



Ecological Synchronization or Technological Inertia? Unveiling Structural Dualism in Iran's Wheat Production Systems and Mapping the 2036 Horizon

Majid Gholamhoseini¹ , Mohsen Saeidi^{2,3} & Akbar Shaabani¹

¹ Seed and Plant Improvement Institute, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran.

² Department of Plant Production and Genetics, Campus of Agriculture and Natural Resources, Razi University, Kermanshah, Iran.

³ Cereal Research Center, Razi University, Kermanshah, Iran.

Corresponding author. E-mail: m.gholamhoseini@areeo.ac.ir

ABSTRACT

Introduction: In Iran, wheat is more than just a crop; it is a strategic commodity with a high national security priority. Despite four decades of efforts toward self-sufficiency, the country's wheat production system continues to face structural challenges such as water stress, land fragmentation, and severe productivity fluctuations. A lack of comprehensive understanding regarding the transmission of climate-policy shocks and the short-term reciprocal interaction between cultivated area and yield has been the Achilles' heel of self-sufficiency programs. This study aims to fill this gap by investigating whether production growth drivers operate identically across the two farming systems (irrigated and rainfed) and determining the production outlook for the 2036 (1415 AH) horizon in light of ecological constraints.

Materials and methods: Time series data for area, yield, and production spanning from 1982 to 2023 (42 years) served as the basis for analysis. The research methodology involved several analytical layers: 1) Univariate analyses including compound growth rates, stability assessment, and production growth decomposition; 2) Stationarity tests and determination of the order of integration; 3) Selection of optimal lag length and cointegration testing; 4) Specification of the dynamic model and diagnostic validity assessment; and finally, 5) Impulse Response Functions (IRF), Forecast Error Variance Decomposition (FEVD), and variable forecasting.

Results: Analysis of the compound growth rate over the 42-year period indicates a paradigm shift in Iran's wheat production from horizontal expansion to vertical development strategies. Significant growth in total production (1.79%) and irrigated wheat (1.91%) was primarily driven by improvements in yield per unit area (growing at 1.72%). Diagnostic results revealed that structural shocks have transitory effects, and the system exhibits mean-reverting properties. FEVD analysis uncovered a fundamental divergence between the two systems: in the irrigated system, the cross-share of shocks was less than 0.2%, confirming structural independence and the dominant role of technology. Conversely, in the rainfed system, cultivated area shocks accounted for 20% of yield fluctuations, proving the phenomenon of ecological synchronicity (the simultaneous impact of rainfall on both area and yield). Forecasting results indicate that the total cultivated area will follow a fluctuating downward trend to reach 7.55 million hectares by 2036; however, total production will rise to 23.57 million tons, driven by a surge in irrigated yield (from 3892 kg/ha in the base year to 5104 kg/ha).

Conclusion: The findings of this research reject the area-centered development paradigm, particularly in rainfed regions. The future of wheat production security depends on vertical development and concentrating investment on yield enhancement in irrigated lands. Given the predicted contraction of rainfed area, the optimal strategy for this sector is not area expansion, but rather risk management and shifting cropping patterns toward resilient varieties.

Keywords: Area Cultivation, Grain Yield, Production Dynamics, Production Forecast, Time Series Data, VAR Model.

Article Type: Research Article

Article history: Received: 14 Oct 2025, Revised: 11 Dec 2025, Accepted: 04 Feb 2026, Published online: 28 Mar 2026

Cite this article: Gholamhoseini, M., Saeidi, M. & Shaabani, A. (2026). Ecological Synchronization or Technological Inertia? Unveiling Structural Dualism in Iran's Wheat Production Systems and Mapping the 2036 Horizon. *Cereal Biotechnology and Biochemistry*, 5(1), 119-146. DOI: [10.22126/cbb.2026.13912.1144](https://doi.org/10.22126/cbb.2026.13912.1144)



© The Author(s).

[10.22126/cbb.2026.13912.1144](https://doi.org/10.22126/cbb.2026.13912.1144)

Publisher: Razi University



بیوتکنولوژی و بیوشیمی غلات

شاپا الکترونیکی: ۵۱۷۰-۲۷۸۳



بیوتکنولوژی و بیوشیمی غلات

Homepage: <https://cbb.razi.ac.ir>

هم‌زمانی اکولوژیک یا اینرسی تکنولوژیک؟ واکاوی دوگانگی ساختاری در نظام‌های تولید گندم ایران و ترسیم چشم‌انداز ۱۴۱۵

مجید غلامحسینی^۱✉، محسن سعیدی^{۲،۳} و اکبر شعبانی^۱

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

^۲ گروه مهندسی تولید و ژنتیک گیاهی، دانشکده علوم و مهندسی کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

^۳ مرکز تحقیقات غلات، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

✉ نویسنده مسئول. رایانامه: m.gholamhoseini@areeo.ac.ir

چکیده

مقدمه: در ایران، گندم فراتر از یک محصول زراعی، یک کالای استراتژیک با ضریب امنیت ملی بالاست. علیرغم تلاش‌های چهار دهه اخیر برای دستیابی به خودکفایی، نظام تولید گندم کشور همچنان با چالش‌های ساختاری نظیر تنش آبی، خرد شدن اراضی و نوسانات شدید بهره‌وری مواجه است. فقدان درک صحیح از نحوه انتشار شوک‌های اقلیمی-سیاستی و واکنش متقابل سطح و عملکرد در کوتاه‌مدت، پاشنه آشیل برنامه‌های خودکفایی بوده است. این پژوهش با هدف پر کردن این خلأ، به دنبال پاسخ به این پرسش است که آیا پیش‌رسان‌های رشد تولید در دو نظام زراعی یکسان عمل می‌کنند و چشم‌انداز تولید در افق ۱۴۱۵ با توجه به محدودیت‌های اکولوژیک چگونه خواهد بود؟

مواد و روش‌ها: داده‌های سری زمانی سطح، عملکرد و تولید در بازه زمانی ۱۳۶۱ تا ۱۴۰۲ (۴۲ سال) مبنای تحلیل قرار گرفت. متدولوژی پژوهش شامل چندین لایه تحلیلی بود: (۱) تجزیه‌های تک متغیره شامل نرخ رشد، ارزیابی پایداری و تجزیه رشد تولید، (۲) آزمون‌های مانایی و تعیین درجه انباشتگی، (۳) تعیین مرتبه وقفه بهینه و آزمون هم‌انباشتگی، (۴) تصریح الگوی پویا و ارزیابی اعتبار تشخیصی و در نهایت (۵) توابع واکنش آنی، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و پیش‌بینی متغیرها. **یافته‌ها:** تحلیل نرخ رشد مرکب در گستره زمانی ۴۲ ساله، حاکی از تغییر پارادایم تولید گندم ایران از راهبرد توسعه افقی به توسعه عمودی است؛ به‌طوری‌که رشد معنی‌دار تولید کل (۱/۷۹ درصد) و گندم آبی (۱/۹۱ درصد)، عمدتاً ناشی از ارتقای عملکرد در واحد سطح (با رشد ۱/۷۲ درصد) بوده است. نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان داد که شوک‌های ساختاری اثراتی گذرا داشته و سیستم دارای خاصیت بازگشت به میانگین است. تحلیل تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تفاوت بنیادین دو نظام را آشکار ساخت: در نظام آبی، سهم متقاطع تکانه‌ها کمتر از ۰/۲ درصد بود که مؤید فقدان بازخورد متقابل میان سطح و عملکرد و نقش غالب تکنولوژی است. اما در نظام دیم، تکانه‌های سطح زیر کشت مسئول ۲۰ درصد از نوسانات عملکرد بودند که پدیده هم‌زمانی اکولوژیک (اثر هم‌زمان بارندگی بر سطح و عملکرد) را تأیید می‌کند. نتایج پیش‌بینی نشان داد که سطح زیر کشت کل کشور با روندی نوسانی و نزولی به ۷/۵۵ میلیون هکتار در سال ۱۴۱۵ خواهد رسید، اما تولید کل به واسطه جهش عملکرد آبی (از ۳۸۹۲ در سال پایه به ۵۱۰۴ کیلوگرم در هکتار)، روندی صعودی داشته و در سناریوی محتمل (خط مبنا) به مرز ۲۳/۵۷ میلیون تن خواهد رسید.

نتیجه‌گیری: یافته‌های این پژوهش پارادایم توسعه سطح‌محور را به‌ویژه در دیم‌زارها رد می‌کند. آینده امنیت تولید گندم کشور در گرو توسعه عمودی و تمرکز سرمایه‌گذاری بر ارتقای عملکرد در اراضی آبی است. با توجه به پیش‌بینی انقباض سطح دیم، راهبرد بهینه برای این بخش، نه افزایش سطح، بلکه مدیریت ریسک و تغییر الگوی کشت به سمت ارقام مقاوم است.

واژه‌های کلیدی: الگوی خودتوضیح برداری، پویایی‌های تولید، داده‌های سری زمانی، عملکرد دانه، سطح کشت، پیش‌بینی تولید.

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

نوع مقاله در یافت: ۱۴۰۴/۰۷/۲۲ **اصلاح:** ۱۴۰۴/۰۹/۲۰ **پذیرش:** ۱۴۰۴/۱۱/۱۵ **انتشار آنلاین:** ۱۴۰۵/۰۱/۰۸

استناد: غلامحسینی، م.، سعیدی، م. و شعبانی، ا. (۱۴۰۵). هم‌زمانی اکولوژیک یا اینرسی تکنولوژیک؟ واکاوی دوگانگی ساختاری در نظام‌های تولید گندم ایران و

ترسیم چشم‌انداز ۱۴۱۵. *بیوتکنولوژی و بیوشیمی غلات*، ۱(۵)، ۱۱۹-۱۴۶. DOI: [10.22126/cbb.2026.13912.1144](https://doi.org/10.22126/cbb.2026.13912.1144)



© نویسندگان.

ناشر: دانشگاه رازی

مقدمه

در سپهر امنیت غذایی جهان، گندم (*Triticum aestivum*) به عنوان لنگرگاه ثبات سیاسی و اجتماعی شناخته می‌شود. با توجه به پیش‌بینی افزایش جمعیت جهان به ۹/۷ میلیارد نفر تا سال ۲۰۵۰ و همزمانی آن با تغییرات اقلیمی و محدودیت منابع آب، پارادایم تولید غذا در حال گذار از توسعه افقی (مبتنی بر گسترش اراضی) به توسعه عمودی (مبتنی بر ارتقای عملکرد) است (Cassman & Grassini, 2020). مطالعات جهانی نشان می‌دهد که در دهه‌های آتی، بیش از ۸۰ درصد افزایش تولید غلات باید از طریق کاهش شکاف عملکرد تأمین شود (Gobbett et al., 2017). پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که نادیده گرفتن پویایی‌های ساختاری میان سطح زیر کشت و عملکرد و تمرکز صرف بر متغیر تولید، می‌تواند منجر به سیاست‌گذاری‌های گمراه‌کننده و ناپایدار شود، به‌ویژه در مناطق خشک و نیمه‌خشک که نوسانات اقلیمی نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا می‌کنند (Haile et al., 2016).

در ایران، گندم فراتر از یک محصول زراعی، یک کالای استراتژیک با ضریب امنیت ملی بالاست. علیرغم تلاش‌های چهار دهه اخیر برای دستیابی به خودکفایی، نظام تولید گندم کشور همچنان با چالش‌های ساختاری نظیر تنش آبی، خرد شدن اراضی و نوسانات شدید بهره‌وری مواجه است. اگرچه مطالعات متعددی به تحلیل روند رشد و توابع تولید گندم در ایران پرداخته‌اند (Eyshi Rezaie & Bannayan, 2012; Deihimfard et al.,

2022)، اما عمده این پژوهش‌ها با اتکا بر مدل‌های ایستای خطی، کمتر به واکاوی پویایی‌های و نحوه تعامل متقابل میان سطح و عملکرد در طول زمان پرداخته‌اند. فقدان درک صحیح از مکانیسم انتشار شوک‌های وارده به سیستم (اعم از تکانه‌های اقلیمی یا تغییرات ناگهانی سیاست‌های حمایتی) و چگونگی تعدیل این شوک‌ها در دو نظام متمایز آبی و دیم، موجب شده است تا برنامه‌های توسعه‌ای غالباً بر فشار فیزیکی بر منابع متمرکز باشند تا ارتقای بهره‌وری سیستمی.

پژوهش حاضر با عبور از تحلیل‌های کلاسیک روند، می‌کوشد با بهره‌گیری از رویکرد تحلیل سیستمی پیشرفته به کالبدشکافی رفتار سیستم تولید گندم بپردازد. هدف اصلی مطالعه حاضر، تعیین سهم نسبی مؤلفه‌های سطح زیر کشت و عملکرد در نوسانات تاریخی تولید و بررسی این فرضیه است که آیا شوک‌های وارده به سیستم دارای اثرات مانا هستند یا میرا؟ همچنین این پژوهش به دنبال آن است تا با تحلیل واکنش تولیدکنندگان در نظام‌های آبی و دیم به سیگنال‌های محیطی و اقتصادی، چشم‌انداز تولید گندم کشور را در افق ۱۴۱۵ ترسیم نماید. یافته‌های حاصله می‌تواند با ارائه شواهدی مبنی بر استقلال ساختاری یا وابستگی متقابل متغیرها، قطب‌نمایی دقیق برای سیاست‌گذاران جهت گذار هوشمندانه از سیاست‌های سطح‌محور به راهبردهای عملکردمحور فراهم آورد.

مواد و روش‌ها

منابع داده‌ها و تصریح مدل

بنیادین، خطای پیش‌بینی مدل اصلی را به شدت مضاعف می‌کرد. از این رو، فرض پژوهش بر آن است که برآیند تمامی شوک‌های محیطی و تکنولوژیک، نهایتاً در واریانس و روند دو متغیر سطح و عملکرد به عنوان متغیرهای جانشین تجمعی متبلور می‌شود (Lobell & Burke, 2010). این رویکرد، ضمن اجتناب از خطای ناشی از پیش‌بینی متغیرهای برون‌زا و حفظ درجات آزادی مدل، امکان تفکیک سهم نوسانات فیزیکی و بیولوژیک را فراهم می‌سازد (Naylor et al., 1997).

تحلیل روند، ناپایداری و تجزیه مؤلفه‌های رشد

به منظور ترسیم سیمای تحولات تاریخی و سنجش کمی عملکرد نظام‌های تولید، تحلیل‌های مقدماتی آماری در یک چارچوب پیوسته انجام پذیرفت. ابتدا جهت برآورد نرخ رشد مرکب سالانه متغیرهای سطح، تولید و عملکرد، مدل رگرسیونی نیمه‌لگاریتمی به روش حداقل مربعات معمولی (Gujarati, 2021) و با استفاده از رویه PROC REG در نرم‌افزار SAS برازش گردید. همزمان با سنجش رشد، به منظور ارزیابی نوسانات و خنثی‌سازی تورش ناشی از وجود روند قطعی در سری‌های زمانی، از شاخص ناپایداری کادی-دلاواله (Cuddy & Della Valle, 1978) استفاده گردید. در گام نهایی، جهت کالبدشکافی دقیق‌تر و تعیین سهم نسبی توسعه سطح و بهبود عملکرد در افزایش تولید، از رهیافت تجزیه رشد استفاده گردید. نکته مهم در این محاسبات، استفاده از میانگین سه سال برای مقادیر سال‌های ابتدایی (پایه) و انتهای هر دوره بود تا اثر نوسانات اقلیمی مقطعی خنثی

پایگاه داده‌های این پژوهش مبتنی بر سری‌های زمانی ۴۲ ساله (از سال زراعی ۱۳۶۱-۱۳۶۲ تا ۱۴۰۲-۱۴۰۳) از متغیرهای کلان سطح زیر کشت (At)، عملکرد در هکتار (Yt) و تولید کل (Pt) گندم ایران است که از آمارنامه‌های رسمی وزارت جهاد کشاورزی استخراج گردید. پیش از تصریح الگو، پایش اولیه داده‌ها و تحلیل‌های اکتشافی به منظور شناسایی و تعدیل مشاهدات پرت و راستی‌آزمایی پیوستگی سری‌های زمانی انجام پذیرفت تا از بروز تورش در برآوردهای پویای الگو جلوگیری شود. همچنین جهت واکاوی دقیق تغییرات ساختاری، این بازه زمانی به دو زیردوره متمایز تثبیت و رشد (۱۳۶۱-۱۳۸۱) و نوسان و چالش (۱۳۸۲-۱۴۰۲) تفکیک گردید. جهت اجتناب از بروز هم‌خطی کامل در ماتریس متغیرها در تحلیل‌های چند متغیره، متغیر تولید از فرآیند آنالیز کنار گذاشته شد و تمرکز مدل‌سازی صرفاً بر سیستم دومتغیره سطح و عملکرد معطوف گردید. افزون بر این، در راستای رعایت اصل صرفه‌جویی در الگوهای اقتصادسنجی و به دلیل محدودیت درجات آزادی در سری‌های زمانی سالانه، امکان ورود همزمان چندین متغیر برون‌زای اقلیمی و اقتصادی در سیستم معادلات پویا وجود نداشت. مهم‌تر از آن، از منظر الزامات ریاضی در الگوهای پیش‌بینی چندگام به جلو (Multi-step Ahead Forecasting)، ورود متغیرهای برون‌زا در دوره مدل‌سازی تاریخی، پیش‌بینی متغیرهای هدف در افق ۱۴۱۵ را الزاماً منوط به پیش‌بینی دقیق مقادیر آبی بارش، دما و سیاست‌های قیمت‌گذاری دولت تا آن سال می‌سازد؛ امری که به دلیل عدم قطعیت

(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test) (Kwiatkowski *et al.*, 1992) استفاده گردید که در محیط نرم افزار SAS و با استفاده از رویه PROC AUTOREG اجرا شدند. همچنین جهت شناسایی نقاط شکست و واکاوی ایستایی متغیرها در حضور تغییرات ناگهانی، از رهیافت آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری درون‌زا مدل زیوت - اندروز (Zivot & Andrews, 1992) استفاده شد. چنانچه نتایج همگرایی 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 هم‌انباشستگی و مدل‌های برداری فراهم می‌گردد (Engle & Granger, 2015).

تعیین مرتبه وقفه بهینه و آزمون هم‌انباشستگی

پس از تأیید هم‌مرتبه بودن متغیرها، گام بعدی جهت تصریح مدل پویا، تعیین طول وقفه بهینه است. بدین منظور، با استفاده از رویه PROC VARMAX در نرم‌افزار SAS و بهره‌گیری از الگوریتم MINIC، ساختار وقفه‌ها تا سقف ۴ سال مورد ارزیابی قرار گرفت. با توجه به محدودیت حجم نمونه در سری‌های زمانی سالانه پژوهش (۴۲ سال داده) از معیار اطلاعاتی آکائیکه اصلاح‌شده (Corrected Akaike Information Criterion, AICC) به عنوان مبنای تصمیم‌گیری استفاده شد (Hurvich & Tsai, 1989). پس از تأیید هم‌مرتبه بودن متغیرهای سطح زیر کشت و عملکرد و تعیین طول وقفه بهینه، جهت بررسی وجود روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای سیستم، از رهیافت چندمتغیره یوهانسن و

شود (Minhas & Vaidyanathan, 1965; Hazell, 1982). بر اساس الگوریتم طراحی شده، تغییرات تولید (ΔP) طبق رابطه ۱ به سه مؤلفه تفکیک شد:

$$\Delta P = (A_0 \cdot \Delta Y) + (Y_0 \cdot \Delta A) + (\Delta A \cdot \Delta Y) \quad \text{رابطه ۱:}$$

در مدل تجزیه رشد به کار رفته در این مطالعه، ΔP بیانگر تغییرات کل تولید، A_0 و Y_0 به ترتیب نشان‌دهنده سطح زیر کشت و عملکرد در سال پایه، ΔA و ΔY معرف تغییرات مطلق این دو متغیر در طول دوره هستند. مؤلفه اول ($A_0 \cdot \Delta Y$) به عنوان اثر عملکرد، سهم تغییرات کیفی و بهره‌وری را در خروجی نهایی می‌سنجد. مؤلفه دوم ($Y_0 \cdot \Delta A$) تحت عنوان اثر سطح، نقش نوسانات مساحت اراضی را تبیین کرده و مؤلفه سوم ($\Delta A \cdot \Delta Y$) به واکاوی اثر تعاملی یا متقابل این دو متغیر می‌پردازد. مقادیر منفی در هر یک از این مؤلفه‌ها بیانگر اثر بازدارنده و مقادیر مثبت نشان‌دهنده سهم افزایش آن عامل در رشد تولید نهایی است.

آزمون‌های مانایی و تعیین درجه انباشستگی

پیش از برآورد الگوهای پویا و به منظور اجتناب از بروز خطای رگرسیون کاذب و اطمینان از اعتبار استنباط‌های آماری، ویژگی‌های مانایی تمامی متغیرها پس از تبدیل لگاریتمی مورد واکاوی قرار گرفت (Lütkepohl & Krätzig, 2004). در این مرحله، جهت تعیین درجه انباشستگی و راستی‌آزمایی نتایج در نمونه‌های محدود، از رویکردی ترکیبی شامل آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته (Dickey & Fuller, 1981)، فیلیپس-پرون (Phillips & Perron, 1988) و آزمون کی پی اس

(Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals, CUSUMSQ) مورد استفاده قرار گرفتند (Brown et al., 1975).

توابع واکنش آنی، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

و پیش‌بینی متغیرها

به منظور واکاوی مسیر تعدیل پویای متغیرها و ردیابی نحوه انتشار شوک‌های وارده در طول زمان، الگوی VAR برآورد شده به فرم میانگین متحرک برداری بسط داده شد (Lütkepohl, 2013). در این رهیافت، متغیرهای درون‌زا به صورت تابعی از مقادیر حال و گذشته شوک‌های ساختاری بازنویسی می‌شوند تا ضرایب واکنش آنی (نشان‌دهنده اثر یک تکانه در زمان جاری بر مقادیر آینده متغیرهای سیستم) استخراج گردند. توابع واکنش آنی متعادم شده برای یک افق زمانی شش ساله شبیه‌سازی گردید. در نهایت، جهت استنباط آماری و بررسی معناداری واکنش‌ها، فواصل اطمینان ۹۵ درصد بر مبنای خطاهای معیار مجانبی محاسبه‌شده در خروجی رویه PROC VARMAX تشکیل و مبنای تحلیل قرار گرفت.

همچنین به منظور تکمیل تحلیل‌های توابع واکنش آنی و تعیین سهم نسبی هر یک از شوک‌های ساختاری در توضیح نوسانات متغیرهای سیستم، از رهیافت تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استفاده شد (Sims, 1980). در این ساختار تحلیلی، واریانس خطای پیش‌بینی برای افق زمانی مورد نظر (۱۰ دوره جلوتر)، به اجزای تفکیک‌شده‌ای تجزیه می‌گردد که هر جزء ناشی از

جوسیلیوس (Johansen & Juselius, 1990) مبتنی بر روش حداکثر درست‌نمایی با بهره‌گیری از رویه PROC VARMAX در نرم‌افزار SAS استفاده گردید.

تصریح الگوی پویا و ارزیابی اعتبار تشخیصی

پس از تأیید مانایی متغیرها و در صورت احراز عدم وجود هم‌انباشتگی در آزمون یوهانسن، الگوی خودتوضیح برداری نامقید (Unrestricted VAR) در تفاضل مرتبه اول (Δ) جهت تبیین پویایی‌های کوتاه‌مدت تصریح گردید (Lütkepohl & Krätzig, 2004). انتخاب رویکرد خودتوضیح برداری نامقید در این مطالعه، در قیاس با الگوهای تک‌معادله‌ای یا ساختاری، بر این منطق استوار است که در سیستم‌های زراعی، متغیرهای سطح زیر کشت و عملکرد رفتاری کاملاً درون‌زا و متقابل دارند. مدل VAR با رفتار یکسان با تمامی متغیرها به عنوان متغیر درون‌زا، این امکان را فراهم می‌سازد تا پویایی‌های کوتاه‌مدت و نحوه انتشار شوک‌ها بدون تحمیل هرگونه محدودیت تئوریک پیش‌فرض ارزیابی گردد (Sims, 1980; Enders, 2015). برآورد ضرایب این سیستم معادلات، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در محیط رویه PROC VARMAX به انجام رسید. جهت اطمینان از کفایت آماری الگو و اعتبار استنباط‌ها، مجموعه‌ای از آزمون‌های تشخیصی استاندارد بر روی پسماندهای مدل اجرا گردید. افزون بر این، جهت پایش ثبات ساختاری پارامترها در طول زمان، آزمون‌های مجموع پسماندهای بازگشتی (Cumulative Sum of Recursive Residuals, CUSUM) و مجذور پسماندها

نوآوری‌ها یا شوک‌های خالص یک متغیر خاص در سیستم است. در پژوهش حاضر، سهم هر تکانه در یک افق زمانی شبیه‌سازی‌شده‌ی ۱۰ ساله استخراج شده و محاسبات آن با بهره‌گیری از خروجی‌های تحلیلی رویه PROC VARMAX به انجام رسید. در گام نهایی پژوهش و به جهت ارتقای دقت پیش‌بینی‌ها، رویکرد کلاسیک میانگین متحرک یکپارچه خودتوضیح (Autoregressive Integrated Moving Average, ARIMA) محاسبات قرار گرفت (Box et al., 2015).

نتایج و بحث

تحلیل پویایی‌های رشد و شاخص ناپایداری

تحلیل نرخ رشد مرکب در گستره زمانی ۴۲ ساله، حاکی از تغییر پارادایم تولید گندم ایران از راهبرد توسعه افقی به توسعه عمودی است؛ به‌طوری‌که رشد معنی‌دار تولید کل (۱/۷۹ درصد) و گندم آبی (۱/۹۱ درصد)، عمدتاً ناشی از ارتقای عملکرد در واحد سطح (با رشد ۱/۷۲ درصد) بوده است (جدول ۱). واکاوی دوره‌ای نشان می‌دهد که نیمه اول دوره مطالعاتی (۱۳۶۱ لغایت ۱۳۸۱) به مثابه یک دوره شتاب بهره‌وری عمل کرده است. در این بازه، رشد ۳/۸۹ درصدی عملکرد گندم آبی، بازتابی از نفوذ مؤثر دستاوردهای به‌نژادی (نظیر ارقام پرپتانسیل و کودپذیر) و بهبود مدیریت زراعی بوده که نظام تولید را فراتر از ظرفیت‌های سنتی ارتقاء داده است. با این حال، در نیمه دوم (۱۳۸۲ لغایت ۱۴۰۲)، شاخص‌های رشد در هر دو نظام با نوعی ایستایی ساختاری مواجه شده و به سطح غیرمعنی‌دار تنزل یافته‌اند (جدول ۱). نرخ رشد

منفی تولید آبی (۰/۱۳- درصد) در این دوره، مؤید فرضیه برخورد گندم ایران به سقف عملکرد است؛ وضعیتی که در آن ظرفیت‌های ژنتیکی و نهاده‌ای فعلی، دیگر قادر به خنثی‌سازی محدودیت‌های اکولوژیک و بحران‌های هیدرولوژیک نیست (Grassini et al., 2013) و ارتقای عملکرد نتوانسته روند نزولی سطح زیر کشت (۰/۷۷- درصد) را جبران نماید.

از سوی دیگر، ارزیابی شاخص ناپایداری کادی-دلاواله (CDVI) شکنندگی فزاینده نظام‌های تولید گندم را در برابر نوسانات محیطی آشکار می‌سازد. مزارع دیم با شاخص ناپایداری ۲۶/۸۳ درصد در کل دوره، همچنان در سیطره ریسک‌های اقلیمی قرار دارند (جدول ۱). افزایش شاخص ناپایداری دیم از ۱۸/۱۸ درصد در دوره اول به ۲۲/۶۱ درصد در دوره دوم، همسویی معناداری با تشدید تغییرات اقلیمی، وقوع تنش‌های گرمایی انتهای فصل و بی‌نظمی‌های بارشی دارد که کارایی راهکارهای فنی موجود را در دیم‌زارها به چالش کشیده است (Eyshi Rezaie & Bannayan, 2012). اما هشداردهنده‌ترین یافته، انتقال وضعیت ریسک گندم آبی از سطح کم به متوسط در دوره دوم است (جدول ۱). این فرسایش تاب‌آوری در مزارع آبی نشان می‌دهد که حتی نظام‌های فاریاب نیز به دلیل افت کمیت و کیفیت منابع آب زیرزمینی و تنش‌های شوری، حاشیه امنیت تولید خود را از دست داده و ثبات امنیت تولید گندم کشور با مخاطرات ساختاری‌تری نسبت به دهه‌های گذشته مواجه شده است.

همچنین نتایج حاصل از تجزیه رشد تولید گندم در کشور (شکل ۱)، پرده از یک تغییر پارادایم در موتور محرک تولید گندم برمی‌دارد. در نگاهی بلندمدت به کل دوره ۴۲ ساله، غلبه ۷۱/۵ درصدی اثر عملکرد بر رشد تولید کل (مجموع آبی و دیم)، مؤید موفقیت نسبی الگوهای توسعه عمودی و نقش محوری دانش فنی در پایداری این محصول استراتژیک است. این برتری عملکردی در دوره اول (۱۳۶۱ لغایت ۱۳۸۱) به اوج خود رسید؛ جایی که در مزارع آبی، ۹۵ درصد از رشد تولید تنها از محل بهبود بهره‌وری حاصل شد. این یافته که همسویی کاملی با نرخ‌های رشد بالا و ریسک پایین استخراج‌شده در بخش قبل دارد، نشان می‌دهد که فناوری در آن برهه توانسته بود به عنوان یک سپر حفاظتی در برابر محدودیت‌های سطح عمل کند. همچنین در نظام دیم این دوره، ثبت سهم ۱۸۰/۶ درصدی اثر عملکرد در تقابل با سهم منفی ۵۸/۲ درصدی اثر سطح، از منظر زراعی بیانگر یک تعدیل ساختاری هوشمند است؛ بدین معنا که خروج اراضی حاشیه‌ای و کم‌بازده از چرخه تولید، با تمرکز بر مدیریت زراعی در اراضی مستعد جبران شده و رشدی مبتنی بر کیفیت را موجب می‌شود (Tilman et al., 2011).

با این حال، بررسی ضرایب در دوره دوم (۱۳۸۲ تا ۱۴۰۲)، ریشه‌های ایستایی تولید و تشدید ریسک مشاهده‌شده در بخش‌های پیشین را به روشنی آشکار

می‌کند. در این بازه، سهم اثر عملکرد در مزارع آبی با سقوطی فاحش به ۱۶/۳ درصد تنزل یافته و در مقابل، اثر سطح با سهم ۸۲/۹ درصدی به پیشران اصلی تغییرات تولید بدل شده است (شکل ۱). این چرخش عمیق به معنای اشباع ظرفیت‌های فیزیولوژیک ارقام موجود و ناتوانی تکنولوژی در خنثی‌سازی فرسایش منابع است (Gerber et al., 2024). وابستگی ۷۳/۵ درصدی رشد تولید کل کشور به نوسانات مساحت اراضی در دو دهه اخیر، اثبات می‌کند که سامانه زراعی گندم از فاز توسعه دانش‌بنیان عقب‌نشینی کرده و وارد فاز واکنش‌های سطح‌محور شده است. این وابستگی ساختاری به سطح، توضیح‌دهنده اصلی افزایش شاخص ناپایداری است؛ چرا که برخلاف عملکرد که تابعی از مدیریت است، سطح زیر کشت متغیری است که مستقیماً تحت تأثیر اجبارهای اقلیمی و سیاست‌های تخصیص آب نوسان می‌کند (Wei et al., 2023). همچنین کاهش سهم اثر تعاملی به مقادیر ناچیز (۰/۸ درصد در آبی و ۲/۵ درصد در کل) در دوره دوم نیز، گویای گسست هم‌افزایی میان سطح و عملکرد و ضرورت فوری برای گذار به نسل جدیدی از فناوری‌های تاب‌آور جهت بازیابی سهم عملکرد در سبد تولید ملی است.

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

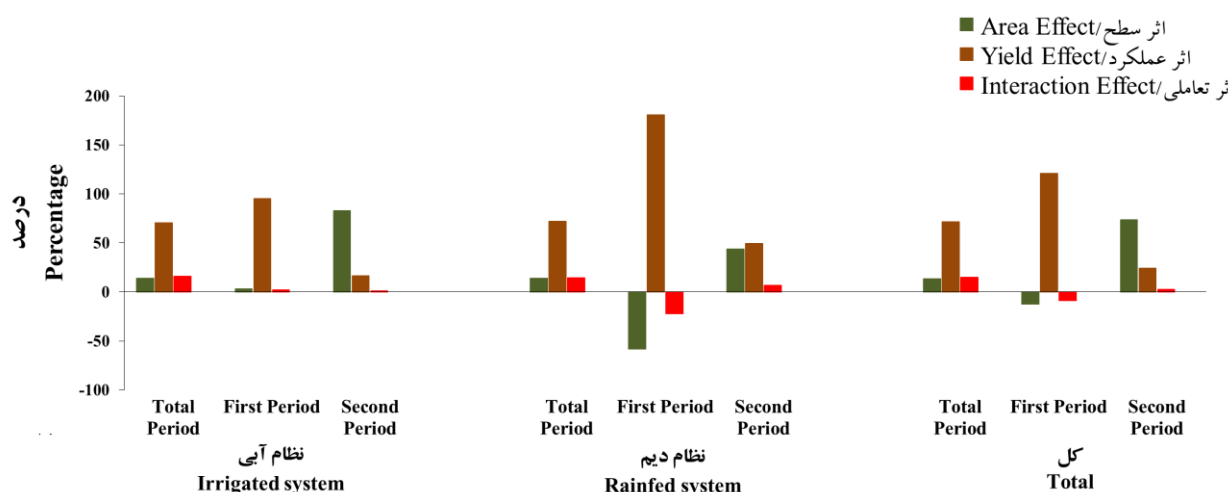
Table 1- Annual Compound Growth Rate (CGR) and Instability Index (CDVI) of wheat production, cultivated area, and yield in Iran

وضعیت ریسک Risk Status	شاخص ناپایداری Instability Index (CDVI)	وضعیت رشد Growth Status	نرخ رشد مرکب سالانه (درصد) Compound Growth Rate (%)	دوره زمانی Time Period	نظام زراعی Farming System	متغیر Variable	
L	9.89	0	0.19 ns	Total Period	آبی Irrigated	سطح کشت Cultivated Area	
L	3.89	0	0.29 ns	First Period			
M	10.9	0	-0.77 ns	Second Period			
M	10.94	0	0 ns	Total Period	دیم Rainfed		
M	11.47	-	-1.11*	First Period			
L	9.11	0	0.09 ns	Second Period			
L	9.17	0	0.07 ns	Total Period	مجموع Total		
L	7.84	0	-0.58 ns	First Period			
L	9.33	0	-0.22 ns	Second Period			
M	17.95	+	1.91**	Total Period	آبی Irrigated		تولید Production
M	11.1	+	4.19**	First Period			
M	16.72	0	-0.13 ns	Second Period			
H	26.83	+	1.6**	Total Period	دیم Rainfed		
H	26.09	0	0.68 ns	First Period			
H	26.2	0	1.03 ns	Second Period			
M	18.57	+	1.79**	Total Period	مجموع Total		
M	14.45	+	3.04**	First Period			
M	19	0	0.29 ns	Second Period			
M	15.15	+	1.72**	Total Period	آبی Irrigated	عملکرد Yield	
L	8.42	+	3.89**	First Period			
M	15.11	0	0.64 ns	Second Period			
H	21.27	+	1.59**	Total Period	دیم Rainfed		
M	18.18	+	1.81*	First Period			
H	22.61	0	0.94 ns	Second Period			
M	15.83	+	1.72**	Total Period	مجموع Total		
L	9.14	+	3.63**	First Period			
M	16.26	0	0.52 ns	Second Period			

*** و * به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد و ns بیانگر غیر معنی دار بودن است. علائم +، - و ۰ به ترتیب نشان دهنده وضعیت رشد مثبت،

منفی و رکود (عدم تغییر) می‌باشند. حروف L, M و H به ترتیب بیانگر سطوح ریسک کم، متوسط و زیاد بر اساس شاخص CDVI هستند. کل دوره (از سال زراعی ۶۲-۱۳۶۱ تا ۱۴۰۲-۰۳)، دوره اول (از سال زراعی ۶۲-۱۳۶۱ تا ۱۳۸۰-۸۱) و دوره دوم (از سال زراعی ۸۲-۱۳۸۱ تا ۱۴۰۲-۰۳).

** and * indicate significance at the 1% and 5% probability levels, respectively; ns: non-significant. The symbols +, -, and 0 represent positive growth, negative growth, and stagnation (no change), respectively. The letters L, M, and H denote Low, Medium, and High risk levels based on the CDVI. Total Period (1982/83–2023/24), First Period (1982/83–2001/02), and Second Period (2002/03–2023/24)



شکل ۱- سهم نسبی مؤلفه‌های سطح، عملکرد و اثر تعاملی در تغییرات تولید (به تفکیک دوره‌های مورد مطالعه). مقادیر منفی در نمودار بیانگر سهم کاهنده (بازدارنده) آن عامل در رشد تولید است؛ در حالی که مقادیر مثبت نشان‌دهنده نقش پیشران (محرك) عامل در افزایش کل تولید می‌باشد.

Figure 1- Relative contribution of area, yield, and interaction components to production changes (by sub-periods). Negative values in the chart represent the inhibiting (reducing) effect of that factor on growth; whereas positive values indicate the driving role of the factor in increasing total output.

خصوص متغیر سطح زیر کشت، این وضعیت بیانگر چسبندگی تصمیمات و ماندگاری اثرات سیاست‌گذاری است؛ بدین معنا که شوک‌های قیمتی یا زیرساختی، سطح کشت را به یک تعادل جدید منتقل می‌کنند که به سادگی به میانگین تاریخی باز نمی‌گردد (Mbua & Atta-Aidoo, 2023). در متغیر عملکرد نیز ناپایداری نشانگر آن است که نوسانات صرفاً تصادفی نیستند، بلکه متأثر از روندهای ساختاری انباشته نظیر نفوذ تکنولوژی یا

آزمون ایستایی و تعیین درجه انباشتگی متغیرها نتایج حاصل از آزمون‌های سه‌گانه دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فیلپس-پرون (PP) و KPSS نشان می‌دهد که فرضیه وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها در سطح رد نمی‌شود، اما با اعمال تفاضل‌گیری مرتبه اول، تمامی سری‌های زمانی مانا می‌شوند (جدول ۲). همگرایی نتایج این آزمون‌ها تأیید می‌کند که متغیرهای مورد مطالعه دارای رفتار انباشته از مرتبه یک هستند. در

تغییرات اقلیمی می‌باشند (Jiang et al., 2021). آماری ضرایب شکست حاکی از آن است که اگرچه شوک‌های مقطعی بزرگی به بخش کشاورزی وارد شده، اما این تکان‌ها ماهیت گذرا داشته و نتوانسته‌اند ساختار بلندمدت تولید را به‌صورت دائمی دچار تغییر یا انحراف کنند؛ موضوعی که نشان‌دهنده تاب‌آوری نسبی سیستم و بازگشت‌پذیری آن به مسیر رشد بلندمدت است (Kalkuhl & Wenz, 2020).

همچنین نتایج آزمون ریشه واحد زیوت-اندروز (جدول ۳) ضمن تأیید نایستایی متغیرها در سطح، نشان می‌دهد که حتی با لحاظ کردن احتمال وقوع شکست ساختاری در عرض از مبدأ و روند (مدل C)، آماره‌های محاسباتی از مقادیر بحرانی کوچک‌تر بوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد نمی‌شود. از منظر زراعی، عدم معنی‌داری

جدول ۲- نتایج آزمون‌های ریشه واحد و ایستایی متغیرهای گندم در ایران

Table 2- Results of unit root and stationarity tests for wheat variables in Iran

نتیجه Conclusion	آزمون کویاتکوفسکی- فیلیپس-اشمیت- شین KPSS Test (η)	آزمون فیلیپس-پرون PP Test (Phillips- Perron) (τ)	آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته ADF Test (Augmented Dickey- Fuller) (τ)	وضعیت State	متغیر Variable	نظام زراعی Farming System
I (1)	0.15 ns 0.10 ns	-1.66 ns -5.31**	-2.65ns -2.39ns	سطح / تفاضل / 1 st Diff.	سطح Area	آبی Irrigated
I (1)	0.46* 0.24 ns	-2.05 ns -4.44**	-2.19 ns -3.42*	سطح / تفاضل / 1 st Diff.	عملکرد yield	
I (1)	0.10 ns 0.14 ns	-2.65 ns -6.60**	-2.60 ns -3.92**	سطح / تفاضل / 1 st Diff.	سطح Area	دیم Rainfed
I (1)	0.52** 0.17 ns	-2.69 ns -8.54**	-2.07 ns -4.52**	سطح / تفاضل / 1 st Diff.	عملکرد yield	
I (1)	0.08 ns 0.13 ns	-2.06 ns -5.38**	-2.67 ns -3.19*	سطح / تفاضل / 1 st Diff.	سطح Area	کل Total
I (1)	0.47** 0.18 ns	-1.91 ns -5.57**	-1.99 ns -4.22**	سطح / تفاضل / 1 st Diff.	عملکرد yield	

*** و ** به ترتیب 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 (نایستایی) است، در حالی که در آزمون KPSS فرض صفر بیانگر ایستایی است.

*** and * indicate significance at the 1% and 5% probability levels, respectively; ns: non-significant. In ADF and PP tests, the null hypothesis implies unit root (non-stationarity), whereas in KPSS test, the null hypothesis implies stationarity

تعیین ساختار وقفه بهینه (سنجش حافظه سیستم)

و آزمون هم‌انباشتگی

بر اساس نتایج جدول ۳، الگوریتم حداقل‌سازی معیار اطلاعاتی برای هر سه نظام آبی، دیم و کل کشور، وقفه اول ($p=1$) را به عنوان وقفه بهینه شناسایی نمود. کمینه شدن آماره AICC در وقفه یک (به ترتیب $10/50-$ ، $7/81-$ و $9/70-$ در نظام‌های آبی، دیم و کل)، نشان‌دهنده آن است که ساختار پویای سیستم تولید گندم در ایران، دارای یک حافظه کوتاه‌مدت اما مؤثر است. در بعد سطح زیر کشت، این وقفه تأییدکننده فرضیه انتظارات تطبیقی (Mbua & Atta-Aidoo, 2023) در میان گندم‌کاران ایرانی است؛ بدین معنا که تصمیمات کشت در سال جاری، واکنشی مستقیم به سیگنال‌های قیمتی و وضعیت منابع آب در سال زراعی گذشته است. در بعد عملکرد نیز، معنی‌داری وقفه یک‌ساله نشان‌دهنده وجود اینرسی تکنولوژیک در سیستم زراعی است؛ پدیده‌ای که در ادبیات مدرن زراعی از آن به عنوان اثرات میراثی یاد می‌شود و مستقیماً بازتاب‌دهنده پویایی تناوب زراعی، انتقال رطوبت و بقایای فیزیکی خاک از یک فصل به فصل دیگر، و همچنین وابستگی توان سرمایه‌ای کشاورز به خروجی سال زراعی گذشته است (Bastos et al., 2020).

پس از تأیید درجه انباشتگی یکسان متغیرها ($I(1)$) و تعیین وقفه بهینه، جهت آزمون وجود روابط تعادلی بلندمدت میان دو رکن اساسی تولید (سطح کشت و عملکرد)، از رهیافت هم‌انباشتگی یوهانسن بهره گرفته

شد. نتایج حاصله که در جدول ۴ منعکس گردیده است، حاکی از عدم وجود یک بردار هم‌انباشتگی قوی و معنی‌دار میان متغیرهای مورد مطالعه در هر سه نظام بهره‌برداری است. از دیدگاه تحلیل‌های زراعی، این واگرایی ساختاری یا عدم حرکت هم‌سو میان سطح زیر کشت و عملکرد گندم در طول چهار دهه گذشته، بیانگر آن است که موتورهای محرک در این دو بخش، از ماهیتی متفاوت برخوردار بوده‌اند. متغیر سطح زیر کشت در ایران عمدتاً تابعی از تصمیمات اقتصادی کوتاه‌مدت و سیاست‌های قیمت تضمینی دولت (متغیرهای برون‌زا) بوده است؛ در حالی که متغیر عملکرد، مسیری مستقل را تحت تأثیر پارامترهای بیولوژیک و نوسانات شدید اقلیمی (متغیرهای تصادفی) طی کرده است. به بیان دیگر، افزایش سطح زیر کشت در دوره‌های مختلف لزوماً با بهبود متناسب تکنولوژیک در عملکرد همراه نبوده و این دو متغیر به جای هم‌افزایی بلندمدت، تحت تأثیر شوک‌های بیرونی مستقل عمل کرده‌اند. لازم به ذکر است که رد فرضیه هم‌انباشتگی در این پژوهش، نه یک محدودیت آماری، بلکه یک یافته کلیدی از رفتار سیستم کشاورزی ایران است. بر اساس مبانی استاندارد اقتصادسنجی سری‌های زمانی، زمانی که متغیرها هم‌انباشته نیستند، جستجو برای یافتن الگوهای جایگزین بلندمدت (نظیر ARDL یا VECM) فاقد پشتوانه علمی بوده و منجر به تولید رگرسیون کاذب می‌شود (Engle & Granger, 1987; Lütkepohl, 2013). از این رو، استخراج الگوهای پویای کوتاه‌مدت از طریق مدل VAR

در تفاضل مرتبه اول، نه یک رویکرد جایگزین اجباری، بلکه تنها مسیر معتبر و دقیق اقتصادسنجی برای مدل سازی داده های این پژوهش محسوب می گردد. بنابراین، با توجه به رد فرضیه هم انباشتگی، استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) فاقد وجاهت آماری بوده و به دلیل بروز پدیده رگرسیون کاذب، منجر به نتایج گمراه کننده خواهد شد (Lütkepohl, 2013).

لذا جهت مدل سازی دقیق واقعیت های موجود و ردیابی پویایی های سیستم، در گام بعدی از الگوی خودتوضیح برداری نامقید (Unrestricted VAR) بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده می شود تا چگونگی اثرگذاری شوک های کوتاه مدت، بدون تحمیل قیود تعادلی نامعتبر تبیین گردد.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری برای متغیرهای لگاریتمی و تعیین وقفه بهینه سیستم های تولید گندم ایران

Table 3- Unit root test results allowing for structural break (Logarithmic variables) and Optimal lag length selection for wheat production systems

تعیین وقفه بهینه Optimal Lag Selection		آزمون زیوت-اندروز Zivot-Andrews test			متغیر Variable	نظام زراعی Farming System
معیار اطلاعاتی آکائیکه تصحیح شده AICC Value	وقفه بهینه Lag	نتیجه Re sult	آماره تی t- Stat.	سال شکست Break Year		
-7.25	0	ns	- 2.21	1379	سطح Area	آبی Irrigated
-10.50*	1	ns	- 4.03	1386	عملکرد Yield	
-10.42	2	ns	- 4.29	1386	تولید Production	
-10.33	3					
-10.02	4					
-6.73	0	ns	- 3.27	1376	سطح Area	دیم Rainfed
-7.81*	1	ns	- 4.16	1388	عملکرد Yield	
-7.67	2	ns	- 3.83	1388	تولید Production	
-7.37	3					
-7.01	4					
-7.29	0	ns	- 3.16	1394	سطح Area	کل Total
-9.70*	1	ns	- 4.16	1386	عملکرد Yield	
-9.67	2	ns	- 4.34	1388	تولید Production	
-9.41	3					
-9.12	4					

مقادیر بحرانی آزمون زیوت-اندروز (مدل C: شکست در عرض از مبدأ و روند) در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر با -۵.۵۷، -۵.۰۸ و -۴.۸۲ می باشند. ns: غیرمعنی دار (پذیرش فرضیه صفر ریشه واحد). * نشان دهنده وقفه بهینه انتخاب شده بر اساس کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکائیکه تصحیح شده (AICC) است.

Critical values for Zivot-Andrews test (Model C: break in intercept and trend) at 1%, 5%, and 10%

probability levels are -5.57, -5.08, and -4.82, respectively. ns: non-significant (Null hypothesis of unit root is not rejected). * indicates the optimal lag length selected by the Minimum Corrected Akaike Information Criterion (AICC).

جدول ۴- نتایج آزمون هم‌انباشتگی سیستم‌های تولید گندم ایران
Table 4- Results of Johansen cointegration test for wheat production systems in Iran

احتمال Probability	مقدار بحرانی Critical Value (5%)	آماره اثر Trace Statistic	فرضیه صفر Null Hypothesis	نظام زراعی Farming System
0.53	15.49	7.38	$r = 0$ بدون هم‌جمعی No cointegration	آبی Irrigated
0.08	15.49	13.87	$r = 0$ بدون هم‌جمعی No cointegration	دیم Rainfed
0.58	15.49	6.95	$r = 0$ بدون هم‌جمعی No cointegration	کل Total

مقادیر بحرانی از جدول استاندارد مک‌کینون-هاگ-میشلیس (۱۹۹۹) استخراج شده‌اند. فرضیه $r=0$ بیانگر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی است.
Critical values are extracted from MacKinnon-Haug-Michelis (1999). The null hypothesis $r=0$ indicates no cointegration vector.

تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت، بررسی اعتبار

تشخیصی و پایداری ساختاری الگو

نتایج برآورد الگوی خودتوضیح برداری (VAR) بر روی نرخ رشد متغیرها، ناهمگنی ساختاری عمیقی را میان مکانیسم‌های تولید در نظام‌های آبی و دیم آشکار می‌سازد (جدول ۵). در سیستم کشت آبی، عدم معنی‌داری آماری ضرایب متقاطع میان رشد سطح و رشد عملکرد، حاکی از استقلال عملکردی این دو متغیر در کوتاه‌مدت است. این یافته بیانگر آن است که نوسانات سطح زیر کشت آبی، واکنشی آنی به شوک‌های عملکرد در سال قبل نشان نمی‌دهند که ریشه در عدم انعطاف‌پذیری زیرساخت‌ها و محدودیت‌های فیزیکی منابع آب دارد؛ چراکه تخصیص اراضی آبی عمدتاً تابع حق‌آبه‌های ثابت و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت است تا شوک‌های گذرا. تنها

رابطه معنی‌دار در این سیستم، اثر مثبت ضریب خودتوضیح عملکرد (۰/۳۱۸) است که بیانگر وجود یک اینرسی تکنولوژیک و پایداری مدیریت مزرعه در اراضی آبی است؛ به‌طوری‌که بهبود بهره‌وری و ظرفیت‌های نهاده‌ای در یک سال، تمایل به تداوم و انتقال به سال زراعی بعد را دارد (Hendricks *et al.*, 2014). در مقابل، تحلیل ضرایب در نظام دیم و کل کشور، الگوی رفتاری کاملاً متفاوتی را نشان می‌دهد که می‌توان آن را مکانیسم جبرانی سطح در برابر عملکرد (Zaveri *et al.*, 2020) نامید. همان‌طور که مشهود است، تأثیر رشد عملکرد سال قبل بر رشد سطح زیر کشت سال جاری در هر دو سیستم دیم و کل، منفی و معنی‌دار برآورد شده است (به ترتیب ۰/۱۵۲- و ۰/۱۷۳-). تفسیر زراعی این رابطه معکوس آن است که کشاورزان دیم‌کار در واکنش به شوک‌های منفی عملکرد (نظیر خشکسالی و افت شدید

تولید)، اقدام به افزایش سطح زیر کشت در سال جاری می‌نماید. این رفتار که در ادبیات زراعی به عنوان استراتژی بقا و مدیریت ریسک (Zaveri et al., 2020) شناخته می‌شود، نشان می‌دهد که تولیدکنندگان خرد برای حفظ سطح درآمد کل و امنیت غذایی خانوار، تلاش می‌کنند افت عملکرد در واحد سطح را با توسعه افقی و زیر کشت بردن اراضی آیش یا مراتع جبران کنند (Noack et al., 2022).

از سوی دیگر، عدم معنی‌داری آماری ضرایب تأثیر رشد سطح بر رشد عملکرد در تمامی الگوها (جدول ۵)، مؤید آن است که تصمیمات توسعه‌ای کشاورزان در کوتاه‌مدت، اثر فوری بر ارتقای تکنولوژی یا بهبود میانگین عملکرد نداشته است. این یافته نشان می‌دهد که در سیستم تولید گندم ایران، رابطه علیت عمدتاً یک‌سویه و از طرف شوک‌های عملکرد (عمدتاً ناشی از اقلیم) به سمت تصمیمات سطح زیر کشت است. به بیان دیگر، سطح زیر کشت یک متغیر پیرو و واکنشی است که سعی در تعدیل نوسانات برون‌زای عملکرد دارد، اما خود به تنهایی توانایی ایجاد تغییرات ساختاری در بهره‌وری زمین را در بازه زمانی یک‌ساله ندارد.

نتایج آزمون‌های اعتبارسنجی (جدول ۶) عدم خودهمبستگی سریالی و برقراری شرط همسانی واریانس

پسماندها را در تمامی نظام‌ها تأیید نمود. همچنین، قرارگیری تمامی ریشه‌های مشخصه معکوس درون دایره واحد، پایداری ریاضیاتی سیستم را تضمین کرد. انحراف جزئی از توزیع نرمال در متغیر سطح زیر کشت نیز، همان‌طور که در سری‌های زمانی اقتصاد کشاورزی رایج است، بازتابی از داده‌های پرت ناشی از شوک‌های حدی اقلیمی و سیاستی بوده و با توجه به حجم نمونه، خللی در خواص مجانبی برآوردگرها ایجاد نمی‌کند (Lütkepohl & Krätzig, 2004). علاوه بر این، آزمون‌های پایداری ساختاری نشان‌دهنده ثبات بلندمدت ضرایب الگو بودند (شکل ۲). آماره آزمون CUSUM برای تمامی معادلات درون باند اطمینان ۵ درصد قرار گرفت. در آزمون مجذور پسماندها (CUSUMSQ) نیز، تنها استثنای مشاهده‌شده، خروج مقطعی نمودار در نظام دیم در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ بود و بازگشت سریع نمودار به باند پایدار، اثبات می‌کند که این تکانه‌ی حدی، ماهیتی گذرا داشته و ساختار کلی روابط میان متغیرها را دچار تغییر دائمی نکرده است.

جدول ۵- برآورد ضرایب الگوی خودتوضیح برداری (VAR) برای پویایی‌های کوتاه‌مدت سیستم‌های گندم

Table 5- Estimation of Vector Autoregression (VAR) model coefficients for short-run dynamics of wheat systems

نظام زراعی Farming System	متغیر وابسته Dependent (Variable)	متغیر توضیحی Independent (Variable)	ضریب (Coefficient)	خطای معیار (S.E)	آماره تی (t-Stat)	احتمال (Prob)
آبی Irrigated	رشد سطح Area Growth	رشد سطح در سال گذشته Area Growth (-1)	0.147	0.162	0.91	0.368
	رشد عملکرد Yield Growth	رشد عملکرد در سال گذشته Yield Growth (-1)	-0.036	0.102	-0.36	0.722
	رشد عملکرد Yield Growth	رشد سطح در سال گذشته Area Growth (-1)	-0.042	0.247	-0.17	0.866
	رشد عملکرد Yield Growth	رشد عملکرد در سال گذشته Yield Growth (-1)	0.318*	0.156	2.04	0.048
دیم Rainfed	رشد سطح Area Growth	رشد سطح در سال گذشته Area Growth (-1)	0.121	0.18	0.68	0.503
	رشد عملکرد Yield Growth	رشد عملکرد در سال گذشته Yield Growth (-1)	-0.152*	0.073	-2.07	0.046
	رشد عملکرد Yield Growth	رشد سطح در سال گذشته Area Growth (-1)	0.149	0.445	0.34	0.739
	رشد عملکرد Yield Growth	رشد عملکرد در سال گذشته Yield Growth (-1)	-0.35	0.182	-1.92	0.062
کل Total	رشد سطح Area Growth	رشد سطح در سال گذشته Area Growth (-1)	0.193	0.157	1.23	0.226
	رشد عملکرد Yield Growth	رشد عملکرد در سال گذشته Yield Growth (-1)	-0.173*	0.085	-2.03	0.049
	رشد عملکرد Yield Growth	رشد سطح در سال گذشته Area Growth (-1)	0.232	0.304	0.76	0.45
	رشد عملکرد Yield Growth	رشد عملکرد در سال گذشته Yield Growth (-1)	0.073	0.166	0.44	0.663

علائم ** و * به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضریب در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد می‌باشند. متغیرهای مدل بر اساس تفاضل مرتبه اول مقادیر لگاریتمی (نرخ رشد سالانه) محاسبه شده‌اند.

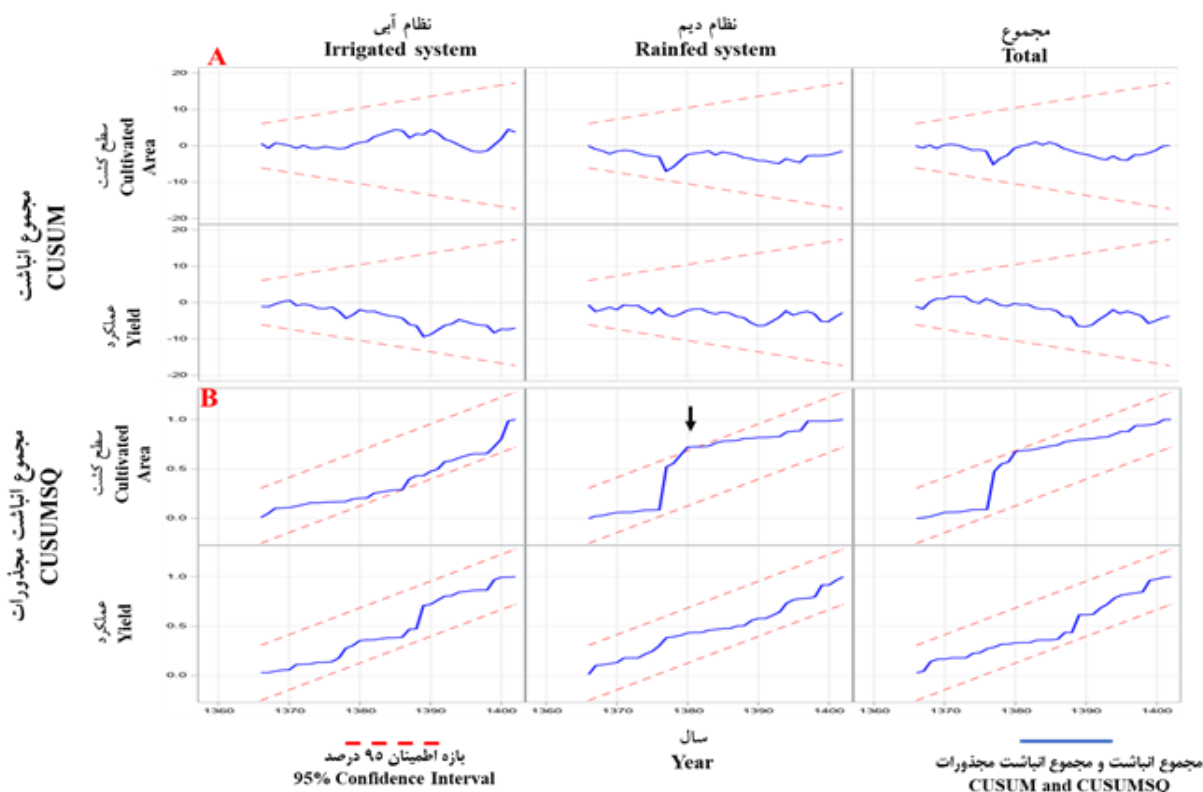
**, and * denote statistical significance at the 1% and 5% probability levels, respectively. Model variables are calculated based on the first difference of logarithmic values (annual growth rates).

جدول ۵- نتایج آزمون‌های تشخیصی و بررسی سلامت الگوی VAR
Table 5- Diagnostic test results and robustness check of the VAR model

نظام زراعی Farming System	آزمون خودهمبستگی (Portmanteau Test)	آزمون نرمال بودن (Normality - Jarque Bera)	آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH LM Test)	وضعیت پایداری مدل (Stability Condition)
آبی Irrigated	عدم وجود خودهمبستگی No Autocorrelation (P>0.05)	نرمال Normal (P>0.05)	واریانس همسان Homoscedastici ty (P>0.05)	پایدار Stable (Roots < 1)

پایدار Stable (Roots < 1)	واریانس همسان Homoscedasticity (P>0.05)	غیرنرمال (در سطح کشت) Non-normal (Area) (P<0.01)	عدم وجود خودهمبستگی No Autocorrelation (P>0.05)	دیم Rainfed
پایدار Stable (Roots < 1)	واریانس همسان Homoscedasticity (P>0.05)	غیرنرمال (در سطح کشت) Non-normal (Area) (P<0.01)	عدم وجود خودهمبستگی No Autocorrelation (P>0.05)	کل Total

در تمامی آزمون‌ها (به جز پایداری)، فرض صفر بیانگر وضعیت مطلوب (عدم خودهمبستگی، نرمال بودن و همسانی واریانس) است.
 in all tests (except stability), the null hypothesis indicates the desired condition.



شکل ۲- نمودارهای آزمون ثبات ساختاری الگو. A: پایداری ضرایب CUSUM و B: پایداری واریانس CUSUMSQ: خطوط چین بیانگر مرز بحرانی پنج درصد و پیکان مشکی نشان‌دهنده انحراف موقت در نظام دیم است.

Figure 2- Plot of CUSUM (A) and CUSUMSQ (B) tests for structural stability; dashed lines represent 5% critical bounds, and the black arrow indicates a temporary deviation in the rainfed system.

حاصل از اعمال شوک به اندازه یک انحراف معیار بر متغیرهای سیستم در افق زمانی شش ساله، الگوهای رفتاری متمایزی را در سه نظام زراعی آشکار می‌سازد (شکل ۳). در نظام زراعی آبی، نمودارهای واکنش آنی حاکی از استقلال نسبی متغیرها در کوتاه‌مدت است.

تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت متغیرهای سطح و

عملکرد

به منظور واکاوی مسیر تعدیل پویای متغیرها و نحوه انتشار شوک‌ها در سیستم، توابع واکنش آنی (IRF) متعادل شده بر اساس تجزیه چولسکی برآورد گردید. نتایج

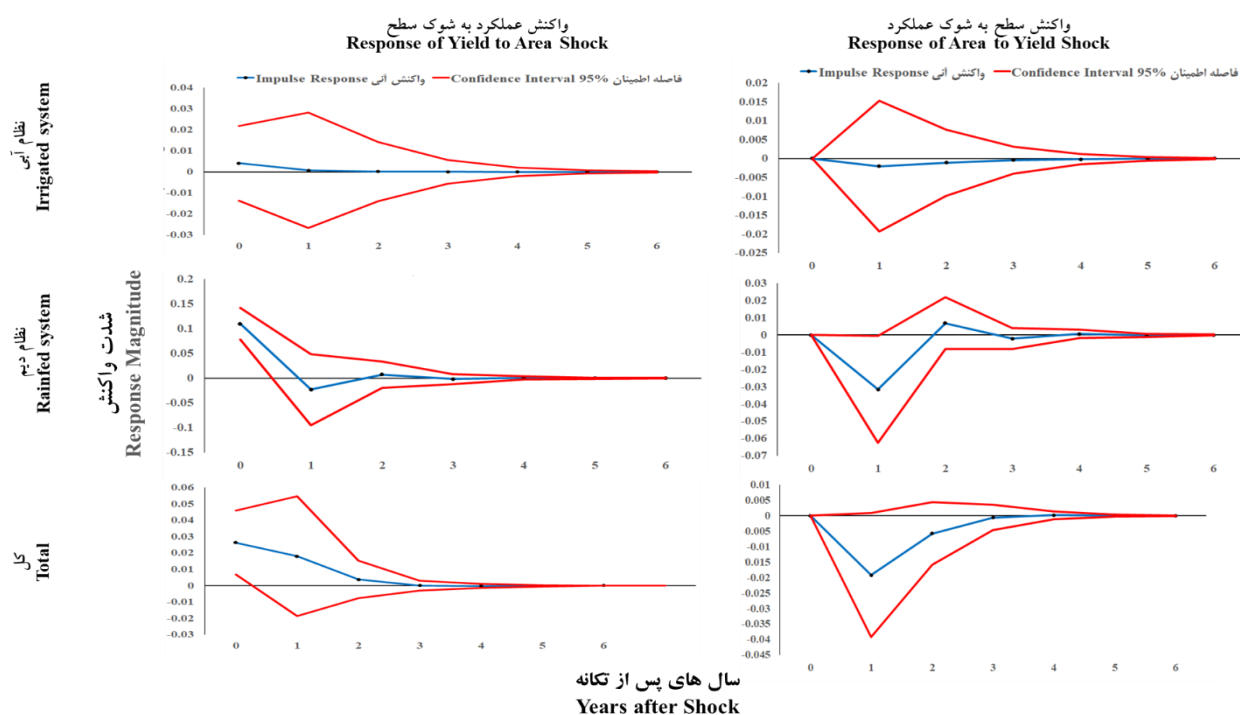
عدم تأثیرپذیری متقابل این دو متغیر از تکانه‌های یکدیگر در کوتاه‌مدت است. اگرچه هر دو متغیر در بلندمدت تحت تأثیر پیشران‌های مشترک کلان (نظیر آب، سیاست‌های حمایتی و سطح تکنولوژی) قرار دارند، اما در پویایی‌های کوتاه‌مدت، نوسانات سطح زیر کشت آبی، واکنشی آبی به شوک‌های عملکرد در سال قبل نشان نمی‌دهند که ریشه در عدم انعطاف‌پذیری زیرساخت‌ها و محدودیت‌های فیزیکی منابع آب دارد.

نتایج حاکی از آن است که در نظام زراعی دیم، پویایی‌های سیستم تحت سیطره عوامل محیطی قرار دارد. واکنش عملکرد دیم نسبت به شوک سطح زیر کشت، مثبت و در دوره صفر کاملاً معنی‌دار است (۰/۱۱۰) (شکل ۳). این هم‌حرکتی مثبت، بازتابی از پدیده هم‌زمانی اقلیمی است (Iizumi & Ramankutty, 2015)؛ بدین معنا که در سال‌های ترسالی و مساعد آب‌وهوایی، سیگنال‌های مثبت بارندگی و بهبود رطوبت خاک، به طور هم‌زمان انگیزه تولیدکنندگان برای گسترش سطح زیر کشت را تقویت نموده و پتانسیل عملکرد در واحد سطح را نیز ارتقاء می‌بخشند. نکته حائز اهمیت در این نظام، واکنش منفی (۰/۰۳۱-) سطح زیر کشت دیم نسبت به شوک مثبت عملکرد در سال اول است. این واکنش که در مرز معنی‌داری آماری قرار دارد، به روشنی تبیین‌کننده رفتار ریسک‌گریزانه در میان تولیدکنندگان خرد و دیم‌کاران گندم در کشور است. از منظر اکولوژی زراعی، پس از یک سال استثنایی با جهش عملکرد (که عمدتاً ناشی از ناهنجاری مثبت بارشی است)، کشاورزان با

واکنش عملکرد آبی نسبت به شوک مثبت در سطح زیر کشت، اگرچه مثبت است (۰/۰۰۴)، اما با توجه به قرارگیری کران پایین فاصله اطمینان ۹۵ درصد در ناحیه منفی (۰/۰۱۳-)، از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. این یافته نشان می‌دهد که در کشت آبی، گسترش سطح منجر به بروز پدیده بازده نزولی نشده است. این نتیجه، با یافته‌های زاوری و لوبل (Zaveri & Lobell, 2019) مطابقت دارد؛ ایشان نیز در پژوهش خود به این موضوع اشاره کردند که اثر حائل آبیاری و مدیریت متمرکز نهاده‌ها، توانسته است اثرات منفی ناشی از ورود زمین‌های جدید به چرخه تولید را خنثی نموده و ثبات عملکرد سیستم را با موفقیت حفظ نماید. متقابلاً، واکنش سطح زیر کشت نسبت به شوک عملکرد نیز در نظام آبی غیرمعنی‌دار برآورد شده است (۰/۰۰۲-). این یافته مؤید آن است که تصمیمات سطح کشت در این نظام، تابع محدودیت‌های ساختاری منابع آب بوده و کشش‌پذیری بسیار پایینی نسبت به نوسانات بهره‌وری سال قبل دارد. این مکانیسم رفتاری، با استدلال هورن‌بک و کسکین (Hornbeck & Keskin, 2014) همسو می‌باشد؛ این محققان نیز در مطالعات خود اثبات نمودند که در سیستم‌های زراعی آبی، به دلیل عدم انعطاف‌پذیری در حق‌آبه‌ها و هزینه‌های ثابت زیرساخت‌های آبیاری، تخصیص اراضی نسبت به شوک‌های کوتاه‌مدت تولید کاملاً بی‌کشش و غیرمنعطف عمل می‌کند. به عبارت دیگر در سیستم کشت آبی، عدم معنی‌داری آماری ضرایب متقاطع میان رشد سطح و رشد عملکرد، حاکی از

آنی دارد (۰/۰۲۶) که ناشی از وزن بالای اراضی دیم در تغییرات سطح کل است. در مقابل، واکنش سطح کل به شوک عملکرد اگرچه منفی است (۰/۰۱۹-) اما از معنی‌داری آماری برخوردار نیست. در نهایت، بررسی مسیر زمانی واکنش‌ها در هر سه نظام نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های وارده میرا بوده و متغیرها پس از گذشت ۴ الی ۵ سال به تعادل بلندمدت خود باز می‌گردند که پایداری مدل VAR برآورد شده را تضمین می‌نماید.

آگاهی تجربی از پدیده بازگشت به میانگین اقلیمی و پیش‌بینی احتمال بالای وقوع تنش‌های رطوبتی در سال بعد، یک رویکرد انقباضی و محتاطانه را در تخصیص اراضی و سرمایه‌گذاری برای فصل زراعی آتی اتخاذ می‌نمایند (Haile et al., 2016). در مقیاس کل کشور، برآیند تعاملات نشان‌دهنده غلبه رفتارهای بخش دیم بر نوسانات کلی است. شوک مثبت به سطح زیر کشت کل، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد



شکل ۳. نمودارهای پنبلی توابع عکس‌العمل آنی (IRF) متعامدشده برای متغیرهای سطح زیر کشت و عملکرد گندم در نظام‌های زراعی مختلف. ستون سمت چپ، واکنش عملکرد به یک شوک استاندارد در سطح زیر کشت و ستون سمت راست، واکنش سطح زیر کشت به یک شوک استاندارد در عملکرد را طی شش سال نشان می‌دهد. خط ممتد مرکزی، مسیر تخمین‌زده‌شده واکنش و خطوط چین پیرامونی، فاصله اطمینان ۹۵ درصد (± 1.96 خطای معیار) را نشان می‌دهند.

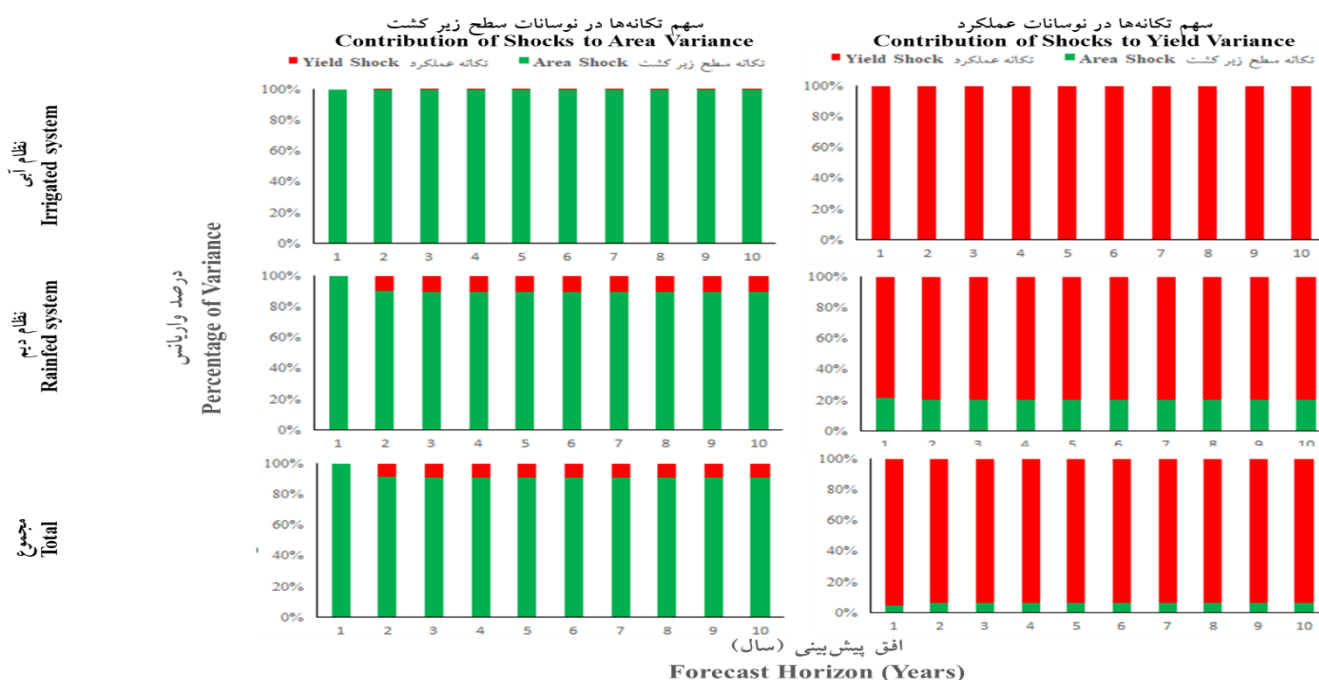
Figure 3. Panel graphs of Orthogonalized Impulse Response Functions (OIRF) for wheat harvested area and yield variables across different farming systems. The left column shows the response of Yield to a standard shock in Harvested Area, and the right column shows the response of Harvested Area to a standard shock in Yield over 6 years. The solid central line indicates the estimated response path, and the surrounding dashed lines indicate the 95% confidence interval (± 1.96 standard errors)

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD) و تبیین

سهم تکانه‌ها

به منظور تعیین سهم نسبی متغیرهای سطح زیر کشت و عملکرد در توضیح نوسانات یکدیگر، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در افق زمانی ۱۰ ساله محاسبه گردید. نتایج بصری این تحلیل که در شکل ۴ منعکس شده است، تفاوت‌های ساختاری آشکار میان سیستم‌های آبی و دیم را نمایان می‌سازد. در نظام زراعی آبی، الگوی رفتاری حاکم مؤید فقدان رابطه علیت متقابل و عدم بازخورد این متغیرها از یکدیگر است. یافته‌های حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد که در بلندمدت، بیش از ۹۹/۸ درصد از نوسانات سطح زیر کشت و ۹۹/۷ درصد از نوسانات عملکرد در نظام آبی، تنها توسط تکانه‌های وارده به خود این متغیرها توضیح داده می‌شود. در مقابل، سهم متقاطع تکانه‌ها در این سیستم کمتر از ۰/۲ درصد برآورد شده که از منظر آماری عملاً ناچیز است. این انزوای رفتاری و فقدان بازخورد متقابل، نشان می‌دهد که در نظام زراعی آبی گندم، متغیرها دارای یک برون‌زایی مطلق (Miao et al., 2016) نسبت به یکدیگر هستند؛ بدین معنا که محدودیت‌های فیزیکی و ساختاری (نظیر سهمیه‌بندی حق‌آبه‌ها، ظرفیت ثابت پمپاژ و محدودیت اراضی مستعد) در کنار عدم انعطاف‌پذیری مدیریتی، نقش کاملاً مسلط را ایفا نموده و عملاً اجازه شکل‌گیری تعاملات درون‌زای اقتصادی-زراعی میان تصمیمات سطح زیر کشت و نوسانات عملکرد را نمی‌دهند. در تقابل آشکار

با نظام آبی، تجزیه واریانس در سیستم زراعی دیم (شکل ۴) حاکی از وجود وابستگی متقابل و تعاملات درون‌زا میان متغیرها است. تکانه‌های وارده به سطح زیر کشت، سهمی قابل‌توجه (حدود ۲۰/۱ درصد در افق ده‌ساله) در تبیین نوسانات عملکرد دیم ایفا می‌کنند. این سهم بالا در قیاس با سهم ناچیز ۰/۲ درصدی در نظام آبی، نشانه بارز پدیده هم‌زمانی اقلیمی-زراعی است؛ بدین معنا که متغیر پنهان بارندگی به عنوان یک پیش‌ران سیستماتیک و مشترک، به‌طور هم‌زمان انگیزه توسعه سطح کشت و پتانسیل عملکرد را هدایت می‌کند (Anderson et al., 2019). متقابلاً، بررسی نوسانات سطح زیر کشت دیم نیز وجود یک حلقه بازخورد از سوی عملکرد را تأیید می‌نماید؛ به‌طوری‌که پس از وقفه اول، تکانه‌های عملکرد وارد عمل شده و مسئول توضیح ۱۰/۱۷ درصد از تغییرات سطح هستند. این بازخورد نشان می‌دهد که نوسانات درآمدی و معیشتی ناشی از افت یا جهش عملکرد در یک سال، تصمیمات تخصیص اراضی و استراتژی‌های کشت کشاورزان را در سال‌های آتی تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ هرچند که محدودیت‌های ذاتی اقلیم و منابع خاک (با سهم تبیین‌کنندگی نزدیک به ۹۰ درصد) همچنان لنگرگاه و عامل مسلط در نوسانات سطح محسوب می‌شوند.



شکل ۵- نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD) متغیرهای سطح زیر کشت و عملکرد گندم در ایران. نمودارهای ستون چپ، سهم تکان‌ها در توضیح نوسانات سطح زیر کشت و نمودارهای ستون راست، سهم تکان‌ها در توضیح نوسانات عملکرد را در افق ۱۰ ساله نشان می‌دهند.

Figure 5- Forecast Error Variance Decomposition (FEVD) results for wheat harvested area and yield variables in Iran. The left column displays the contribution of shocks to Harvested Area fluctuations, and the right column displays the contribution of shocks to Yield fluctuations over a 10-year horizon.

نتایج کمی این برآوردها در جدول ۶ و روند تغییرات آن‌ها در شکل ۶ ارائه شده است. بررسی کلی یافته‌ها مؤید گذار ساختاری نظام تولید گندم کشور از الگوی توسعه سطح‌محور به الگوی توسعه عملکردمحور است. در حالی که سطح زیر کشت کل با روندی تقریباً تثبیت‌شده و نوسانی رو به پایین، به ۷/۵۵ میلیون هکتار در سال ۱۴۱۵ می‌رسد، تولید کل کشور در همین بازه روندی صعودی را تجربه خواهد کرد. این واگرایی میان سطح و

پیش‌بینی روند تغییرات و چشم‌انداز تولید در افق

۱۴۱۵

به منظور ترسیم چشم‌اندازی واقع‌بینانه از آینده متغیرهای زراعی گندم در کشور و با در نظر گرفتن محدودیت‌های فیزیکی منابع (آب و خاک) در کنار روندهای تکنولوژیک، پیش‌بینی متغیرهای کلیدی برای افق‌های زمانی کوتاه‌مدت (۱۴۰۵)، میان‌مدت (۱۴۱۰) و بلندمدت (۱۴۱۵) با رویکرد پیش‌بینی مولفه‌ای انجام شد.

تعمیق خلاء عملکرد میان دو نظام زراعی شده و وابستگی تولید گندم کشور به اراضی آبی را افزایش می‌دهد. در نهایت، با توجه به وجود بحران‌های تاریخی و عدم قطعیت‌های ناشی از شوک‌های محیطی، چشم‌انداز تولید گندم کل کشور در افق ۱۴۱۵ بر اساس فواصل اطمینان ۹۵ درصد (جدول ۶)، در قالب سه سناریو تبیین می‌گردد: در سناریوی بدبینانه (کران پایین) تولید معادل ۷/۱۳ میلیون تن، در سناریوی میانه یا محتمل (خط مبنا) برابر با ۲۳/۵۷ میلیون تن، و در سناریوی خوش‌بینانه (کران بالا) معادل ۸۱/۵۳ میلیون تن برآورد می‌شود. نکته مهم در این پیش‌بینی، تغییر سهم نظام‌های زراعی در سبد تولید ملی است. تولید گندم دیم در افق بلندمدت با کاهش جزئی مواجه شده (۷/۵۳ میلیون تن)، اما تولید گندم آبی با رشدی چشمگیر به ۱۶/۰۴ میلیون تن در سال ۱۴۱۵ خواهد رسید. شایان ذکر است که نتایج این پیش‌بینی، همسویی کاملی با یافته‌های بخش تحلیل ساختاری (الگوی VAR و FEVD) دارد. همان‌طور که در بخش قبل تبیین شد، عملکرد دارای سهم واریانس بالاتری نسبت به سطح بود و اکنون در پیش‌بینی‌ها نیز مشاهده می‌شود که جهش تولید در آینده، دقیقاً از کانال رشد عملکرد محقق خواهد شد.

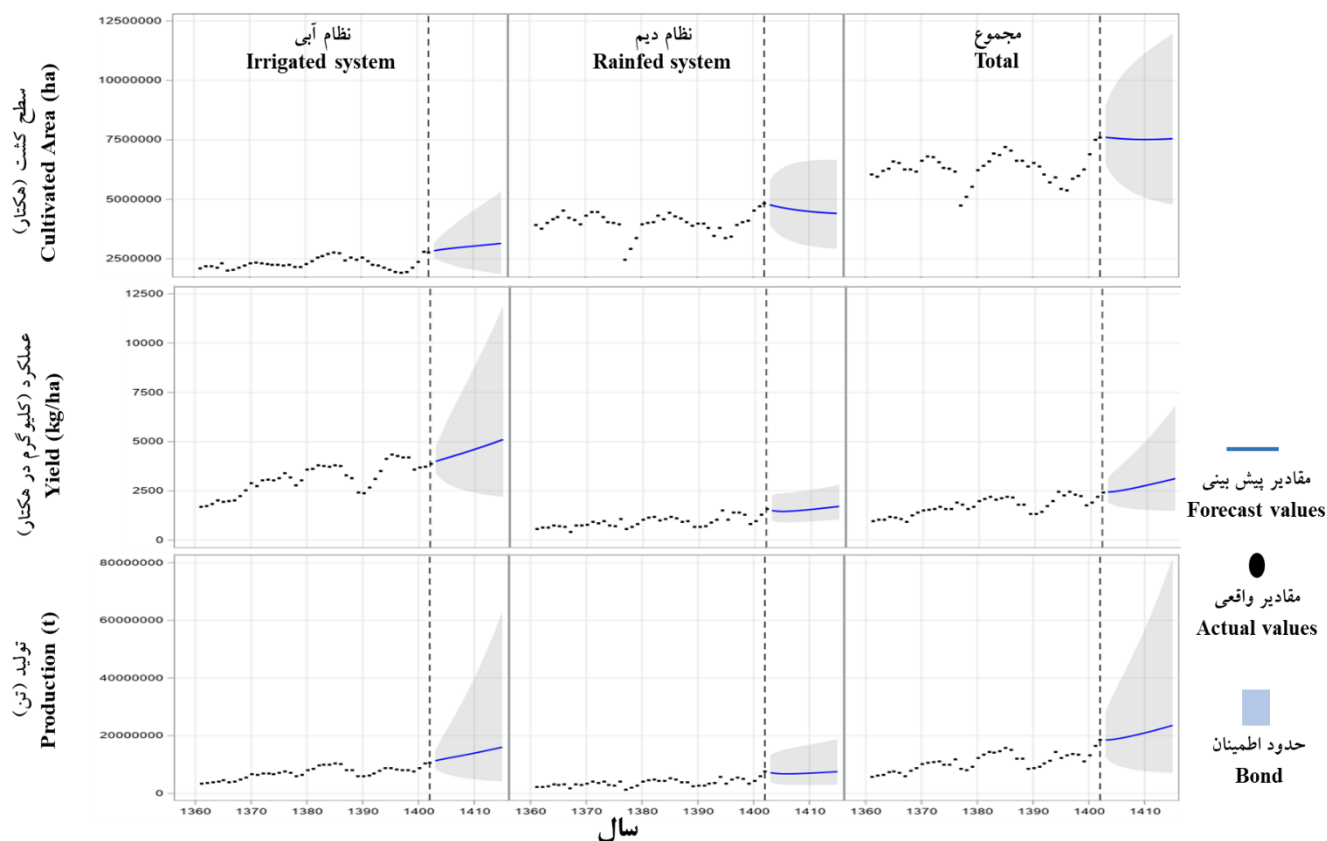
تولید، ناشی از ارتقای بهره‌وری فیزیکی در نظام‌های زراعی است. در واکاوی دقیق‌تر متغیر سطح زیر کشت، یک دوگانگی رفتار در نظام‌های آبی و دیم قابل مشاهده است. سطح زیر کشت دیم که تابعی از ریسک‌های محیطی است، با روندی نزولی از ۴/۸۳ میلیون هکتار در سال پایه به ۴/۴۰ میلیون هکتار در افق ۱۴۱۵ تنزل می‌یابد. این انقباض سطح را می‌توان به خروج اراضی حاشیه‌ای و کم‌بازده از چرخه تولید به دلیل توجیه اقتصادی پایین و ناپایداری بارش‌ها نسبت داد. در مقابل، سطح زیر کشت آبی با شیبی ملایم و مدیریت‌شده، از ۲/۷۸ به ۳/۱۴ میلیون هکتار در افق بلندمدت افزایش خواهد یافت که بیانگر استراتژی جبران کاهش سطح دیم از طریق تمرکز بر اراضی با پتانسیل آبیاری مطمئن است. از منظر زراعی، پیشران اصلی تولید در دهه‌های آتی، متغیر عملکرد در هکتار خواهد بود. داده‌های پیش‌بینی نشان می‌دهند که عملکرد گندم آبی با جهشی قابل توجه ناشی از نفوذ تکنولوژی و اصلاح ارقام، از ۳۸۹۲ کیلوگرم در سال پایه به رکورد ۵۱۰۴ کیلوگرم در سال ۱۴۱۵ خواهد رسید. در سوی دیگر، عملکرد دیم اگرچه روندی صعودی دارد، اما به دلیل وابستگی ساختاری به نزولات جوی، رشدی کندتر را تجربه کرده و به ۱۷۱۱ کیلوگرم در سال ۱۴۱۵ می‌رسد. این اختلاف نرخ رشد، منجر به

جدول ۶- پیش‌بینی مقادیر سطح کشت، تولید و عملکرد گندم در افق‌های زمانی کوتاه، میان و بلند مدت

Table 6- Prediction of cultivated area, production and yield of wheat in short, medium, and long term duration

بلند مدت (سال ۱۴۱۵ Long Term 2036) year	میان مدت (سال ۱۴۱۰) Midium Term 2031) year	کوتاه مدت (سال ۱۴۰۵) Short Term (2026 year)	شاخص پیش‌بینی Forecast Index	داده واقعی (سال ۱۴۰۲) Actual Data (year 2023)	نظام زراعی Farming System	متغیر Variable
1.86	2.03	2.33	Lower Bound	2.78	آبی Irrigated	سطح کشت (میلیون هکتار) Cultivated Area (million ha)
3.14	3.03	2.90	Baseline			
5.30	4.51	3.62	Upper Bound			
2.91	3.04	3.46	Lower Bound	4.83	دیم Rainfed	
4.40	4.49	4.66	Baseline			
6.66	6.61	6.27	Upper Bound			
4.78	5.07	5.79	Lower Bound	7.62	مجموع Total	
7.55	7.51	7.56	Baseline			
11.96	11.12	9.89	Upper Bound			
2197	2408	2887	Lower Bound	3892	آبی Irrigated	عملکرد (کیلوگرم در هکتار) Yield (kg ha ⁻¹)
5104	4614	4171	Baseline			
11859	8841	6026	Upper Bound			
1044	952	896	Lower Bound	1606	دیم Rainfed	
1711	1559	1459	Baseline			
2802	2553	2374	Upper Bound			
1494	1534	1697	Lower Bound	2441	مجموع Total	
3123	2789	2500	Baseline			
6817	5102	3710	Upper Bound			
4.09	4.89	6.72	Lower Bound	10.83	آبی Irrigated	تولید (میلیون تن) Production (million t)
16.04	13.96	12.11	Baseline			
62.87	39.87	21.81	Upper Bound			
3.04	2.90	3.10	Lower Bound	7.76	دیم Rainfed	
7.53	6.99	6.79	Baseline			
18.66	16.89	14.89	Upper Bound			
7.13	7.79	9.82	Lower Bound	18.59	مجموع Total	
23.57	20.96	18.90	Baseline			

81.53	56.76	36.70	Upper Bound
-------	-------	-------	-------------



شکل ۶- نمودارهای بادبزی نمایش‌دهنده Year پیش‌بینی مدل. ردیف‌ها به ترتیب از بالا بیانگر سطح زیر کشت، عملکرد و تولید گندم در سامانه‌های آبی، دیم و کل کشور تا افق ۱۴۱۵ می‌باشند. دایره‌های توپر نشان‌دهنده مقادیر واقعی، خطوط ممتد آبی بیانگر پیش‌بینی خط مبنا و نواحی سایه‌دار نشان‌دهنده فواصل اطمینان ۹۵ درصد (کران‌های بالا و پایین) هستند.

Figure 6 - Fan charts illustrating the model forecasts. Rows from top to bottom represent Cultivated Area, Yield, and Production of wheat in Irrigated, Rainfed, and Total systems up to the year 2036 (1415). Solid circles denote actual observed data, solid blue lines represent the baseline forecast, and shaded areas indicate 95% confidence intervals (lower and upper bounds)

کشت و عملکرد را نشان داد. بدین معنا که برخلاف

نتیجه‌گیری

تصورات رایج، تصمیمات توسعه سطح در ایران تابعی از سیگنال‌های بلندمدت بهره‌وری نبوده و عمدتاً تحت تأثیر شوک‌های برون‌زا و محدودیت‌های فیزیکی عمل کرده است. در مقابل، متغیر عملکرد مسیری مستقل و متأثر از

نتایج این پژوهش با واکاوی پویای سیستم تولید گندم ایران در چهار دهه اخیر، پرده از یک گذار عمیق در الگوی تولید گندم کشور بر می‌دارد. یافته‌های حاصل وجود یک واگرایی ساختاری میان دو رکن تولید یعنی سطح زیر

نوسانات اقلیمی و نفوذ تدریجی تکنولوژی را طی نموده است. تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت (VAR) و توابع واکنش آنی (IRF)، دو مکانیسم رفتاری کاملاً متمایز را در زیربخش‌های زراعی آشکار ساخت. در نظام آبی، حاکمیت انعطاف‌ناپذیر زیرساختی و محدودیت منابع آب، منجر به عدم تأثیرپذیری متقابل نوسانات کوتاه‌مدت این دو متغیر از یکدیگر شده است اما وجود اینرسی تکنولوژیک مثبت، نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در این بخش از پایداری بالاتری برخوردار است. در مقابل، نظام دیم تحت سیطره ریسک‌های محیطی قرار دارد. شناسایی رفتار استراتژی بقا در دیم‌کاران، که در واکنش به افت عملکرد سال قبل، اقدام به گسترش سطح در سال بعد می‌کنند، نشان‌دهنده تلاش برای حفظ سطح درآمد از طریق توسعه افقی در اراضی کم‌بازده است؛ استراتژی‌ای که با توجه به تغییرات اقلیمی، دیگر پایدار نیست. همچنین نتایج آزمون شناسایی سال‌های شکست ساختاری نشان داد که شوک‌های وارده به سیستم، ماهیتی گذرا داشته و نتوانسته‌اند ساختار تولید را به‌صورت دائمی تغییر دهند، که این امر مؤید شکنندگی

دستاوردها و بازگشت سریع سیستم به تعادل‌های سنتی پیشین است. چشم‌انداز آینده تولید گندم در افق ۱۴۱۵ بر اساس نتایج پیش‌بینی، بیانگر تغییر استراتژی اجتناب‌ناپذیر از توسعه سطح‌محور به توسعه عملکردمحور است. در حالی که سطح زیر کشت دیم به دلیل توجیه اقتصادی پایین و فشارهای اقلیمی روندی نزولی (انقباضی) را طی خواهد کرد، بار اصلی تأمین گندم مورد نیاز کشور بر دوش ارتقای عمودی در اراضی آبی قرار خواهد گرفت. پیش‌بینی جهش عملکرد آبی به رکورد ۵۱۰۴ کیلوگرم در هکتار و افزایش تولید کل به ۲۳/۵۷ میلیون تن (در سناریو میانه) در سال ۱۴۱۵، اگرچه نویدبخش خوداتکایی است، اما تحقق آن مشروط به گذر از کشاورزی سنتی و تزریق تکنولوژی‌های پایدار است تا بتواند شکاف ناشی از کاهش سطح دیم را جبران نماید.

سیاسگذاری

از معاونت زراعت وزارت جهاد کشاورزی به‌خاطر تأمین داده‌های خام این پژوهش تشکر و قدردانی می‌شود.

References

- Anderson, W. B., Seager, R., Baethgen, W., Cane, M., & You, L. 2019. Synchronous crop failures and climate-forced production variability. *Science Advances*, 5, eaaw1976.
- Barlow, M., Zaitchik, B., Paz, S., Black, E., Evans, J., & Hoell, A. 2016. A review of drought in the Middle East and southwest Asia. *Journal of Climate*, 29 (23), 8547-8574.
- Bastos, A., Ciais, P., Friedlingstein, P., Sitch, S., Pongratz, J., Fan, L., ... & Zaehle, S. 2020. Direct and seasonal legacy effects of the 2018 heat wave and drought on European ecosystem productivity. *Science Advances*, 6 (24), eaba2724.
- Box, G. E., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C., & Ljung, G. M. 2015. *Time series analysis: forecasting and control*. John Wiley & Sons.

- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. 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.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (Eds.). 2002. *Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach*. New York, NY: Springer New York.
- Cassman, K. G., & Grassini, P. 2020. A global perspective on sustainable intensification research. *Nature Sustainability*, 3 (4), 262-268.
- Cuddy, J. D., & Della Valle, P. A. 1978. Measuring the instability of time series data. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 40 (1), 71-78.
- Deihimfard, R., Rahimi-Moghaddam, S., Collins, B., & Azizi, K. 2022. Future climate change could reduce irrigated and rainfed wheat water footprint in arid environments. *Science of the Total Environment*, 807, 150991.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Enders, W. 2015. *Applied econometric time series* (4th ed.). New York (US): University of Alabama.
- Engle, R. F. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Engle, R., & Granger, C. 2015. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Applied Econometrics*, 39 (3), 106-135.
- Eyshi Rezaie, E., & Bannayan, M. 2012. Rainfed wheat yields under climate change in northeastern Iran. *Meteorological Applications*, 19 (3), 346-354.
- Foroozan, Z., Grießinger, J., Pourtahmasi, K., & Bräuning, A. 2020. 501 Years of spring precipitation history for the semi-arid northern Iran derived from tree-ring $\delta^{18}\text{O}$ data. *Atmosphere*, 11 (9), 889.
- Gerber, J. S., Ray, D. K., Makowski, D., Butler, E. E., Mueller, N. D., West, P. C., ... & Sloat, L. 2024. Global spatially explicit yield gap time trends reveal regions at risk of future crop yield stagnation. *Nature Food*, 5 (2), 125-135.
- Grassini, P., Eskridge, K. M., & Cassman, K. G. 2013. Distinguishing between yield advances and yield plateaus in historical crop production trends. *Nature Communications*, 4 (1), 2918.
- Gobbett, D. L., Hochman, Z., Horan, H., Garcia, J. N., Grassini, P., & Cassman, K. G. 2017. Yield gap analysis of rainfed wheat demonstrates local to global relevance. *The Journal of Agricultural Science*, 155 (2), 282-299.
- Gujarati, D. N. 2021. *Essentials of econometrics*. Sage Publications.
- Haile, M. G., Kalkuhl, M., & von Braun, J. 2016. Worldwide acreage and yield response to international price change and volatility: a dynamic panel data analysis for wheat, rice, corn, and soybeans. *American Journal of Agricultural Economics*, 98 (1), 172-190.
- Hazell, P. B. 1982. *Instability in Indian foodgrain production* (Vol. 30). Intl Food Policy Res Inst.
- Hendricks, N. P., Smith, A., & Sumner, D. A. 2014. Crop supply dynamics and the illusion of partial adjustment. *American Journal of Agricultural Economics*, 96 (5), 1469-1491.

- Hornbeck, R., & Keskin, P. 2014. The historically evolving impact of the ogallala aquifer: Agricultural adaptation to groundwater and drought. *American Economic Journal: Applied Economics*, 6 (1), 190-219.
- Hurvich, C. M., & Tsai, C. L. 1989. Regression and time series model selection in small samples. *Biometrika*, 76 (2), 297-307.
- Iizumi, T., & Ramankutty, N. 2015. How do weather and climate influence cropping area and intensity?. *Global Food Security*, 4, 46-50.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. 1980. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6 (3), 255-259.
- Jiang, H., Hu, H., Li, B., Zhang, Z., Wang, S., & Lin, T. 2021. Understanding the non-stationary relationships between corn yields and meteorology via a spatiotemporally varying coefficient model. *Agricultural and Forest Meteorology*, 301, 108340.
- Johansen, S., & Juselius, K. 1990. Some structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the purchasing power parity and the uncovered interest parity for UK (No. 90-05). University of Copenhagen.
- Kalkuhl, M., & Wenz, L. 2020. The impact of climate conditions on economic production. Evidence from a global panel of regions. *Journal of Environmental Economics and Management*, 103, 102360.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. 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.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65 (2), 297-303.
- Lobell, D. B., & Burke, M. B. 2010. On the use of statistical models to predict crop yield responses to climate change. *Agricultural and Forest Meteorology*, 150 (11), 1443-1452.
- Lütkepohl, H. 2013. *Introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Lütkepohl, H., & Krätzig, M. (Eds.). 2004. *Applied time series econometrics*. Cambridge University Press.
- Madani, K. 2014. Water management in Iran: what is causing the looming crisis?. *Journal of Environmental Studies and Sciences*, 4 (4), 315-328.
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. 1999. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14 (5), 563-577.
- Mbua, I. A., & Atta-Aidoo, J. 2023. Acreage supply response of sugarcane out-growers in Tanzania: A vector error correction model (VECM) approach. *Cogent Food & Agriculture*, 9 (1), 2229575.
- Miao, R., Khanna, M., & Huang, H. 2016. Responsiveness of crop yield and acreage to prices and climate. *American Journal of Agricultural Economics*, 98 (1), 191-211.
- Minhas, B. S., & Vaidyanathan, A. 1965. Growth of crop output in India, 1951-54 to 1958-61: An analysis by component elements. *Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics*, 17 (2), 230-252.
- Naylor, R., Falcon, W., & Zavaleta, E. 1997. Variability and growth in grain yields, 1950-94: does the record point to greater instability?. *Population and Development Review*, 41-58.
- Perron, P. 1989. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.

- Phillips, P. C., & Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Roustaei, B., Kazemnejad, M., Rabiei, M., & Hosseini, S. Z. 2020. Study the Impact of Guaranteed Price and Guaranteed Purchase policies on Cultivation Area and Production of Wheat. *Agricultural Economics and Development*, 28 (3), 229-259. [In Persian]
- Sims, C. A. 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. 2001. Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), 101-115.
- Tilman, D., Balzer, C., Hill, J., & Befort, B. L. 2011. Global food demand and the sustainable intensification of agriculture. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108 (50), 20260-20264.
- Trigo, R. M., Gouveia, C. M., & Barriopedro, D. 2010. The intense 2007–2009 drought in the Fertile Crescent: Impacts and associated atmospheric circulation. *Agricultural and Forest Meteorology*, 150 (9), 1245-1257.
- Uhlig, H. 2012. Economics and reality. *Journal of Macroeconomics*, 34 (1), 29-41.
- Wei, D., Gephart, J. A., Iizumi, T., Ramankutty, N., & Davis, K. F. 2023. Key role of planted and harvested area fluctuations in US crop production shocks. *Nature Sustainability*, 6 (10), 1177-1185.
- Zaveri, E., Russ, J., & Damania, R. 2020. Rainfall anomalies are a significant driver of cropland expansion. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117 (19), 10225-10233.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. 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