Economic Affairs Research Institute
Ministry of Economic Affairs and Finance

Research Article

Reducing Income Inequality and Improving Food Security in Iran: Evidence from a Structural VAR



Mohammad Boushehri[1], **Ahmadreza Ahmadi**[2]

1. PhD Student of Econometrics, Faculty of Economics, Tehran University, Tehran, Iran. md.boushehri@ut.ac.ir

2. PhD Student of Econometrics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran, (Corresponding Author). arz_ahmadi@atu.ac.ir

Abstract

Development economics expects lower income inequality to improve food security by widening low-income households' economic access to the food basket. This paper tests that expectation for Iran. A structural vector autoregression with short-run recursive restrictions is estimated on annual data for 1983–2022, with oil rents, the size of the underground economy and economic growth as macroeconomic controls. A shock to the Gini coefficient has no statistically significant effect on the food security index at any horizon and accounts for a small share of its forecast error variance. Robustness checks show that the effect of inequality on food security is not significantly negative under any of the 24 possible orderings of the variables in the recursive identification, nor when the Gini coefficient is replaced by the ratio of tenth-decile to first-decile expenditure. The hypothesis that inequality reduces food security is therefore not supported by Iranian data. Descriptively, years in which the Gini fell were not, on average, years of improving food security; this co-movement survives controls for inflation but remains a reduced-form association that does not support causal inference. A simple formal model explains why: the Gini is invariant to the income level, and a fall in it is compatible with both a rise and a fall in the absolute purchasing power of the bottom deciles, so a stable link between the two variables should not be expected. The policy implication is that evaluating food security policy on the Gini coefficient alone can mislead; the measure should be reported alongside absolute indicators of food poverty among the lower deciles.

Keywords: Income Inequality, Food Security, Gini Coefficient, Relative and Absolute Welfare Measures, Structural VAR.

JEL Classification: D63, I32, Q18, O17, C32 **Doi:** 10.22034/eaai.2026.2104345.1095

Article history:
Receive Date: 28 August 2026 **Revise Date:** 19 October 2026
Accept Date: 20 October 2026

© The Author(s).

Citation: Boushehri, M. & Ahmadi, A. (2026). Reducing income inequality and improving food security in Iran: Evidence from a structural VAR. *Quarterly Journal Economic Analysis and Ideas*, 2 (7), 181-229.

پژوهشکده امور اقتصادی
وزارت امور اقتصادی و دارایی

مقاله پژوهشی

کاهش نابرابری درآمد و بهبود امنیت غذایی در ایران: شواهدی از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری



محمد بوشهری[1]، **احمدرضا احمدی**[2]

۱. دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران. md.boushehri@ut.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). arz_ahmadi@atu.ac.ir

چکیده

در ادبیات اقتصاد توسعه انتظار می‌رود کاهش نابرابری درآمد، با گسترش دسترسی اقتصادی خانوارهای کم‌درآمد به سبد غذایی، امنیت غذایی را بهبود دهد. هدف این پژوهش آزمون این انتظار برای اقتصاد ایران است. بدین منظور، الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری با قیود کوتاه‌مدت بازگشتی بر داده‌های سالانه ۱۳۶۲ تا ۱۴۰۱ برآورد شده است و رانت نفتی، حجم اقتصاد زیرزمینی و رشد اقتصادی به‌عنوان متغیرهای کلان کنترلی وارد الگو شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد شوک ضریب جینی در هیچ افقی اثر آماری معنی‌داری بر شاخص امنیت غذایی ندارد و سهم آن در توضیح نوسانات این شاخص اندک است. آزمون‌های استواری نیز نشان می‌دهد که اثر نابرابری بر امنیت غذایی، با تغییر ترتیب متغیرها در شناسایی بازگشتی (هر ۲۴ ترتیب ممکن) و نیز با جایگزینی ضریب جینی با نسبت مخارج دهک دهم به دهک یکم، منفی و معنی‌دار نخواهد بود. بنابراین فرضیه اثر منفی نابرابری بر امنیت غذایی در داده‌های ایران تأیید نمی‌شود. شواهد توصیفی نیز نشان می‌دهد سال‌های کاهش ضریب جینی به‌طور میانگین سال‌های بهبود امنیت غذایی نبوده‌اند؛ این هم‌حرکتی با کنترل تورم نیز باقی می‌ماند، اما رابطه‌ای خلاصه‌شده است و مجوز استنباط علّی نمی‌دهد. برای تبیین این نتیجه، یک الگوی صوری ساده نشان می‌دهد ضریب جینی نسبت به سطح درآمد بی‌تفاوت است و کاهش آن هم با بهبود و هم با افت قدرت خرید مطلق دهک‌های پایین، سازگار است؛ ازاین‌رو، نبود رابطه پایدار میان این دو متغیر دور از انتظار نیست. دلالت سیاستی پژوهش آن است که ارزیابی سیاست‌های امنیت غذایی بر پایه ضریب جینی به‌تنهایی می‌تواند گمراه‌کننده باشد و این سنجه باید در کنار شاخص‌های مطلق فقر غذایی دهک‌های پایین گزارش شود.

واژگان کلیدی: نابرابری درآمد، امنیت غذایی، ضریب جینی، سنجه‌های نسبی و مطلق رفاه، خودرگرسیون برداری ساختاری.

طبقه بندی JEL: D63، I32، Q18، O17، C32 **شناسه دیجیتال:** 10.22034/eaai.2026.2104345.1095

سابقه مقاله:

تاریخ دریافت: ۶ شهریور ۱۴۰۵ **تاریخ بازنگری:** ۲۷ مهر ۱۴۰۵

تاریخ پذیرش: ۲۸ مهر ۱۴۰۵

استناددهی: بوشهری، محمد و احمدی، احمدرضا. (۱۴۰۴). کاهش نابرابری درآمد و بهبود امنیت غذایی در ایران: شواهدی از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری. *فصلنامه تحلیل‌ها و اندیشه‌های اقتصادی*، ۲ (۷)، ۱۸۱-۲۲۹.

© The Author(s).

۱- چکیده

سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (FAO)[1] امنیت غذایی را وضعیتی تعریف می‌کند که در آن همه افراد در همه زمان‌ها به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی فیزیکی، اجتماعی و اقتصادی داشته باشند (سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد، ۱۹۹۶). قید «دسترسی اقتصادی» در این تعریف، امنیت غذایی را از حجم عرضه غذا فراتر می‌برد و آن را به توان خرید خانوارها گره می‌زند. از همین رو، توزیع درآمد در ادبیات امنیت غذایی جایگاه مهمی یافته است؛ زیرا وقتی عرضه کل غذا ثابت باشد، توزیع توان خرید تعیین می‌کند کدام خانوارها از دسترسی به غذای کافی بازمی‌مانند.

چهارچوب نظری غالب، رابطه‌ای منفی میان نابرابری و امنیت غذایی استنتاج می‌کند. رهیافت استحقاق[2] سن[3] (۱۹۸۱) نشان داد قحطی‌ها بیش از آن‌که حاصل کمبود مطلق غذا باشند، از فروپاشی توان گروه‌های معینی در فرمان راندن بر غذا ناشی می‌شوند. قانون انگل[4] نیز دلالتی توزیعی دارد، زیرا خانوارهای فقیر سهم بزرگ‌تری از بودجه خود را صرف غذا می‌کنند و در برابر افت درآمد آسیب‌پذیرترند. در سطح تجربی، هولمن و کونتی[5] (۲۰۲۰) با داده‌های پیمایش جهانی گالوپ[6] نشان داده‌اند نابرابری درآمد، اثر رشد اقتصادی بر کاهش ناامنی غذایی را تضعیف می‌کند. با این همه، شواهد جدیدتر از یکنواخت نبودن این رابطه حکایت دارند: وسلباوم و همکاران[7] (۲۰۲۳) رابطه‌ای وارون U شکل میان شیوع ناامنی غذایی و نابرابری در آن یافته‌اند و الی و همکاران[8] (۲۰۲۱) نشان داده‌اند سطح مخارج مصرفی سرانه و نه شکل توزیع، قوی‌ترین پیش‌بینی‌کننده امنیت غذایی در مقایسه‌های بین‌کشوری است.

داده‌های ایران نیز این تردید را تقویت می‌کند. طی دوره ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۱، ضریب جینی ۱/۱۹ واحد و نسبت هزینه دهک دهم به دهک یکم ۱/۷۳ واحد کاهش یافته است؛ یعنی هر دو سنجه رسمی نابرابری، بهبود را نشان می‌دهند. در همین دوره، شاخص امنیت غذایی

1. Food and Agriculture Organization (FAO)
2. Entitlement Approach
3. Sen
4. Engel›s law
5. Holleman & Conti
6. Gallup World Poll
7. Wesselbaum et al.
8. Allee et al.

۳٫۳۹ واحد افت کرده است. مطالعات موجود درباره توزیع درآمد در ایران نیز نشان می‌دهند که کاهش نابرابری در این اقتصاد همیشه با بهبود وضع دهک‌های پایین همراه نبوده است. فرزانگان و کدیور[9] (۲۰۲۳) کاهش شدید ضریب جینی در دهه ۱۳۶۰ را عمدتاً ناشی از زیان صاحبان درآمدهای بالا می‌دانند و گزارش می‌کنند که فقر در آن دوره کاهش نیافت. انامی و لاستیگ[10] (۲۰۱۸) نیز نشان داده‌اند پرداخت نقدی همگانی از دی‌ماه ۱۳۸۹ (که نابرابری را کاهش داد) در پنج سال نخست به‌دلیل تورم، تقریباً نیمی از ارزش حقیقی خود را از دست داد. این شواهد پرسش مشخصی را مطرح می‌سازد مبنی بر اینکه «آیا تغییرات ضریب جینی در ایران، اطلاعاتی درباره تغییرات امنیت غذایی در بر دارد؟».

ادبیات داخلی به این پرسش پاسخ روشنی نداده است. در مطالعاتی که عوامل کلان مؤثر بر امنیت غذایی ایران را بررسی کرده‌اند، ازجمله دهقانی دشتابی و همکاران (۱۳۹۷)، قربانی و همکاران (۱۴۰۳) و بوشهری و همکاران (۱۴۰۴)، نابرابری درآمد یا اصلاً در الگو حضور ندارد یا یکی از چند متغیر کنترلی است و ضرایب بی‌معنی یا مثبت آن بدون تبیین گزارش شده است. ازاین‌رو، به نظر می‌رسد رابطه نابرابری و امنیت غذایی به‌عنوان فرضیه اصلی یک پژوهش ساختاری آزمون نشده است.

پرسش اصلی پژوهش حاضر آن است که آیا شوک نابرابری درآمد در ایران اثر منفی و معنی‌داری بر امنیت غذایی دارد. برای پاسخ، الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری[11] بر داده‌های سالانه ۱۳۶۲ تا ۱۴۰۱ برآورد می‌شود. رانت نفتی، حجم اقتصاد زیرزمینی و رشد اقتصادی به این دلیل وارد الگو می‌شوند که ادبیات، هر یک را هم با نابرابری و هم با امنیت غذایی مرتبط می‌داند؛ حذف آن‌ها می‌تواند رابطه مورد بررسی را مخدوش کند. افزون بر نتایج ساختاری، هم‌حرکتی ناشرطی تغییرات دو متغیر نیز به‌عنوان شاهد توصیفی گزارش می‌شود و محدودیت‌های استنباطی آن نیز بیان می‌شود.

سهم این مقاله در مقایسه با مطالعات یادشده دو جنبه دارد؛ نخست، رابطه نابرابری و امنیت غذایی به‌جای یک متغیر کنترلی، فرضیه اصلی یک الگوی ساختاری است و استواری نتیجه در برابر همه ترتیب‌بندی‌های ممکن، شناسایی و سنجه جایگزین نابرابری بررسی می‌شود؛

9. Farzanegan & Kadivar
10. Enami & Lustig
11. Structural Vector Autoregression (SVAR)

دوم، مقاله با یک الگوی صوری ساده نشان می‌دهد چرا یک سنجه نسبی نابرابری لزوماً با یک پیامد مطلق مانند امنیت غذایی هم‌حرکت نیست و از این طریق، چهارچوبی آزمون‌پذیر برای پژوهش‌های بعدی با داده‌های فقر و دهک‌های درآمدی فراهم می‌کند. شایان ذکر است این پژوهش فقر را اندازه‌گیری نمی‌کند و یافته‌های آن به رابطه میان سنجه‌های نسبی نابرابری و شاخص تجمیعی امنیت غذایی محدود است.

سازمان‌دهی ادامه مقاله بدین شکل است که بخش دوم مبانی نظری را ارائه می‌کند؛ بخش سوم پیشینه پژوهش و شکاف مطالعاتی را مرور می‌کند؛ بخش چهارم روش‌شناسی پژوهش، شامل الگوی صوری، فرضیه‌ها، الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری، داده‌ها و سنجه‌های تکمیلی را شرح می‌دهد؛ بخش پنجم یافته‌های پژوهش، شامل نتایج الگوی صوری در شرایط اقتصاد ایران، آزمون‌های پیش‌برآورد، نتایج الگوی ساختاری، شواهد توصیفی و مقایسه آن‌ها با مطالعات پیشین را ارائه می‌کند و بخش ششم به نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

۲- ادبیات نظری

۲-۱- امنیت غذایی به‌مثابه توان خرید مطلق

تعریف چهاربُعدی امنیت غذایی شامل فراهمی[۱۲]، دسترسی[۱۳]، بهره‌برداری[۱۴] و ثبات[۱۵] است (سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد، ۱۹۹۶؛ جونز و همکاران[۱۶]، ۲۰۱۳). از میان این ابعاد، بُعد دسترسی مستقیماً به اقتصاد خانوار مربوط است و نشان می‌دهد که آیا درآمد حقیقی خانوار برای خرید سبد غذایی حداقلی کفایت می‌کند. بارت[۱۷] (۲۰۱۰) تأکید می‌کند که سنجش امنیت غذایی در نهایت به سنجش همین توان مطلق دسترسی بازمی‌گردد و شاخص‌های عرضه کل به‌تنهایی آن را نشان نمی‌دهند.

مبنای نظری این نگاه را سن (۱۹۸۱) فراهم کرد. او با نقد «فرضیه کاهش عرضه غذا»[۱۸]

12. Availability
13. Access
14. Utilization
15. Stability
16. Jones et al.
17. Barrett
18. Food Availability Decline (FAD) hypothesis

استدلال کرد که تحلیل باید از عرضه کل به «استحقاق» افراد منتقل شود؛ یعنی مجموعه سبدهای کالایی که فرد می‌تواند از طریق تولید، مبادله، فروش نیروی کار یا دریافت انتقالی به دست آورد. سن، نگاشت استحقاق مبادله‌ای[۱۹] را رابطه میان دارایی‌های فرد و سبدهای قابل‌دسترس او تعریف کرد و نشان داد افت دستمزد حقیقی، بیکاری یا جهش قیمت غذا می‌تواند این نگاشت را برای گروه‌هایی خاص فرو بپاشد، حتی اگر عرضه کل تغییری نکند. پیامد مستقیم این چهارچوب برای مقاله حاضر آن است که امنیت غذایی به سطح درآمد حقیقی گروه‌های آسیب‌پذیر در مقایسه با قیمت غذا وابسته است و فاصله این گروه‌ها از سایر گروه‌ها تنها به‌طور غیرمستقیم در آن نقش دارد.

قانون انگل همین منطق را از زاویه ترکیب مخارج توضیح می‌دهد. چون کشش درآمدی تقاضای غذا، مثبت اما کوچک‌تر از یک است، سهم غذا در بودجه خانوارهای کم‌درآمد بزرگ‌تر است و هر شوک قیمتی یا درآمدی، سهم بزرگ‌تری از رفاه آنان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سیرا و ماست[۲۰] (۲۰۱۰) نشان داده‌اند به‌دلیل غیرخطی بودن منحنی انگل، شکل توزیع درآمد نیز علاوه‌بر میانگین آن، بر تقاضای کل غذا اثر می‌گذارد. داسگوپتا و ری[۲۱] (۱۹۸۶) در الگوی کارایی-تغذیه[۲۲] این زنجیره را به بازار کار امتداد دادند؛ کارگر کم‌تغذیه بهره‌وری کمتری دارد، دستمزد کمتری دریافت می‌کند و در دام فقر باقی می‌ماند. هر سه چهارچوب یک رشته مشترک دارند؛ اثر آن‌ها از مسیر درآمد حقیقی مطلق گروه‌های پایین عبور می‌کند و نابرابری تنها تا آنجا اهمیت دارد که این درآمد مطلق را تغییر دهد.

۲-۲- از نابرابری به امنیت غذایی: کانال‌ها و شرط «ثبات سایر شرایط»

استدلال متعارف درباره اثر منفی نابرابری بر امنیت غذایی بر یک مقایسه ایستا استوار است: برای درآمد سرانه معین، توزیع نابرابرتر شمار بیشتری از خانوارها را زیر آستانه هزینه سبد غذایی حداقلی قرار می‌دهد. شواهد بین‌کشوری با این استدلال سازگار است. هولمن و کونتی (۲۰۲۰) نشان دادند ساکنان کشورهای با ضریب جینی بالاتر، با کنترل درآمد، بیشتر

19. Exchange Entitlement Mapping
20. Cirera & Masset
21. Dasgupta & Ray
22. Nutrition-based efficiency wage model

در معرض ناامنی غذایی شدید قرار دارند و اونتونجی[۲۳] (۲۰۲۵) در کشورهای جامعه اقتصادی غرب آفریقا[۲۴] به نتیجه‌ای مشابه رسید.

اما این پیش‌بینی به شرط ثابت ماندن درآمد میانگین معتبر است. در سری زمانی یک کشور، میانگین و توزیع درآمد، هم‌زمان تغییر می‌کنند و شوک‌هایی که شکل توزیع را عوض می‌کنند، اغلب سطح درآمد را نیز تغییر می‌دهند. وسلباوم و همکاران (۲۰۲۳) با تحلیل بیش از ۵۶۰ هزار پاسخ فردی نشان دادند رابطه میان شیوع ناامنی غذایی و نابرابری در ناامنی غذایی از الگوی وارون U کوزنتس[۲۵] (۱۹۵۵) پیروی می‌کند و در کشورهای با درآمد متوسط به بیشینه خود می‌رسد. الی و همکاران (۲۰۲۱) نیز دریافتند مخارج مصرفی سرانه خانوار به‌تنهایی بخش عمده تغییرات بین‌کشوری امنیت غذایی را توضیح می‌دهد. این دو یافته در کنار هم نشان می‌دهند که برای کشوری با درآمد متوسط مانند ایران، فرض یک رابطه خطی و منفی میان سنجه نابرابری و امنیت غذایی پیش از آزمون تجربی قابل‌دفاع نیست. الگوی صوری این پژوهش که در بخش روش‌شناسی (بخش ۴-۱) ارائه می‌شود، دلیل این موضوع را نشان می‌دهد.

۲-۳- متغیرهای کلان منتخب

رانت نفتی: الگوی کلاسیک کوردن و نیری[۲۶] (۱۹۸۲) بیماری هلندی[۲۷] را حاصل دو اثر می‌داند: اثر جابه‌جایی منابع[۲۸] که نیروی کار و سرمایه را از بخش‌های قابل‌مبادله به بخش رونق‌یافته منتقل می‌کند و اثر مخارج[۲۹] که با افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل مبادله، نرخ ارز حقیقی را تقویت می‌کند. هر دو اثر، بخش کشاورزی را تضعیف و وابستگی وارداتی غذا را تشدید می‌کنند (ون در پلوگ[۳۰]، ۲۰۱۱). آیک و همکاران[۳۱] (۲۰۲۵) با داده‌های نیجریه نشان دادند جهش قیمت نفت در بلندمدت تولید زیربخش‌های کشاورزی را تضعیف می‌کند. رانت

23. Onatunji
24. Economic Community of West African States (ECOWAS)
25. Kuznets Curve
26. Corden & Neary
27. Dutch Disease
28. Resource Movement Effect
29. Spending Effect
30. Van der Ploeg
31. Ike et al.

نفتی از مسیر توزیع نیز عمل می‌کند؛ صاحب‌هنر و ندری (۱۳۹۲) با الگوی خودرگرسیون برداری بیزی[۳۲] نتیجه گرفتند افزایش درآمد حقیقی نفت نابرابری را در ایران تشدید می‌کند. بنابراین رانت نفتی با هر دو متغیر کانونی، پیوند دارد و حذف آن از الگو می‌تواند به سوگیری متغیر حذف‌شده بینجامد.

اقتصاد زیرزمینی: اقتصاد زیرزمینی[۳۳] دو اثر متضاد بر امنیت غذایی دارد. از یک سو، در دوره‌های انقباض اشتغال رسمی، فعالیت غیررسمی سپر معیشتی خانوارهای کم‌درآمد است و از فروپاشی استحقاق غذایی آنان جلوگیری می‌کند. از سوی دیگر، گسترش این بخش پایه مالیاتی و ظرفیت بازتوزیعی دولت را فرسوده می‌کند (اشنایدر و انسته[۳۴]، ۲۰۰۰) و با بهره‌وری پایین همراه است (لاپورتا و شلایفر[۳۵]، ۲۰۱۴). بردیف و همکاران[۳۶] (۲۰۲۰) رابطه علّی دوسویه میان فقر و اقتصاد سایه را در کشورهای در حال توسعه تأیید کرده‌اند. با توجه به تقابل این دو اثر، علامت خالص از پیش معلوم نیست.

رشد اقتصادی: اثر رشد بر کاهش فقر به توزیع اولیه درآمد و فاصله درآمد میانگین از خط فقر بستگی دارد. دت و راوالیون[۳۷] (۱۹۹۲) تغییر فقر را به دو جزء رشد و بازتوزیع تجزیه کردند و بورگینیون[۳۸] (۲۰۰۳) نشان داد کشش فقر نسبت به رشد[۳۹] پارامتری ساختاری و ثابت نیست، بلکه با سطح نابرابری اولیه و موقعیت خط فقر در توزیع تغییر می‌کند. راوالیون[۴۰] (۱۹۹۷) نشان داد در جوامع نابرابرتر اثر رشد بر کاهش فقر ضعیف‌تر است و راوالیون (۲۰۱۲) بر نقش سطح اولیه فقر در کُند شدن فقرزدایی تأکید کرد. دلالت این ادبیات برای ایران آن است که رشد اقتصادی تنها زمانی به بهبود امنیت غذایی مینجامد که به درآمد دهک‌های پایین منتقل شود؛ در اقتصادی که بخش مهمی از رشد از نفت و فعالیت‌های سرمایه‌بر می‌آید، این انتقال تضمین‌شده نیست.

---

32. Bayesian VAR (BVAR)
33. Underground (shadow) Economy
34. Schneider & Enste
35. La Porta & Shleifer
36. Berdiev et al.
37. Datt & Ravallion
38. Bourguignon
39. Growth Elasticity of Poverty
40. Ravallion

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

اونتونجی (۲۰۲۵) رابطه نابرابری درآمد و امنیت غذایی را در کشورهای عضو جامعه اقتصادی غرب آفریقا (اکوواس) بررسی کرد. وی با الگوهای خودتوضیح با وقفه‌های گسترده تابلویی[۴۱]، میانگین‌گروهی تعمیم‌یافته[۴۲]، حداقل مربعات کاملًا اصلاح‌شده[۴۳] و پویا[۴۴] و آزمون علیت دومیترسکو-هورلین[۴۵] دریافت که بدتر شدن توزیع درآمد، ناامنی غذایی خانوارها را تشدید می‌کند و علیت میان دو متغیر دوسویه است.

فرزانگان و حبیبی[۴۶] (۲۰۲۵) اثر تحریم‌های بین‌المللی بر اندازه طبقه متوسط ایران را بررسی کردند. برآورد آنان نشان می‌دهد تحریم‌ها طی سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۹، اندازه طبقه متوسط ایران را سالانه ۱۲ تا ۱۷ واحد درصد کوچک‌تر از سناریوی خلاف واقع کرده است؛ یافته‌ای که نشان می‌دهد شوک‌های خارجی می‌توانند رفاه مطلق بخش بزرگی از جمعیت را مستقل از تغییر سنجه‌های نابرابری، کاهش دهند.

آیک و همکاران (۲۰۲۵) با تفکیک تولید کشاورزی نیجریه به زیربخش‌های ناهمگن، اثر نوسانات قیمت نفت بر این زیربخش‌ها را در چهارچوب بیماری هلندی بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد جهش قیمت نفت در بلندمدت تولید زیربخش‌های کشاورزی را تضعیف می‌کند؛ نتیجه‌ای که مسیر اثرگذاری رانت نفتی بر عرضهٔ داخلی غذا در اقتصادهای متکی به نفت را برجسته می‌کند.

وسلباوم و همکاران (۲۰۲۳) با تحلیل بیش از ۵۶۰ هزار پاسخ فردی به مقیاس تجربه ناامنی غذایی در پیمایش جهانی گالوپ، رابطه میان شیوع ناامنی غذایی و نابرابری درون‌کشوری آن را بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد این رابطه از الگوی وارون U پیروی می‌کند و نابرابری در ناامنی غذایی در کشورهای با درآمد متوسط به بیشینه خود می‌رسد؛ بنابراین فرض یک رابطهٔ خطی ساده میان این دو در همهٔ سطوح توسعه معتبر نیست.

41. Panel ARDL
42. Augmented Mean Group (AMG)
43. FMOLS
44. DOLS
45. Dumitrescu–Hurlin Causality Test
46. Farzanegan & Habibi

فرزانگان و کدیور (۲۰۲۳) با روش کنترل ترکیبی[۴۷] اثر انقلاب اسلامی و جنگ را بر نابرابری درآمد در ایران برآورد کردند. به گزارش آنان، کاهش شدید ضریب جینی در دورهٔ ۱۳۵۸ تا ۱۳۶۷ عمدتاً از زیان صاحبان درآمدهای بالا ناشی شد و فقر در این دوره کاهش نیافت؛ یعنی کاهش نابرابری در این دوره با بهبود رفاه مطلق دهک‌های پایین همراه نبود.

الی و همکاران (۲۰۲۱) عوامل تعیین‌کنندهٔ امنیت غذایی را در یک مقایسه بین‌کشوری و با دو سنجه متفاوت، یعنی مقیاس تجربهٔ ناامنی غذایی و شاخص جهانی امنیت غذایی[۴۸]، بررسی کردند. یافته‌های آنان نشان داد مخارج مصرفی سرانهٔ خانوار، که سنجه‌ای از سطح مطلق رفاه است، به‌تنهایی بخش عمدهٔ تغییرات امنیت غذایی میان کشورها را توضیح می‌دهد.

هولمن و کونتی (۲۰۲۰) در پژوهش پشتیبان گزارش وضعیت امنیت غذایی و تغذیه در جهان، با داده‌های مقیاس تجربهٔ ناامنی غذایی[۴۹] در پیمایش جهانی گالوپ و الگوی احتمال خطی چندسطحی[۵۰]، نقش نابرابری درآمد را در ناامنی غذایی فردی بررسی کردند. آنان نشان دادند ساکنان کشورهای با ضریب جینی بالاتر، با کنترل درآمد، بیشتر در معرض ناامنی غذایی شدید هستند و نابرابری، اثر رشد اقتصادی بر کاهش ناامنی غذایی را تضعیف می‌کند.

انامی و لاستیگ (۲۰۱۸) فرسایش تورمی اثر فقرزدایی پرداخت نقدی همگانی در ایران را بررسی کردند. به برآورد آنان، پنج سال پس از آغاز این برنامه در دی‌ماه ۱۳۸۹ و با افزایش تجمعی ۱۳۶٫۵ درصدی قیمت‌ها، ارزش حقیقی این انتقالی تقریباً نصف شد و اثر آن بر کاهش فقر حدود ۴۰ درصد تحلیل رفت؛ هرچند در آغاز، نابرابری را به‌طور محسوسی کاهش داده بود.

مدینا و اشنایدر[۵۱] (۲۰۱۸) پایگاه جهانی برآورد اقتصاد سایه را با روش شاخص‌های چندگانه ـ علل چندگانه[۵۲] برای ۱۵۸ کشور طی دورهٔ ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۵ تدوین کردند. برآورد آنان میانگین اندازهٔ اقتصاد سایه در این کشورها را حدود ۳۲ درصد تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد؛ این پایگاه، مرجع رایجی برای مقایسهٔ برآوردهای اقتصاد زیرزمینی در کشورهای

47. Synthetic Control Method
48. Global Food Security Index (GFSI)
49. Food Insecurity Experience Scale (FIES)
50. Multilevel Linear Probability Model
51. Medina & Schneider
52. Multiple Indicators Multiple Causes (MIMIC)

مختلف است.

درمجموع، مطالعات بین‌کشوری عموماً رابطه‌ای منفی میان نابرابری و امنیت غذایی گزارش کرده‌اند (هولمن و کونتی، ۲۰۲۰؛ اونتونجی، ۲۰۲۵). درمقابل، دو مطالعهٔ اخیر (الی و همکاران، ۲۰۲۱؛ وسلباوم و همکاران، ۲۰۲۳) نشان می‌دهند این رابطه ساده و خطی نیست و سطح مطلق رفاه نقش تعیین‌کننده‌تری در امنیت غذایی دارد. مطالعات مربوط به ایران (انامی و لاستیگ، ۲۰۱۸؛ فرزانگان و کدیور، ۲۰۲۳؛ فرزانگان و حبیبی، ۲۰۲۵) نیز نشان می‌دهند تغییر سنجه‌های نابرابری در ایران بارها با تغییر هم‌جهت رفاه مطلق همراه نبوده است؛ کاهش جینی در دورهٔ ۱۳۵۸ تا ۱۳۶۷ با کاهش فقر همراه نشد، اثر پرداخت نقدی بر فقر با تورم فرسوده شد و تحریم‌ها طبقهٔ متوسط را کوچک کردند.

۳-۲- مطالعات داخلی

احمدی و همکاران (۱۴۰۵) تأثیر رانت نفت بر اقتصاد زیرزمینی در ایران را با تأکید بر نقش بی‌ثباتی اقتصاد کلان بررسی کردند. آنان اندازهٔ اقتصاد زیرزمینی را با روش شاخص‌های چندگانه ـ علل چندگانه برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۲ برآورد کردند و میانگین آن را ۱۶٫۸ درصد تولید ناخالص داخلی به دست آوردند؛ سری اقتصاد زیرزمینی پژوهش حاضر از همین مطالعه گرفته شده است.

بوشهری و همکاران (۱۴۰۴) اثر تورم بر امنیت غذایی ایران را طی دورهٔ ۱۳۶۲ تا ۱۴۰۱ با الگوی خودرگرسیون برداری بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد شوک تورم، امنیت غذایی را کاهش می‌دهد و این اثر از دورهٔ سوم به‌تدریج کم‌رنگ می‌شود؛ همچنین واکنش امنیت غذایی به شوک نابرابری درآمد ابتدا منفی و سپس مثبت است؛ الگویی که نشانه‌ای از ناپایداری علامت این رابطه است.

قربانی و همکاران (۱۴۰۳) اثر نااطمینانی اقتصاد کلان بر امنیت غذایی ایران را طی دورهٔ ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۹ با الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری بررسی کردند و دریافتند نااطمینانی اثر منفی و معنی‌دار دارد و در افق دهم ۳۳٫۶۶ درصد از تغییرات امنیت غذایی را توضیح می‌دهد. در این الگو، درآمد سرانه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادی تجاری اثر مثبت و رشد جمعیت و تورم اثر منفی بر امنیت غذایی داشتند.

علی‌مرادی افشار و همکاران (۱۴۰۲) رابطهٔ نااطمینانی اقتصاد کلان، ریسک سیاسی و

نوسانات بازار ارز را در ایران بررسی کردند و پیوند این سه متغیر را نشان دادند. اهمیت این مطالعه برای پژوهش حاضر در آن است که نوسانات ارزی از مسیر قیمت کالاهای وارداتی، ازجمله مواد غذایی، یکی از کانال‌هایی است که شوک‌های کلان را به توان خرید خانوارها منتقل می‌کند.

زروکی و همکاران (۱۴۰۲) اثر رانت نفت بر مالیات در ایران را با تأکید بر نقش اقتصاد زیرزمینی طی دورهٔ ۱۳۵۲ تا ۱۴۰۰ و با الگوهای خودتوضیح با وقفه‌های گستردهٔ خطی و غیرخطی بررسی کردند. آنان اندازهٔ اقتصاد زیرزمینی را با روش شاخص‌های چندگانه ـ علل چندگانه به‌طور میانگین ۱۵٫۲ درصد تولید ناخالص داخلی برآورد کردند و نشان دادند رانت نفت بر مالیات اثر منفی دارد و گسترش اقتصاد زیرزمینی این اثر را تشدید می‌کند.

چیذری و همکاران (۱۴۰۱) تأثیر سیاست‌های ارزی و تجاری را بر امنیت غذایی بررسی کرده‌اند. این مطالعه امنیت غذایی را از زاویهٔ سیاست‌های بخش خارجی تحلیل می‌کند و از این نظر با پژوهش حاضر پیوند دارد که نرخ ارز و تجارت خارجی از مسیرهای اصلی انتقال درآمد نفت به بازار غذای ایران به‌شمار می‌روند.

دهقانی دشتابی و همکاران (۱۳۹۷) اثر متغیرهای کلان اقتصادی را بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران با رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[۵۳] بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد شاخص قیمت غذا و نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و تولید ناخالص داخلی اثر مثبت بر امنیت غذایی خانوارهای شهری دارد.

باقرزاده آذر و همکاران (۱۳۹۵) وضعیت امنیت غذایی استان‌های ایران را طی دورهٔ ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ با یک شاخص چندبخشی مبتنی بر روش شاخص توسعهٔ انسانی محاسبه و مقایسه کردند. آنان سپس با روش داده‌های تابلویی پویا دریافتند رشد اقتصادی اثر مثبت و شهرنشینی و قیمت‌های مصرفی اثر منفی بر امنیت غذایی استان‌ها دارند.

قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۵) اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در ایران را طی دورهٔ ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۰ با الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری تحلیل کردند. نتایج آنان نشان داد ارزش افزوده بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم مواد غذایی را کاهش می‌دهد و حجم پول در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر آن دارد.

صاحب‌هنر و ندری (۱۳۹۲) رابطهٔ درآمدهای نفتی و توزیع درآمد را در ایران طی دورهٔ

53. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

۱۳۵۲ تا ۱۳۸۹ با الگوی خودرگرسیون برداری بیزی و متغیرهایی چون ضریب جینی، تورم، تولید سرانه غیرنفتی و ترکیب مخارج دولت بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد افزایش درآمد سرانه حقیقی نفت نابرابری را تشدید و افزایش تولید سرانهٔ غیرنفتی آن را کاهش می‌دهد و شوک درآمد نفت حدود ۱۰ درصد از تغییرات ضریب جینی را توضیح می‌دهد.

علیزاده و غفاری (۱۳۹۲) اندازه اقتصاد زیرزمینی در ایران و عوامل مؤثر بر آن را بررسی کردند و میانگین اندازهٔ این بخش را حدود ۲۷ درصد تولید ناخالص داخلی برآورد کردند. این رقم به‌طور محسوسی از برآوردهای جدیدتر بزرگ‌تر است و نشان می‌دهد برآورد اندازهٔ اقتصاد زیرزمینی به روش و دورهٔ مورد بررسی حساسیت زیادی دارد.

درمجموع، وجه مشترک مطالعات داخلی آن است که متغیرهای سطحی، یعنی قیمت، نرخ ارز و درآمد را عامل اصلی امنیت غذایی می‌یابند. از میان این مطالعات، قربانی و همکاران (۱۴۰۳) و بوشهری و همکاران (۱۴۰۴) به لحاظ روش به پژوهش حاضر نزدیک‌ترند. افزون بر این، برآوردهای اندازهٔ اقتصاد زیرزمینی در ایران پراکندگی زیادی دارند (از حدود ۱۵ تا ۲۷ درصد تولید ناخالص داخلی در مطالعات یادشده)؛ این پراکندگی به معنای خطای اندازه‌گیری قابل‌توجه در این متغیر است و نتایج مربوط به آن باید بااحتیاط تفسیر شود.

۳-۳- جمع‌بندی و شکاف پژوهشی

مرور پیشینهٔ پژوهش، دو شکاف را نشان می‌دهد. نخست، در مطالعات داخلی یادشده، رابطهٔ نابرابری درآمد و امنیت غذایی فرضیهٔ اصلی نبوده است. در مطالعه قربانی و همکاران (۱۴۰۳) شوک کانونی، نااطمینانی است؛ در مطالعهٔ دهقانی دشتابی و همکاران (۱۳۹۷) و باقرزاده آذر و همکاران (۱۳۹۵)، نابرابری در میان متغیرهای توضیحی نیست و در مطالعهٔ بوشهری و همکاران (۱۴۰۴)، نابرابری یک متغیر کنترلی است که علامت ناپایدار آن بدون تبیین مانده است؛ دوم، مطالعات خارجی که رابطهٔ منفی گزارش کرده‌اند عمدتاً بین‌کشوری هستند و در آن‌ها، سطح درآمد و توزیع آن مستقل از یکدیگر تغییر می‌کنند. این‌که در سری زمانی یک کشور، که میانگین و توزیع درآمد، هم‌زمان تحت‌تأثیر شوک‌های مشترک قرار دارند، چه رابطه‌ای میان سنجه نسبی نابرابری و امنیت غذایی برقرار است، کمتر بررسی شده است.

مقاله حاضر در پاسخ به این دو شکاف، رابطهٔ نابرابری و امنیت غذایی را به‌عنوان فرضیهٔ اصلی در یک الگوی ساختاری با کنترل رانت نفتی، اقتصاد زیرزمینی و رشد آزمون می‌کند،

استواری نتیجه را در برابر همهٔ ترتیب‌بندی‌های ممکن و سنجهٔ جایگزین نابرابری می‌سنجد و با الگوی صوری طراحی‌شده در این پژوهش، توضیح می‌دهد چرا عدم تأیید رابطهٔ متعارف در سری زمانی ایران از نظر نظری انتظارپذیر است.

۴- روش‌شناسی و داده‌ها

روش‌شناسی این پژوهش در دو گام تنظیم شده است. در گام نخست، پیش از برآورد الگوی تجربی، یک الگوی صوری ساده طراحی شده است تا نشان دهد چرا تغییر یک سنجه نسبی نابرابری، مانند ضریب جینی، لزوماً با تغییر هم‌جهت یک پیامد مطلق، مانند امنیت غذایی، همراه نیست. این الگو در بخش ۴-۱ معرفی می‌شود و نتایج آن، شامل یک مثال عددی متناسب با ارقام اقتصاد ایران، در ابتدای بخش یافته‌ها (بخش ۵-۱) گزارش می‌شود. در گام دوم، فرضیه‌های پژوهش (بخش ۴-۲) با الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (بخش ۴-۳) و داده‌های سالانه (بخش ۴-۴) آزمون می‌شوند و سنجه‌های ناشرطی هم‌حرکتی (بخش ۴-۵) به‌عنوان شواهد مکمل به کار می‌روند.

۴-۱- الگوی صوری: سنجه نسبی و پیامد مطلق

جامعه‌ای را در نظر بگیرید که به n گروه هم‌اندازه (مثلاً ده دهک) تقسیم شده است و درآمد حقیقی سرانه گروه i برابر x_i است و گروه‌ها چنان مرتب شده‌اند که $x_1 \le x_2 \le \ldots \le x_n$ برقرار باشد. ضریب جینی[54] این توزیع برای گروه‌های هم‌اندازه چنین است:

$$G(x) = \frac{1}{2n^2\mu}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left|x_i - x_j\right| \qquad (۱)$$

که در آن μ میانگین درآمد است. فرض کنید z هزینهٔ حقیقی سبد غذایی حداقلی (خط فقر غذایی) باشد. برای سنجش ناامنی غذایی از خانوادهٔ شاخص‌های فاستر، گریر و توربک[55] (۱۹۸۴) استفاده می‌شود:

$$F_\alpha(x;z) = \frac{1}{n}\sum_{x_i<z}\left(\frac{z - x_i}{z}\right)^\alpha \qquad (۲)$$

که به‌ازای $\alpha = 0$ نسبت جمعیت زیر خط فقر غذایی و به‌ازای $\alpha = 1$ شکاف فقر غذایی را

54. Gini Coefficient

55. Foster–Greer–Thorbecke (FGT) Poverty Measures

می‌دهد. اکنون شوکی را در نظر بگیرید که درآمد حقیقی هر گروه را با ضریب $g_i > 0$ تغییر می‌دهد، یعنی $x_i' = g_i x_i$، و ترتیب گروه‌ها را حفظ می‌کند. دو گزاره زیر از این ساختار نتیجه می‌شود:

گـزاره ۱ (بی‌تفاوتی نسبت به مقیاس): اگـر $g_i = g$ بـرای همهٔ گـروه‌هـا، آن‌گـاه $G(x') = G(x)$، زیرا ضریب جینی تابعی همگن از درجهٔ صفر درآمدهاست[۵۶]. درمقابل، اگر $g < 1$ باشد، نابرابری $F_\alpha(x';z) \geq F_\alpha(x;z)$ برقرار است. بنابراین شوکی که درآمد حقیقی همهٔ دهک‌ها را به یک نسبت کاهش دهد، مانند تورمی که دستمزدها و انتقالی‌ها با آن هماهنگ نمی‌شوند، دسترسی به غذا را بدتر می‌کند، بی‌آنکه در ضریب جینی اثری بگذارد. این نکته اهمیت عملی دارد، زیرا ضریب جینی رسمی از مخارج اسمی خانوار در هر سال محاسبه می‌شود و سطح عمومی قیمت‌ها در آن حذف می‌شود؛ حتی تورم بالاتر غذا، که به‌دلیل قانون انگل دهک‌های پایین را بیشتر متضرر می‌کند، در این سنجه دیده نمی‌شود.

گزارهٔ ۲ (برابری نزولی): اگر $g_1 \geq g_2 \geq \ldots \geq g_n$ و دست‌کم یکی از نامساوی‌ها اکید باشد، توزیع پس از شوک بر توزیع اولیه غلبهٔ لورنزی[۵۷] دارد و بنابراین ضریب جینی و نسبت x_n / x_1 کاهش می‌یابند (جیکوبسون[۵۸]، ۱۹۷۶؛ لمبرت[۵۹]، ۲۰۰۱). حال اگر علاوه‌بر این $g_1 < 1$ باشد، یعنی دهک اول نیز در مقیاس مطلق زیان ببیند، همه گروه‌ها درآمد حقیقی از دست داده‌اند و نابرابری $F_\alpha(x';z) \geq F_\alpha(x;z)$ برقرار می‌شود. در این حالت، کاهش نابرابری با افزایش ناامنی غذایی هم‌زمان است. این وضعیت، به پیروی از اصطلاح «هم‌سطح‌سازی نزولی»[۶۰] در فلسفهٔ اخلاق توزیعی (پارفیت[۶۱]، ۱۹۹۷)، «برابری نزولی» نامیده می‌شود. برعکس، اگر $g_1 > 1$ و افت میانگین محدود باشد، کاهش جینی با کاهش ناامنی غذایی همراه می‌شود؛ این همان حالت متعارفی است که ادبیات انتظار دارد.

نتیجهٔ دو گزاره آن است که علامت تغییر ضریب جینی برای تعیین علامت تغییر ناامنی غذایی کافی نیست. رابطهٔ سری‌زمانی این دو متغیر به ترکیب حالت‌های متعارف و نزولی

56. Scale Invariance
57. Lorenz Dominance
58. Jakobsson
59. Lambert
60. Levelling Down
61. Parfit

در دورهٔ نمونه بستگی دارد و اگر هر دو حالت در نمونه حضور داشته باشند، ضریب برآوردی ضعیف و ناپایدار خواهد بود. کاربرد این الگو با یک مثال عددی متناسب با ارقام اقتصاد ایران در بخش ۵-۱ گزارش می‌شود.

۴-۲- فرضیه‌های پژوهش

در این مطالعه، دو فرضیه آزمون می‌شود:

- فرضیهٔ اول: شوک مثبت ضریب جینی، اثر منفی و معنی‌داری بر شاخص امنیت غذایی ایران دارد؛
- فرضیهٔ دوم: شوک‌های رانت نفتی، اقتصاد زیرزمینی و رشد اقتصادی، اثر معنی‌داری بر شاخص امنیت غذایی دارند.

الگوی صوری معرفی‌شده در بخش ۴-۱، پیش‌بینی می‌کند که فرضیهٔ نخست ممکن است در داده‌های ایران تأیید نشود؛ اما رد نشدن فرضیهٔ صفر در یک الگوی سری‌زمانی با چهل مشاهده به‌تنهایی دلیلی بر درستی تبیین برابری نزولی نیست و نتایج با همین احتیاط تفسیر خواهند شد. در کنار این دو فرضیه، یک پرسش توصیفی نیز بررسی می‌شود: «آیا تغییرات سالانه ضریب جینی و امنیت غذایی در داده‌ها هم‌جهت هستند یا در خلاف جهت یکدیگر حرکت می‌کنند؟».

۴-۳- الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری

الگوی خودرگرسیون برداری[۶۲] که سیمز[۶۳] (۱۹۸۰) معرفی کرد، پویایی مشترک مجموعه‌ای از متغیرها را بدون تحمیل قیود سنگین نظری مدل‌سازی می‌کند. اما ضرایب فرم خلاصه‌شده[۶۴] تفسیر ساختاری ندارند، زیرا جملات اخلال معادلات با یکدیگر هم‌بسته‌اند. الگوی ساختاری با اِعمال قیود شناسایی، این اخلال‌های هم‌بسته را به شوک‌های ساختاری ناهم‌بسته تجزیه می‌کند (لوتکه‌پل[۶۵]، ۲۰۰۵؛ کیلیان و لوتکه‌پل[۶۶]، ۲۰۱۷). فرم ساختاری الگو چنین است:

---

62. Vector Autoregression (VAR)
63. Sims
64. Reduced Form
65. Lütkepohl
66. Kilian & Lütkepohl

$$A\, y_t = c + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i y_{t-i} + B\, \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن y_t بردار متغیرهای درون‌زا، A. ماتریس روابط هم‌زمان، Γ_i ماتریس‌های ضرایب وقفه‌ای و ε_t بردار شوک‌های ساختاری ناهم‌بسته با واریانس واحد است. فرم خلاصه‌شده متناظر به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = A^{-1}c + \sum_{i=1}^{p} A^{-1}\Gamma_i y_{t-i} + u_t \qquad (۴)$$

که در آن $u_t = A^{-1}B\, \varepsilon_t$ است. برای شناسایی دقیق در یک نظام k متغیره به $k\,(k-1)/2$ قید نیاز است. در این مقاله از تجزیهٔ چولسکی[۶۷] ماتریس کوواریانس پسماندها استفاده می‌شود که معادل پایین‌مثلثی بودن ماتریس اثرات هم‌زمان است و ده قید لازم را برای نظام پنج‌متغیره فراهم می‌کند. بر این اساس، شوک هر متغیر در همان دوره تنها بر متغیرهای پس از خود اثر می‌گذارد و بر متغیرهای پیش از خ فقط با وقفه اثر دارد. رهیافته جایگزین، مانند قیود بلندمدت بلانچارد و کوا[۶۸] (۱۹۸۹) یا قیود غیربازگشتی برنانکی[۶۹] (۱۹۸۶)، به فرض‌های نظری قوی‌تری دربارهٔ ساختار اقتصاد نیاز دارند که برای رابطهٔ مورد بررسی در دسترس نیست.

بر پایهٔ درجه برون‌زایی و مطابق منطق کیلیان و لوتکه‌پل (۲۰۱۷)، رانت نفتی، حجم اقتصاد زیرزمینی، رشد اقتصادی، ضریب جینی و امنیت غذایی به‌ترتیب در الگو قرار گرفته‌اند. رانت نفتی برون‌زاترین متغیر است، زیرا عمدتاً تابع قیمت جهانی نفت و محدودیت‌های صادراتی است و در کوتاه‌مدت به شوک‌های داخلی واکنش نمی‌دهد. اقتصاد زیرزمینی متغیری ساختاری و کندتغییر است. رشد اقتصادی از هر دو متأثر است و ضریب جینی، مطابق یافتهٔ صاحب‌هنر و ندری (۱۳۹۲)، از رشد و رانت نفتی اثر می‌پذیرد. امنیت غذایی در انتهای ترتیب قرار دارد، زیرا در چهارچوب رهیافت استحقاق برایند نهایی زنجیرهٔ درآمد و قیمت است. چون تجزیهٔ چولسکی ترتیب متغیرها را به فرض تبدیل می‌کند، حساسیت نتایج به همه ترتیب‌بندی‌های ممکن در بخش ۵-۷ بررسی شده است.

67. Cholesky Decomposition
68. Blanchard & Quah
69. Bernanke

دو ابزار اصلی تحلیل ساختاری به کار رفته است. توابع واکنش آنی[۷۰]، مسیر واکنش امنیت غذایی به یک شوک یک انحراف معیاری در هر متغیر را طی ده دوره نشان می‌دهند. باندهای اطمینان ۹۰ درصد این توابع با روش بوت‌استرپ[۷۱] (افـرون[۷۲]، ۱۹۷۹؛ رانکل[۷۳]، ۱۹۸۷؛ کیلیان[۷۴]، ۱۹۹۸) و دو هزار تکرار محاسبه شده‌اند و اگر باند در افقی، صفر را در بر گیرد، واکنش در آن افق از نظر آماری معنی‌دار تلقی نمی‌شود. تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی[۷۵] نیز سهم هر شوک ساختاری را در واریانس خطای پیش‌بینی امنیت غذایی در افق‌های مختلف تعیین می‌کند. آزمون علیت گرنجر[۷۶] (گرنجر[۷۷]، ۱۹۶۹) نیز در قالب آزمون برون‌زایی بلوکی[۷۸] درون نظام خودرگرسیون برداری انجام شده است.

۴-۴- داده‌ها، تعریف عملیاتی و منابع آماری

دورهٔ پژوهش سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۴۰۱ را در بر می‌گیرد و شامل چهل مشاهدهٔ سالانه است. تعریف عملیاتی و منبع آماری متغیرها در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱): متغیرهای پژوهش، تعریف عملیاتی و منبع آماری

متغیر	نماد	تعریف عملیاتی	منبع آماری
شاخص امنیت غذایی	FS	شاخص ترکیبی وزنی یازده نماگر از مجموعه شاخص‌های امنیت غذایی فائو در سه بُعد فراهمی، دسترسی و کیفیت؛ مقیاس ۰ تا ۱۰۰ (جزئیات در پیوست الف)	بوشهری و همکاران (۱۴۰۴)
ضریب جینی	GINI	ضریب جینی مخارج خانوارهای کل کشور، ضرب در ۱۰۰	بانک مرکزی ج.ا.ا.، نتایج بررسی بودجه خانوار

70. Impulse Response Functions (IRF)
71. Bootstrap
72. Efron
73. Runkle
74. Kilian
75. Forecast Error Variance Decomposition (FEVD)
76. Granger Causality Test
77. Granger
78. Block Exogeneity (Wald) Test

نسبت دهکی	TEN	نسبت مخارج دهک دهم به دهک یکم (سنجه جایگزین نابرابری در آزمون استواری)	بانک مرکزی ج.ا.ا.
رانت نفتی	OILR	تفاوت ارزش تولید نفت خام به قیمت‌های منطقه‌ای و هزینه کل تولید، به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی	بانک جهانی، شاخص‌های توسعه جهانی .NY.GDP (PETR.RT.ZS))
حجم اقتصاد زیرزمینی	UE	اندازه اقتصاد زیرزمینی به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی، برآوردشده با روش شاخص‌های چندگانه ـ علل چندگانه	احمدی و همکاران (۱۴۰۵)
رشد اقتصادی	EG	نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی حقیقی (درصد)	بانک جهانی، شاخص‌های توسعه جهانی

منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص امنیت غذایی، متغیر کانونی الگو است. این شاخص همان شاخص ترکیبی بوشهری و همکاران (۱۴۰۴) است و روش ساخت آن در آن مطالعه مستند شده است؛ ساختار آن در پیوست الف خلاصه شده است. نماگرهای شاخص از مجموعه شاخص‌های امنیت غذایی فائو[۷۹] گرفته شده‌اند و در سه بُعد ترکیب می‌شوند. بُعد فراهمی، از کفایت عرضهٔ انرژی غذایی، سهم غلات از عرضهٔ انرژی، متوسط عرضهٔ پروتئین و متوسط عرضهٔ پروتئین با منشأ دامی تشکیل می‌شود؛ بُعد دسترسی، تولید ناخالص داخلی سرانه، شیوع سوءتغذیه و تراکم خطوط ریلی را در بر می‌گیرد و بُعد کیفیت شامل وابستگی به واردات غلات، نسبت واردات به صادرات مواد غذایی، دسترسی به منابع آب و دسترسی به امکانات بهداشتی است. هر نماگر با روش حداقل ـ حداکثر[۸۰] به بازه ۱ تا ۱۰۰ برده شده است، به‌گونه‌ای که مقدار بزرگ‌تر همواره وضعیت بهتر را نشان دهد و سپس نماگرها با اوزان ثابت ترکیب شده‌اند. اوزان ابعاد (۴۵، ۳۵ و ۲۰ درصد) هنجاری هستند و بر این منطق استوارند که فراهمی، پیش‌شرط تحقق دو بُعد دیگر است و اثرگذاری کیفیت تا زمانی که عرضه و دسترسی برقرار نباشد، محدود می‌ماند؛ این انتخاب، مانند هر شاخص ترکیبی با وزن‌دهی هنجاری، بر نتایج اثرگذار است و در بخش محدودیت‌ها به آن اشاره شده است. این شاخص در سطح ملی و تجمیعی است و بُعد توزیعی

79. FAO Suite of Food Security Indicators (FAOSTAT)

80. Min–Max Normalization

امنیت غذایی را مستقیماً نمی‌سنجد.

۴-۵- سنجه‌های تکمیلی هم‌حرکتی ناشرطی

الگوی ساختاری با چهل مشاهده و پنج متغیر توان آماری محدودی دارد. ازاین‌رو، رابطهٔ تغییرات ضریب جینی و تغییرات امنیت غذایی با سنجه‌های ساده‌تری نیز توصیف شده است. برای این منظور از ضریب همبستگی پیرسون[۸۱]، ضرایب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن[۸۲] (اسپیرمن[۸۳]، ۱۹۰۴) و تاو کندال[۸۴] (کندال[۸۵]، ۱۹۳۸) که به داده‌های پرت حساسیت کمتری دارند، رگرسیون حداقل مربعات معمولی با خطای معیار سازگار با ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی نیوی ـ وست[۸۶] (نیوی و وست[۸۷]، ۱۹۸۷)، رگرسیون مقاوم هوبر[۸۸] (هوبر[۸۹]، ۱۹۶۴)، و آزمون دقیق فیشر[۹۰] (فیشر[۹۱]، ۱۹۲۲) برای جدول توافقی جهت تغییرات دو متغیر استفاده شده است. تأکید می‌شود که این سنجه‌ها هم‌حرکتی را توصیف می‌کنند و علّیت را نشان نمی‌دهند. همبستگی ناشرطی میان دو متغیر می‌تواند از یک متغیر سوم نهفته، مانند تورم، جهش نرخ ارز یا تشدید تحریم، ناشی شود که هم‌زمان بر هر دو اثر می‌گذارد. به همین دلیل، این شواهد تنها برای پاسخ به پرسش توصیفی پژوهش، یعنی «آیا تغییرات سالانه ضریب جینی و امنیت غذایی در داده‌ها هم‌جهت هستند یا در خلاف جهت یکدیگر حرکت می‌کنند؟»، به کار می‌روند و مبنای آزمون فرضیه‌ها نیستند. برای سنجش نقش تورم به‌عنوان مهم‌ترین نامزد متغیر سوم، رگرسیون‌ها یک بار دیگر با کنترل نرخ تورم و تغییر آن نیز برآورد شده‌اند.

---

81. Pearson Correlation
82. Spearman's Rank Correlation
83. Spearman
84. Kendall›s Tau
85. Kendall
86. Newey–West HAC Standard Errors
87. Newey & West
88. Huber Robust Regression
89. Huber
90. Fisher›s Exact Test
91. Fisher

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- الگوی صوری در شرایط اقتصاد ایران

پیش از ارائه نتایج الگوی تجربی، این بخش پیامدهای الگوی صوری بخش ۴-۱ را با یک مثال عددی متناسب با ارقام اقتصاد ایران (جدول ۲) نشان می‌دهد و ویژگی‌هایی از اقتصاد ایران را مرور می‌کند که احتمال وقوع حالت برابری نزولی را تقویت می‌کنند.

در جدول (۲)، توزیع پایه طوری انتخاب شده است که ضریب جینی آن (۰٫۳۹۸) و نسبت دهک دهم به یکم آن (۱۴٫۵) به میانگین این دو سنجه در ایران طی دورهٔ پژوهش نزدیک باشد؛ سایر ارقام فرضی هستند و خط فقر غذایی، ۲۰ واحد در نظر گرفته شده است.

جدول (۲): مثال عددی از اثر سه شوک فرضی بر ضریب جینی و ناامنی غذایی

دهک	درآمد حقیقی پایه	شوک الف: برابری نزولی (زیان ۸ تا ۳۰ درصد)	شوک ب: زیان یکسان ۱۵ درصد	شوک ج: رشد به نفع فقرا
۱	۱۰٫۰	۹٫۲	۸٫۵	۱۱٫۰
۲	۱۷٫۰	۱۵٫۲	۱۴٫۴	۱۸٫۴
۳	۲۲٫۰	۱۹٫۲	۱۸٫۷	۲۳٫۵
۴	۲۷٫۰	۲۲٫۹	۲۳٫۰	۲۸٫۴
۵	۳۳٫۰	۲۷٫۱	۲۸٫۰	۳۴٫۱
۶	۴۰٫۰	۳۱٫۹	۳۴٫۰	۴۰٫۷
۷	۴۹٫۰	۳۷٫۹	۴۱٫۶	۴۹٫۰
۸	۶۱٫۰	۴۵٫۷	۵۱٫۸	۶۰٫۰
۹	۸۰٫۰	۵۸٫۰	۶۸٫۰	۷۷٫۳
۱۰	۱۴۵٫۰	۱۰۱٫۵	۱۲۳٫۲	۱۳۷٫۸
ضریب جینی	۰٫۳۹۸	۰٫۳۵۶	۰٫۳۹۸	۰٫۳۷۶
نسبت دهک دهم به یکم	۱۴٫۵۰	۱۱٫۰۳	۱۴٫۵۰	۱۲٫۵۲

دهک	درآمد حقیقی پایه	شوک الف: برابری نزولی (زیان ۸ تا ۳۰ درصد)	شوک ب: زیان یکسان ۱۵ درصد	شوک ج: رشد به نفع فقرا
سهم جمعیت زیر خط فقر غذایی (F_0)	۰٫۲۰	۰٫۳۰	۰٫۳۰	۰٫۲۰
شکاف فقر غذایی (F_1)	۰٫۰۶۵	۰٫۰۸۲	۰٫۰۹۲	۰٫۰۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: در شوک الف، زیان حقیقی از ۸ درصد برای دهک یکم به‌صورت خطی تا ۳۰ درصد برای دهک دهم افزایش می‌یابد؛ در شوک ج، درآمد دهک یکم ۱۰ درصد افزایش و درآمد دهک دهم ۵ درصد کاهش می‌یابد.

در شوک الف، ضریب جینی از ۰٫۳۹۸ به ۰٫۳۵۶ و نسبت دهکی از ۱۴٫۵ به ۱۱٫۰ کاهش می‌یابد؛ با معیار سنجه‌های نسبی، توزیع درآمد به‌طور محسوس بهبود یافته است. اما چون دهک یکم نیز ۸ درصد از درآمد حقیقی خود را از دست داده است، دهک سوم به زیر خط فقر غذایی سقوط کرده است، سهم جمعیت فاقد توان خرید سبد حداقلی از ۲۰ به ۳۰ درصد رسیده و شکاف فقر غذایی نیز عمیق‌تر شده است. در شوک ب، ضریب جینی هیچ تغییری نمی‌کند اما ناامنی غذایی حتی بیش از شوک الف افزایش می‌یابد. در شوک ج، کاهش جینی کوچک‌تر از شوک الف است ولی شکاف فقر غذایی کاهش می‌یابد. بنابراین سه شوک با تغییرات مشابه یا صفر در جینی، پیامدهای متفاوتی برای امنیت غذایی دارند و هیچ نگاشت یکتایی از تغییر جینی به تغییر امنیت غذایی وجود ندارد.

چهار ویژگی ساختاری اقتصاد ایران احتمال وقوع حالت برابری نزولی را افزایش می‌دهد که در ادامه به‌ترتیب توضیح داده می‌شوند:

اول، درآمد دهک‌های بالا سهم بیشتری از دارایی‌های مالی، مستغلات و فعالیت‌های وابسته به واردات دارد که در برابر تحریم، رکود و جهش ارزی حساس‌ترند، درحالی‌که درآمد دهک‌های پایین بیشتر به دستمزد و پرداخت‌های انتقالی متکی است. شواهد تاریخی با این استدلال سازگار است. صالحی اصفهانی[۹۲] (۲۰۱۷) با داده‌های سی‌ودو ساله طرح هزینه ـ درآمد خانوار نشان می‌دهد نابرابری در ایران تنها در دو دوره به‌طور محسوس کاهش یافته

92. Salehi-Isfahani

است؛ دورهٔ نخست دهه ۱۳۶۰ است که افت درآمد نفت، درآمدهای بالا را کاهش داد و دورهٔ دوم به سال‌های پس از آغاز پرداخت نقدی در ۱۳۸۹ مربوط می‌شود. فرزانگان و کدیور (۲۰۲۳) نیز با روش کنترل ترکیبی، کاهش جینی در دورهٔ انقلاب و جنگ را عمدتاً به زیان گروه‌های پُردرآمد نسبت می‌دهند و یادآور می‌شوند که فقر در آن دوره کاهش نیافت.

دوم، پرداخت نقدی یارانه از دی‌ماه ۱۳۸۹ مبلغی اسمی و یکسان برای همهٔ خانوارها بود و سهم آن در درآمد دهک‌های پایین بسیار بزرگ‌تر بود. انامی و همکاران[۹۳] (۲۰۱۹) برآورد کرده‌اند این برنامه، نابرابری را حدود ۱۰ درصد و نرخ فقر را به‌طور محسوسی کاهش داد. اما انامی و لاستیگ (۲۰۱۸) نشان داده‌اند پس از پنج سال و افزایش تجمعی ۱۳۶٫۵ درصدی قیمت‌ها، ارزش حقیقی این انتقالی، تقریباً نصف شد و اثر آن بر کاهش فقر حدود ۴۰ درصد تحلیل رفت.

سوم، تحریم‌های پس از ۱۳۹۰ درآمد حقیقی بخش بزرگی از جمعیت را کاهش داد؛ فرزانگان و حبیبی (۲۰۲۵) برآورد می‌کنند تحریم‌ها طی ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۹، اندازه طبقه متوسط ایران را سالانه ۱۲ تا ۱۷ واحد درصد کوچک‌تر از سناریوی خلاف واقع کرده است.

چهارم، طرح هزینه ـ درآمد خانوار، درآمدهای سرمایه‌ای و غیررسمی دهک‌های بالا را کمتر از واقع ثبت می‌کند و این خطا می‌تواند تغییرات ضریب جینی را از تغییرات واقعی توزیع جدا کند.

این شواهد نشان می‌دهد حالت برابری نزولی در ایران یک احتمال نظری صرف نیست. بااین‌حال، تشخیص این‌که در هر سال کدام حالت غالب بوده است، به داده‌های درآمد حقیقی دهک‌ها یا شاخص‌های مطلق فقر نیاز دارد که در الگوی این پژوهش حضور ندارند. ازاین‌رو، برابری نزولی در این مقاله به‌عنوان تبیینی آزمون‌پذیر برای پژوهش‌های بعدی مطرح می‌شود، نه به‌عنوان یافته‌ای که داده‌های حاضر آن را اثبات کرده باشند.

۵-۲- آمار توصیفی متغیرها

جدول (۳) آمار توصیفی متغیرها را به تفکیک زیردوره‌های منطبق بر برنامه‌های توسعه گزارش می‌کند. امنیت غذایی از میانگین ۴۴٫۳۶ در دورهٔ جنگ به بیشینه ۵۱٫۰۵ در برنامهٔ سوم رسیده و سپس تا ۴۸٫۴۰ در برنامهٔ ششم کاهش یافته است. در همین فاصله، ضریب جینی از

93. Enami et al.

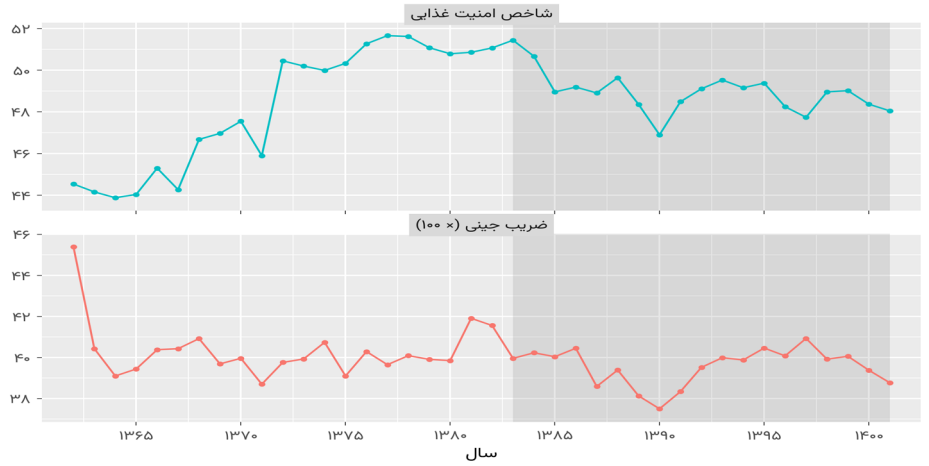
۴۰٫۶۴ به ۳۹٫۸۶ و نسبت دهکی از ۱۵٫۴۲ به ۱۳٫۷۴ کاهش یافته است.

جدول (۳): آمار توصیفی متغیرها به تفکیک زیردوره

زیردوره	امنیت غذایی	جینی	نسبت دهکی	رشد اقتصادی	رانت نفتی	اقتصاد زیرزمینی
۱۳۶۷-۱۳۶۲	۴۴٫۳۶	۴۰٫۸۶	۱۸٫۶۳	-۱٫۷۰	۱۱٫۹۸	۱۴٫۳۶
۱۳۷۲-۱۳۶۸ (برنامه اول)	۴۷٫۵۱	۳۹٫۸۱	۱۶٫۳۴	۶٫۸۵	۲۳٫۸۴	۱۷٫۹۸
۱۳۷۸-۱۳۷۳ (برنامه دوم)	۵۰٫۸۴	۳۹٫۹۷	۱۵٫۲۷	۲٫۰۸	۱۸٫۲۸	۱۸٫۱۱
۱۳۸۳-۱۳۷۹ (برنامه سوم)	۵۱٫۰۵	۴۰٫۶۴	۱۵٫۴۲	۵٫۸۶	۲۳٫۹۷	۱۸٫۶۲
۱۳۸۸-۱۳۸۴ (برنامه‌چهارم)	۴۹٫۴۷	۳۹٫۷۴	۱۴٫۴۴	۳٫۵۲	۲۷٫۴۸	۲۰٫۳۶
۱۳۹۵-۱۳۸۹ (برنامه‌پنجم)	۴۸٫۷۰	۳۹٫۱۲	۱۳٫۳۰	۲٫۲۲	۱۸٫۰۹	۱۸٫۵۸
۱۴۰۱-۱۳۹۶ (برنامه‌ششم)	۴۸٫۴۰	۳۹٫۸۶	۱۳٫۷۴	۱٫۴۴	۱۸٫۸۷	۱۶٫۷۵
میانگین کل دوره	۴۸٫۵۷	۳۹٫۹۷	۱۵٫۲۵	۲٫۶۹	۱۹٫۹۵	۱۷٫۷۵
انحراف معیار	۲٫۲۸	۱٫۲۴	۲٫۲۳	۵٫۰۶	۶٫۳۴	۲٫۵۰
حداقل	۴۳٫۸۸	۳۷٫۵۰	۱۲٫۲۰	-۹٫۷۸	۵٫۳۳	۱۰٫۸۲
حداکثر	۵۱٫۶۶	۴۵٫۴۰	۲۵٫۵۰	۱۳٫۵۹	۳۱٫۶۱	۲۳٫۷۵

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۱): روند شاخص امنیت غذایی و ضریب جینی در ایران، ۱۳۶۲-۱۴۰۱



منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: ناحیهٔ سایه‌دار دورهٔ ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۱ را نشان می‌دهد؛ دو سری در دو پنل با محور عمودی مستقل رسم شده‌اند.

نمودار (۱) روند دو متغیر کانونی را نشان می‌دهد. در ناحیهٔ سایه‌دار، هر دو سری روندی نزولی دارند. روشن‌ترین نمونه سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ است که ضریب جینی به کمترین مقادیر دوره (۳۸٫۱۳ و ۳۷٫۵۰) رسید و هم‌زمان شاخص امنیت غذایی ۲٫۷۴ واحد افت کرد و به ۴۶٫۹۰، پایین‌ترین سطح پس از دوره جنگ رسید. این هم‌زمانی به‌تنهایی رابطه علّی را نشان نمی‌دهد، اما با انتظار متعارف نیز سازگار نیست و انگیزهٔ آزمون‌های رسمی بخش‌های بعدی است.

۵-۳- آزمون‌های پیش‌برآورد

برآورد الگوی خودرگرسیون برداری در سطح با متغیرهای نامانا می‌تواند به رگرسیون کاذب و استنباط نامعتبر بینجامد؛ بنابراین درجه انباشتگی متغیرها با چهار آزمون مکمل بررسی شده است. آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته[۹۴] (دیکی و فولر[۹۵]، ۱۹۷۹؛ سعید و دیکی[۹۶]، ۱۹۸۴) فرض صفر ریشه واحد را در برابر مانایی می‌آزماید و خودهمبستگی جملات اخلال را با افزودن وقفه‌های تفاضل متغیر کنترل می‌کند. آزمون فیلیپس ـ پرون[۹۷] (۱۹۸۸) همان فرض صفر را

94. Augmented Dickey–Fuller (ADF) test
95. Dickey & Fuller
96. Said & Dickey
97. Phillips–Perron (PP) test

می‌آزماید، اما به‌جای افزودن وقفه، آماره آزمون را به‌صورت ناپارامتری برای خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس تصحیح می‌کند. چون توان این دو آزمون در نمونه‌های کوچک محدود است، آزمون کواتکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین[98] (۱۹۹۲) نیز به کار رفته که فرض صفر آن برعکس، مانایی است. درنهایت، آزمون زیوت ـ اندروز[99] (۱۹۹۲) فرض صفر ریشه واحد را در برابر فرض مانایی حول روند با یک شکست ساختاری درون‌زا می‌آزماید و از این خطر جلوگیری می‌کند که یک شکست ساختاری به‌اشتباه ریشه واحد تشخیص داده شود.

جدول (۴): نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	سطح: ADF	سطح: PP	سطح: KPSS	تفاضل: ADF	تفاضل: PP	نتیجه
امنیت غذایی	-۲٫۱۱ (۰٫۲۴)	-۲٫۰۲ (۰٫۲۸)	۰٫۳۲	-۵٫۰۳ (۰٫۰۰)	-۷٫۵۵ (۰٫۰۰)	I(0)
ضریب جینی	-۶٫۷۲ (۰٫۰۰)	-۶٫۸۹ (۰٫۰۰)	۰٫۳۰	-۸٫۵۶ (۰٫۰۰)	-۱۴٫۰۹ (۰٫۰۰)	I(0)
رشد اقتصادی	-۵٫۲۹ (۰٫۰۰)	-۵٫۲۵ (۰٫۰۰)	۰٫۰۸	-۶٫۲۸ (۰٫۰۰)	-۱۷٫۴۵ (۰٫۰۰)	I(0)
رانت نفتی	-۳٫۱۷ (۰٫۰۲)	-۲٫۸۷ (۰٫۰۵)	۰٫۱۹	-۶٫۰۹ (۰٫۰۰)	-۹٫۳۶ (۰٫۰۰)	I(0)
اقتصاد زیرزمینی	-۳٫۴۲ (۰٫۰۱)	-۴٫۰۷ (۰٫۰۰)	۰٫۳۵	-۵٫۲۴ (۰٫۰۰)	-۹٫۱۷ (۰٫۰۰)	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: اعداد داخل پرانتز سطح احتمال است. مقدار بحرانی آزمون KPSS در سطح ۵ درصد ۰٫۴۶۳ است.

بر پایه نتایج جدول ۴، ضریب جینی، رشد اقتصادی، رانت نفتی و اقتصاد زیرزمینی در سطح مانا هستند. برای شاخص امنیت غذایی نتایج یکسان نیست: آزمون‌های دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس ـ پرون ریشه واحد را در سطح رد نمی‌کنند، اما آزمون KPSS فرض مانایی را رد نمی‌کند و آزمون زیوت ـ اندروز با لحاظ یک شکست ساختاری در سال ۱۳۷۱، فرض ریشه واحد را در سطح ۵ درصد رد می‌کند. با توجه به این ابهام، چهار تصریح رقیب آزموده شد. در تصریح نخست همه متغیرها در سطح، در تصریح دوم امنیت غذایی در تفاضل مرتبه اول و سایر متغیرها در سطح، در تصریح سوم همه متغیرها در تفاضل و در تصریح چهارم همه

98. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) test

99. Zivot–Andrews Test

متغیرها در سطح همراه با روند زمانی وارد شدند. تنها تصریح دوم همهٔ آزمون‌های تشخیصی (خودهمبستگی پسماندها، نرمال بودن پسماندها و پایداری) را پشت سر گذاشت؛ سه تصریح دیگر یا خودهمبستگی پسماند داشتند یا فرض نرمال بودن پسماندها را رد می‌کردند. بنابراین الگوی نهایی امنیت غذایی را در تفاضل مرتبه اول و سایر متغیرها را در سطح وارد می‌کند و توابع واکنش آنی به‌صورت تجمعی گزارش می‌شوند تا واکنش سطح شاخص امنیت غذایی قابل‌تفسیر باشد.

وقفهٔ بهینه با معیارهای اطلاعاتی آکائیک[100] (آکائیک[101]، ۱۹۷۴)، شوارتز ـ بیزین[102] (شوارتز[103]، ۱۹۷۸)، حنان ـ کوین[104] (حنان و کوین[105]، ۱۹۷۹) و خطای پیش‌بینی نهایی[106] (آکائیک، ۱۹۶۹) تعیین شد. معیارهای شوارتز ـ بیزین و حنان ـ کوین وقفهٔ صفر و معیارهای آکائیک و خطای پیش‌بینی نهایی وقفهٔ یک را انتخاب می‌کنند. چون الگوی خودرگرسیون برداری دست‌کم به یک وقفه نیاز دارد و در وقفهٔ یک همهٔ آزمون‌های تشخیصی پذیرفته می‌شوند، وقفهٔ یک انتخاب شد. انتخاب وقفهٔ صفر توسط دو معیار سخت‌گیرتر خود نشانه‌ای از ضعف پویایی‌های مشترک متغیرها در این نمونه است.

۵-۴- آزمون‌های تشخیصی الگو

پیش از تفسیر نتایج ساختاری، اعتبار الگو با سه آزمون بررسی شد. آزمون ضریب لاگرانژ[107] برای خودهمبستگی سریالی پسماندها (بروش[108]، ۱۹۷۸؛ گادفری[109]، ۱۹۷۸؛ لوتکه‌پل، ۲۰۰۵) فرض صفر نبود خودهمبستگی تا افق h را می‌آزماید؛ وجود خودهمبستگی به معنای

100. Akaike Information Criterion (AIC)
101. Akaike
102. Schwarz Bayesian Criterion (SC)
103. Schwarz
104. Hannan–Quinn Criterion (HQ)
105. Hannan & Quinn
106. Final Prediction Error (FPE)
107. Lagrange Multiplier (LM) test
108. Breusch
109. Godfrey

ناکافی بودن وقفه‌ها و تورش در برآورد واریانس است. آزمون جارک ـ برا[110] (جارک و برا[111]، ۱۹۸۰) در نسخهٔ چندمتغیره لوتکه‌پل (۲۰۰۵) فرض صفر نرمال بودن مشترک پسماندها را ازطریق چولگی و کشیدگی آن‌ها می‌آزماید. شرط پایداری[112] نیز ایجاب می‌کند که همهٔ ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای مشخصهٔ درون دایره واحد قرار گیرند؛ در غیر این صورت، اثر شوک‌ها میرا نمی‌شود و توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس اعتبار ندارند.

جدول (۵): آزمون‌های تشخیصی الگو

آزمون	آماره	سطح احتمال	نتیجه
ضریب لاگرانژ، افق ۱	۳۴٫۴۷	۰٫۰۹۸	نبود خودهمبستگی رد نمی‌شود
ضریب لاگرانژ، افق ۲	۵۶٫۸۸	۰٫۲۳۴	نبود خودهمبستگی رد نمی‌شود
ضریب لاگرانژ، افق ۳	۸۴٫۰۴	۰٫۲۲۲	نبود خودهمبستگی رد نمی‌شود
ضریب لاگرانژ، افق ۴	۱۱۵٫۶۳	۰٫۱۳۶	نبود خودهمبستگی رد نمی‌شود
جارک ـ برا (مشترک)	۱۴٫۷۳	۰٫۱۴۲	نرمال بودن رد نمی‌شود
حداکثر مدول ریشهٔ معکوس	۰٫۶۲۰	—	الگو پایدار است

منبع: یافته‌های پژوهش

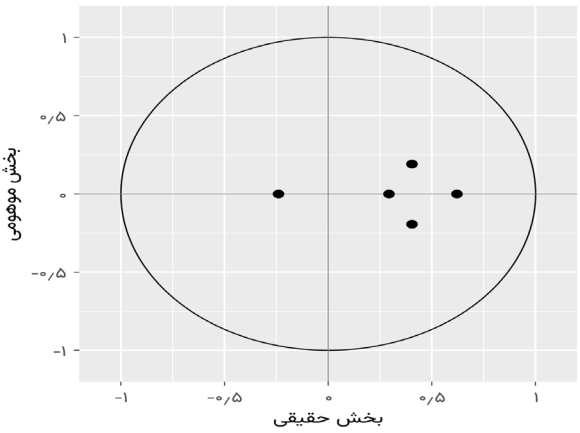
مطابق جدول ۵، آمارهٔ ضریب لاگرانژ در افق‌های یک تا چهار فرض صفر نبود خودهمبستگی را در سطح ۵ درصد رد نمی‌کند؛ هرچند سطح احتمال در افق نخست (۰٫۰۹۸) به ۱۰ درصد نزدیک است. آزمون جارک ـ برا نیز نرمال بودن مشترک پسماندها را رد نمی‌کند. حداکثر مدول ریشه‌های معکوس ۰٫۶۲۰ و کمتر از یک است و نمودار (۲) نشان می‌دهد همهٔ ریشه‌ها درون دایره واحد قرار دارند؛ بنابراین الگو پایدار است و توابع واکنش آنی و تجزیهٔ واریانس قابل تفسیرند.

110. Jarque–Bera test

111. Jarque & Bera

112. Stability Condition

نمودار (۲): ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای مشخصه الگو نسبت به دایرهٔ واحد



منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۵- توابع واکنش آنی ساختاری

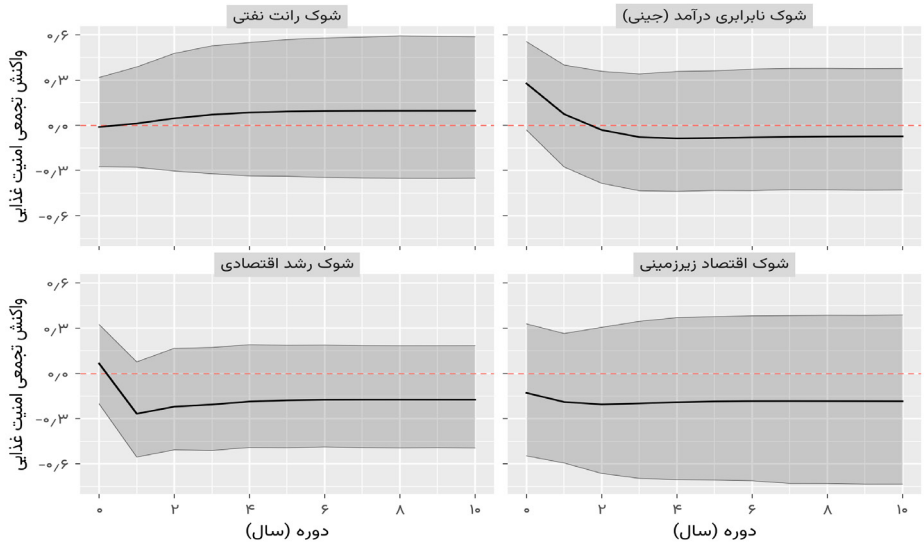
جدول (۶) و نمودار (۳) واکنش تجمعی شاخص امنیت غذایی به شوک‌های ساختاری را طی ده دوره به‌همراه باندهای اطمینان بوت‌استرپ ۹۰ درصد نشان می‌دهند.

جدول (۶): واکنش تجمعی امنیت غذایی به شوک‌های ساختاری (باند اطمینان ۹۰ درصد در کروشه)

دوره	شوک نابرابری	شوک رانت نفتی	شوک اقتصاد زیرزمینی	شوک رشد اقتصادی
۰	۰٫۲۷۷ [۰٫۵۵۴ ،-۰٫۰۳۲]	-۰٫۰۱۲ [۰٫۳۱۷ ،-۰٫۲۷۴]	-۰٫۱۲۹ [۰٫۳۲۸ ،-۰٫۵۴۷]	۰٫۰۶۵ [۰٫۳۲۴ ،-۰٫۲۰۲]
۱	۰٫۰۷۴ [۰٫۳۹۹ ،-۰٫۲۷۷]	۰٫۰۱۲ [۰٫۳۸۶ ،-۰٫۲۷۹]	-۰٫۱۸۹ [۰٫۲۶۴ ،-۰٫۵۹۴]	-۰٫۲۶۷ [۰٫۰۷۶ ،-۰٫۵۵۴]
۲	-۰٫۰۳۱ [۰٫۳۵۸ ،-۰٫۳۸۵]	۰٫۰۴۶ [۰٫۴۷۶ ،-۰٫۳۰۴]	-۰٫۲۰۶ [۰٫۳۰۵ ،-۰٫۶۶۳]	-۰٫۲۲۰ [۰٫۱۶۶ ،-۰٫۵۰۷]
۵	-۰٫۰۸۵ [۰٫۳۶۱ ،-۰٫۴۳۲]	۰٫۰۹۱ [۰٫۵۶۸ ،-۰٫۳۳۸]	-۰٫۱۸۶ [۰٫۳۷۶ ،-۰٫۷۰۶]	-۰٫۱۷۸ [۰٫۱۸۷ ،-۰٫۴۹۲]
۱۰	-۰٫۰۷۴ [۰٫۳۷۷ ،-۰٫۴۲۹]	۰٫۰۹۶ [۰٫۵۸۷ ،-۰٫۳۵۱]	-۰٫۱۸۵ [۰٫۳۸۶ ،-۰٫۷۳۴]	-۰٫۱۷۴ [۰٫۱۸۳ ،-۰٫۴۹۴]

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۳): واکنش تجمعی امنیت غذایی به شوک‌های ساختاری با باند اطمینان بوت‌استرپ ۹۰ درصد



منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: خط سیاه برآورد نقطه‌ای، ناحیه خاکستری باند اطمینان بوت‌استرپ ۹۰ درصد (دو هزار تکرار) و خط‌چین محور صفر است.

در الگوی پایه، هیچ‌یک از چهار شوک در هیچ افقی اثر آماری معنی‌داری بر امنیت غذایی ندارد و همهٔ باندهای اطمینان صفر را در بر می‌گیرند. آزمون علّیت گرنجر نیز همین تصویر را تأیید می‌کند: فرض صفر نبود علّیت برای ضریب جینی (سطح احتمال ۰٫۴۵۸)، رانت نفتی (۰٫۴۴۹) و اقتصاد زیرزمینی (۰٫۶۴۷) رد نمی‌شود، رشد اقتصادی تنها در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است (۰٫۰۹۵) و آزمون مشترک هر چهار متغیر نیز رد نمی‌شود (۰٫۳۵۹).

بر این اساس، فرضیهٔ نخست پژوهش مبنی بر «شوک مثبت ضریب جینی اثر منفی و معنی‌داری بر شاخص امنیت غذایی ایران دارد» تأیید نمی‌شود؛ در داده‌های ایران طی دورهٔ ۱۳۶۲ تا ۱۴۰۱، شاهدی بر اثر منفی و معنی‌دار شوک نابرابری بر امنیت غذایی وجود ندارد و نتیجهٔ آماری قطعی در این الگو، نبود رابطهٔ پویای معنی‌دار میان ضریب جینی و امنیت غذایی است. برآورد نقطه‌ای واکنش آنی مثبت است (۰٫۲۷۷ در دورهٔ صفر) و از دورهٔ دوم به بعد به مقادیر کوچک منفی میل می‌کند، اما چون باند اطمینان در همهٔ افق‌ها صفر را در بر می‌گیرد، علامت این برآورد نقطه‌ای را نمی‌توان شاهدی به نفع یا علیه هیچ سازوکار خاصی دانست.

تنها می‌توان گفت داده‌ها با یک اثر منفی بزرگ سازگار نیستند؛ کران پایین باند در دورهٔ صفر (۰٫۰۳۲-) بسیار به صفر نزدیک است.

فرضیهٔ دوم مبنی بر «شوک‌های رانت نفتی، اقتصاد زیرزمینی و رشد اقتصادی اثر معنی‌داری بر شاخص امنیت غذایی دارند» نیز تأیید نمی‌شود. رانت نفتی و اقتصاد زیرزمینی در هیچ افقی اثر معنی‌دار ندارند. برای رانت نفتی، این نتیجه با این برداشت سازگار است که درآمد نفت در ایران بیشتر از مسیر واردات و بودجه دولت به بازار غذا منتقل می‌شود و پیوند مستقیم آن با شاخص تجمیعی امنیت غذایی ضعیف است. دربارهٔ اقتصاد زیرزمینی، بی‌معنی بودن اثر می‌تواند بازتاب تقابل دو اثر متضادی باشد که در بخش ۲-۳ توضیح داده شد؛ اما پراکندگی زیاد برآوردهای اندازه این متغیر در ایران و خطای اندازه‌گیری ناشی از آن نیز توان آزمون را کاهش می‌دهد و نمی‌توان میان این دو توضیح داوری کرد. رشد اقتصادی نزدیک‌ترین متغیر به معنی‌داری است، اما واکنش امنیت غذایی به آن در دوره اول منفی است (۰٫۲۶۷-) و باند اطمینان آن با کران بالای ۰٫۰۷۶ صفر را در بر می‌گیرد.

۵-۶- تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی

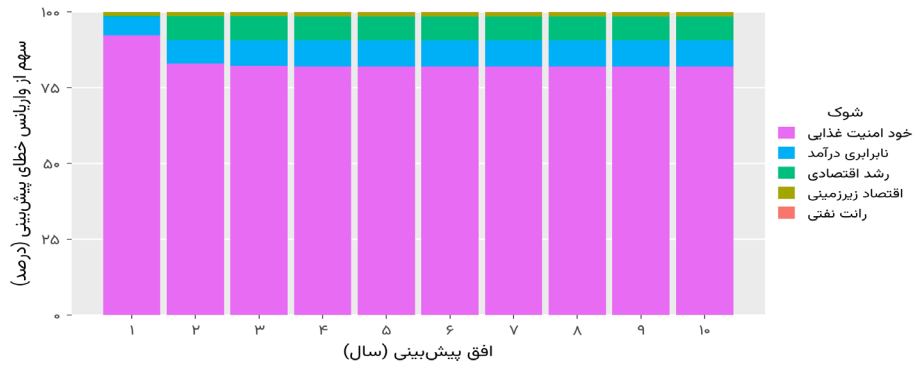
جدول (۷) و نمودار (۴)، سهم هر شوک ساختاری را در واریانس خطای پیش‌بینی امنیت غذایی نشان می‌دهند. در افق دهم، شوک‌های خود امنیت غذایی ۸۱٫۹۲ درصد، نابرابری درآمد ۸٫۷۰ درصد، رشد اقتصادی ۷٫۸۳ درصد، اقتصاد زیرزمینی ۱٫۳۸ درصد و رانت نفتی ۰٫۱۸ درصد از این واریانس را توضیح می‌دهند.

جدول (۷): تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی امنیت غذایی (درصد)

دوره	نابرابری درآمد	رشد اقتصادی	اقتصاد زیرزمینی	رانت نفتی	خود امنیت غذایی
۱	۶٫۰۸	۰٫۳۴	۱٫۳۳	۰٫۰۱	۹۲٫۲۳
۲	۷٫۹۵	۷٫۷۷	۱٫۳۷	۰٫۰۵	۸۲٫۸۶
۳	۸٫۵۷	۷٫۸۰	۱٫۳۷	۰٫۱۲	۸۲٫۱۳
۵	۸٫۷۰	۷٫۸۲	۱٫۳۸	۰٫۱۸	۸۱٫۹۳
۱۰	۸٫۷۰	۷٫۸۳	۱٫۳۸	۰٫۱۸	۸۱٫۹۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۴): تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی امنیت غذایی



منبع: یافته‌های پژوهش

سهم ۸/۷ درصدی نابرابری در مقایسه با سهم ۳۳/۶۶ درصدی نااطمینانی اقتصاد کلان در مطالعهٔ قربانی و همکاران (۱۴۰۳) کوچک است و با بی‌معنی بودن توابع واکنش آنی سازگار است. سهم بیش از ۸۰ درصدی شوک‌های خودامنیت غذایی نشان می‌دهد بخش عمدهٔ پویایی این شاخص از عواملی ناشی می‌شود که در این الگوی کلان حضور ندارند. مطالعات داخلی قیمت غذا، نرخ ارز و درآمد را از این جمله دانسته‌اند (دهقانی دشتابی و همکاران، ۱۳۹۷؛ باقرزاده آذر و همکاران، ۱۳۹۵) و عوامل بخشی مانند تنش آبی، بهره‌وری کشاورزی و سیاست‌های تعرفه‌ای و ارزی واردات نیز نامزدهای محتمل دیگر هستند؛ سنجش سهم هر یک از این عوامل خارج از دامنه این پژوهش است.

۵-۷- آزمون‌های استواری

استواری نتیجه اصلی از سه جهت بررسی شد که در ادامه به‌ترتیب گزارش می‌شود:

نخست، ضریب جینی با نسبت مخارج دهک دهم به یکم جایگزین شد. برآورد نقطه‌ای واکنش امنیت غذایی، ۰/۲۳۸ در دورهٔ صفر و ۰/۴۴۲ در دورهٔ دهم است؛ سهم این سنجه در تجزیهٔ واریانس ۴/۴۸ درصد است و آزمون علّیت گرنجر آن را رد می‌کند (سطح احتمال ۰/۲۴۹). باند اطمینان ۹۰ درصد، در همهٔ افق‌ها جز افق یکم، صفر را در بر می‌گیرد؛ در افق یکم کران پایین باند (۰/۰۰۲) به‌طور مرزی بالای صفر است. همبستگی تغییرات دو سنجه نابرابری، ۰/۹۱۶ است و بنابراین نتیجه به انتخاب یک سنجهٔ خاص وابسته نیست.

دوم، همه ۲۴ جایگشت ممکن ترتیب چهار متغیر پیشین (رانت نفتی، اقتصاد زیرزمینی،

رشد و جینی) برآورد شد، درحالی‌که امنیت غذایی در انتهای ترتیب باقی ماند و برای هر جایگشت، باندهای بوت‌استرپ با دو هزار تکرار محاسبه شد. برآورد نقطه‌ای واکنش آنی امنیت غذایی به شوک نابرابری در همهٔ جایگشت‌ها در بازهٔ ۰٫۲۷۷ تا ۰٫۲۹۸ و واکنش بلندمدت در بازهٔ ۰٫۰۹۷- تا ۰٫۰۴۹- قرار دارد. در ۱۵ جایگشت، واکنش در هیچ افقی معنی‌دار نیست. در ۹ جایگشت دیگر که عمدتاً جینی را در جایگاه‌های نخست ترتیب قرار می‌دهند، کران پایین باند ۹۰ درصد واکنش آنی، اندکی بالای صفر است (۰٫۰۰۲ تا ۰٫۰۳۰) و از دورهٔ یکم به بعد این معنی‌داری از بین می‌رود. در هیچ جایگشت و هیچ افقی واکنش منفی معنی‌دار مشاهده نمی‌شود. بنابراین رد فرضیه نخست، یعنی نبود اثر منفی نابرابری بر امنیت غذایی، به فرض شناسایی حساس نیست؛ اما این‌که واکنش آنی در همهٔ ترتیب‌ها بی‌معنی باشد، استوار نیست و در برخی ترتیب‌ها یک واکنش آنی مثبت و مرزی ظاهر می‌شود که دوام ندارد. این یافته در بخش ۵-۹ در کنار شواهد توصیفی تفسیر شده است.

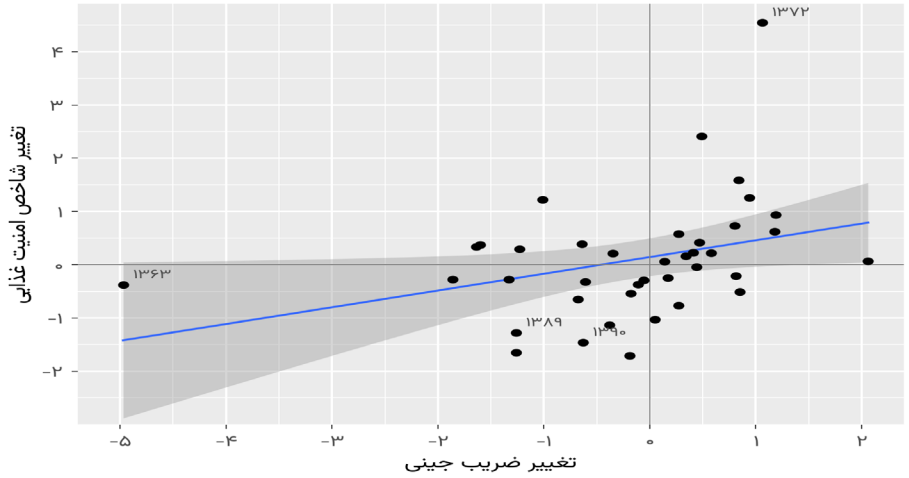
سوم، افزودن متغیر مجازی ضربه‌ای[113] برای سال ۱۳۷۲ که بزرگ‌ترین جهش شاخص امنیت غذایی در آن رخ داده است، مشکل نرمال نبودن پسماند معادله امنیت غذایی را برطرف می‌کند اما در افق نخست خودهمبستگی ایجاد می‌کند و علامت واکنش به شوک‌های رانت نفتی و اقتصاد زیرزمینی را وارونه می‌سازد. این بی‌ثباتی علامت، به همراه بی‌معنی بودن هر دو اثر، نشان می‌دهد، نمی‌توان دربارهٔ جهت اثر این دو متغیر در این نمونه نتیجه‌ای گرفت.

۵-۸- هم‌حرکتی ناشرطی نابرابری و امنیت غذایی؛ شواهد توصیفی

این بخش به پرسش توصیفی پژوهش، یعنی «آیا تغییرات سالانه ضریب جینی و امنیت غذایی در داده‌ها هم‌جهت هستند یا در خلاف جهت یکدیگر حرکت می‌کنند؟»، می‌پردازد. همبستگی پیرسون میان تغییرات سالانهٔ ضریب جینی و تغییرات شاخص امنیت غذایی ۰٫۳۳۴ با سطح احتمال ۰٫۰۳۸ است. همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن (۰٫۴۵۷ با سطح احتمال ۰٫۰۰۳) و تاو کندال (۰٫۳۳۲ با سطح احتمال ۰٫۰۰۳) نیز مثبت هستند. حذف سال ۱۳۶۳ که بزرگ‌ترین کاهش جینی در آن رخ داده است، ضریب پیرسون را به ۰٫۳۸۴ و حذف سال ۱۳۷۲ آن را به ۰٫۲۹۹ تغییر می‌دهد و در هر دو حالت، علامت حفظ می‌شود. نمودار (۵) پراکنش این دو متغیر را نشان می‌دهد.

113. Impulse Dummy

نمودار (۵): پراکنش تغییرات سالانه ضریب جینی و شاخص امنیت غذایی



منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: خط، برازش حداقل مربعات معمولی و ناحیهٔ خاکستری فاصله اطمینان ۹۵ درصد آن است.

جدول (۸) رگرسیون تغییرات امنیت غذایی بر تغییرات ضریب جینی را با خطای معیار نیوی ـ وست گزارش می‌کند. در تصریح (۱) ضریب تغییرات جینی مثبت و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است و افزودن سه متغیر کلان کنترلی در تصریح (۲) اندازه آن را تغییر چندانی نمی‌دهد. برآورد مقاوم هوبر برای تصریح (۱) ضریب ۰٫۲۱۷ با سطح احتمال ۰٫۰۷۹ می‌دهد. ضریب تعیین این دو تصریح (۰٫۱۱ و ۰٫۱۳) پایین است؛ یعنی تغییرات جینی بخش کوچکی از تغییرات امنیت غذایی را توصیف می‌کند.

جدول (۸): رگرسیون تغییرات امنیت غذایی بر تغییرات ضریب جینی

متغیر توضیحی	تصریح (۱)	تصریح (۲)	تصریح (۳)	تصریح (۴)
تغییر ضریب جینی	*۰٫۳۱۴ (۰٫۱۶۲)	*۰٫۳۲۶ (۰٫۱۵۸)	*۰٫۳۲۹ (۰٫۱۷۳)	*۰٫۳۹۱ (۰٫۱۶۹)
رشد اقتصادی	—	-۰٫۰۲۰ (۰٫۰۴۱)	-۰٫۰۲۱ (۰٫۰۴۴)	-۰٫۰۴۴ (۰٫۰۴۹)
رانت نفتی	—	۰٫۰۰۹ (۰٫۰۵۰)	۰٫۰۰۹ (۰٫۰۵۳)	۰٫۰۲۶ (۰٫۰۵۴)

متغیر توضیحی	تصریح (۱)	تصریح (۲)	تصریح (۳)	تصریح (۴)
اقتصاد زیرزمینی	—	-۰/۰۵۵ (۰/۰۹۷)	-۰/۰۵۷ (۰/۱۰۸)	-۰/۰۹۴ (۰/۱۱۱)
نرخ تورم	—	—	-۰/۰۰۲ (۰/۰۱۴)	۰/۰۱۱ (۰/۰۱۳)
تغییر نرخ تورم	—	—	—	*-۰/۰۴۶ (۰/۰۱۸)
عرض از مبدأ	۰/۱۴۳ (۰/۱۴۷)	۱/۰۱۴ (۱/۰۴۷)	۱/۰۷۰ (۱/۴۱۴)	۱/۲۴۱ (۱/۳۷۸)
ضریب تعیین	۰/۱۱۱	۰/۱۲۹	۰/۱۲۹	۰/۲۲۹
تعداد مشاهدات	۳۹	۳۹	۳۹	۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: متغیر وابسته تغییر سالانه شاخص امنیت غذایی است. اعداد داخل پرانتز خطای معیار نیوی ـ وست با دو وقفه است. علامت * معناداری در سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.

برای بررسی این‌که آیا این هم‌حرکتی صرفاً بازتاب تورم به‌عنوان یک متغیر سوم مشترک است، تصریح‌های (۳) و (۴)، نرخ تورم و تغییر آن را به الگو می‌افزایند. تورم می‌تواند هم‌زمان فاصلهٔ نسبی دهک‌ها و توان خرید مطلق را تغییر دهد و ازاین‌رو نامزد اصلی چنین نقشی است. با کنترل تورم، ضریب تغییرات جینی از بین نمی‌رود و حتی اندکی بزرگ‌تر می‌شود (۰/۳۲۹ و ۰/۳۹۱) و همبستگی جزئی تغییرات جینی و امنیت غذایی پس از حذف اثر تورم و تغییر آن ۰/۳۶۶ با سطح احتمال ۰/۰۲۶ است. خود تورم به‌تنهایی اثر معنی‌داری ندارد، اما شتاب گرفتن آن (تغییر نرخ تورم) با کاهش امنیت غذایی همراه است (۰/۰۴۶-، سطح احتمال ۰/۰۱۷). برای نرخ ارز بازار آزاد، سری سالانه تنها از ۱۳۸۵ در دسترس است و شانزده مشاهده برای برآورد قابل‌اتکای این تصریح کافی نیست. خروجی کامل برآوردها در پیوست ب آمده است.

جدول (۹) فراوانی مشترک جهت تغییر دو متغیر را نشان می‌دهد. در ۱۹ سالی که ضریب جینی کاهش یافته است، امنیت غذایی در ۱۳ سال (۶۸ درصد) نیز کاهش یافته است؛ درحالی‌که در ۲۰ سال افزایش جینی، امنیت غذایی تنها در ۶ سال (۳۰ درصد) کاهش داشته است. آزمون دقیق فیشر این تفاوت را در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌داند (سطح احتمال دوطرفه ۰/۰۲۶؛ نسبت شانس[114] نمونه‌ای ۵/۰۶ و برآورد حداکثر درست‌نمایی شرطی آن

114. Odds Ratio

۴٫۸۳ با فاصله اطمینان دقیق ۹۵ درصد ۱٫۰۹ تا ۲۴٫۶۱)؛ پهنای زیاد این فاصله بازتاب اندازه کوچک نمونه است.

جدول (۹): جدول توافقی جهت تغییر ضریب جینی و امنیت غذایی

	امنیت غذایی کاهش یافت	امنیت غذایی افزایش یافت	جمع
ضریب جینی کاهش یافت	۱۳ (٪۶۸)	۶ (٪۳۲)	۱۹
ضریب جینی افزایش یافت	۶ (٪۳۰)	۱۴ (٪۷۰)	۲۰
جمع	۱۹	۲۰	۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

این شواهد را باید در حد پرسش توصیفی تفسیر کرد. داده‌ها نشان می‌دهند که در ایران سال‌های کاهش ضریب جینی به‌طور میانگین سال‌های بهبود امنیت غذایی نبوده‌اند؛ یعنی الگوی منفی مورد انتظار ادبیات متعارف حتی در سطح هم‌حرکتی ساده نیز دیده نمی‌شود و این نتیجه با کنترل تورم تغییر نمی‌کند. بااین‌حال، این رگرسیون‌ها رابطه‌هایی خلاصه‌شده میان تغییرات هم‌زمان هستند و نمی‌توان از آن‌ها اثر علّی نابرابری بر امنیت غذایی را استنباط کرد. تورم دست‌کم به‌صورت خطی توضیح‌دهنده این هم‌حرکتی نیست، اما شوک‌های مشترک دیگری مانند جهش‌های ارزی، تشدید تحریم و اصلاح یارانه‌ها که در این نمونه قابل‌کنترل کامل نیستند همچنان می‌توانند آن را ایجاد کنند. در الگوی ساختاری نیز، وقتی پویایی‌ها و سایر متغیرها کنترل می‌شوند، رابطه در الگوی پایه معنی‌دار نیست. بنابراین این هم‌حرکتی بیش از آن‌که شاهدی بر یک سازوکار علّی باشد، نشان می‌دهد که انتظار رابطهٔ منفی ساده میان جینی و امنیت غذایی در داده‌های ایران تأیید نمی‌شود.

۵-۹- بحث و مقایسه با مطالعات پیشین

یافتهٔ اصلی این پژوهش، یعنی نبود رابطه معنی‌دار میان شوک نابرابری و امنیت غذایی، با نتایج بین‌کشوری هولمن و کونتی (۲۰۲۰) و اونتونجی (۲۰۲۵) که اثر منفی گزارش کرده‌اند متفاوت است. این تفاوت الزاماً تناقض نیست. در مقایسه‌های بین‌کشوری، سطح درآمد و توزیع آن تا حد زیادی مستقل از یکدیگر تغییر می‌کنند و اثر نابرابری با ثابت نگه داشتن درآمد سنجیده می‌شود. در سری زمانی ایران، تغییرات ضریب جینی اغلب هم‌زمان با شوک‌هایی بوده که سطح درآمد را نیز تغییر داده‌اند؛ گزاره‌های الگوی صوری (بخش ۴-۱) نشان می‌دهند در چنین شرایطی علامت رابطه از پیش تعیین‌شده نیست. واکنش آنی مثبت و مرزی در برخی

ترتیب‌های شناسایی و هم‌حرکتی مثبت توصیفی نیز در همین چهارچوب قابل‌فهم هستند؛ اگر در بخشی از سال‌های نمونه کاهش جینی هم‌زمان با افت توان خرید مطلق رخ داده باشد، رابطهٔ آماری می‌تواند حتی علامت مثبت بگیرد اما چون این شواهد یا مرزی هستند یا خلاصه شده‌اند، نمی‌توان آن‌ها را تأیید سازوکار برابری نزولی دانست.

نتایج پژوهش با شواهدی که بر اهمیت سطح مطلق رفاه تأکید دارند سازگار است. الی و همکاران (۲۰۲۱) مخارج مصرفی سرانه را قوی‌ترین پیش‌بینی‌کنندهٔ امنیت غذایی یافتند و مطالعات داخلی نیز قیمت غذا، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی را عوامل اصلی امنیت غذایی ایران دانسته‌اند (دهقانی دشتابی و همکاران، ۱۳۹۷؛ باقرزاده آذر و همکاران، ۱۳۹۵). یافته وسلباوم و همکاران (۲۰۲۳) دربارهٔ رابطهٔ وارون U نیز نشان می‌دهد در کشورهای با درآمد متوسط که ایران در زمرهٔ آن‌ها است، فرض رابطهٔ خطی ساده میان نابرابری و ناامنی غذایی کمتر برقرار است.

در مقایسه با مطالعات داخلی نزدیک، ناپایداری علامت واکنش امنیت غذایی به شوک نابرابری در این پژوهش که از مثبت در دورهٔ صفر به منفی در افق‌های بعدی تغییر می‌کند، با الگوی گزارش‌شده در بوشهری و همکاران (۱۴۰۴) هم‌خوان است؛ با این تفاوت که در پژوهش حاضر هیچ‌یک از این واکنش‌ها معنی‌دار نیست. سهم کوچک نابرابری در تجزیهٔ واریانس (۸٫۷ درصد) در برابر سهم نااطمینانی در قربانی و همکاران (۱۴۰۳) نیز نشان می‌دهد در میان عوامل کلان، نابرابری اندازه‌گیری‌شده با ضریب جینی، جایگاه برجسته‌ای در توضیح نوسانات امنیت غذایی ایران ندارد.

رویدادهای سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ با سازوکار گزارهٔ ۲ سازگارند، هرچند داده‌های این پژوهش برای اثبات آن کافی نیست. در این دو سال ضریب جینی و نسبت دهکی به کمترین مقادیر دوره رسیدند که با برآورد انامی و همکاران (۲۰۱۹) از اثر برابرساز پرداخت نقدی سازگار است؛ اما شاخص امنیت غذایی هم‌زمان افت کرد. انامی و لاستیگ (۲۰۱۸) نشان داده‌اند ارزش حقیقی این پرداخت با تورم به‌سرعت کاهش یافت و تحریم‌های پس از ۱۳۹۰ نیز درآمد حقیقی بخش بزرگی از جمعیت را کاهش داد (فرزانگان و حبیبی، ۲۰۲۵). ترکیب این شوک‌ها با حالتی مطابقت دارد که گزاره‌های الگوی صوری (بخش ۴-۱) توصیف می‌کنند؛ یعنی حالتی که در آن فاصله نسبی دهک‌ها کم می‌شود، اما توان خرید مطلق افت می‌کند یا بهبود نمی‌یابد. تأیید این تبیین به داده‌های درآمد حقیقی دهک‌ها و شاخص‌های فقر غذایی نیاز

دارد و در این مقاله به‌عنوان فرضیه‌ای برای پژوهش‌های آتی باقی می‌ماند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

این مقاله فرضیه «اثر منفی و معنی‌دار نابرابری درآمد، با معیار ضریب جینی، بر امنیت غذایی ایران» را برای دورهٔ ۱۳۶۲ تا ۱۴۰۱ آزمون کرد. نتایج الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری این فرضیه را تأیید نمی‌کند. در الگوی پایه، شوک نابرابری در هیچ افقی اثر معنی‌داری بر امنیت غذایی ندارد و سهم آن در تجزیه واریانس ۸/۷ درصد است. در هیچ‌یک از ۲۴ ترتیب شناسایی و با سنجهٔ جایگزین نسبت دهکی نیز واکنش منفی معنی‌داری دیده نمی‌شود؛ تنها در برخی ترتیب‌ها، واکنش آنی مثبت و مرزی است که از سال بعد از بین می‌رود. شوک‌های رانت نفتی، اقتصاد زیرزمینی و رشد اقتصادی نیز اثر معنی‌داری ندارند. در سطح توصیفی، تغییرات سالانه جینی و امنیت غذایی هم‌جهت هستند و این هم‌حرکتی با کنترل تورم نیز باقی می‌ماند؛ اما رابطه‌ای خلاصه‌شده است و نمی‌توان آن را اثر علّی نابرابری دانست.

الگوی صوری مقاله نشان داد این نتیجه از نظر نظری انتظارپذیر است. ضریب جینی، سنجه‌ای نسبی و نسبت به سطح درآمد بی‌تفاوت است؛ درحالی‌که امنیت غذایی به توان خرید مطلق دهک‌های پایین وابسته است. کاهش جینی می‌تواند هم از بهبود وضع دهک‌های پایین و هم از زیان بیشتر دهک‌های بالا ناشی شود و این دو حالت پیامدهای متضادی برای امنیت غذایی دارند. شواهد تاریخی دربارهٔ ایران، ازجمله کاهش نابرابری در دههٔ ۱۳۶۰ و فرسایش تورمی پرداخت نقدی پس از ۱۳۸۹، نشان می‌دهد حالت دوم در این اقتصاد سابقه دارد؛ هرچند سنجش مستقیم آن در این پژوهش ممکن نبود.

بر پایهٔ این یافته‌ها چند دلالت سیاستی مطرح می‌شود. نخست، ضریب جینی و نسبت دهکی نباید به‌تنهایی معیار ارزیابی سیاست‌های حمایتی و امنیت غذایی قرار گیرند و بهتر است همواره در کنار شاخص‌های مطلق، مانند سرانهٔ کالری دریافتی دهک‌های اول تا سوم، سهم مخارج خوراک در بودجهٔ دهک‌های پایین و نسبت جمعیت زیر خط فقر غذایی، گزارش شوند؛ دوم، مرکز آمار ایران می‌تواند در کنار ضریب جینی، تجزیهٔ تغییرات فقر به اجزای رشد و بازتوزیع را به روش دت و راوالیون (۱۹۹۲) منتشر کند تا مشخص شود بهبود سنجه‌های نابرابری از رشد درآمد دهک‌های پایین ناشی شده یا از افت درآمد دهک‌های بالا سرچشمه گرفته است. داده‌های لازم برای این تجزیه در طرح هزینه ـ درآمد خانوار موجود است؛ سوم، با توجه به فرسایش تورمی پرداخت‌های نقدی اسمی (انامی و لاستیگ، ۲۰۱۸)، شاخص‌بندی

حمایت‌های غذایی با تورم خوراک می‌تواند اثر آن‌ها را بر دسترسی دهک‌های پایین به غذا پایدارتر کند؛ چهارم، سهم بیش از ۸۰ درصدی شوک‌های خودامنیت غذایی در تجزیهٔ واریانس نشان می‌دهد عوامل خارج از این الگوی کلان نقش اصلی را در نوسانات امنیت غذایی دارند و شناسایی آن‌ها باید در اولویت پژوهش‌ها و سیاست‌گذاری قرار گیرد.

پژوهش حاضر محدودیت‌هایی دارد. نخست، تعداد چهل مشاهدهٔ سالانه توان آماری آزمون‌ها را محدود می‌کند؛ بنابراین نبود رابطهٔ معنی‌دار را باید «نبود شاهد کافی برای اثر» تفسیر کرد و آن را دلیلی بر نبود اثر ندانست؛ دوم، شاخص امنیت غذایی در سطح ملی و تجمیعی است، بُعد توزیعی امنیت غذایی را مستقیماً نمی‌سنجد و اوزان ارکان آن، هنجاری است؛ سوم، الگو فاقد متغیرهای فقر مطلق است و بنابراین تبیین برابری نزولی در این مقاله آزمون نشده است؛ چهارم، اقتصاد زیرزمینی متغیری مشاهده‌ناپذیر و برآوردی است و خطای اندازه‌گیری آن می‌تواند ضرایب را به سمت صفر متمایل کند؛ پنجم، شناسایی بازگشتی بر فرض ترتیب متغیرها استوار است؛ رد اثر منفی به ترتیب حساس نبود، اما معنی‌داری مرزی واکنش آنی در برخی ترتیب‌ها نشان می‌دهد نتیجه‌گیری دربارهٔ واکنش هم‌زمان باید محتاطانه باشد؛ ششم، سری سالانه نرخ ارز بازار آزاد پیش از ۱۳۸۵ در دسترس نبود و نقش جهش‌های ارزی به‌عنوان عامل مشترک به‌طور کامل آزموده نشد. پژوهش‌های آتی می‌توانند با داده‌های خُرد، طرح هزینه ـ درآمد خانوار، درآمد حقیقی و مصرف کالری هر دهک را مستقیماً بسنجند، تبیین برابری نزولی را با شاخص‌های فقر فاستر، گریر و توربک آزمون کنند و با الگوهای دارای پارامترهای متغیر در زمان[۱۱۵] یا الگوهای تغییر رژیم[۱۱۶] ترکیب حالت‌های متعارف و نزولی را در طول زمان تفکیک کنند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

حامی مالی

مقاله از حمایت مالی پژوهشکده امور اقتصادی برخوردار بوده است.

115. Time-Varying Parameter VAR (TVP-VAR)

116. Markov-Switching Models

فهرست منابع

Ahmadi, A., Boushehri, M., & Kordtabar Firouzjaei, H. (2026). The effect of oil rent on the underground economy in Iran, with emphasis on the role of macroeconomic instability. *Journal of Program and Development Research*, 7(2), 189-232. [In Persian]

Akaike, H. (1969). Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21(1), 243-247. https://doi.org/10.1007/BF02532251

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723. https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705

Alimoradi Afshar, P., Manochehri, S., & Amani, R. (2023). Macroeconomic uncertainty, political risk and exchange rate market fluctuations in Iran. *Applied Theories of Economics*, 10(3), 67-102. https://doi.org/10.22034/ecoj.2023.54679.3146[In Persian]

Alizadeh, H., & Ghaffari, F. (2013). Estimating the size of underground economy in Iran and studying the factors affecting it. *Financial Economics*, 7(25), 31-69. [In Persian]

Allee, A., Lynd, L. R., & Vaze, V. (2021). Cross-national analysis of food security drivers: Comparing results based on the food insecurity experience scale and global food security index. *Food Security*, 13, 1245-1261.

Bagherzadeh Azar, F., Ranjpour, R., Karami Takanlou, Z., Motaffaker Azad, M. A., & Assadzadeh, A. (2017). The impact of economic variables on food security in the provinces of Iran: Measuring and comparing. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(4), 47-76. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_5787.html [In Persian]

Barrett, C. B. (2010). Measuring food insecurity. *Science*, 327(5967), 825-828. https://doi.org/10.1126/science.1182768

Berdiev, A. N., Saunoris, J. W., & Schneider, F. (2020). Poverty and the shadow economy: The role of governmental institutions. *The World Economy*, 43(4), 921-947. https://doi.org/10.1111/twec.12917

Bernanke, B. S. (1986). Alternative explanations of the money–income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 49-

99. https://doi.org/10.1016/0167-2231(86)90037-0

Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655-673. https://www.jstor.org/stable/1827924

Bourguignon, F. (2003). The growth elasticity of poverty reduction: Explaining heterogeneity across countries and time periods. In T. S. Eicher & S. J. Turnovsky (Eds.), *Inequality and growth: Theory and policy implications* (pp. 3-26). MIT Press.

Boushehri, M., Mehregan, N., & Ahmadi, A. (2025). Analyzing the impact of inflation on food security in Iran with emphasis on selected macroeconomic variables. *Interdisciplinary Studies in Economics*, 1(4), 4-31. https://doi.org/10.22091/ise.2025.13535.1051 [In Persian]

Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355. https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x

Chizari, A., Hosseini, S. S., & Hosseini, F. (2022). The impact of foreign exchange and trade policies on food security. *Agricultural Economics*, 16(2), 103-118. https://doi.org/10.22034/iaes.2022.533638.1847 [In Persian]

Cirera, X., & Masset, E. (2010). Income distribution trends and future food demand. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 365(1554), 2821-2834. https://doi.org/10.1098/rstb.2010.0164

Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 92(368), 825-848. https://doi.org/10.2307/2232670

Dasgupta, P., & Ray, D. (1986). Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: Theory. *The Economic Journal*, 96(384), 1011-1034. https://doi.org/10.2307/2233171

Datt, G., & Ravallion, M. (1992). Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics*, 38(2), 275-295. https://doi.org/10.1016/0304-3878(92)90001-P

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical*

Association, 74(366), 427-431. https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531

Efron, B. (1979). Bootstrap methods: Another look at the jackknife. *The Annals of Statistics*, 7(1), 1-26. https://doi.org/10.1214/aos/1176344552

Enami, A., & Lustig, N. (2018). Inflation and the erosion of the poverty reduction impact of Iran's universal cash transfer (CEQ Working Paper No. 68). Commitment to Equity Institute, Tulane University.

Enami, A., Lustig, N., & Taqdiri, A. (2019). Fiscal policy, inequality, and poverty in Iran: Assessing the impact and effectiveness of taxes and transfers. *Middle East Development Journal*, 11(1), 49-74.

Dehghani Dashtabi, M., Esfandiari, S., Bakhshi, H. A., & Rashidi Ranjbar, F. (2018). Investigating the effect of food security on poverty among urban households in Iran. National Conference on New and Creative Ideas in Management, Accounting, Legal and Social Studies. https://civilica.com/doc/825298/ [In Persian]

Food and Agriculture Organization of the United Nations. (1996). *Rome Declaration on World Food Security and World Food Summit Plan of Action*. Food and Agriculture Organization of the United Nations. https://www.fao.org/3/w3613e/w3613e00.htm

Farzanegan, M. R., & Habibi, N. (2025). The effect of international sanctions on the size of the middle class in Iran. *European Journal of Political Economy*, 90, 102749. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2025.102749

Farzanegan, M. R., & Kadivar, M. A. (2023). The effect of Islamic revolution and war on income inequality in Iran. *Empirical Economics*, 65(2), 1007-1026.

Fisher, R. A. (1922). On the interpretation of χ^2 from contingency tables, and the calculation of P. *Journal of the Royal Statistical Society*, 85(1), 87-94. https://doi.org/10.2307/2340521

Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52(3), 761-766. https://doi.org/10.2307/1913475

Ghahremanzadeh, M., Pishbahar, E., & Khalili Malekshah, N. (2016). The effect of macroeconomic variables on food inflation in Iran: An application of structural vector error correction model (SVECM). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(4), 773-784. https://

doi.org/10.22059/ijaedr.2016.61308 [In Persian]

Ghorbani, Z., Alimoradi Afshar, P., & Fegheh Majidi, A. (2025). The impact of macroeconomic uncertainty on food security in Iran using a structural vector autoregression approach (SVAR). *Economic Policies and Research*, 3(4), 88-125. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.142244.1178 [In Persian]

Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46(6), 1293-1301. https://doi.org/10.2307/1913829

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. https://doi.org/10.2307/1912791

Hannan, E. J., & Quinn, B. G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 41(2), 190-195. https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1979.tb01072.x

Holleman, C., & Conti, V. (2020). Role of income inequality in shaping outcomes on individual food insecurity (FAO Agricultural Development Economics Working Paper 19-06). Food and Agriculture Organization of the United Nations.

Huber, P. J. (1964). Robust estimation of a location parameter. *The Annals of Mathematical Statistics*, 35(1), 73-101. https://doi.org/10.1214/aoms/1177703732

Ike, G. N., Usman, O., & Köksal, C. (2025). Oil price movements and agricultural production from heterogeneous sub-sectors: Analysing the Dutch disease in an African resource-rich economy. *Natural Resources Forum*, 49(1), 6-28. https://doi.org/10.1111/1477-8947.12343

Jakobsson, U. (1976). On the measurement of the degree of progression. *Journal of Public Economics*, 5(1-2), 161-168.

Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255-259. https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5

Jones, A. D., Ngure, F. M., Pelto, G., & Young, S. L. (2013). What are we assessing when we measure food security? A compendium and review of current metrics.

Advances in Nutrition, 4(5), 481-505. https://doi.org/10.3945/an.113.004119

Kendall, M. G. (1938). A new measure of rank correlation. *Biometrika*, 30(1–2), 81-93. https://doi.org/10.1093/biomet/30.1-2.81

Kilian, L. (1998). Small-sample confidence intervals for impulse response functions. *Review of Economics and Statistics*, 80(2), 218-230. https://doi.org/10.1162/003465398557465

Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). *Structural vector autoregressive analysis*. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/9781108164818

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1-28. https://www.jstor.org/stable/1811581

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., 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. https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y

La Porta, R., & Shleifer, A. (2014). Informality and development. *Journal of Economic Perspectives*, 28(3), 109-126. https://doi.org/10.1257/jep.28.3.109

Lambert, P. J. (2001). *The distribution and redistribution of income* (3rd ed.). Manchester University Press.

Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1

Medina, L., & Schneider, F. (2018). Shadow economies around the world: What did we learn over the last 20 years? (IMF Working Paper No. 18/17). International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9781484338636.001

Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708. https://doi.org/10.2307/1913610

Onatunji, O. G. (2025). Does income inequality affect food security? Evidence from ECOWAS member countries. *Environment, Development and Sustainability*. https://doi.org/10.1007/s10668-025-06138-y

Parfit, D. (1997). Equality and priority. *Ratio*, 10(3), 202-221. https://doi.org/10.1111/1467-9329.00041

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335

Ravallion, M. (1997). Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? *Economics Letters*, 56(1), 51-57. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00117-1

Ravallion, M. (2012). Why don't we see poverty convergence? *American Economic Review*, 102(1), 504-523. https://doi.org/10.1257/aer.102.1.504

Runkle, D. E. (1987). Vector autoregressions and reality. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(4), 437-442. https://doi.org/10.1080/07350015.1987.10509609

Sahebhonar, H., & Nadri, K. (2014). The economic analysis of the oil revenues increase impact on income distribution with a BVAR approach: Case study of Iran. *Iranian Energy Economics*, 3(9), 115-149. https://doaj.org/article/3da0c4028a504669aa8b45e9e0fd6438 [In Persian]

Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607. https://doi.org/10.1093/biomet/71.3.599

Salehi-Isfahani, D. (2017). Poverty and income inequality in the Islamic Republic of Iran. *Revue Internationale des Études du Développement*, 229(1), 113-136. https://doi.org/10.3917/ried.229.0113

Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77-114. https://doi.org/10.1257/jel.38.1.77

Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464. https://doi.org/10.1214/aos/1176344136

Sen, A. (1981). *Poverty and famines: An essay on entitlement and deprivation*. Clarendon Press. https://doi.org/10.1093/0198284632.001.0001

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. https://doi.org/10.2307/1912017

Spearman, C. (1904). The proof and measurement of association between two things. *The American Journal of Psychology*, 15(1), 72-101. https://doi.org/10.2307/1412159

van der Ploeg, F. (2011). Natural resources: Curse or blessing? *Journal of Economic Literature*, 49(2), 366-420. https://doi.org/10.1257/jel.49.2.366

Wesselbaum, D., Smith, M. D., Barrett, C. B., & Aiyar, A. (2023). A food insecurity Kuznets curve? *World Development*, 165, Article 106189. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106189

Zaroki, S., Motameni, M., & Salehi Baboli, M. (2023). The effect of oil rent on tax in Iran, focusing on the role of the underground economy. *The Journal of Planning and Budgeting*, 28(3), 71-104. https://doi.org/10.61186/jpbud.28.3.71[In Persian]

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270. https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509904

پیوست الف: ساختار شاخص ترکیبی امنیت غذایی

شاخص امنیت غذایی به پیروی از بوشهری و همکاران (۱۴۰۴) از رابطهٔ $FS = 0.45\,AV + 0.35\,AC + 0.20\,QU$ به دست می‌آید که در آن AV، AC و QU به‌ترتیب نمره ابعاد فراهمی، دسترسی و کیفیت هستند و هر بُعد میانگین وزنی نماگرهای نرمال‌شده خود است. نرمال‌سازی به روش حداقل ـ حداکثر و در بازهٔ ۱ تا ۱۰۰ انجام شده است. برای نماگرهایی که مقدار بزرگ‌تر آن‌ها وضعیت بهتر را نشان می‌دهد از رابطهٔ $I_t = 1 + 99\frac{X_t - \min X}{\max X - \min X}$ و برای نماگرهای معکوس (شیوع سوءتغذیه، وابستگی به واردات غلات و نسبت واردات به صادرات مواد غذایی) از رابطهٔ $I_t = 1 + 99\frac{\max X - X_t}{\max X - \min X}$ استفاده شده است. ساختار و اوزان شاخص در جدول (۱- پیوست) آمده است.

جدول (۱- پیوست): ساختار و اوزان شاخص ترکیبی امنیت غذایی

بُعد (وزن)	نماگر	وزن درون بُعد (٪)	وزن نهایی (٪)
فراهمی (۴۵٪)	کفایت عرضهٔ انرژی غذایی	۳۰	۱۳٫۵
	سهم غلات از عرضهٔ انرژی	۳۰	۱۳٫۵
	متوسط عرضهٔ پروتئین	۲۰	۹٫۰
	متوسط عرضهٔ پروتئین با منشأ دامی	۲۰	۹٫۰
دسترسی (۳۵٪)	تولید ناخالص داخلی سرانه	۴۰	۱۴٫۰
	شیوع سوءتغذیه (معکوس)	۳۰	۱۰٫۵
	تراکم خطوط ریلی	۳۰	۱۰٫۵
کیفیت (۲۰٪)	وابستگی به واردات غلات (معکوس)	۲۰	۴٫۰
	نسبت واردات به صادرات مواد غذایی (معکوس)	۲۰	۴٫۰
	دسترسی به منابع آب	۳۰	۶٫۰
	دسترسی به امکانات بهداشتی	۳۰	۶٫۰

منبع: بوشهری و همکاران (۱۴۰۴)

توضیحات: نماگرها از مجموعهٔ شاخص‌های امنیت غذایی فائو گرفته شده‌اند.

پیوست ب: خروجی کامل برآورد جداول ۸ و ۹

جدول (۲- پیوست) خروجی کامل رگرسیون‌های جدول (۸) را گزارش می‌کند. همهٔ تصریح‌ها با حداقل مربعات معمولی برای دورهٔ ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۱ برآورد شده‌اند و خطای معیار به روش نیوی ـ وست با کرنل بارتلت و دو وقفه محاسبه شده است. آماره F، آزمون والد صفر بودن

هم‌زمان همهٔ ضرایب شیب با ماتریس کوواریانس نیوی ـ وست است.

جدول (۲- پیوست): خروجی کامل رگرسیون تغییرات امنیت غذایی

تصریح / متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح احتمال
تصریح (۱)				
عرض از مبدأ	۰٫۱۴۳	۰٫۱۴۷	۰٫۹۷۵	۰٫۳۳۶
تغییر جینی	۰٫۳۱۴	۰٫۱۶۲	۱٫۹۳۶	۰٫۰۶۰
آماره‌ها	R^2 = ۰٫۱۱۱	R^2 تعدیل‌شده = ۰٫۰۸۷	F = ۳٫۷۵ (۰٫۰۶۰)	DW = ۲٫۳۷
تصریح (۲)				
عرض از مبدأ	۱٫۰۱۴	۱٫۰۴۷	۰٫۹۶۹	۰٫۳۴۰
تغییر جینی	۰٫۳۲۶	۰٫۱۵۸	۲٫۰۶۹	۰٫۰۴۶
رشد اقتصادی	-۰٫۰۲۰	۰٫۰۴۱	-۰٫۴۸۲	۰٫۶۳۳
رانت نفتی	۰٫۰۰۹	۰٫۰۵۰	۰٫۱۷۵	۰٫۸۶۲
اقتصاد زیرزمینی	-۰٫۰۵۵	۰٫۰۹۷	-۰٫۵۷۰	۰٫۵۷۳
آماره‌ها	R^2 = ۰٫۱۲۹	R^2 تعدیل‌شده = ۰٫۰۲۷	F = ۱٫۹۴ (۰٫۱۲۶)	DW = ۲٫۴۵
تصریح (۳)				
عرض از مبدأ	۱٫۰۷۰	۱٫۴۱۴	۰٫۷۵۷	۰٫۴۵۵
تغییر جینی	۰٫۳۲۹	۰٫۱۷۳	۱٫۹۰۳	۰٫۰۶۶
رشد اقتصادی	-۰٫۰۲۱	۰٫۰۴۴	-۰٫۴۶۷	۰٫۶۴۳
رانت نفتی	۰٫۰۰۹	۰٫۰۵۳	۰٫۱۷۳	۰٫۸۶۴
اقتصاد زیرزمینی	-۰٫۰۵۷	۰٫۱۰۸	-۰٫۵۲۷	۰٫۶۰۲
نرخ تورم	-۰٫۰۰۲	۰٫۰۱۴	-۰٫۱۱۰	۰٫۹۱۳
آماره‌ها	R^2 = ۰٫۱۲۹	R^2 تعدیل‌شده = -۰٫۰۰۲	F = ۱٫۵۶ (۰٫۱۹۹)	DW = ۲٫۴۵
تصریح (۴)				
عرض از مبدأ	۱٫۲۴۱	۱٫۳۷۸	۰٫۹۰۰	۰٫۳۷۵
تغییر جینی	۰٫۳۹۱	۰٫۱۶۹	۲٫۳۰۶	۰٫۰۲۸
رشد اقتصادی	-۰٫۰۴۴	۰٫۰۴۹	-۰٫۸۹۹	۰٫۳۷۵
رانت نفتی	۰٫۰۲۶	۰٫۰۵۴	۰٫۴۷۸	۰٫۶۳۶
اقتصاد زیرزمینی	-۰٫۰۹۴	۰٫۱۱۱	-۰٫۸۴۶	۰٫۴۰۴
نرخ تورم	۰٫۰۱۱	۰٫۰۱۳	۰٫۸۱۸	۰٫۴۲۰
تغییر نرخ تورم	-۰٫۰۴۶	۰٫۰۱۸	-۲٫۵۱۸	۰٫۰۱۷
آماره‌ها	R^2 = ۰٫۲۲۹	R^2 تعدیل‌شده = ۰٫۰۸۴	F = ۲٫۶۸ (۰٫۰۳۲)	DW = ۲٫۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: تعداد مشاهدات در همه تصریح‌ها ۳۹ است. عدد داخل پرانتز آماره F سطح احتمال آن است.

برآورد مقاوم هوبر (تابع وزن هوبر با ثابت تنظیم ۱٫۳۴۵ و برآورد مقیاس با میانهٔ قدرمطلق انحرافات) برای تصریح (۱) عرض از مبدأ ۰٫۰۲۹ (خطای معیار ۰٫۱۴۸) و ضریب تغییر جینی ۰٫۲۱۷ (خطای معیار ۰٫۱۲۳، آماره z برابر ۱٫۷۶ و سطح احتمال ۰٫۰۷۹) به دست می‌دهد.

جدول (۳- پیوست): خروجی کامل آزمون‌های جدول توافقی (جدول ۹)

آزمون	آماره	سطح احتمال
آزمون دقیق فیشر (دوطرفه)	نسبت شانس = ۵٫۰۶	۰٫۰۲۶
فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد نسبت شانس	[۱٫۰۹، ۲۴٫۶۱]	—
آزمون کای‌دو پیرسون (یک درجه آزادی)	۵٫۷۶	۰٫۰۱۶
آزمون کای‌دو با تصحیح پیوستگی یتس	۴٫۳۲	۰٫۰۳۸
تعداد مشاهدات	۳۹	—

منبع: یافته‌های پژوهش