره ضریب تکاثر لاگرانژ برابر با ۰/۰۲۳ می‌باشد. مقایسه ی این آماره با مقادیر بحرانی در سطوح معنی‌داری گوناگون [2] نشان داد، فرض صفر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین اثرهای تصادفی مقطعی در مدل جزء خطای دوسویه وجود ندارد. برای تست $H_0 : \sigma_\lambda^2 = 0$، مقدار آماره LM برابر با ۰/۳ محاسبه گردید. بر اساس نتایج حاصله از مقایسه آماره‌های محاسباتی با کمیت های بحرانی [3]، معنی‌دار ی اثرهای تصادفی زمانی در سطوح معنی‌داری گوناگون رد شد. پس از اینکه اثرهای تصادفی فردی و زمانی در مدل جزء خطای دو سویه رد گردید، در گام بعد می‌توان به آزمون معنی‌داری اثرهای ثابت فردی و زمانی پرداخت. ابتدا معنی‌داری توأم اثرهای ثابت فردی و زمانی با استفاده از آزمون چاو انجام پذیرفت. مقایسه مقدار F محاسباتی (۱٤/۹٤)، با مقادیر بحرانی در سطوح معنی‌داری ۱و ۵ درصد[4] نشان داد که می‌توان فرض صفر مبنی بر عدم معنی‌داری اثرات ثابت فردی و زمانی را رد کرد. برای شناخت بیشتر مدل، بایستی به آزمون معنی‌داری اثرهای ثابت فردی (مقطعی) و زمانی پرداخت. ابتدا وجود اثرهای فردی در مدل با توجه به اثرهای زمانی معین مورد آزمون قرار گرفت. نتیجه حاصل از آزمون چاو نشان

۱- مقادیر بحرانی در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب برابر ۹/۲۱، ۵/۹۹ و ۴/۶۰ می‌باشند.

2 - مقادیر بحرانی در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب برابر ۶/۶۳، ۳/۸۴ و ۲/۷ می‌باشند.

3 - مقادیر بحرانی در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب برابر ۶/۶۳، ۳/۸۴ و ۲/۷ می‌باشند.

4 - مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ و ۵٪ به ترتیب برابر ۱/۶ و ۱/۳۹ می‌باشند

www.SID.ir

Archive of SID

می‌دهد، با توجه به آماره آزمون (۱/۷۲) و کمیت های بحرانی[1]، نمی‌توان فرض صفر را رد نمود. در ادامه برای اطمینان بیشتر وجود اثرهای زمانی با توجه به اثرهای فردی معین مورد آزمون قرار گرفت و مقایسه آماره F حاصل از آزمون چاو (۱۶/۴۲) با کمیت های بحرانی در سطوح معنی‌داری گوناگون[2] نشانگر این است که فرضیه ی صفر را می‌توان رد نمود. در مجموع براساس آزمون‌های ضریب تکاثر لاگرانژ (LM) و چاو، این نتیجه حاصل شد که در بررسی رابطه بین رانت زمین کشاورزی محصول ذرت و متغیرهای اقلیمی در قالب مدل ریکاردین و برای ۱۱ استان منتخب، مدل جزء خطای دو سویه با اثرهای ثابت زمانی مناسب است. یافته‌های حاصل از برآورد رابطه ی (٦) با مدل جزء خطای دو سویه با اثرهای ثابت زمانی در جدول (۱)، آمده است. البته لازم به ذکر است که آزمون واریانس همسانی نیز به عنوان آخرین آزمون با توجه به رابطه ی (٢٤) انجام گرفت. نتایج آماره LM نشان می‌دهد که با توجه به آماره آزمون (۱۵/۱٦) و کمیتهای بحرانی[3]، نمی‌توان فرض صفر را مبنی بر همسانی واریانس رد نمود. لذا برای برآورد مدل مورد نظر از روش OLS استفاده گردید.

نتایج برآورد مدل ریکاردین محصول ذرت نشان می‌دهد که هر دو متغیر دما و بارندگی فصل کاشت اثری مشابه بر رانت زمین محصول ذرت دارند. به گونه ای که هر دو ضریب نشان می‌دهند که ابتدا با افزایش دما و بارندگی میزان رانت یا درآمد خالص زمین زراعی کاهش خواهد یافت و پس از یک نقطه مشخص (نقطه بحرانی) افزایش این دو متغیر باعث افزایش رانت زمین خواهد شد. نتایج نشان می‌دهد که اگر دمای کاشت محصول ذرت به طور میانگین از ۱۷/۵ درجه سانتیگراد بیشتر گردد، درآمد خالص مزرعه نیز بیشتر خواهد شد. این نتیجه تأکیدی بر این مدعا است که حداقل دمای مورد نیاز برای آغاز رشد محصول ذرت حدود ۱۰ تا ۱۵ درجه ی سانتیگراد است (ایران نژاد و شهبازی، ۱۳۸۳). همچنین نتایج این مدل نشان می‌دهد که افزایش بارندگی بیشتر از ۲۲/۵ میلیمتر باعث افزایش درآمد خالص زمین زراعی ذرت خواهد شد. این نتیجه به این علت است که میانگین فصل کاشت برای بیشتر مناطق فصل بهار در نظر گرفته شده‌است و این مقدار حداقل بارندگی مورد نیاز برای آغاز

---

۱ - مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ و ۵٪ به ترتیب برابر ۱/۹۹ و ۱/۶ می‌باشند.

2 - مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ و ۵٪ به ترتیب برابرو ۱/۹ و ۱/۵۷ می‌باشند

3 - مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ و ۵٪ به ترتیب برابر ۳۲ و ۲۶/۳ می‌باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

رشد را نشان می‌دهد. البته همان گونه که نتایج تجربی نشان داده‌است، گیاه ذرت از زمان سر زدن تا ظهور گل به ۳۰ تا ٤٠ میلیمتر بارندگی در ماه نیاز دارد (ایران نژاد و شهبازی، ۱۳۸۳). نتایج در مورد اثر دما و میانگین بارندگی بر روی رانت زمین زراعی محصول ذرت نشان می‌دهد که افزایش میانگین دمای بیش از ۲۳/۳۸ درجه باعث افزایش رانت و افزایش بارندگی بیش از ۲۱/۳ میلیمتر باعث کاهش رانت می‌گردد. این نتیجه می‌تواند به این موضوع اشاره داشته باشد که ذرت گیاهی گرما دوست است و در درجه حرارت های بالا بهتر رشد کرده و برای رشد و تولید مثل خود به هوای آفتابی نیازمند است و در هوای آفتابی محصول بیشتری خواهد داشت (رستگاری، ۱۳۷۷).

- ارزیابی اثر تغییر اقلیم با استفاده از سناریوهای موجود

به‌منظور ارزیابی میزان آسیب‌پذیری کشور در اثر عدم کنترل رهایش گازهای گلخانه‌ای ، شش سناریوی متفاوت طراحی شده‌اند. این سناریوها خود ترکیب برگزیده ای از مدل ها و سناریوهای متفاوت مانند دو مدل جی‌سی‌ام (HadCM2 وECHAM4)، سه سناریوی انتشار (IS92a, IS92b and IS92c) و سه حساسیت اقلیمی‌متفاوت می‌باشند و بدین منظور پژوهشگران کشور از نرم افزاری به نام MAGICC/SENGEN(2.4) استفاده نموده‌اند که هم اکنون در کشور انگلیس به طور گسترده از آن استفاده می‌شود. در این ترکیب‌ها سه وضعیت گوناگون برای انتشار گازهای گلخانه‌ای در نظرگرفته‌شده است که به ترتیب عبارتند از (سازمان حفاظت محیط زیست، ۱۳۸۱):

الف) میزان انتشار پایین

ب) ثابت نگهداشتن میزان انتشار در شرایط کنونی

ج) میزان انتشار بالا

در نهایت نتایج مدل سازی انجام‌شده بین ترکیبات سناریوها و حساسیت‌های اقلیمی‌گوناگون نشان می‌دهد که تا سال ۲۱۰۰ برای حالت (الف) افزایش دما بین ۱ تا ۱/۵ درجه سانتیگراد، برای حالت (ب) افزایش دما بین ۲/۵ تا ٤/۱ درجه سانتیگراد و برای حالت (ج) این افزایش دما بین ۵/۹ تا ۷/۷ درجه سانتیگراد می‌باشد. همچنین همین ترکیب ها برای به تصویر کشیدن تغییرات بارندگی در کشور مورد استفاده قرار گرفت که نتایج آن عبارتند از:

www.SID.ir

Archive of SID

- برای شرایط الف – ۱۱٪ تا ۱۹/۱٪ کاهش بارش
- برای شرایط ب – ۳۰/۹٪ تا ۵۰٪ کاهش بارش
- برای شرایط ج – ۵۸٪ تا ۸۰٪ کاهش بارش

جدول (۱) نتایج حاصل از برآورد مدل ریکاردین برای محصول ذرت

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب
C	عرض از مبداء	٦٣٠٩٧٣٣**
T	متوسط دما	-٩٦١٠٩/٧*
T2	مجذور متوسط دما	١٨٩٨/١٨٩*
PT	دمای فصل کاشت	-٢٨٢٠٢٤٦**
PT2	مجذور دمای فصل کاشت	٥٥٢٧/٨٢٤*
P	متوسط بارندگی	٨٦١٠٢/١٩
P2	مجذور متوسط بارندگی	-١٠٦٢/٩٦**
PP	بارندگی فصل کاشت	-٧٥٥٦٤/٦**
PP2	مجذور بارندگی فصل کاشت	١٦٩/٣٧٨٣
PTPP	حاصل ضرب دما و بارندگی فصل کاشت	٣٩٠١/٦٧٢**
TP	حاصل ضرب میانگین دما و بارندگی	-١٢٥٨/٠٣

اثرات ثابت زمانی	متغیر	اثرات ثابت زمانی	متغیر
1369--C	-١٦٤٦٩٥٧	1377--C	١٥٣٦٦٧/٤
1370--C	-١٨١٠٨٤٢	1378--C	١٧٨٠٩٥
1371--C	-١٩١٩٧٤٧	1379--C	١٧٨٠٩٥
1372--C	-١٤٩٣٧٥٨	1380--C	١٤٨٥٠٧٨
1373--C	-١٤٠٤٦١٥	1381--C	١٦٧٦٦٢١
1374--C	-١٣٤٥٤٥١	1382--C	٣١٧١١٢٧
1375--C	-٣٤٠٨٧٣	1383--C	٤٤٧٩٤٩٨
1376--C	٩٥٥٣٥١/٢		

* و ** و *** به ترتیب نمایانگر معنی‌دار بودن در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ : یافته‌های پژوهش

حال با توجه به نتایج پروژه‌ی ارائه شده، در این بخش اثر این سناریوها بر روی رانت (درآمد خالص) زمین زراعی محصول ذرت ارزیابی می‌گردد. در واقع با توجه به ضرایب برآورد شده

www.SID.ir

Archive of SID

در جداول (۱)، تغییر در متغیر رانت زمین زراعی (متغیر پاسخ[1]) بر اساس تغییر متغیرهای دما و بارندگی بررسی می‌گردد. جدول (۲) نتایج حاصل از سناریوهای اقلیمی را نشان می‌دهد.

جدول (۲) اثر تغییر اقلیم آینده بر روی رانت زمین ذرت

اثر بر رانت زمین ذرت	سناریوهای تغییر اقلیم	
(درصد)	کاهش در بارندگی (٪)	افزایش در دما (C)
+ ۱۸	۱۱ تا ۱۹/۱	۱ تا ۱/۵
+ ۱۱	۳۰/۹ تا ۵۰	۲/۵ تا ٤/۱
– ۲۹	۵۸ تا ۸۰	۵/۹ تا ۷/۷

حالت الف یعنی در حالتی که انتشار گازهای گلخانه‌ای تا سال های آینده نسبت به حال کاهش داشته باشد، باعث می‌شود که رانت زمین افزایش یابد. حتی در حالت ب نیز که با فرض ثابت باقی ماندن انتشار در نظر گرفته شده است، باز هم رانت زمین افزایش خواهد یافت، ولی در مورد سناریو ج همان گونه که نتایج نشان می‌دهد با افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در آینده‌ای نه چندان دور، میزان رانت زمین کاهش می‌یابد. همان گونه که ملاحظه می‌شود افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای و در پی آن افزایش دما و کاهش بارندگی باعث می‌شود که ۲۹ درصد از رانت زمین زراعی ذرت کاسته شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت اثرهای سوء تغییر آب و هوا بر بخش کشاورزی و اینکه هدف اصلی این مطالعه برآورد اثرهای مخرب تغییر آب و هوا بر تولید ذرت در کشور می‌باشد با استفاده از یک مدل ریکاردینی به بررسی اثرهای تغییر آب و هوای آینده بر رانت زمین این محصول پرداخته شد. بدین منظور از سناریوهایی که توسط پژوهشگران کشور بر اساس شرایط ایران پیش بینی و ارائه گردیده است، به ارزیابی میزان آسیب‌پذیری کشور در اثر عدم کنترل رهایش گازهای گلخانه‌ای پرداخته شد. این سناریوها نشان می‌دهند که در اثر انتشار پایین، ثابت و بیشتر گازهای گلخانه‌ای متغیرهای دما و بارندگی در آینده چه تغییری خواهند نمود. نتایج

1- Response variable

www.SID.ir

Archive of SID

حاکی از این مطلب است که با افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در آینده‌ای نه چندان دور، میزان رانت زمین ذرت به مقدار زیادی (۲۹ درصد) کاهش می‌یابد. به بیان دیگر نزدیک به ۱۰۰ سال آینده اگر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای نسبت به مقدار کنونی افزایش یابد، میزان درآمد خالص هر هکتار کشت ذرت ۵۸٤ هزار ریال کاهش می‌یابد و لذا تغییرات شدیدی در عرصه تولید و الگوی کشت رخ خواهد داد و در مجموع تغییر اقلیم و گرم شدن هوا در آینده می تواند خطرهای جدی برای کاهش درآمد زارعین در پی داشته باشد و طبعاً کاهش رانت محصولات زراعی انگیزه تولید را کاهش خواهد داد و این به نوبه ی خود می‌تواند اثرهای غیر مستقیمی نیز بر الگوی تجارت، توسعه و امنیت غذایی داشته باشد .

با توجه به یافته های پژوهش، موردهای زیر پیشنهاد می‌گردد:

– نتایج این پژوهش در رابطه با تغییر اقلیم در سطح کشور و به صورت داده های تلفیقی بدست آمده است، ولی باید توجه داشت که عملکرد محصول برخی از مناطق که در حال حاضر بازدهی بالایی دارند در اثر تغییرهای اقلیم آینده ممکن است به شدت کمتر شود و در مقابل، برخی از مناطق ممکن است تا حد زیادی از این تغییرات سود ببرند. لذا توصیه می‌شود که مطالعات آینده بیشتر بر روی مناطق به گونه ی جداگانه تمرکز کنند تا بدین بوسیله بتوان مناطقی که دامنه ی تغییرات اقلیمی در آنها نسبت به مناطق دیگر شدیدتر است ، شناسایی نمود. در این راستا به علت نبود داده‌های آماری کافی در زمینه‌ی استان‌های گوناگون کشور، تلاش بیشتر مراکز مرتبط در زمینه ی بهبود داده‌های اساسی اقتصادی– اجتماعی و بهبود کیفیت پروژه های مدل سازی که خود می تواند باعث افزایش دانش و انجام صحیح سیاست‌های مناسب و عملیات مدیریت زراعی شود، توصیه می گردد.

– نظر به اجتناب ناپذیر و قریب الوقوع بودن گرم شدن زمین لازم است از اکنون تدابیری در جهت بررسی بیشتر مسئله و چگونگی مقایسه آن به ویژه در بخش کشاورزی (مثل الگوی کشت و ...) اتخاذ گردد که البته این خود مطالعه مفصلتری را می‌طلبد. افزون بر این پیشنهاد می گردد تأثیر اقلیم بر نیازهای آتی کشاورزی و تأمین غذای جامعه نیز مورد توجه قرار گیرد.

سپاس‌گزاری

این پژوهش حاصل بخشی از رساله‌ی کارشناسی ارشد می‌باشد. بدین وسیله مراتب سپاسگزاری پژوهشگران از آقایان دکتر بهاءالدین نجفی، دکتر محمد بخشوده و مهندس محمد

www.SID.ir

Archive of SID

صادق احدی به عنوان اساتید مشاور این رساله، برای راهنمایی‌های سازنده و نظرات ارزنده‌ی ایشان ابراز می‌گردد.

منابع

ایران نژاد، ح. و ن. شهبازی . (۱۳۸۳). زراعت غلات (ذرت)، جلد دوم. انتشارات کارنو. دانشگاه تهران.

بزاز، ف.، و. سامبروک. (۱۳۸۱). اثر تغییر اقلیم جهانی بر تولیدات کشاورزی. مترجمان: م. نصیری محلاتی، ع.ر. کوچکی و پ. رضوانی مقدم. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد. مشهد.

پایگاه اینترنتی سازمان هواشناسی کشور، اطلاعات آماری دما و بارندگی استانهای مختلف کشور (۸۳-۱۳۶۹). www.weather.ir.

تقدیسیان، ح و س. میناپور. (۱۳۸۲). تغییر آب و هوا، آنچه باید بدانیم. انتشارات مرکز تحقیقات زیست محیطی سازمان حفاظت محیط زیست، دفتر طرح ملی آب و هوا. تهران.

رستگاری، م.ع. (۱۳۷۷). زراعت عمومی. انتشارات برهمند. تهران.

سازمان جهاد کشاورزی ، مجموعه آماری هزینه های تولید کشاورزی (۸۳-۱۳۶۹).

سازمان حفاظت از محیط زیست (۱۳۸۱). "Iran's Initial Communication to UNFCCC". سازمان حفاظت از محیط زیست، دفتر طرح ملی تغییر آب و هوا. تهران.

عزیزی، ق. و د. یاراحمدی (۱۳۸۲). بررسی ارتباط پارامترهای اقلیمی و عملکرد ذرت دیم با استفاده از مدل رگرسیونی (مطالعه موردی دشت سیلاخور). پژوهشهای جغرافیایی. شماره ٤٤، صفحات ۲۳-۲۹.

فرج زاده، م. و آ. زرین. (۱۳۸۱). مدلسازی میزان عملکرد محصول ذرت با توجه به معیارهای اقلیم شناسی کشاورزی در استان آذربایجان غربی. فصلنامه مدرس. شماره ۲، صفحات ۷۷-۹٦.

کوچکی، ع. (۱۳۷۸). بررسی اثرات تغییر اقلیم بر خصوصیات زراعی محصولات ریشه‌ای تحت شرایط تبریز. دومین کنفرانس منطقه‌ای تغییر اقلیم- سازمان هواشناسی کشور.

www.SID.ir

Archive of SID

کوچکی، ع.، م. نصیری محلاتی، ح.ر. شریفی، ا. زند، و غ. کمالی. (۱۳۸۰). شبیه سازی رشد، فنولوژی و تولید ارقام ذرت در اثر تغییر اقلیم در شرایط مشهد. بیابان. شماره ۲، صفحات ۱۷۷-۱۲۷.

نعیم، ع. (۱۳۵۸). ذرت، انتشارات موسسه بررسی آفات و بیماریهای گیاهی. تهران.

یاراحمدی، د. و ب. نصیری. (۱۳۸۳). بکارگیری مدل تلفیقی پانل در ارتباط با میزان عملکرد ذرت دیم و پارامترهای اقلیمی: استان لرستان. فصلنامه مدرس علوم انسانی. شماره ۸، صفحات ۱۷۰-۱۹۰.

Baede, A.P.M., E. Ahlonsou, Y. Ding and D. Schimel. (2001). The Climate System: An overview In Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of working group I to the third assessment report of the intergovernmental panel on climate change, Cambridge and New York: Cambridge University Press 525-582.

Belastra, P. and M. Nerlove. (1966). Pooling cross section and time series data in the estimation of a dynamic model: The demand for natural gas. Econometric 34: 585-612.

Baltagi, B.H. (2001). Econometric analysis of panel data, Jhon Wiely & Sons Ltd. London.

Breush, T. S. and A. R. Pagan. (1980). The lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics. Review of Economic Studies 47: 239-253.

Deressa, T., R. Hassan and D. Poonyth. (2005). Measuring the impact of climate change on South African agriculture: The case of sugarcane growing regions. Agrekon 44 (4): 524-541.

Gbetibouo, G.A. and R.M. Hassan. (2005). Measuring the economic impact of climate change on major South African field crops: a Ricardian approach. Global and Planetary Change, 47: 143-152.

Huiliu, X. Li, G. Fischer and L. Sun. (2004). Study on the impacts of climate change on China's agriculture. Climatic Change 65: 125-148.

Kabubo-Mariara, J. and F, K. Karanja. (2006). The economic impact of climate change on Kenyan crop agriculture: a Ricardian approach.

http://www.webmeets.com/files/papers/ERE/WC3/474/Kabubo_Mariara_Worldcongress3_Kyoto_Paper1.pdf.

Khalili, A., S. Hajam and P. Irannejad. (1990). Understanding Iran's Climate, Comprehensive Project on Water Resources in the Country, Jamab Consulting Engineering Co., The Ministry of Energy.

www.SID.ir

Archive of SID

Luo, Q., M. A.J. Williams, W. Bellotti and B. Bryan. (2003). Quantitative and visual assessments of climate change impacts on South Australian wheat production. Agricultural System 77: 173-186.

Mendelson, R., W. Nardhaus and D. Shaw. (1994). The impact of global warming on agriculture, a Ricardian analysis. American journal.

Ricardo, D. (1817). The principles of Political Economy and Taxation. London.

www.SID.ir