J. Crop Prod. Process. 2026, 16(3), 23-43; DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503

Journal of Crop Production and Processing

Journal homepage: https://jcpp.iut.ac.ir/

Original Article

Analyzing the Mutual Relationship between Sunflower Yield and Cultivated Area in Iran

Majid Gholamhoseini[1]*, Jahanfar Daneshian[1] and Farhad Habibzade[2]

1. Seed and Plant Improvement Institute, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran
2. Department of Genetics and Plant Breeding, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran.

Extended Abstract:

Introduction: Sustainable production of oilseeds is a vital priority for Iran's food security under current economic and climate change conditions. Sunflower (*Helianthus annuus* L.) plays a vital role in national cropping systems due to its high ecological adaptability and drought tolerance. However, Iran remains highly dependent on vegetable oil imports, highlighting a paradoxical gap between ecological potential and actual production trajectories. Previous domestic literature mostly evaluated sunflower through isolated, field-scale physiological trials, leaving a profound knowledge gap regarding the long-term, macroeconomic feedback loops between cultivated area and yield. This study adopts a systems-thinking approach to dissect the structural dynamics, instability patterns, and future production horizons of both irrigated and rainfed sunflower production systems using production data for the past 42-year period. By quantifying these historical trends, this research aims to deliver evidence-based policy insights essential for reducing agricultural vulnerability and accelerating domestic self-sufficiency.

Materials and Methods: Annual time-series data covering the crop years 1982/83 to 2023/24 were sourced from official sources. This extensive temporal coverage was deliberately selected to capture the cumulative impacts of shifting agricultural policies, periodic droughts, and macroeconomic transitions in Iran. Adhering to the principle of parsimony, area and yield were modeled as proxy variables integrating broader environmental, technological, and policy shocks. The analysis proceeded through a multi-step empirical framework, beginning with growth component decomposition and instability analysis quantified via a semi-logarithmic growth model and the Cuddy-Della Valle Index (CDVI). The CDVI was specifically chosen to accurately measure genuine volatility in sunflower production by correcting for deterministic time trends. Subsequently, stationarity and integration orders were verified using a combined approach of ADF, PP, and KPSS tests, complemented by Zivot-Andrews tests to endogenously isolate structural breaks. Identifying these structural breaks is critical for avoiding spurious regressions, ensuring that the model accurately reflects real-world structural shifts over the past four decades. Long-run equilibrium relationships and cointegration vectors were then determined using the Johansen-Juselius maximum likelihood method, allowing short-run fluctuations and adjustment speeds to be modeled via a Vector Error Correction Model (VECM). Finally, Impulse Response Functions (IRF) and Forecast Error Variance Decomposition (FEVD) tracked dynamic innovation transmissions over a 10-year horizon. By meticulously mapping how unexpected shocks propagate through the production system over time, this integrated framework culminates in a 5-year system forecast directly derived from the structural model, providing reliable foresight for strategic land-use planning.
culminating in a 5-year system forecast directly derived from the structural model.

Received: May. 23, 2026; Revised: Jul. 26, 2026; Accepted: Aug. 08, 2026; Published Online: Oct. 17, 2026.
* Corresponding Author: m.gholamhoseini@areeo.ac.ir

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

Journal of Crop Production and Processing

Journal homepage: https://jcpp.iut.ac.ir/

Results: Growth decomposition revealed an absolute historical dominance of the cultivation-area expansion effect (105%) over the vertical grain yield/ha (i.e. intensification) effect (-19%), illustrating an unsustainable reliance on marginal land expansion. The CDVI substantiated severe systemic fragility, with rainfed production exhibiting an instability index of 73.91%. Unit root tests confirmed that all variables are integrated of order one, $I(1)$. Zivot-Andrews tests isolated profound structural breaks in irrigated yield and total production, mapping closely to major macroeconomic and hydrological shocks. The VECM confirmed a stable cointegration vector. The Error Correction Terms (ECT) for yield growth were highly significant ($P < 0.0001$), adjusting at annual speeds of -15.1% (irrigated) and -23.2% (rainfed). Crucially, the ECTs for cultivated area were statistically non-significant, confirming that area contraction lacks an endogenous self-correcting mechanism. IRF diagnostics unveiled asymmetric behavioral dynamics: a positive shock to rainfed yield induces an expansionary area response (opportunistic farming), whereas positive irrigated yield shocks prompt an area contraction, reflecting a "resource release" strategy due to summer water constraints. Conversely, shocks expanding area triggered prolonged yield declines, validating the "marginal land effect". Baseline VECM forecasting predicts that if current paradigms persist, total nation-wide production will suffer a striking 23.6% contraction by 2028, dropping to 9,952 tons amidst high systematic risk.

Conclusion: Sunflower production in Iran has entered a highly degenerative, contractionary phase governed by horizontal instability rather than technological gains. Without immediate action, this continuous contraction in harvested area threatens to further widen the national supply-demand deficit. Since land exit is structurally irreversible through automatic market mechanisms, forceful exogenous interventions are mandatory. Reversing the projected decline requires a paradigm shift toward vertical intensification. Policy instruments must prioritize scaling climate-resilient hybrid cultivars, optimizing water-use efficiency, and instituting institutional frameworks like contract farming to buffer systematic environmental risks. Ultimately, synchronizing these specific technological and institutional adaptations is the only viable pathway to safeguard rural livelihoods and ensure long-term oilseed security.

Keywords: Cointegration, Marginal lands, Oilseeds, Systemic forecasting

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

How to Cite: Gholamhoseini M., Daneshian J., Habibzade F., Analyzing the mutual relationship between sunflower yield and cultivated area in Iran. *J. Crop Prod. Process*. 2026, 16(3), 23-43 (*In Persian*). DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503.

Copyright © 2026 Isfahan University of Technology, Published by Isfahan University of Technology press. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-Noncommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

[Doi: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

نشریه تولید و فرآوری محصولات زراعی و باغی
صفحه خانگی نشریه: https://jcpp.iut.ac.ir/

مقاله پژوهشی

واکاوی روابط متقابل عملکرد و سطح زیر کشت آفتابگردان در ایران

مجید غلامحسینی[۱*]، جهانفر دانشیان[۱] و فرهاد حبیب زاده[۲]

چکیده– تأمین پایدار دانه‌های روغنی از اولویت‌های راهبردی امنیت غذایی ایران است. این پژوهش با هدف کالبدشکافی رفتار سیستم تولید آفتابگردان، به واکاوی پویایی‌های ساختاری سطح زیر کشت و عملکرد در انواع کشت آبی و دیم طی یک دوره ۴۲ ساله (۱۳۶۱ تا ۱۴۰۲) پرداخته است. روش تحقیق بر پایه مدل تصحیح خطای برداری *(VECM)*، توابع واکنش آنی *(IRF)* و تجزیه واریانس استوار بود. نتایج نشان داد که تولید آفتابگردان در ایران با روند نزولی و نرخ رشد منفی (کاهش سالانه ۴/۶۲ درصدی) مواجه بوده و انقباض شدید سطح زیر کشت در دو دهه اخیر، ریشه در نوسانات شدید اقلیمی و عدم ارتقای عملکرد دارد. شاخص کادی- دلاواله، ناپایداری شدیدی را به‌ویژه در کشت دیم (۷۳/۹ درصد) نشان داد. یافته‌های *IRF* آشکار کرد که واکنش سطح زیر کشت آبی به تکانه‌های عملکرد، انقباضی است که نشان‌دهنده استراتژی تخصیص منابع به محصولات رقیب است. همچنین، توسعه افقی سطح زیر کشت منجر به افت معنادار عملکرد (اثر اراضی حاشیه‌ای) شده است. پیش‌بینی مدل نشان می‌دهد که در صورت تداوم روند فعلی، تولید کل تا سال ۱۴۰۷ با افتی ۲۳/۶ درصدی به حدود ۹۹۵۲ تن خواهد رسید. این مطالعه بر ضرورت گذار از توسعه سطح‌محور به سمت راهبردهای عمودی مبتنی بر به‌نژادی و بهبود کارایی مصرف نهاده‌ها تأکید دارد.

واژه‌های کلیدی: اراضی حاشیه‌ای، پیش‌بینی سیستمی، دانه‌های روغنی، هم‌انباشتگی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۵/۰۳/۰۲، بازنگری: ۱۴۰۵/۰۵/۰۴، پذیرش: ۱۴۰۴/۰۵/۱۷، اولین انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۲۵

۱. موسسه اصلاح و تهیه نهال و بذر کرج، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران

۲. گروه ژنتیک و به نژادی گیاهی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران.

*: نویسنده مسئول، رایانامه: m.gholamhoseini@areeo.ac.ir

حق انتشار این مستند، متعلق به دانشگاه صنعتی اصفهان است. ۱۴۰۵ ©.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است:

Creative Commons Attribution-Noncommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

مقدمه

تأمین پایدار دانه‌های روغنی با توجه به وابستگی شدید کشور به واردات این محصولات، به یکی از چالش‌های بنیادین در دیپلماسی غذایی کشورهای در حال توسعه بدل شده است (۲). در این میان، آفتابگردان (*Helianthus annuus* L.) به‌دلیل برخورداری از ویژگی‌های اکوفیزیولوژیک منحصربه‌فرد نظیر مقاومت نسبی به خشکی و سازگاری بالا با طیف وسیعی از شرایط اقلیمی، نقشی کلیدی در تنوع‌بخشی به سیستم‌های زراعی و پایداری تولید روغن‌های نباتی ایفا می‌کند (۷). در ساختار کشاورزی ایران، محدودیت شدید و فزاینده منابع آب (به‌ویژه برای زراعت‌های تابستانه) به‌عنوان یک عامل بازدارنده کلان، در کنار تناقض وابستگی شدید به واردات روغن (۳۵) در مقابل پتانسیل‌های بوم‌شناختی بلااستفاده دانه‌های روغنی (۲۱)، تولید آفتابگردان را در وضعیتی شکننده قرار داده است. آمارها حاکی از آن است که علیرغم سیاست‌های حمایتی در دهه‌های اخیر، سهم دانه‌های روغنی در الگوی کشت ملی همچنان با اهداف خودکفایی فاصله معناداری دارد (۳۷)، به‌طوری‌که بر اساس آمارهای رسمی وزارت جهاد کشاورزی، تولید کل آفتابگردان کشور با افت شدیدی مواجه شده و در سال ۱۴۰۲ به سطح نگران‌کننده ۱۳۰۳۰ تن تقلیل یافته است. چالش اصلی در این مسیر، تنها محدودیت منابع فیزیکی نیست؛ بلکه عدم درک صحیح از ارتباط تابعی و متقابل متغیرهای سطح زیر کشت و عملکرد در طول زمان است. در واقع، این دو متغیر به‌عنوان دو شاخص کلیدی، برآیند تمامی تکانه‌های محیطی، مدیریتی و فنی را در خود متبلور می‌سازند؛ به‌طوری‌که نوسانات آنها، آینه تمام‌نمای واکنش سیستم زراعی به فشارهای بیرونی است (۲۳).

در سطح جهانی، پژوهشگران برای واکاوی پویایی‌های ساختاری محصولات کشاورزی، به‌طور فزاینده‌ای از الگوهای پویای اقتصادسنجی و هم‌انباشتگی (نظیر مدل‌های تصحیح خطای برداری) بهره می‌برند تا روابط متقابل متغیرهای کلان تولید (نظیر سطح و عملکرد) را در بستر زمان ارزیابی کنند (۱۲، ۲۷ و ۳۲). با این وجود، مطالعات پیشین در حوزه زراعت آفتابگردان در ایران غالباً بر توابع تولید ایستای کلاسیک و یا جنبه‌های فیزیولوژیک و مدیریت به‌زراعی در مقیاس کرت‌های آزمایشی تمرکز داشته‌اند. اگرچه این پژوهش‌ها اطلاعات ارزشمندی درباره پتانسیل‌های عملکرد ارائه می‌دهند، اما از تبیین پویایی‌های درازمدت و نحوه تعامل متقابل میان مؤلفه‌های سطح و عملکرد در مقیاس ملی ناتوان هستند. فقدان نگاه سیستمی و تکیه بر تحلیل‌های تک‌متغیره در بررسی‌های گذشته سبب شده است تا چگونگی انتقال اثرات و تغییرات در شرایط کشت آبی و دیم به درستی مدل‌سازی نشود. این خلل اطلاعاتی می‌تواند منجر به تدوین برنامه‌های توسعه‌ای شود که فاقد تاب‌آوری لازم در برابر عدم قطعیت‌های آتی هستند. بر این اساس، از آنجا که تولید این محصول به شدت تحت تأثیر پویایی‌های ساختاری و تغییرات در الگوهای کشت قرار دارد، با توجه به خلأ مطالعاتی یاد شده، ضرورت واکاوی دقیق این روابط متقابل دوچندان می‌شود.

پژوهش حاضر با هدف تحلیل روابط دوجانبه متغیرهای کلان تولید (سطح زیر کشت و عملکرد) آفتابگردان در ایران انجام شده است. با توجه به محدودیت‌های شدید اقلیمی و مالی کشور که توقف توسعه افقی و تمرکز بر ارتقای بهره‌وری را به یک الزام غیرقابل‌انکار تبدیل کرده است، این پژوهش به دنبال پاسخ به این پرسش کلیدی است که تکانه‌های عملکردی تا چه میزان بر تصمیمات کشاورزان در تخصیص اراضی تأثیر می‌گذارند و در صورت تداوم ساختار فعلی، چشم‌انداز تولید این محصول چه وضعیتی خواهد داشت؟ یافته‌های این مطالعه می‌تواند اطلاعات کمّی و کاربردی مشخصی را برای سیاست‌گذاران جهت تخصیص بهینه نهاده‌ها، مدیریت ریسک و تدوین برنامه‌های حمایتی هدفمند در زراعت دانه‌های روغنی فراهم آورد.

مواد و روش‌ها

پایگاه داده‌ها و ساختار متغیرها

داده‌های پایه در این پژوهش مشتمل بر سری زمانی ۴۲ ساله (از سال ۱۳۶۱ تا ۱۴۰۲) از متغیرهای کلان سطح زیر کشت و عملکرد آفتابگردان در کشت‌های آبی و دیم ایران است که بر

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]
[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

اساس آمارنامه‌های رسمی وزارت جهاد کشاورزی تدوین شده است. با توجه به رویکرد کل‌نگر پژوهش و محدودیت دسترسی به سری‌های زمانی پیوسته برای متغیرهای برون‌زا (نظیر نوسانات اقلیمی و مصرف نهاده‌ها)، تصریح الگو بر مبنای اصل صرفه‌جویی انجام پذیرفت. بر این اساس، متغیرهای سطح و عملکرد به‌عنوان شاخص‌های جانشین در نظر گرفته شدند. بدیهی است که نوسانات سطح زیر کشت متأثر از عوامل اقتصادی (نظیر قیمت تضمینی محصول و قیمت محصولات رقیب) و نوسانات عملکرد تابع شرایط اقلیمی (نظیر تغییرات دما و بارش) و میزان مصرف نهاده‌هاست. با این وجود، به‌دلیل فقدان سری‌های زمانی پیوسته، همگن و قابل اتکای ۴۲ ساله برای این متغیرهای توضیحی به تفکیک کشت‌های آبی و دیم در سطح ملی، امکان ورود مستقیم آن‌ها به الگو فراهم نبود. از این رو، برای جلوگیری از کاهش درجات آزادی و حفظ اعتبار الگو، متغیرهای کلان سطح کشت و عملکرد به‌عنوان متغیرهای درون‌زای نهایی انتخاب شدند که عملاً اثرات تمامی شوک‌های قیمتی، نهاده‌ای و اقلیمی را در رفتار تاریخی خود منعکس کرده‌اند (۳۱).

پیش از ورود داده‌ها به مدل‌های آماری، فرآیند پیش‌پردازش شامل تشخیص مشاهدات پرت و ارزیابی پیوستگی روندها صورت گرفت. افزون بر این، برای واکاوی دقیق‌تر پویایی‌های سیستم، کل دوره مطالعه به دو فاز متمایز توسعه و تثبیت (۱۳۶۱ تا ۱۳۸۱) و بی‌ثباتی و چالش‌های ساختاری (۱۳۸۲ تا ۱۴۰۲) تفکیک شد. کلیه پردازش‌های آماری و مدل‌سازی‌ها در محیط نرم‌افزار SAS (نسخه ۹/۴) پیاده‌سازی شد.

سنجش ناپایداری و تجزیه سیستمی مؤلفه‌های رشد

در گام نخست و به‌منظور رصد پویایی‌های تاریخی کشت‌های آبی و دیم آفتابگردان، نرخ رشد مرکب سالانه متغیرها بر پایه برازش تابع نیمه‌لگاریتمی به روش حداقل مربعات معمولی (۱۴) در رویه PROC REG محاسبه شد. همگام با این تحلیل، شاخص ناپایداری کادی- دلاواله (Cuddy-Della Valle Instability Index) به کار گرفته شد (۵) تا ضمن تعدیل تورش روندهای قطعی، میزان بی‌ثباتی ذاتی و نوسانات کشت‌های آبی و دیم به صورت کمّی ارزیابی شود. این شاخص از طریق معادله (۱) محاسبه شد:

$$CDVI = CV \times \sqrt{(1 - R^2)} \qquad (۱)$$

که در آن، CV ضریب تغییرات (Coefficient of Variation) متغیرهای سطح زیر کشت و عملکرد آفتابگردان، و R^2 ضریب تبیینِ روند برازش‌یافته برای دوره‌های زمانی مورد بررسی است. همچنین به‌منظور درک عمیق‌تر از معماری تولید و تفکیک نقش توسعه فیزیکی اراضی از ارتقای بهره‌وری اکولوژیک، تکنیک تجزیه رشد پیاده‌سازی شد. جهت خنثی‌سازی اثر تکانه‌های کوتاه‌مدت اقلیمی و دستیابی به برآوردهای ساختاری، مقادیر ابتدا و انتهای هر دوره بر اساس میانگین متحرک سه‌ساله هموارسازی شد (۹). چارچوب ریاضی این کالبدشکافی بر اساس روش‌شناسی دایال (۹) در معادله ۲ تبیین شده است. لازم به ذکر است که این معادله یک اتحاد جبری برای تجزیه مقادیر تولید است و از آنجا که فاقد جزء خطای تصادفی است، مشمول آزمون‌های استنباط آماری نمی‌شود.

$$\Delta P = (A_0 \times \Delta Y) + (Y_0 \times \Delta A) + (\Delta A \times \Delta Y) \qquad (۲)$$

در این معادله، ΔP معادل تغییرات مطلق تولید کل است. پارامترهای A_0 و Y_0 به‌ترتیب بیانگر مساحت و عملکرد کشت آبی یا دیم در مقطع پایه، و ΔA و ΔY دامنه نوسانات این دو شاخص را در طول دوره مطالعه نشان می‌دهند. بر این اساس، تغییرات تولید به سه بخش ساختاری تجزیه می‌شود: مؤلفه نخست ($A_0 \times \Delta Y$) نشانگر اثر عملکرد و بازتاب‌دهنده سهم ارتقای کیفی و کارایی درون‌سیستمی است. عبارت دوم ($Y_0 \times \Delta A$) اثر سطح یا نقش بسط و انقباض مکانی اراضی را می‌سنجد. در نهایت، مؤلفه سوم ($\Delta_A \times \Delta Y$) پویایی‌های تعاملی این دو متغیر را مدل‌سازی می‌کند. جهت‌گیری علامتی هر مؤلفه (مثبت یا منفی) تعیین‌کننده ماهیت پیش‌برنده یا بازدارنده آن عامل در برآیند نهایی تولید خواهد بود.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

آزمون‌های ایستایی، ریشه واحد و پایش شکست‌های ساختاری

پیش‌نیاز اساسی در مدل‌سازی‌های سری زمانی، سنجش ایستایی متغیرها جهت پیشگیری از پدیده رگرسیون کاذب و تضمین صحت استنباط‌های آماری است (۲۵). بر این اساس، پس از تبدیل لگاریتمی متغیرهای سیستم، ارزیابی پایایی و تعیین مرتبه انباشتگی از طریق یک رویکرد ترکیبی متقاطع انجام پذیرفت. این چارچوب شامل آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey-Fuller, ADF) (۱۰)، فیلیپس- پرون (Phillips-Perron, PP) (۳۰) و آزمون مکمل (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, KPSS) (۲٦) بود که در بستر نرم‌افزار SAS تحت رویه PROC AUTOREG پردازش شدند. افزون بر این، با توجه به ماهیت پرنوسان بخش کشاورزی و احتمال وقوع تکانه‌های ناگهانی (اعم از اقلیمی یا تغییرات کلان سیاستی)، آزمون ریشه واحد زیوت- اندروز (Zivot-Andrews) (۳۷) نیز به‌منظور ردیابی شکست‌های ساختاری (Structural breaks) درون‌زا در بطن سری‌های زمانی به کار گرفته شد. چنانچه نتایج همگرای آزمون‌ها نشان‌دهنده عدم ایستایی در سطح و ایستایی در تفاضل مرتبه اول باشد، متغیر مورد نظر انباشته از مرتبه یک تلقی شده و بستر لازم برای تحلیل‌های هم‌انباشتگی (Cointegration) و مدل‌های برداری فراهم می‌شود (۳٦).

گزینش وقفه بهینه و تحلیل هم‌انباشتگی سیستمی

به‌دنبال احراز انباشتگی هم‌مرتبه در متغیرهای پژوهش، گام کلیدی در ساختاردهی به الگوهای برداری، کشف مرتبه وقفه بهینه است. در این راستا، پایش ساختار وقفه‌ها تا حداکثر مرتبه چهارم با استفاده از الگوریتم MINIC در بستر رویه PROC VARMAX انجام پذیرفت. نظر به ماهیت سری‌های زمانی سالانه و مقیاس محدود مشاهدات (٤۲ سال)، جهت حفظ درجات آزادی و ارتقای دقت برآوردها، سنجه اطلاعاتی آکائیکه تصحیح‌شده (Corrected Akaike Information Criterion, AICC) به‌عنوان معیار قطعی در گزینش وقفه بهینه ملاک عمل قرار گرفت (٤). با تثبیت ساختار وقفه‌ها، به‌منظور ردیابی و اثبات وجود پیوندهای تعادلی بلندمدت در معماری سیستم دومتغیره سطح- عملکرد، از رهیافت هم‌انباشتگی چندمتغیره یوهانسن- جوسیلیوس (۲۰) استفاده شد. این آزمون ساختاری که بر مبنای تکنیک حداکثر درست‌نمایی (Maximum Likelihood) استوار است، در همان محیط PROC VARMAX پیاده‌سازی شد تا مشخص شود آیا متغیرهای زراعی علیرغم تکانه‌ها و انحرافات کوتاه‌مدت، در افق بلندمدت به یک ساختار تعادلی پایدار همگرا می‌شوند یا خیر.

تصریح الگوی تصحیح خطای برداری و ارزیابی اعتبار تشخیصی

در صورت احراز هم‌انباشتگی متغیرها، الگوی تصحیح خطای برداری (Vector Error Correction Model, VECM) جایگزین مدل‌های متعارف خودتوضیح برداری (Vector Autoregression, VAR) خواهد شد (٢٤) تا امکان تحلیل همزمان پویایی‌های کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل بلندمدت سیستم (از طریق جمله تصحیح خطا) فراهم شود. پس از برازش الگو در رویه PROC VARMAX، جهت تضمین اعتبار برآوردها، پسماندهای مدل تحت آزمون‌های تشخیصی شامل پورتمنتو (فقدان خودهمبستگی پیاپی) (۱۷) ، نرمالیته چندمتغیره (۱۹) و عدم حضور اثرات واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) (۱۱) ارزیابی شدند. در نهایت، ثبات ساختاری ضرایب در طول زمان به کمک آزمون‌های مجموع پسماندهای تجمعی (CUSUM) و مربعات آن (CUSUMSQ) راستی‌آزمایی شد (۳) تا کفایت قطعی الگو برای تدوین سناریوهای پیش‌بینی تأیید شود.

توابع واکنش آنی، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و پیش‌بینی سیستمی

به‌منظور ردیابی نحوه انتشار تکانه‌ها در بطن کشت‌های آبی و دیم، الگوی VECM برآورد شده به فرم میانگین متحرک برداری بسط یافت تا توابع واکنش آنی (Impulse Response Functions, IRF) استخراج شدند (۲۸).

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]
[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

این توابع، مسیر پویای تعدیل سطح و عملکرد را در پاسخ به یک شوک ساختاری به اندازه یک انحراف معیار، در یک افق زمانی مشخص ترسیم می‌کنند. جهت استنباط آماری، فواصل اطمینان ۹۵ درصد بر مبنای خطاهای معیار مجانبی در خروجی رویه PROC VARMAX محاسبه و مبنای تحلیل قرار گرفت. همگام با توابع واکنش، از رهیافت تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (Forecast Error Variance Decomposition, FEVD) نیز جهت کالبدشکافی منشأ نوسانات استفاده شد (۱۸). این تحلیل با تفکیک واریانس خطای پیش‌بینی به اجزای سازنده، سهم نسبی شوک‌های سطح و عملکرد را در توضیح بی‌ثباتی‌های سیستم طی یک افق ۱۰ ساله تبیین می‌کند. در گام نهایی، پیش‌بینی پنج‌ساله متغیرهای پژوهش (تا سال ۱۴۰۷) مستقیماً از خروجی‌های ساختاری مدل VECM استخراج شد. در ادبیات اقتصادسنجی، در شرایطی که متغیرها دارای رابطه هم‌انباشتگی هستند، مانند آنچه نتایج این پژوهش نشان داد، استفاده از الگوهای تک‌متغیره کلاسیک (نظیر ARIMA) به‌دلیل نادیده گرفتن این پیوند تعادلی، منجر به از دست رفتن اطلاعات ساختاری می‌شود. در مقابل، پیش‌بینی بر مبنای VECM با لحاظ کردن همزمان پویایی‌های اتورگرسیو (خودتوضیح)، اثرات متقابل متغیرها و قیود تعادلی بلندمدت، برآوردهای منسجم‌تری ارائه می‌دهد (۲۸).

نتایج و بحث

نرخ رشد مرکب سالانه و شاخص ناپایداری

تحلیل نرخ رشد مرکب سالانه آفتابگردان در گستره ۴۲ ساله (۱۳۶۱ تا ۱۴۰۲)، حاکی از روند نزولی و کاهش معنی‌دار در مؤلفه‌های تولید است (جدول ۱). یافته‌ها نشان‌دهنده گذر از فاز توسعه در دوره نخست (۱۳۸۱-۱۳۶۱) به فاز کاهش شدید و خروج گسترده اراضی از چرخه تولید در دوره دوم (۱۴۰۲-۱۳۸۲) است؛ به‌طوری‌که نرخ رشد سطح زیر کشت آبی از مثبت ۶/۷۲ درصد به منفی ۱۱/۸ درصد سقوط کرده است. این زوال مساحت، ریشه در محدودیت‌های اکوفیزیولوژیک آفتابگردان به‌عنوان یک گیاه بهاره دارد؛ چرا که هم‌زمانی مراحل حساس زایشی با تنش‌های گرمایی و خشکی انتهای فصل (۶)، ریسک تولید را به شدت افزایش داده و به‌نظر می‌رسد این عامل، می‌تواند یکی از محرک‌های اصلی در جایگزینی این محصول با زراعت‌های پاییزه کم‌ریسک‌تر یا محصولات بهاره رقیب باشد.

واکاوی دقیق‌تر نتایج (جدول ۱) به تفکیک کشت‌های آبی و دیم، تفاوت‌های ساختاری این دو سیستم را در مقوله رشد نشان می‌دهد. در نظام آبی، اگرچه عملکرد در کل دوره روندی صعودی داشته است، اما ایستایی و عدم معنی‌داری نرخ رشد آن در دوره دوم (۰/۲۵ درصد) نشان‌دهنده برخورد به سقف پتانسیل عملکرد ارقام موجود در چارچوب مدیریت تغذیه و آبیاری رایج است. به موازات این ایستایی در عملکرد، سطح زیر کشت آبی در دوره دوم با افت شدید ۱۱/۸ درصدی مواجه شده که برآیند این دو مؤلفه، منجر به کاهش چشمگیر ۱۱/۶ درصدی تولید آبی در این دوره شده است. در مقابل، در نظام دیم، تمامی مؤلفه‌ها (سطح، عملکرد و تولید) در دوره دوم با نرخ‌های رشد منفی و معنی‌دار مواجه بوده‌اند. افت معنادار ۲/۳۹ درصدی عملکرد دیم در دوره دوم، بازتاب مستقیمی از تشدید تنش‌های گرمایی و کاهش بارش‌های مؤثر بهاره ارزیابی می‌شود؛ بدین معنا که به‌دلیل تخلیه سریع رطوبت خاک در مراحل حساس زایشی (نظیر گلدهی و دانه‌بندی)، درصد پوکی دانه‌ها افزایش یافته و پتانسیل تولید پیش از رسیدگی فیزیولوژیک از بین می‌رود. هم‌زمانی این افت عملکرد با کاهش ۶/۹۵ درصدی سطح زیر کشت دیم، در نهایت به سقوط ۹/۱۷ درصدی تولید کل دیم در این دوره انجامیده است.

نتایج شاخص کادی- دلاواله نیز شکنندگی ساختاری کشت-های آبی و دیم را تایید می‌کند؛ به‌طوری‌که ناپایداری تولید دیم در کل دوره به رقم بحرانی ۷۳/۹ درصد رسیده است (جدول ۱). نگران‌کننده‌تر آنکه، دو برابر شدن شاخص ناپایداری عملکرد آبی در دوره دوم (از ۷/۸۱ به ۱۶/۲۰ درصد)، گویای تضعیف اثر حائل آبیاری و مدیریت‌های زراعی در برابر نوسانات اقلیمی است. در مجموع، آفتابگردان ایران در چرخه‌ای معیوب گرفتار شده است: ریسک بالای تولید منجر به خروج اراضی از چرخه

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

جدول ۱. نرخ رشد مرکب سالانه و شاخص ناپایداری تولید، سطح زیر کشت و عملکرد آفتابگردان در ایران

Table 1. Compound annual growth rate and instability index of production, harvested area, and yield of sunflower in Iran.

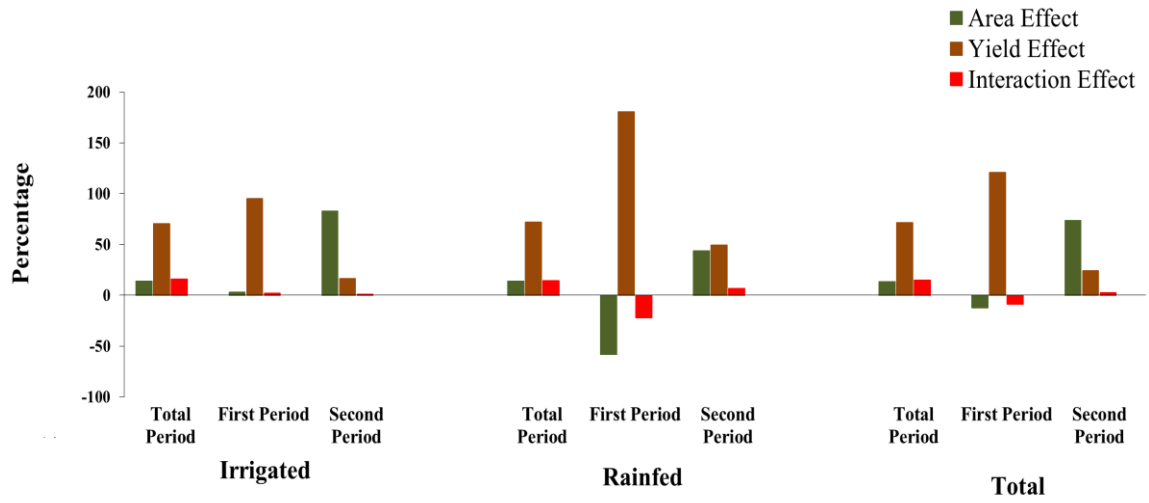
Risk Status	CDVI	Growth Status	CAGR (%)	Time Period	Farming System	Variable
High	48.6	-	-5.22**	Entire period		
Medium	19.6	+	6.72**	First period	Irrigated	
High	38.6	-	-11.8**	Second period		
High	58.4	-	-5.42**	Entire period		
High	52.1	O	2.84ns	First period	Rainfed	Harvested Area
High	57.7	-	-6.95**	Second period		
High	48.9	-	-5.25**	Entire period		
High	30.7	+	5.12**	First period	Total	
High	41.8	-	-9.61**	Second period		
Medium	14.0	+	0.65**	Entire period		
Low	7.8	+	1.39**	First period	Irrigated	
Medium	16.2	O	0.25ns	Second period		
High	32.6	O	0.49ns	Entire period		
High	22.7	O	0.86ns	First period	Rainfed	Yield
High	31.2	-	-2.39*	Second period		
Medium	18.1	+	0.67**	Entire period		
High	11.0	+	2.04**	First period	Total	
Medium	16.6	-	-1.32*	Second period		
High	54.6	-	-4.60**	Entire period		
Medium	18.8	+	8.20**	First period	Irrigated	
High	45.2	-	-11.6**	Second period		
High	73.9	-	-4.95**	Entire period		
High	69.6	O	3.72ns	First period	Rainfed	Production
High	66.1	-	-9.17**	Second period		
High	54.5	-	-4.62**	Entire period		
High	28.3	+	7.26**	First period	Total	
High	43.9	-	-10.8**	Second period		

** و * به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد و ns بیانگر غیرمعنی‌دار بودن است. علائم +، – و O به‌ترتیب نشان‌دهنده وضعیت رشد مثبت، منفی و رکود (عدم تغییر) می‌باشند. از منظر آماری در تحلیل سری‌های زمانی، معنی‌داری شاخص نرخ رشد اثبات‌کننده وجود یک روند ساختاری و قطعی (صعودی یا نزولی) است، در حالی که عدم معنی‌داری آن (ns) گویای ایستایی، رکود و صرفاً نوسانات تصادفی متغیر حول یک میانگین ثابت در آن دوره زمانی می‌باشد. کل دوره (از سال زراعی ۱۳۶۱ تا ۱۴۰۲)، دوره اول (از سال زراعی ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۱) و دوره دوم (از سال زراعی ۱۳۸۲ تا ۱۴۰۲).

** and * indicate significance at the 1% and 5% probability levels, respectively, and ns indicates non-significance. The symbols +, -, and O indicate positive growth, negative growth, and stagnation (no change), respectively. Statistically, in time-series analysis, the significance of the growth rate index proves the existence of a deterministic and structural trend (upward or downward), whereas its non-significance (ns) implies stationarity, stagnation, and merely random fluctuations of the variable around a constant mean during that period. Entire period (1982 to 2023), First period (1982 to 2002), and Second period (2003 to 2023).

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]



شکل ۱. سهم نسبی مؤلفه‌های سطح، عملکرد و اثر تعاملی در تغییرات تولید آفتابگردان (به تفکیک دوره‌های مورد مطالعه). مقادیر منفی بیانگر اثر بازدارنده آن عامل در رشد تولید و مقادیر مثبت نشان‌دهنده سهم افزاینده آن عامل در افزایش تولید است.

Figure 1. Relative contributions of harvested area, yield, and their interaction effect to changes in sunflower production across the studied periods. Negative values denote an inhibitory effect of the respective factor on production growth, whereas positive values indicate an enhancing contribution to production increase.

کشت شده و این انقباض، به نوبه خود انگیزه تحقیق و توسعه را برای شکستن سقف عملکرد تضعیف کرده است که پیامد نهایی آن، تشدید ناپایداری سیستم به مفهوم نوسانات شدید و غیرقابل پیش‌بینی حجم تولید در سال‌های متوالی و درنتیجه، ناتوانی در برنامه‌ریزی برای تأمین پایدار مواد اولیه صنایع روغن‌کشی داخلی است.

واکاوی مؤلفه‌های رشد تولید آفتابگردان

نتایج تجزیه رشد، غلبه مطلق اثر سطح (۱۰۵ درصد) بر اثر عملکرد (۱۹- درصد) را در کل دوره ۴۲ ساله تایید می‌کند (شکل ۱). این وضعیت نشان‌دهنده روند توسعه افقی است که در آن، ورود اراضی حاشیه‌ای و کم‌بازده به چرخه تولید، نه تنها میانگین بهره‌وری را ارتقا نداده، بلکه به‌نظر می‌رسد اثر فناوری‌های نوین را نیز خنثی کرده باشد (۱۲). واکاوی دوره‌ای نشان می‌دهد که در فاز اول (۱۳۶۱-۱۳۸۱)، کشت آبی با سهم مثبت ۸ درصدی عملکرد، مسیری متوازن‌تر را طی می‌کرد؛ درحالی‌که در کشت دیم، کشاورزان برای جبران افت عملکرد ناشی از خشکسالی، به گسترش اراضی در مراتع و آیش‌های کم‌بازده روی آوردند (اثر سطح ۱۲۷ درصد). اثر تعاملی منفی در این دوره، گواه آن است که توسعه افقی اجباری، خود به عاملی برای کاهش بیشتر عملکرد بدل شده است.

در فاز دوم (۱۳۸۲-۱۴۰۲)، ایستایی تکنولوژیک در کشت آبی با سقوط اثر عملکرد به منفی پنج درصد به اوج رسید که نشان‌دهنده برخورد به سقف کارایی ارقام و شیوه‌های مدیریتی موجود است. در مقابل، جهش ظاهری سهم عملکرد در کشت دیم (۴۶ درصد) را نباید به معنای پیشرفت فنی تلقی کرد؛ چرا که با توجه به انقباض سطح در این دوره، این افزایش سهم می‌تواند تا حد زیادی پیامد خروج اجباری اراضی حاشیه‌ای از چرخه تولید و باقی‌ماندن اراضی مستعدتر باشد. همچنین، اثر تعاملی منفی (۲۸- درصد) در اراضی دیم، می‌تواند نشان‌دهنده رقابت شدید بوته‌ها برای جذب رطوبت محدود خاک در شرایط تنش خشکی انتهای فصل باشد. در مجموع، یافته‌ها بر ضرورت چرخش راهبردی از توسعه سطح‌محور به سمت به‌نژادی ارقام متحمل به تنش‌های انتهای فصل و ارتقای کارایی مصرف آب تاکید دارند.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد و ایستایی متغیرهای آفتابگردان در ایران

Table 2. Results of unit root and stationarity tests for sunflower variables in Iran.

Result	KPSS Test	PP Test	ADF Test	Form	Variable	Farming System
$I(1)$	0.37 ns	-0.90 ns	-0.39 ns	Level	Harvested Area	Irrigated
$I(1)$	0.25 ns	-7.60**	-3.72*	First Difference		
$I(1)$	0.45*	-5.68**	-2.31 ns	Level	Yield	
$I(1)$	0.19 ns	-11.1**	-6.57**	First Difference		
$I(1)$	0.42 ns	-1.40 ns	-0.82 ns	Level	Harvested Area	Rainfed
$I(1)$	0.19 ns	-6.74**	-3.60*	First Difference		
$I(1)$	0.18 ns	-4.62**	-2.63 ns	Level	Yield	
$I(1)$	0.11 ns	-9.67**	-5.44**	First Difference		
$I(1)$	0.39 ns	-0.91 ns	-0.45 ns	Level	Harvested Area	Total
$I(1)$	0.25 ns	-6.78**	-3.51*	First Difference		
$I(1)$	0.28 ns	-4.11**	-1.84 ns	Level	Yield	
$I(1)$	0.16 ns	-9.97**	-5.82**	First Difference		

** و * به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد و ns بیانگر غیرمعنی‌دار بودن است. در آزمون‌های ADF و PP فرض صفر بیانگر وجود ریشه واحد (ناایستایی) است، در حالی که در آزمون KPSS فرض صفر بیانگر ایستایی است.

** and * indicate significance at the 1% and 5% probability levels, respectively, and ns indicates non-significance. In the ADF and PP tests, the null hypothesis assumes the presence of a unit root (non-stationarity), whereas in the KPSS test, the null hypothesis assumes stationarity.

آزمون‌های ایستایی و تعیین درجه انباشتگی متغیرها

ارزیابی ایستایی متغیرهای سطح زیر کشت و عملکرد آفتابگردان با بهره‌گیری از آزمون‌های مکمل ADF، PP و KPSS، ضمن مدیریت شبه‌تناقض‌های ناشی از نوسانات شدید در کشت دیم، مؤید ناایستایی تمامی سری‌ها در سطح و مانایی آن‌ها پس از یک بار تفاضل‌گیری است؛ یافته‌ای که متغیرهای مذکور را در هر دو کشت آبی و دیم در ردیف فرآیندهای انباشته از مرتبه یک قرار می‌دهد (جدول ۲). از منظر زراعی، وجود ریشه واحد در سطح کشت، بازتابی از چسبندگی شدید تصمیمات اقتصادی و ماندگاری اثر تکانه‌های منفی نظیر خشکسالی است که مانع از بازگشت سریع اراضی به میانگین بلندمدت می‌شود (۱۵)، درحالی‌که ناایستایی عملکرد، تبلور روندهای فرسایشی و انباشته‌ای چون زوال تدریجی کیفیت منابع پایه و تشدید تنش‌های گرمایی انتهای فصل است (۲۷). شناسایی شکست‌های ساختاری به روش زیوت- اندروز (جدول ۳) نیز پرده از یک رفتار دوگانه برمی‌دارد؛ به‌طوری‌که ماندگاری شوک‌ها در لایه تصمیم‌گیری و مدیریت اراضی، در تقابل با تمایل عملکرد دانه به بازگشت به روند تعادلی پس از رفع تنش‌های فیزیولوژیک گذرا قرار می‌گیرد. این تضاد رفتاری میان لایه‌های اقتصادی و اکولوژیک تولید، ضرورت واکاوی روابط تعادلی بلندمدت از طریق رهیافت هم‌انباشتگی را پیش از انتخاب الگوی نهایی پویا و تدوین سناریوهای پیش‌بینی اجتناب‌ناپذیر می‌سازد.

سنجش حافظه سیستم و تحلیل تعادل بلندمدت

تعیین ساختار وقفه بهینه بر پایه معیار AICC وقفه یک‌ساله را به‌عنوان ساختار حاکم بر حافظه کوتاه‌مدت سیستم معرفی کرد (جدول ۳). به‌نظر می‌رسد این حافظه کوتاه می‌تواند بازتابی از حساسیت‌های اقتصادی و فیزیولوژیک زراعت آفتابگردان در ایران باشد. از منظر مدیریتی، احتمال می‌رود بالا بودن هزینه نهاده‌های اولیه نظیر بذور هیبرید در کنار ریسک تنش‌های میانی و انتهای فصل، منجر به واکنش سریع و حافظه کوتاه‌مدت تولیدکنندگان در تخصیص اراضی بر اساس تجربه سال زراعی

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد زیوت- اندروز با شکست‌های ساختاری و انتخاب وقفه بهینه برای سیستم‌های تولید آفتابگردان در ایران.

Table 3. Results of the Zivot-Andrews unit root test with structural breaks and optimal lag selection for sunflower production systems in Iran.

Optimal lag selection		Zivot-Andrews unit root test				Farming System
AICC	System Lag Order	Result	t-Statistic	Break Year	Variable	
-3.69	0	ns	-3.69	1996	Harvested Area	Irrigated
-5.29#	1	**	-6.19	2009	Yield	
-5.13	2	ns	-4.15	1996	Production	
-4.86	3	-	-	-	-	
-4.71	4	-	-	-	-	
-2.33	0	ns	-4.1	1990	Harvested Area	Rainfed
-3.54#	1	*	-4.97	2011	Yield	
-3.3	2	ns	-4.79	1990	Production	
-3.03	3	-	-	-	-	
-2.77	4	-	-	-	-	
-3.37	0	ns	-4.16	1990	Harvested Area	Total
-5.11#	1	**	-5.38	2009	Yield	
-4.93	2	ns	-4.32	1990	Production	
-4.69	3	-	-	-	-	
-4.7	4	-	-	-	-	

مقادیر بحرانی آزمون زیوت- اندروز (مدل C: شکست در عرض از مبدأ و روند) در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد به‌ترتیب برابر با ۵.۵۷- ، ۵.۰۸- و ٤.۸۲- می‌باشند. ** و * به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد و ns بیانگر غیرمعنی‌دار بودن است (پذیرش فرضیه صفر ریشه واحد). # نشان‌دهنده وقفه بهینه انتخاب شده بر اساس کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکائیکه تصحیح شده (AICC) است.

Critical values for the Zivot-Andrews test (Model C: break in intercept and trend) at the 1%, 5%, and 10% probability levels are -5.57, -5.08, and -4.82, respectively .and * indicate significance at the 1% and 5% probability levels, respectively, and ns indicates non-significance (acceptance of the unit root null hypothesis). # denotes the optimal lag selected based on the lowest value of the Corrected Akaike Information Criterion (AICC).

گذشته شده باشد. از جنبه زراعی، وابستگی عملکرد به وقفه یک‌ساله بازتابی از میراث محیطی و مدیریتی سال گذشته است. آفتابگردان به واسطه سیستم ریشه عمیق (۲۲)، به شدت متکی به ذخایر رطوبتی لایه‌های زیرین پروفیل خاک است؛ تخلیه این ذخایر در سال‌های خشک، به‌دلیل زمان‌بر بودن فرآیند تغذیه مجدد پروفیل، پتانسیل عملکرد سال آتی را محدود می‌سازد. علاوه بر این، عملکرد سال قبل تعیین‌کننده توان اقتصادی تولیدکننده در تأمین نهاده‌های فناورانه (نظیر بذور هیبرید و تغذیه تکمیلی) برای سال جاری است که این پیوستگی، توجیه‌کننده وجود حافظه یک‌ساله در معادله عملکرد می‌باشد. همچنین نتایج آزمون هم‌انباشتگی (جدول ٤)، وجود یک بردار هم‌انباشتگی پایدار را در هر دو کشت آبی و دیم تایید کرد. این یافته دلالت بر آن دارد که علیرغم نوسانات پرآشوب مقطعی، پیوندی ارگانیک میان سطح زیر کشت و عملکرد در زراعت آفتابگردان برقرار است. در این چارچوب، عملکرد دانه به‌عنوان لنگرگاه تعادل عمل کرده و در بلندمدت، مساحت اراضی را با ظرفیت واقعی تولید و پتانسیل بوم‌شناختی منطقه تطبیق می‌دهد؛ به گونه‌ای که اراضی با عملکرد پایین به تدریج از چرخه تولید حذف می‌شوند. این

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

جدول ٤ .نتایج آزمون هم‌انباشتگی سیستم‌های تولید آفتابگردان در ایران

Table 4. Johansen cointegration test results for sunflower production systems in Iran.

Farming System	Null Hypothesis	Trace Statistic	Critical Value (5%)	p-value
Irrigated	r = 0 (None)	29.2	15.5	0.0003
	r ≤ 1 (At most 1)	0.92	3.84	0.3371
Rainfed	r = 0 (None)	21.6	15.5	0.0052
	r ≤ 1 (At most 1)	2.31	3.84	0.1282
Total	r = 0 (None)	16.5	15.5	0.0343
	r ≤ 1 (At most 1)	0.88	3.84	0.3489

آزمون اثر نشان‌دهنده ۱ معادله هم‌انباشته در سطح ۰/۵ برای تمامی سیستم‌های کشت است. r بیانگر تعداد بردارهای هم‌انباشته است.

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 0.05 level for all farming systems. r represents the number of cointegrating vectors.

جدول ۵. برآورد ضرایب سرعت تعدیل (Alpha) در الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) برای سیستم‌های تولید آفتابگردان

Table 5. Estimation of adjustment speed coefficients (Alpha) in the Vector Error Correction Model (VECM) for sunflower production systems.

Significance Status	p-value	t-Statistic	Standard Error	Error Correction Term (ECT)	Dependent Variable	Farming System
ns	0.24	-1.2	0.06	-0.07	Harvested Area	Irrigated
**	<0.0001	-6.38	0.02	-0.15	Yield	
ns	0.53	0.63	0.07	0.05	Harvested Area	Rainfed
**	<0.0001	-4.8	0.05	-0.23	Yield	
ns	0.65	-0.45	0.06	-0.03	Harvested Area	Total
**	<0.0001	-4.36	0.03	-0.12	Yield	

** نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح احتمال ۱ درصد و ns بیانگر غیرمعنی‌دار بودن ضریب است. با توجه به وقفه بهینه الگو (P=1)، پویایی‌های کوتاه‌مدت حذف شده و مدل صرفاً بر اساس سرعت تعدیل بلندمدت (Alpha) برآورد شده است. لازم به توضیح است با توجه به ساختار ریاضی الگوی VECM، متغیرهای وابسته در این الگو به صورت تفاضل مرتبه اول (معادل نرخ رشد متغیرهای لگاریتمی) برآورد شده‌اند

** indicates statistical significance at the 1% probability level, and ns indicates a non-significant coefficient. Given the optimal lag order of the model (P=1), short-run dynamics are omitted, and the model is estimated solely based on the long-run adjustment speed (Alpha). It should be noted that, according to the mathematical structure of the VECM, the dependent variables in this model are estimated in first differences (equivalent to the growth rate of logarithmic variables).

همگرایی ساختاری، ضرورت استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) را به‌منظور پایش همزمان سرعت بازگشت به تعادل و پویایی‌های کوتاه‌مدت سیستم قطعی می‌سازد.

پویایی‌های تعادلی و سرعت تعدیل سیستم

برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (جدول ۵) رفتار دوگانه و معناداری را در واکنش متغیرهای سطح زیر کشت و عملکرد آفتابگردان به تکانه‌های محیطی و سیستمی طی ٤٢ سال گذشته نشان می‌دهد. ضریب تصحیح خطا (ECT) که نشان‌دهنده سرعت تعدیل و قابلیت بازگشت سیستم به مسیر تعادل بلندمدت است، برای معادله عملکرد در کشت آبی، دیم و کل دارای علامت منفی، کوچک‌تر از یک و در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۵). مقادیر این ضریب نشان می‌دهد که در صورت بروز یک شوک محیطی (مانند تنش خشکی سالانه، نوسانات دمایی یا طغیان مقطعی آفات) که عملکرد را از تعادل بلندمدت خود منحرف سازد، در شرایط دیم سالانه ۲۳/۲ درصد، در کشت آبی ۱۵/۱درصد و در سطح کل کشور ۱۱/۹ درصد از این انحراف را در سال بعد اصلاح کرده و به سمت مسیر تعادلی میل می‌کند. از منظر تحلیل سیستمی، سرعت بالاتر تعدیل در کشت دیم (۰/۲۳) در مقایسه با کشت آبی (۰/۱۵-) بازتابی از طبیعت واکنش‌پذیر

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

جدول ٦. نتایج آزمون‌های تشخیصی و بررسی سلامت الگوی VECM

Table 6. Results of diagnostic tests and robustness check of the VECM.

Stability Condition	Heteroskedasticity Test	Normality Test	Autocorrelation Test	Farming System
Stable	Homoscedastic (P > 0.05)	Non-normal (Area) / Normal (Yield)	No autocorrelation (P > 0.05)	Irrigated
Stable	Homoscedastic (P > 0.05)	Normal (P > 0.05)	No autocorrelation (P > 0.05)	Rainfed
Stable	Homoscedastic (P > 0.05)	Non-normal (Area) / Normal (Yield)	No autocorrelation (P > 0.05)	Total

در آزمون‌های تشخیصی، فرض صفر (H_0) بر مبنای کفایت الگو (فقدان خودهمبستگی، نرمال بودن پسماندها و همسانی واریانس) استوار است. غیرنرمال بودن پسماندهای سطح کشت ناشی از نوسانات ساختاری اراضی است که با توجه به تایید پایداری مدل و فقدان خودهمبستگی، خللی در اعتبار برآوردها ایجاد نمی‌کند. پایداری مدل نیز با قرارگیری ریشه‌های چندجمله‌ای مشخصه (به‌جز ریشه واحد تحمیلی هم‌انباشتگی) در داخل دایره واحد احراز شد.

In the diagnostic tests, the null hypothesis (H0) postulates model adequacy (i.e., absence of serial correlation, normally distributed residuals, and homoscedasticity). The non-normality observed in the harvested area residuals is attributed to structural land fluctuations; however, given the confirmed stability of the model and the absence of autocorrelation, this does not invalidate the estimation results. Model stability was verified as all roots of the characteristic polynomial (except for the explicitly imposed cointegrating unit root) strictly fall inside the unit circle.

و خودتنظیم‌گر اکوسیستم‌های دیم است که در آن‌ها پتانسیل عملکرد گیاه به‌سرعت و به‌طور مستقیم خود را با نوسانات نزولات جوی سال جدید تطبیق می‌دهد. در مقابل، در کشت آبی، اثرات حائل ناشی از آبیاری تکمیلی و مدیریت مستمر نهاده‌ها، باعث کندتر شدن واکنش سیستم به شوک‌ها و متعاقباً کاهش سرعت بازگشت به تعادل می‌شود (۳٤). افزون بر این، با توجه به ساختار برداری الگو و پیوند سیستمی عملکرد با متغیر سطح زیر کشت، سرعت بازگشت به تعادل صرفاً تابع واکنش‌های سریع محیطی نیست. در واقع، درهم‌تنیدگی سیستم با عوامل غیرمحیطی و اقتصادی اثرگذار بر تخصیص اراضی (نظیر قیمت محصول، سیاست‌های بازار و چسبندگی‌های نهادی) باعث ایجاد اینرسی شده و موجب می‌شود که ضریب سرعت تعدیل در هر دو کشت آبی و دیم کمتر از یک (تعدیل تدریجی و چندساله) برآورد شود. در غیاب این اصطکاک‌های اقتصادی و درصورتی‌که سیستم اکولوژیک گیاه صرفاً متأثر از شوک‌های محیطی بود، این تکانه‌ها به احتمال زیاد در کمتر از یک سال زراعی کاملاً تخلیه شده و ضریب تصحیح خطا فراتر از یک قرار می‌گرفت.

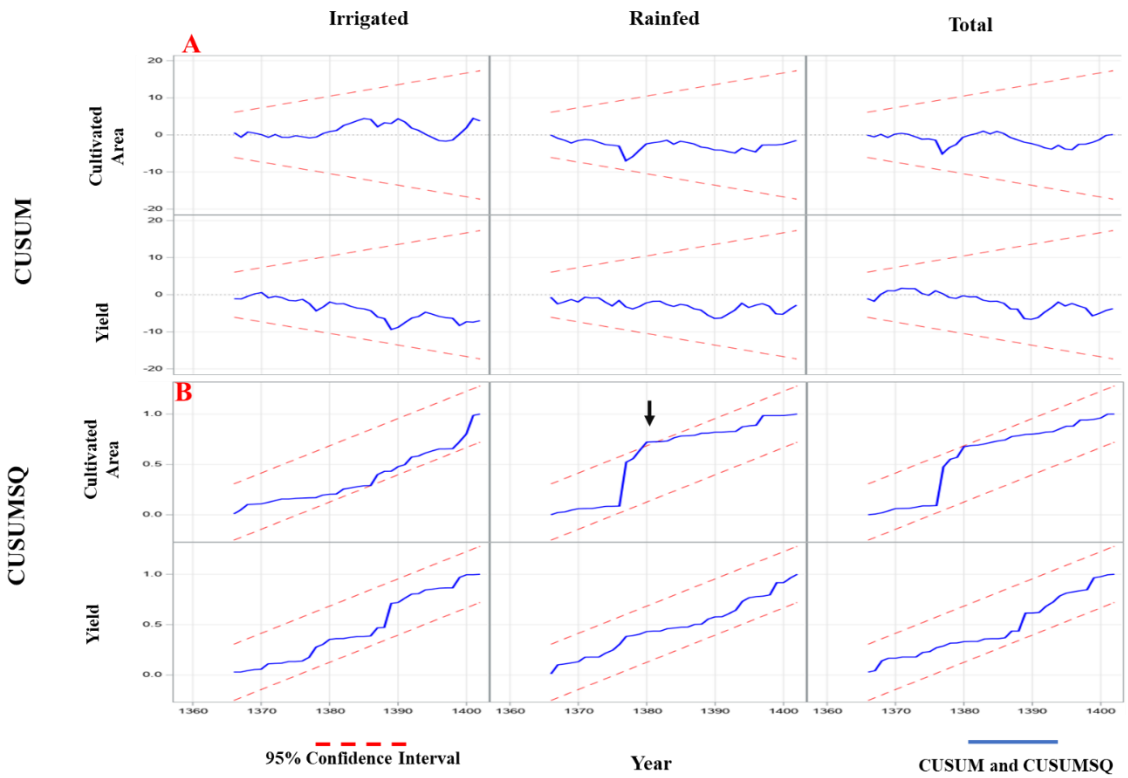
از سوی دیگر، عدم معنی‌داری آماری ضرایب تصحیح خطا در معادلات سطح زیر کشت اراضی آبی و دیم، اثبات می‌کند که سطح زیر کشت آفتابگردان در ایران فاقد مکانیسم درون‌زای بازگشت به تعادل است؛ به عبارت دیگر، هنگامی که سطح زیر کشت به‌دلیل رقابت با محصولات جایگزین، تنزل مزیت نسبی اقتصادی و یا تشدید محدودیت‌های آبی کاهش می‌یابد، مکانیسم‌های درونی تولید به‌طور طبیعی قادر به احیای این اراضی نیست. این عدم تقارن ساختاری می‌تواند نشان‌دهنده این موضوع باشد که خروج اراضی از چرخه تولید آفتابگردان یک روند فرسایشی است که توقف یا معکوس کردن آن احتمالاً از توان مکانیسم‌های خودکار سیستم خارج بوده و مستلزم مداخلات قدرتمند و برون‌زای سیاستی نظیر اصلاح ساختار قیمت‌گذاری تضمینی، توسعه کشاورزی قراردادی و معرفی ارقام هیبرید متحمل به تنش می‌باشد.

ارزیابی استحکام و پایداری ساختاری الگو

نتایج آزمون‌های تشخیصی، استحکام ساختاری و قابلیت اتکای الگوی VECM را در تبیین پویایی‌های تولید آفتابگردان تأیید کرد (جدول ٦). این نتایج نشان می‌دهد که علیرغم عدم ورود مستقیم متغیرهای برون‌زای اقتصادی، نهادی و اقلیمی به الگو، مدل تصریح‌شده از اعتبار آماری و کفایت لازم برخوردار بوده و رفتار

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

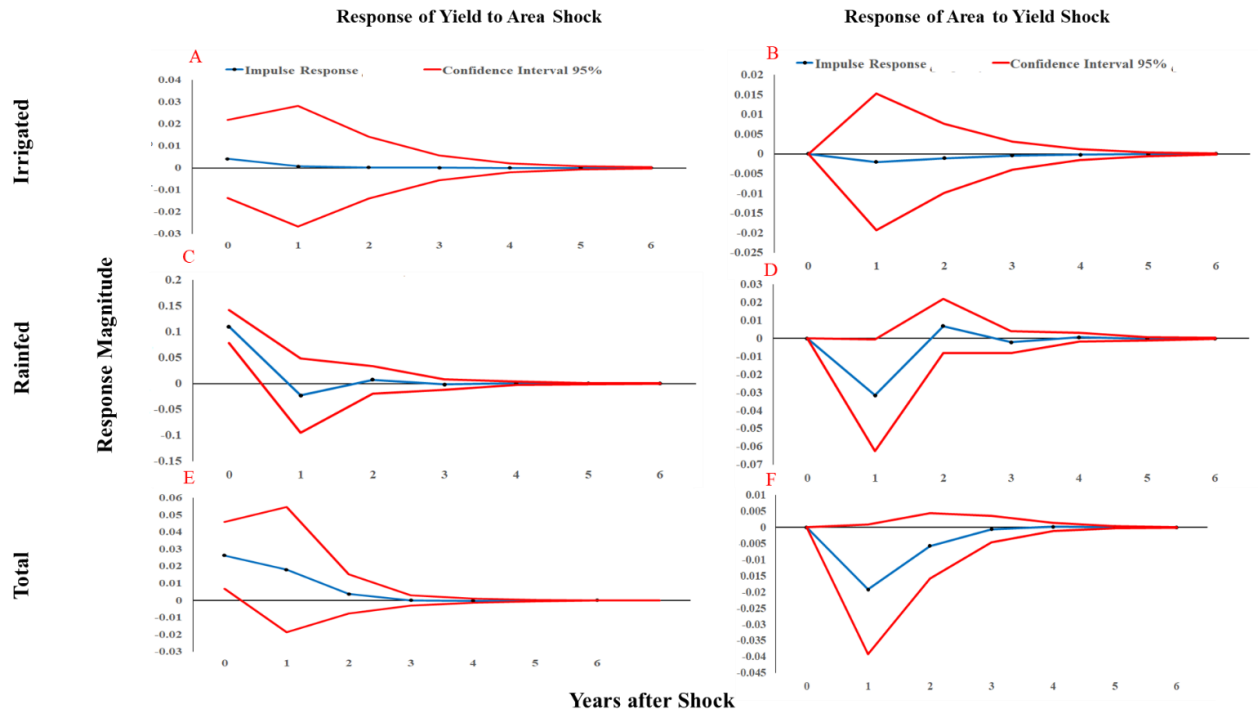


شکل ۲- نمودارهای ثبات ساختاری الگو. (A) آزمون CUSUM برای پایداری ضرایب؛ (B) آزمون CUSUMSQ برای پایداری واریانس. خطوط‌چین نشان‌دهنده مرزهای بحرانی ۵ درصد هستند.

Figure 2. Structural stability plots of the model. (A) CUSUM test for parameter stability; (B) CUSUMSQ test for variance stability. The dashed lines represent the 5% critical bounds.

سیستم را به درستی شبیه‌سازی کرده است. قرارگیری ریشه‌های مشخصه در دایره واحد و فقدان خودهمبستگی (آزمون پورتمنتو) و ناهمسانی واریانس شرطی (آزمون ARCH) نشان‌دهنده کفایت وقفه گزینش‌شده و ثبات مدل در استخراج سیگنال‌های واقعی از نوسانات ٤٢ ساله است. با توجه به اینکه تغییرات متغیر سطح زیر کشت در ذات خود متأثر از و دربردارنده اثرات عوامل کلان اقتصادی است (۱۳)، انحراف این متغیر از توزیع نرمال به‌دلیل ماهیت تکانه‌ای و ناگهانی همین عوامل (به‌ویژه تغییرات مقطعی در سیاست‌های حمایتی) و همچنین شوک‌های اقلیمی، امری استنتاج‌پذیر و قابل توجیه است؛ با این وجود، پایداری سایر شاخص‌ها سلامت مدل را برای تحلیل‌های آتی تضمین می‌نماید. همچنین واکاوی آماره‌های پسماند بازگشتی نشان داد که علیرغم ثبات میانگین الگو (CUSUM)، واریانس سیستم (CUSUMSQ) در اراضی آبی با دو شکست ساختاری معنادار مواجه شده است (شکل ۲). شکست نخست (۱۳۸۱-۱۳۸۰) بازتاب فاز گذار کشاورزی ایران در مواجهه با خشکسالی‌های فراگیر (همراه با سقوط شاخص کمّی بارش استاندارد (SPI) به مقادیر منفی و افت شدید نزولات جوی نسبت به میانگین بلندمدت) و افت تراز آب‌های زیرزمینی است (۳۳). شکست دوم (۱۳۹۲-۱۳۹۰) نیز برآیند هم‌زمانی تکانه‌های اقتصاد کلان (جهش قیمت نهاده‌ها ناشی از سیاست هدفمندی یارانه‌ها) و تشدید تنش‌های هیدرولوژیک (نظیر افت کمی روان‌آب‌ها و کسری شدید مخازن آبی) بود (۲) که منجر به خروج ناگهانی بخشی از اراضی از چرخه تولید شد. در مقابل، ثبات کامل شرایط کشت دیم و عدم ثبت شکست ساختاری در آن، اثبات می‌کند که نوسانات تولید در این اکوسیستم فاقد تغییر رژیم بوده و صرفاً تابعی از توزیع تصادفی و زمانی نزولات جوی است (۲۹).

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]
[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]



شکل ۳- نمودارهای پنلی توابع واکنش آنی (IRF) برای سطح زیر کشت و عملکرد آفتابگردان تحت سیستم‌های کشت مختلف طی یک افق شش‌ساله. این نمودارهای فرعی تعاملات پویای خاصی را نشان می‌دهند: (A) واکنش عملکرد به یک شوک سطح؛ (B) واکنش سطح زیر کشت به یک شوک عملکرد در سیستم آبی؛ (C) واکنش عملکرد به یک شوک سطح؛ (D) واکنش سطح زیر کشت به یک شوک عملکرد در سیستم دیم؛ (E) واکنش عملکرد به یک شوک سطح، و (F) واکنش سطح زیر کشت به یک شوک عملکرد برای کل سیستم تولید. خط ممتد مرکزی نشان‌دهنده مسیر تخمین‌زده‌شده واکنش است، درحالی‌که خطوط‌چین بیانگر باندهای اطمینان ۹۵ درصد (۱.۹۶ ± خطای معیار) هستند.

Figure 3. Panel plots of Impulse Response Functions (IRFs) for sunflower harvested area and yield under different farming systems over a six-year horizon. The subplots illustrate specific dynamic interactions: (A) response of yield to an area shock, and (B) response of harvested area to a yield shock in the irrigated system; (C) response of yield to an area shock, and (D) response of harvested area to a yield shock in the rainfed system; (E) response of yield to an area shock, and (F) response of harvested area to a yield shock for the total production system. The central solid line illustrates the estimated response path, while the dashed lines represent the 95% confidence bands (± 1.96 standard errors).

پویایی‌شناسی متقابل سطح و عملکرد (توابع واکنش آنی)

بررسی توابع واکنش آنی (IRF) پویایی‌های نامتقارن، پیچیده و متضادی را در رفتار اکولوژیک و تصمیمات زراعی تولید آفتابگردان آشکار می‌سازد (شکل ۳). از یک سو، نتایج نشان می‌دهد که واکنش سطح زیر کشت به تکانه‌های عملکرد در کشت آبی و دیم کاملاً متفاوت است؛ به‌طوری‌که بروز یک شوک مثبت در عملکرد کشت دیم (که عموماً تابعی از توزیع مطلوب نزولات جوی و ترسالی است) ، به واکنشی مثبت و فزاینده در توسعه سطح زیر کشت طی سال‌های آتی منجر می‌شود (شکل ۳ بخش D). این امر از دیدگاه زراعی نمایانگر رفتار فرصت‌طلبانه و استراتژی ریسک‌پذیر زارعین دیم‌کار است که با مشاهده شرایط مساعد، اراضی آیش را با سرعت بیشتری به چرخه کشت وارد می‌کنند (۱). در نقطه مقابل، واکنش سطح زیر کشت آبی (و به تبع آن کل کشور) به شوک مثبت عملکرد، کاملاً انقباضی و منفی است (شکل ۳ بخش‌های B و F). این رفتار ظاهراً متناقض، بازتابی از استراتژی آزادسازی منابع در اراضی آبی است؛ بدین

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]
[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

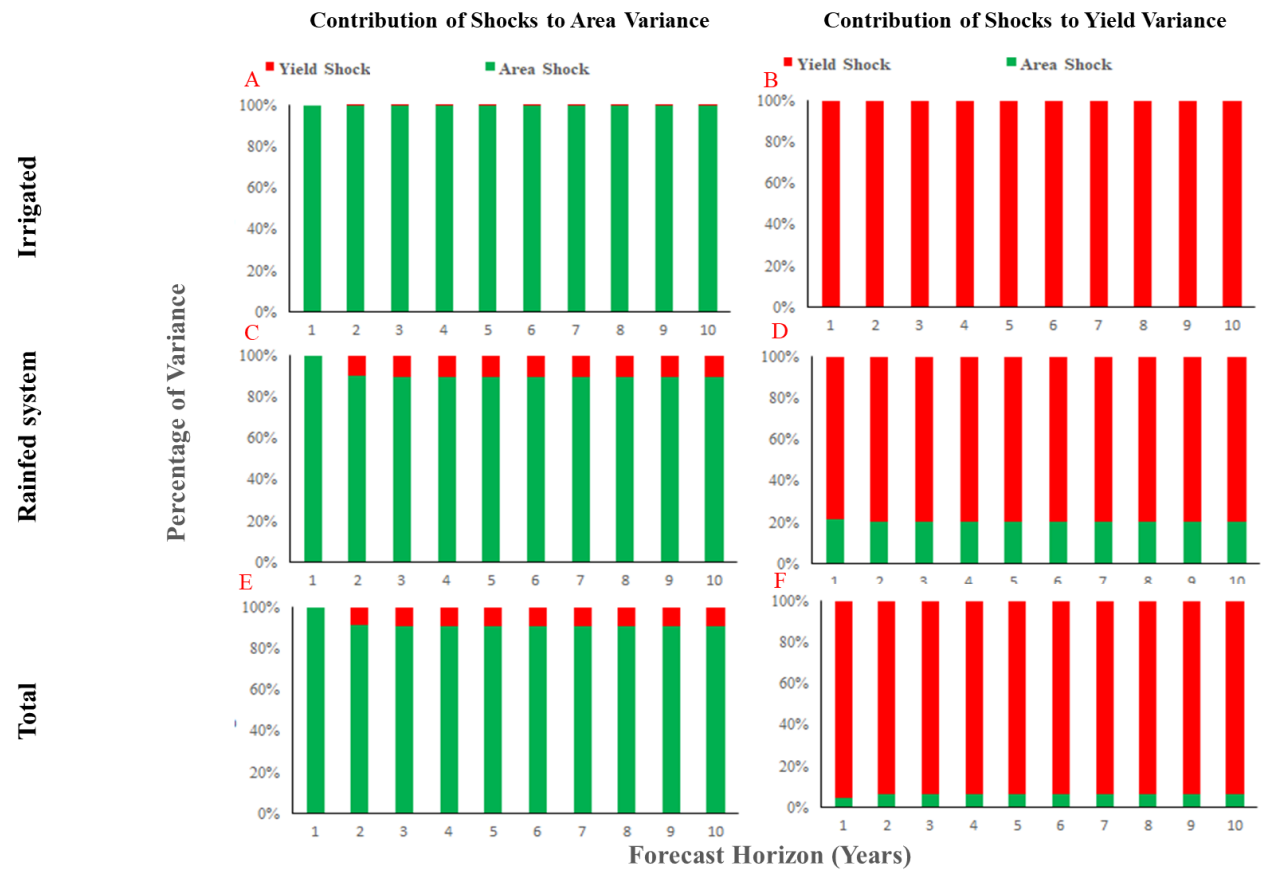
معنا که با ارتقای عملکرد در واحد سطح، کشاورز می‌تواند هدف تولیدی خود را در مساحت کمتری محقق سازد و به‌دلیل محدودیت شدید منابع آب تابستانه در ایران، اراضی و آب آزادشده را به کشت محصولات جایگزین با مزیت اقتصادی بالاتر اختصاص دهد. از سوی دیگر، بررسی مسیر معکوس این ارتباط (واکنش عملکرد به تکانه‌های سطح) حاکی از افت ساختاری عملکرد در پی توسعه فیزیکی اراضی است. در هر دو کشت آبی و دیم (شکل ۳ بخش‌های A، C و E)، اعمال تکانه افزایشی بر سطح زیر کشت با واکنشی منفی در عملکرد مواجه شده و این افت خیلی سریع در یک نقطه تعادلی پایین‌تر تثبیت می‌شود. از منظر اکولوژی زراعی، این واکنش تأییدکننده وقوع پدیده اثر اراضی حاشیه‌ای و کاهش منابع است (۸). توسعه ناگهانی و افقی سطح زیر کشت، به‌ناچار زراعت آفتابگردان را به سمت اراضی با پتانسیل حاصلخیزی پایین‌تر سوق داده و سبب توزیع گسترده‌تر و کاهش سهم نهاده‌های محدود و حیاتی نظیر آب آبیاری، کود و مدیریت زراعی در سطح وسیع‌تری می‌شود. تثبیت این اثر منفی در کوتاه‌مدت اثبات می‌کند که سیاست‌های مبتنی بر توسعه صرفاً افقی آفتابگردان، بدون ظرفیت‌سازی اکولوژیک و ارتقای فناوری‌های ژنتیکی، به‌طور ذاتی با افت عملکرد و کاهش راندمان مصرف نهاده‌ها همراه خواهد بود.

تجزیه واریانس نوسانات سطح و عملکرد

بررسی نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD) ابعاد پنهانی از منشأ بی‌ثباتی در کشت‌های آبی و دیم آفتابگردان را آشکار می‌سازد (شکل ٤). تحلیل‌ها نشان می‌دهد که در هر دو شرایط کشت (شکل ٤ بخش‌های A، C و E)، سطح زیر کشت دارای درجه بالایی از اینرسی ساختاری است؛ به‌طوری‌که در افق ده‌ساله، بیش از ۹٦ تا ۹۹ درصد از نوسانات سطح زیر کشت توسط تکانه‌های درونی خود این متغیر توضیح داده می‌شود. این امر گویای آن است که تصمیمات زارعین برای تخصیص اراضی به زراعت آفتابگردان، کمتر تحت تأثیر شوک‌های کوتاه‌مدت عملکردی قرار داشته و بیشتر تابعی از متغیرهای کلان و چسبندگی‌های ساختاری در سیستم‌های زراعی است. با این وجود، واکاوی منشأ نوسانات عملکرد، تقابل اکولوژیک عمیقی را میان دو کشت آبی و دیم نمایان می‌سازد. در شرایط کشت دیم، نوسانات عملکرد (شکل ٤، بخش D) تقریباً به‌طور کامل (بیش از ۹۸ درصد در تمام افق‌های زمانی) توسط شوک‌های خود عملکرد توضیح داده می‌شود و تکانه توسعه سطح، نقش بسیار ناچیزی (کمتر از ۲ درصد) ایفا می‌کند. این یافته اثبات می‌کند که عملکرد آفتابگردان دیم، ذاتاً و منحصراً تابعی از تکانه‌های اقلیمی (نظیر نوسانات بارندگی) است و از آنجا که کشت دیم مبتنی بر راهبرد حداقل نهاده مدیریت می‌شود (١٦)، گسترش سطح زیر کشت تأثیر ساختاری بر افت میانگین عملکرد آن ندارد.

در نقطه مقابل، کشت آبی پویایی کاملاً متفاوتی را به تصویر می‌کشد. در کشت آبی، سهم تکانه سطح زیر کشت در توضیح نوسانات عملکرد (شکل ٤، بخش B)، از ۲ درصد در سال اول به بیش از ١٦/۲ درصد در سال دهم افزایش می‌یابد. از دیدگاه اکولوژی زراعی، این رشد فزاینده، قوی‌ترین سند برای اثبات وقوع پدیده کاهش تمرکز نهاده‌ای و اثر اراضی حاشیه‌ای (۱۳) در زراعت آفتابگردان در ایران است. این نتیجه نشان می‌دهد که هرگونه فشار برای توسعه افقی اراضی آبی آفتابگردان، به‌دلیل محدودیت شدید منابع حیاتی (به‌ویژه آب تابستانه)، سبب پراکندگی غیربهینه این نهاده‌ها در سطح وسیع‌تر و ورود زراعت به اراضی با پتانسیل پایین‌تر می‌شود؛ پدیده‌ای که در بلندمدت به بی‌ثباتی ساختاری و افت عملکرد در واحد سطح منجر می‌شود. انعکاس این رفتار در مقیاس کلان (کل کشور) نیز نشان داد که تکانه سطح در بلندمدت تا ٤/۲ درصد از نوسانات عملکرد ملی را توضیح می‌دهد (شکل ٤، بخش F). برآیند این یافته‌ها حاکی از آن است که راهبرد توسعه تولید آفتابگردان در ایران، به‌ویژه در اراضی آبی، نیازمند گذار از توسعه افقی (افزایش سطح) به توسعه عمودی (ارتقای ظرفیت‌های ژنتیکی و بهینه‌سازی اکولوژیک) است. در غیر این صورت، گسترش فیزیکی اراضی مستقیماً به تشدید بی‌ثباتی و افت بهره‌وری تولید منجر خواهد شد.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]
[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]



شکل ٤- نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD) برای سطح زیر کشت و عملکرد آفتابگردان تحت سیستم‌های کشت مختلف. این نمودارهای فرعی جزئیات سهم واریانس‌های خاص را نشان می‌دهند: (A) سهم شوک‌ها در واریانس سطح زیر کشت؛ (B) سهم شوک‌ها در واریانس عملکرد در سیستم آبی؛ (C) سهم شوک‌ها در واریانس سطح زیر کشت؛ (D) سهم شوک‌ها در واریانس عملکرد در سیستم دیم؛ (E) سهم شوک‌ها در واریانس سطح زیر کشت؛ (F) سهم شوک‌ها در واریانس عملکرد برای کل سیستم تولید.

Figure 4. Forecast Error Variance Decomposition (FEVD) results for sunflower harvested area and yield under different farming systems. The subplots detail the specific variance contributions: (A) contribution of shocks to harvested area variance, and (B) contribution of shocks to yield variance in the irrigated system; (C) contribution of shocks to harvested area variance, and (D) contribution of shocks to yield variance in the rainfed system; (E) contribution of shocks to harvested area variance, and (F) contribution of shocks to yield variance for the total production system.

پیش‌بینی روند تغییرات و چشم‌انداز تولید در افق ۱۴۰۷

به‌منظور ترسیم چشم‌انداز آتی تولید آفتابگردان و ارزیابی پایداری کشت‌های آبی و دیم، مقادیر سطح زیر کشت، عملکرد و تولید کل در یک افق پنج‌ساله (تا سال ۱۴۰۷ / ۲۰۲۸) بر مبنای پویایی‌های ساختاری استخراج‌شده از مدل تصحیح خطای برداری(VECM) پیش‌بینی شد (جدول ۷). نتایج پیش‌بینی نشان می‌دهد که با فرض ثبات شرایط کنونی سیستم و بدون لحاظ نمودن اثر متغیرهای برون‌زای لحاظ نشده (از جمله شوک‌های قیمتی، تغییرات ناگهانی اقلیمی و به‌ویژه جهش‌های تکنولوژیک در معرفی ارقام جدید)، مجموع تولید آفتابگردان کشور از ۱۳۰۳۰ تن در سال ۱۴۰۲ به حدود ۹۹۵۲ تن در افق ۱۴۰۷ کاهش خواهد یافت (افت تقریبی ۲۳/۶ درصدی). واکاوی سیستمی این افت تولید نشان‌دهنده انقباض همزمان در هر دو شرایط کشت آبی و دیم است؛ با این حال، مکانیسم‌های این انقباض متفاوت ارزیابی می‌شود. در کشت آبی، سطح زیر کشت با یک افت ساختاری مواجه شده و به موازات آن، عملکرد در واحد سطح در حالت

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

جدول ۷. مقادیر واقعی (۱۴۰۲) و پیش‌بینی پنج‌ساله (۱۴۰۷) سطح زیر کشت، عملکرد و تولید آفتابگردان در نظام‌های زراعی ایران تحت سناریوی ادامه روند فعلی

Table 7. Actual values (2023) and five-year forecasts (2028) of sunflower harvested area, yield, and production in Iran under the business-as-usual scenario.

Forecast Value (2028)	Estimate Level	Actual Value (2023)	Farming System	Variable
876	Lower bound	6070		
5004	Baseline forecast	6070	Irrigated	
28597	Upper bound	6070		
534	Lower bound	5224		
4710	Baseline forecast	5224	Rainfed	Harvested Area (ha)
41528	Upper bound	5224		
1410	Lower bound	11294		
9715	Baseline forecast	11294	Total	
70125	Upper bound	11294		
1037	Lower bound	1424		
1412	Baseline forecast	1424	Irrigated	
1921	Upper bound	1424		
326	Lower bound	839		
613	Baseline forecast	839	Rainfed	Yield (kg/ha)
1152	Upper bound	839		
768	Lower bound	1154		
1024	Baseline forecast	1154	Total	
1466	Upper bound	1154		
908	Lower bound	8646		
7065	Baseline forecast	8646	Irrigated	
54946	Upper bound	8646		
174	Lower bound	4384		
2887	Baseline forecast	4384	Rainfed	Production (tonnes)
47826	Upper bound	4384		
1083	Lower bound	13030		
9952	Baseline forecast	13030	Total	
102772	Upper bound	13030		

حدود پایین و بالا نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۹۵ درصد پیش‌بینی‌ها هستند.

The lower and upper bounds represent the 95% confidence interval of the forecasts.

رکود قرار می‌گیرد (کاهش جزئی از ۱۴۲۴ به ۱۴۱۲ کیلوگرم در هکتار). این رکود عملکردی در کشت آبی، تأییدی مجدد بر محدودیت‌های بوم‌شناختی، افت کارایی تخصیص منابع و فقدان نوآوری‌های ژنتیکی و مدیریتی مؤثر برای شکستن سقف عملکرد در این اراضی است.

از سوی دیگر، شرایط دیم چشم‌انداز به مراتب آسیب‌پذیرتری را به تصویر می‌کشد. در کشت دیم، علاوه بر کاهش مساحت، پیش‌بینی می‌شود که میانگین عملکرد با یک افت شدید مواجه شده و از ۸۳۹ به ۶۱۳ کیلوگرم در هکتار تنزل یابد.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

این تنزل شدید، انعکاس مستقیم شکنندگی نظام‌های کم‌نهاده در برابر تغییرات اقلیمی و فقدان تاب‌آوری ساختاری است (۳۲).

علاوه بر مقادیر پایه، شکاف بسیار عمیق میان حدود پایین و بالای پیش‌بینی در هر سه شاخص، گویای درجه بالایی از عدم قطعیت و ریسک سیستماتیک در تولید این محصول است. این فواصل اطمینان عریض اثبات می‌کنند که تولید آفتابگردان در ایران به شدت در معرض تکانه‌های بیرونی قرار دارد. در مجموع، چشم‌انداز پنج‌ساله تأکید می‌کند که تداوم روند فعلی به حاشیه‌نشینی بیشتر این محصول استراتژیک در الگوهای کشت منجر خواهد شد و تغییر جهت به سوی کشاورزی حفاظتی، ارتقای تاب‌آوری اقلیمی (به‌ویژه در اراضی دیم) و بهینه‌سازی مصرف نهاده‌ها، یک الزام قطعی برای معکوس کردن این روند نزولی است.

نتیجه‌گیری کلی

یافته‌های این پژوهش نشان داد که تولید آفتابگردان در ایران طی چهار دهه اخیر از یک فاز توسعه‌ای به یک فاز انقباضی و فرسایشی تغییر وضعیت داده است. غلبه مطلق اثر سطح بر اثر عملکرد و ناپایداری شدید در کشت دیم، گویای آن است که تولید این محصول بیش از آنکه متکی بر نوآوری و بهره‌وری باشد، تابع نوسانات تصادفی اقلیم و تصمیمات مقطعی زارعین در تخصیص اراضی است. عدم وجود مکانیسم بازگشت به تعادل در متغیر سطح زیر کشت، هشداری برای سیاست‌گذاران است؛ چرا که خروج اراضی از چرخه کشت آفتابگردان روندی خودافزا یافته و بدون مداخلات ساختاری نظیر بهبود کارایی مصرف آب و معرفی ارقام متحمل به تنش‌های انتهای فصل، این محصول در افق ۱۴۰۷ بیش از پیش به حاشیه رانده خواهد شد. بر این اساس، گذار از روند توسعه افقی به راهکار توسعه عمودی و سرمایه‌گذاری بر فناوری‌های نوین زراعی، تنها مسیر تضمین تاب‌آوری و پایداری زراعت آفتابگردان در کشور ارزیابی می‌شود. در امتداد این گذار ساختاری، از آنجا که نتایج الگوی تصحیح خطای برداری اثبات کرد روند خروج اراضی فاقد قابلیت خودتنظیمی است، اتخاذ رویکردهای نهادی نظیر توسعه کشاورزی قراردادی و بازنگری در ساختار قیمت‌گذاری محصولات اساسی نیز می‌تواند مزیت رقابتی آفتابگردان را در برابر محصولات پاییزه و بهاره رقیب احیا کند. افزون بر این، با توجه به سهم غالب تکانه‌های محیطی در بی‌ثباتی شرایط دیم، ارتقای چتر حمایتی از طریق پوشش‌های بیمه‌ای درآمد- محور، آسیب‌پذیری زارعین را تعدیل خواهد کرد. درنهایت، لازم به ذکر است که چارچوب تحلیلی این پژوهش بر پویایی‌های متقابل سطح کشت و عملکرد استوار بوده و محدودیت اصلی آن، عدم لحاظ مستقیم سایر متغیرهای توضیحی، به‌ویژه عوامل کلان اقتصادی (نظیر قیمت محصول و محصولات رقیب اثرگذار بر سطح زیر کشت) و مؤلفه‌های خرد اقلیمی و مدیریت نهاده (اثرگذار بر عملکرد) در ساختار الگو است. از این رو، ارزیابی اثرات این متغیرها در قالب الگوهای چندمتغیره گسترده‌تر، می‌تواند مسیر روشنی برای مطالعات آتی در این حوزه باشد.

منابع

1. Adnan, K. M., L. Ying, Z. Ayoub, S. A. Sarker, R. Menhas, F. Chen and M. Yu. 2020. Risk management strategies to cope catastrophic risks in agriculture: the case of contract farming, diversification and precautionary savings. *Agriculture* 10(8): 351.
2. Afrakhteh, H. and M. Hajipour. 2024. Food self-sufficiency and water resources: A return to Iran's future challenges. *Green Development Management Studies* 3(2): 43-57. (In Farsi).
3. Brown, R. L., J. Durbin and J. M. Evans. 1975. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology* 37(2): 149-163.
4. Burnham, K. P. and D. R. Anderson. 2002. Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach. Springer, New York.
5. Cuddy, J. D. and P. A. Della Valle. 1978. Measuring the instability of time series data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 40(1): 79-85.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

6. Daneshian, J. and M. Kheybari. 2013. Effect of water deficit stress on head characteristics of sunflower hybrids. *International Journal of Agriculture* 3(4): 917.
7. Daneshian, J., F. Sahriati, N. Safavi Fard and A. Hassani. 2021. Investigating of water deficit stress effect on yield and fatty acids of sunflower hybrids seed oil. *Journal of Crops Improvement* 23(2): 347-360. (In Farsi).
8. Davis, K. F., J. A. Gephart, K. A. Emery, A. M. Leach, J. N. Galloway and P. D'Odorico. 2016. Meeting future food demand with current agricultural resources. *Global Environmental Change* 39: 125-132.
9. Dayal, R. 1966. Agricultural growth rates and their components. *Indian Journal of Agricultural Economics* 21(4): 227-237.
10. Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49(4): 1057-1072.
11. Engle, R. F. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50(4): 987-1007.
12. Fischer, T., D. Byerlee and G. Edmeades. 2012. Crop Yields and Food Security: Will Yield Increases Continue to Feed the World?. ACIAR, Canberra.
13. Gerber, J. S., D. K. Ray, D. Makowski, E. E. Butler, N. D. Mueller, P. C. West and L. Sloat. 2024. Global spatially explicit yield gap time trends reveal regions at risk of future crop yield stagnation. *Nature Food* 5(2): 125-135.
14. Gujarati, D. N. 2021. Essentials of Econometrics. Sage Publications, Thousand Oaks.
15. Hardaker, J. B., R. B. Huirne, J. R. Anderson and G. Lien. 1997. Coping with Risk in Agriculture. CAB International, Wallingford.
16. Harrington, L. and P. Tow. 2011. Types of rainfed farming systems around the world. pp. 45-74, In: P. Tow, I. Cooper, I. Partridge and C. Birch (eds), Rainfed Farming Systems. Springer Netherlands, Dordrecht.
17. Hosking, J. R. 1980. The multivariate portmanteau statistic. *Journal of the American Statistical Association* 75(371): 602-608.
18. Jaiswal, R., G. K. Jha, R. R. Kumar and K. Choudhary. 2022. Deep long short-term memory based model for agricultural price forecasting. *Neural Computing and Applications* 34(6): 4661-4676.
19. Jarque, C. M. and A. K. Bera. 1987. A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review* 55(2): 163-172.
20. Johansen, S. and K. Juselius. 1990. Some structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the purchasing power parity and the uncovered interest parity for UK. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2): 169-210.
21. Kalantar Ahmadi, S. A. and J. Daneshian. 2025. Enhancing soybean (*Glycine max* L. Merr) heat stress tolerance: effects of sowing date on seed yield, oil content, and fatty acid composition in hot climate conditions. *Food Science & Nutrition* 13(1): e4690.
22. Kheybari, M., J. Daneshian, A. Taei, H. A. Rahmani and S. Seyfzadeh. 2013. Effect of PGPR and amino acid application on sunflower yield under different water deficit conditions. *International Journal of Agriculture* 3(4): 694.
23. Khosravipour, B. and Z. Naami. 2025. A review of agricultural exploitation systems in Iran. *Geography and Human Relationships* 8(2): 282-299. (In Farsi).
24. Kilian, L. 2006. New introduction to multiple time series analysis, by Helmut Lütkepohl, springer, 2005. *Econometric Theory* 22(5): 961-967.
25. Kočenda, E. and A. Černý. 2015. Elements of Time Series Econometrics: An Applied Approach. Karolinum Press, Prague.
26. Kwiatkowski, D., P. C. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159-178.
27. Lobell, D. B. and M. B. Burke. 2010. On the use of statistical models to predict crop yield responses to climate change. *Agricultural and Forest Meteorology* 150(11): 1443-1452.
28. Lütkepohl, H. 2013. Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer Science & Business Media, Berlin.
29. Manly, B. F. and D. Mackenzie. 2000. A cumulative sum type of method for environmental monitoring. *Environmetrics* 11(2): 151-166.
30. Phillips, P. C. and P. Perron. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75(2): 335-346.
31. Ray, D. K., J. S. Gerber, G. K. MacDonald and P. C. West. 2015. Climate variation explains a third of global crop yield variability. *Nature Communications* 6(1): 5989.
32. Ray, D. K., N. Ramankutty, N. D. Mueller, P. C. West and J. A. Foley. 2012. Recent patterns of crop yield growth and stagnation. *Nature Letters / Nature Communications* 3(1): 1293.
33. Shahi, A. 2019. Drought: the Achilles heel of the Islamic Republic of Iran. *Asian Affairs* 50(1): 18-39.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]

34. Shi, W., F. Tao and Z. Zhang. 2013. A review on statistical models for identifying climate contributions to crop yields. *Journal of Geographical Sciences* 23(3): 567-576.
35. Soltani, A., S. M. Alimagham, A. Nehbandani, B. Torabi, E. Zeinali, E. Zand and M. K. Van Ittersum. 2020. Future food self-sufficiency in Iran: A model-based analysis. *Global Food Security* 24: 100351.
36. Thome, H. 2014. Cointegration and error correction modelling in time-series analysis: A brief introduction. *International Journal of Conflict and Violence* 8(2): 199-208.
37. Yuzbashkendi, S. S. 2019. Climate and government'S guaranteed price policy effects on the major oilseeds cultivation area and land rental in Iran. *International Journal of Food and Agricultural Economics* 7(3): 257-269.
38. Zivot, E. and D. W. K. Andrews. 2002. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics* 20(1): 25-44.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-10-20]

[DOI: 10.47176/jcpp.16.3.36503]