Doi: 10.22034/IAES.2024.2006175.2002

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۸/شماره۴/صفحه های ۲۴-۱

بررسی پویایی تورم مواد غذایی در ایران با استفاده از مدل خودتوضیحی انتقال هموار (STAR)

محمد قهرمان‌زاده، قادر دشتی، فاطمه نجاری و جبرئیل واحدی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۲۱

چکیده

قیمت ازجمله مهم‌ترین عامل‌های اثرگذار بر مصرف مواد غذایی است که وضعیت رفاهی جامعه تحت تاثیر تغییرپذیری‌های آن قرار دارد. از این‌رو این پژوهش تلاش دارد پویایی تورم مواد غذایی در ایران را بررسی و ارزیابی کند. برای دست‌یابی به این هدف از الگوی غیرخطی خودتوضیحی انتقال هموار (STAR) با استفاده از داده‌های فصلی سه ماهه نرخ ارز، حجم نقدینگی، ارزش افزوده بخش کشاورزی و تورم مواد غذایی طی سال‌های ۹۹-۱۳۶۷ بهره گرفته شد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد موید جمعی از درجه یک [I(1)] متغیرها دارد و آزمون همجمعی یوهانسن، وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای پژوهش را تأیید کرد. در ادامه آزمون غیرخطی بودن تراسویرتا انجام شد که نتایج بیانگر رد فرض صفر مبنی بر خطی بودن رفتار متغیرها می‌باشد، لذا الگوی غیرخطی STAR برای تحلیل پویایی تورم مواد غذایی به کار گرفته شد. متغیر نرخ ارز که دارای کمترین مقدار آماره F بود به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب شد که نشان‌دهنده رفتار نامتقارن نرخ ارز می‌باشد یعنی نرخ کاهشی نوسان‌های نرخ ارز اثرگذاری‌های متفاوتی از نرخ افزایشی آن بر تورم دارد. در نهایت الگوی LSTAR1 به‌عنوان الگوی مناسب انتخاب و برآورد شد و میزان‌های اولیه گاما (γ) و c با روش جستجوی شبکه‌ای تعیین شد. نتایج نشانگر سرعت بالای انتقال از رژیم کاهشی نرخ ارز به رژیم افزایشی آن می‌باشد و متغیرها در این دو رژیم رفتار متفاوت و معنی‌داری بر تورم مواد غذایی دارند. بنابر نتایج پژوهش، افزایش تولیدهای بخش کشاورزی، اعمال سیاست‌های انقباضی پولی برای جلوگیری از افزایش حجم نقدینگی و تثبیت نرخ ارز ازجمله اقدام‌هایی است که می‌تواند زمینه‌ساز مهار تورم مواد غذایی در کشور باشد.

طبقه‌بندی JEL: C32, E31, P24, P36

واژه‌های کلیدی: قیمت مواد غذایی، نرخ تورم، نقدینگی، مدل STAR

۱ به ترتیب: استاد (نویسنده مسئول)، استاد، دانش آموخته کارشناسی ارشد و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

Email: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

مقدمه

تورم وضعیتی است که سطح عمومی قیمت‌ها به‌طور پیوسته و به مرور زمان افزایش می‌یابد. بنابراین عنصر زمان و استمرار افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در تعریف تورم اهمیت بسیاری دارد (Azimi et al., 2013). ترکیب و هم‌زمانی قیمت قابل‌توجه غذا همراه با افزایش چشمگیر در نوسان قیمت آن ممکن است اثرگذاری‌های شدیدی بر رفاه خانوارهای کم‌درآمد داشته باشد. در چند سال اخیر بنا به علت‌های پرشماری قیمت موادخوراکی و دیگر کالاهای ضروری خانوارها در ایران افزایش یافته است. علت‌هایی که از عامل‌های درونی اقتصاد هم‌چون افزایش حجم نقدینگی و هدفمندسازی یارانه‌ها گرفته تا نقش عامل‌های خارجی و تجارت بین‌الملل مانند تشدید تحریم‌های اقتصادی را در بر می‌گیرد (Ghahremanzadeh et al., 2016).

بررسی‌های انجام شده گویای آن است که شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) از سال ۱۳۸۷ به بعد، به ویژه از سال ۱۳۹۶ دارای روند فزاینده‌ایی بوده است به طوری‌که از میزان ۲۶/۶۶ در سال ۱۳۸۷ به ۱۰۹/۶ در سال ۱۳۹۶ (یعنی با ۳۱۱ درصد رشد) و سپس به عدد ۶۴۰/۲۲ در سال ۱۴۰۱ (یعنی ۴۸۵ درصد رشد) رسیده است (Central Bank of Iran, 2022). در نتیجه در طی سال‌های اخیر نرخ تورم با رشد چشمگیری منجر به کاهش قدرت خرید و رفاه خانوارهای ایرانی شده است. این درحالی است که افزایش قیمت مواد غذایی می‌تواند تأثیر منفی قابل‌ملاحظه‌ای بر وضعیت رفاهی جامعه بویژه قشر تنگدست و کم درآمد داشته باشد. ایران نیز ازجمله کشورهای در حال توسعه می‌باشد که برای سالیان متمادی با نرخ‌های تورم دو رقمی رویارو بوده و همواره بخش عظیم تلاش‌های دولت به شناسایی ریشه‌های تورم و رفع آن معطوف شده است (Jafari Samimi and Farajzadeh, 2019). لذا مهار تورم به‌عنوان یکی از هدف‌های سیاست کلان اقتصادی به‌دلیل اثرگذاری‌های مخرب آن همواره موردتوجه اقتصاددانان بوده است (Mehrara and Ghobadzadeh, 2016).

به‌منظور شناخت دقیق پویایی‌های تورم و اثرگذاری‌ها و ویژگی‌های آن و نیز با توجه به اهمیت قیمت موادغذایی در زندگی افراد جامعه، بررسی و ارزیابی‌های پرشماری صورت گرفته است. از جمله Amiri et al. (2017) با تحلیل پایداری تورم در ایران طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۱۶، با استفاده از رویکرد انباشته کسری (FI) به این نتیجه رسیدند که نرخ تورم بسیار باثبات بوده و شوک‌ها اثرگذاری‌های پایدار دارند. Hakim Abadi et al. (2018) با بررسی اثرهای زیانبار رفاهی افزایش قیمت در اقلام عمده غذایی در استان‌های کشور طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۲ با استفاده از

روش SURE نشان دادند رابطه‌ای یک به یک بین تورم و معیار تغییرپذیری‌های رفاهی وجود دارد به گونه‌ای که یک درصد تغییر در تورم به تغییری همسو و هم اندازه در زیان رفاهی منجر می‌شود. Jafari Samimi and Farajzadeh (2019) عامل‌های مؤثر بر شاخص قیمت موادغذایی در ایران را با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۹۳-۱۳۶۲ به روش خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) بررسی کردند. نتایج نشان داد که متغیرهای سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری و نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و متغیرهای نقدینگی و تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمت موادغذایی تأثیر مثبت داشته‌اند. Qhasemnajad et al. (2020) با استفاده از مدل خودتوضیحی انتقال هموار[1](STAR)، تأثیر اندازه دولت بر رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران را طی دوره ۹۷-۱۳۴۸ بررسی و نشان دادند در رژیم اول افزایش اقتصاد سایه، تأثیر مثبت و افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه، تأثیر منفی بر نابرابری درآمد دارد و در رژیم دوم عکس این حالت برقرار است. Mozaffari et al. (2020) با استفاده از روش ARDL تأثیر همزمان تورم مواد غذایی و هزینه‌های بهداشتی بر رشد اقتصادی را ارزیابی کردند. نتایج نشان داد در بلندمدت تورم مواد غذایی تاثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. Salem et al. (2021) با استفاده از رگرسیون کوانتایل عامل‌های موثر بر افزایش شاخص قیمت مواد غذایی در ایران را بررسی و بیان کردند که نرخ ارز و قیمت‌های جهانی مواد غذایی از عامل‌های اثرگذار بر تورم مواد غذایی در کشور می‌باشند.

در خارج از کشور نیز Holtemöller and Mallick (2016) میزان تأثیرپذیری قیمت موادغذایی در هند از قیمت جهانی موادغذایی را با استفاده از مدل استاندارد SVAR بررسی و ارزیابی کردند. یافته‌ها موید آن بود که بخش بزرگی از تغییرپذیری‌های تورم موادغذایی در هند در طول سال‌های ۱۰-۲۰۰۸ به دلیل تکانه جهانی قیمت موادغذایی، قیمت نفت و قیمت موادغذایی داخلی رخ داده است. Sekhar et al. (2017) با تجزیه و تحلیل تورم موادغذایی در هند با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH طی سال‌های ۱۵-۲۰۰۵ دریافتند که تورم موادغذایی برای همه سال‌های مورد بررسی به جزء سال‌های ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ بیشتر از ۷ درصد بوده و هر دو عامل طرف عرضه و تقاضا بر تورم موادغذایی تأثیر می‌گذارند، اگرچه تأثیر عامل‌های سمت عرضه مانند تولید و نرخ دستمزد بیشتر می‌باشد. Ismaya and Anugrah (2018) با بررسی عامل‌های مؤثر بر تورم موادغذایی در اندونزی با استفاده از روش GMM به این نتیجه رسیدند که تولید

[1] Smooth Transition Autoreggresive Model (STAR)

موادغذایی، خروجی بخش کشاورزی، واردات موادغذایی، میزان تقاضا و از همه مهم‌تر انتظارهای آینده‌نگر از جمله عامل‌های تعیین‌کننده تورم موادغذایی در اندونزی هستند. Demirkılıç et al. (2022) به بررسی پویایی عامل‌های موثر بر نرخ تورم فزاینده مواد غذایی در ترکیه پرداخته و نشان دادند که نرخ ارز و قیمت نهاده‌های وارداتی از جمله عامل‌های موثر بر آن می باشند. Kum and Gata (2023) با بهره گیری از مدل ARDL عامل‌های موثر بر تورم مواد غذایی در اتیوپی را بررسی و بیان کردند که حجم نقدینگی، نرخ ارز، قیمت های جهانی، میزان بارندگی و نرخ بهره اثرگذاری‌های معنی داری بر تورم مواد غذایی در بلندمدت دارند.

با توجه به مطالب مطرح شده می‌توان عنوان داشت که در راستای مهار تورم موادغذایی و اجرای سیاست‌های لازم عامل‌های بسیاری همچون نرخ ارز، سیاست‌های پولی و مالی، ساختار اقتصاد و سیاست‌های اقتصادی باید مدنظر قرار گیرد. با توجه به پژوهش‌های داخلی صورت گرفته در ایران می‌توان نتیجه گرفت که درجه پایداری تورم در ایران به نسبت بالا است که از مهم‌ترین اثرگذاری‌های پایداری تورم می‌توان به نهادینه شدن انتظارهای تورمی اشاره کرد. از این‌رو اگر نرخ تورم کاهش یابد، دوره زمانی کاهش تورم درازمدت‌تر خواهد شد. همچنین اثر بخشی اجرای سیاست پولی در مهار تورم، اگرچه در کوتاه مدت کم است، ولی در بلند مدت و در یک فرایند تدریجی می‌تواند مؤثر باشد. از این‌رو، پرداختن به پویایی‌های نرخ تورم موادغذایی و عامل‌های موثر بر آن، موضوع مهمی است که باید در نظر گرفت و این هدفی است که این پژوهش به دنبال بررسی و ارزیابی آن می‌باشد.

روش تحقیق

متغیرهای اقتصادی بسیاری به ویژه نرخ‌های تورم، ممکن است سرعت نامتقارن در برگشت به میانگین را از خود نشان دهند. این حالت وجود دو رژیم مختلف در ارتباط با نرخ تورم را نشان می‌دهد که عبارت‌اند از: رژیم درونی که متغیر از یک فرایند ریشه واحد پیروی می‌کند و حالت پایدار به خود می‌گیرد و رژیم بیرونی که متغیر به میزان‌های تعادلی برمی‌گردد و حالت ناپایدار دارد. الگویی که می‌تواند به خوبی رفتار برگشت به میانگین با سرعت نامتقارن را تبیین کند الگوی STAR است. الگوی رگرسیونی گذار هموار یک الگوی رگرسیونی سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را به عنوان یک شکل توسعه‌یافته از الگوی رگرسیونی تغییر وضعیت تلقی کرد (Ghahremanzadeh et al., 2016). در این این مدل با در نظر گرفتن دو خط رگرسیونی،

به طراحی مدلی پرداخته می‌شود که در آن گذار از یک خط به خط دیگر به صورت ملایم رخ می‌دهد و از تابع تانژانت هیپربولیک برای تعیین تابع انتقال (گذار) استفاده می‌شود. این تابع به دو تابع توزیع جمعی نرمال و لوجستیک شبیه است. Madella تابع لوجستیک را به عنوان تابع انتقال پیشنهاد کرد و سپس این تابع به یک معیار متداول تبدیل شد (Jafarisamimi et al., 2013). در حالت کلی، یک مدل غیرخطی با جزء اخلال جمع‌پذیر را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = f\left(z_t.\theta\right) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن $z_t = (w'_t و x'_t)'$ برداری متشکل از متغیرهای توضیحی، $w_t = (1 و y_{t-1} و \dots و y_{t-p})'$ و بردار متغیرهای مستقل $x_t = (x_{1t} و \dots و x_{kt})'$ مانند نرخ ارز، ارزش افزوده بخش کشاورزی و حجم پول بوده و $\varepsilon_t \sim iid(0 و \sigma^2)$ نیز جزء اخلال مدل است. در حالت کلی، می‌توان مدل STAR را به صورت رابطه (۲) تعریف کرد که در واقع حالت خاصی از مدل (۱) می‌باشد.

$$y_t = \acute{\phi} z_t + \acute{\theta} z_t G\left(\gamma و c و s_t\right) + \varepsilon_t = \left\{\varphi + \theta G(\gamma و c و s_t)\right\} z_t + \varepsilon_t = 1 و \dots و T \qquad (۲)$$

که در آن، z_t از معادله (۱) به دست آمده و $\varphi = (\varphi \varphi_0 \varphi_1 و \dots و \varphi_m)'$ و $\theta =$ $(\theta_0 و \theta_1 و \dots و \theta_m)$ بردارهای پارامتری و $\varepsilon_t = iid(0 و \sigma^2)$ می‌باشند. در تابع انتقال $G=$ $(\gamma و c و s_t)$، γ پارامتر شیب و $c=(c_1 و \dots و c_k)'$ یک بردار از فراسنجه‌های مکانی است که $c_1 \le$ $c_k \le \cdots$ تابع انتقال یک تابع کراندار از متغیرهای انتقال s_t می‌باشد که در تمام نقاط در فضای فراسنجه‌ها و میزان‌های پیوسته است (Boutahar et al., 2009). ضریب شیب نشان‌دهنده سرعت انتقال بین دو وضعیت حدی است و بردار ضریب‌ها، نقطه‌های وسط بین این وضعیت‌ها می‌باشد که درواقع عبارت است از مکان تغییر وضعیت (Ghahremanzadeh et al., 2016). رابطه (۳) را می‌توان به عنوان یک مدل خطی با ضریب‌های مختلف زمانی و تصادفی $\varphi + \theta G(\gamma و c و s_t)$ تفسیر کرد که s_t تغییرهای زمانی را کنترل می‌کند. شکل عمومی تابع انتقال در یک مدل لجستیک به صورت رابطه (۳) می‌باشد:

$$\left(\gamma و c و s_t\right) = \left(1 + exp\{-\gamma \prod_{k=1}^{k}(s_t - c)^k\}\right)^{-1} و \gamma > 0 \qquad (۳)$$

با جایگذاری تابع (۳) در معادله (۲) الگوی رگرسیون گذار هموار لجستیک LSTR[1] بدست می‌آید که بیشترین حالت‌های ممکن برای K، $K = 1$ و $K = 2$ است. زمانی که $K = 1$ باشد مدل به

[1] Logistic Smooth Transition Regression

LSTR1 تبدیل می‌شود و زمانی که $K = 2$ باشد مدل به LSTR2 تبدیل می‌شود که شکل ریاضی آن در قالب رابطه (۴) ارائه شده است.

$$y_t = \varphi' z_t + \theta' z_t \left(1 + exp\{-\gamma \prod_{k=1}^{k} (s_t - c)^k\}\right)^{-1} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

نوع دیگری از مدل LSTR2 مدل STR نمایی است (ESTAR)[1] که تابع انتقال آن به صورت رابطه (۵) می‌باشد (Boutahar et al., 2009).

$$G\left(\gamma \text{و} c \text{و} s_t\right) = 1 - exp\{-\gamma (s_t - c)^2\} \text{ و } \gamma > 0 \quad (۵)$$

الگوی LSTR دارای دو رژیم بالایی و پایینی می‌باشد که رفتار فراسنجه‌ها در دو رژیم، متفاوت از یکدیگر است. به عبارتی این الگو برای الگوسازی رفتار نامتقارن فراسنجه‌ها، یک الگوی مناسب است. به عنوان مثال اگر متغیر نرخ ارز دارای رفتار نامتقارنی باشد (که در عمل نتایج بررسی‌های تجربی در کشور موید این مسئله است)، این مدل بهتر می‌تواند این رفتار را نمایش دهد. به بیان دیگر، رفتار متفاوت نرخ رشد کاهشی نرخ ارز (رژیم اول) نسبت به نرخ های افزایشی آن (رژیم دوم) بهتر منعکس خواهد شد. این درحالی است که الگوی ESTR دارای دو رژیم بالایی و یک رژیم میانی است و فراسنجه دارای رفتار همانند در دو رژیم حدی بوده و در رژیم میانی رفتاری متفاوت از دو رژیم دیگر نشان می‌دهد. به عبارتی این الگو برای الگوسازی متغیرهایی که رفتار متقارن دارند الگوی مناسبی می‌باشد (Mehrara and Sargolzaei, 2012). در الگوی ESTR اندازه ضریب شیب (γ) اهمیت زیادی دارد و تعیین‌کننده وزن‌های رژیم می‌باشد. اگر میزان این فراسنجه خیلی بزرگ یا خیلی کوچک باشد، میزان تابع گذار برابر صفر یا یک خواهد بود. در هر یک از این دو میزان افراطی، تمایز قائل شدن بین الگوی ESTR و الگوی خطی AR دشوار خواهد بود، که در نتیجه آن، مفهوم رژیم‌های تکراری (اضافی) پدید می‌آید. تنها برای میزان‌های متعادل ضریب شیب، که تابع گذار میزانی بین صفر و یک می‌گیرد مفهوم رژیم‌های جدا از هم اعتبار دارد. هنگامی که γ بزرگ است تابع گذار با سرعت بیشتری حول میزان میانی c تعدیل می‌شود که نشان‌دهنده تکراری بودن در رده‌بندی رژیم‌ها است (Ghahremanzadeh et al., 2016). نخستین فرضیه‌ای که می‌بایست مورد آزمون قرار گیرد آزمون خطی بودن است. تراسویرتا (۱۹۹۴) برای آزمون غیرخطی بودن الگو، یک قاعده تصمیم‌گیری ارائه داده است که بنابر آن در آغاز یک الگوی خطی با روش OLS برآورد کرده و با استفاده از آزمون تراسویرتا (۱۹۹۸) غیرخطی بودن رفتار سری زمانی سنجیده می‌شود. در صورتی که فرض H_0 رد شود، غیرخطی بودن الگو

[1] Exponential Smooth Transition Autoregressive

پذیرفته می‌شود. این آزمون برمبنای بسط تیلور و برمبنای آماره F استوار است (Ghahremanzadeh et al., 2016). قاعده تصمیم‌گیری به شرح رابطه (۶) می‌باشد (Boutahar et al., 2009).

$$y_t = \acute{\beta}_0 z_t + \sum_{j=1}^{3} \acute{\beta}_J \bar{z}_t s_t^j + u_t$$
$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \qquad (۶)$$

درمرحله بعد بایستی از بین انواع الگوهای غیرخطی، نوع الگوی غیرخطی مناسب انتخاب شود و فراسنجه‌های این الگو برآورد شود. بدین منظور از فرض‌های صفر رابطه‌ی (۷) استفاده می‌شود.

$$H_{04}: \beta_3 = 0$$
$$H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0 \qquad (۷)$$
$$H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$$

اگر برای متغیر گذار انتخابی، فرض H_{02} و H_{04} رد شود الگوی LSTR و اگر فرض H_{03} رد شود الگوی ESTR انتخاب می‌شود. درصورت غیرخطی بودن الگو، برای برآورد میزان‌های اولیه[1] c و γ یک جستجوی شبکه‌ای[2] صورت می‌گیرد (Ghahremanzadeh et al., 2016). c، بردار ضریب‌های وضعیت می‌باشد که مکان تغییر وضعیت یا نقطه‌های وسط بین دو وضعیت حدی است و γ، نشان‌دهنده سرعت انتقال بین دو وضعیت حدی است[3]. جستجوی شبکه‌ای، یک شبکه خطی برای c و یک شبکه خطی-لگاریتمی[4] برای γ ایجاد می‌کند، سپس برای هر میزان از c و γ مجموع مربعات باقی مانده برآورد می‌شود و سرانجام میزان‌هایی که با حداقل مجموع مربعات مطابقت داشته باشد به عنوان میزان‌های اولیه در نظر گرفته می‌شود. پس از اینکه میزان‌های اولیه برآورد شدند با استفاده از الگوریتم نیوتون-رافسون فراسنجه‌های مدل به روش بیشینه‌سازی تابع راستنمایی شرطی برآورد می‌شود (Jafari Samimi et al., 2013).

یکی از موارد مهمی که پیش از استفاده از داده‌های سری زمانی همانند مدل STAR باید آزمون شود، بررسی ایستایی (نبود ریشه واحد) متغیرها می‌باشد. زیرا انجام نشدن این کار می‌تواند منجر به ایجاد رگرسیون کاذب شود (Hariss and Sollis, 2003). ازجمله روش‌های مورد استفاده برای بررسی ایستایی سری‌های زمانی، روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و روش حداقل مربعات

---

[1] Initial value
[2] Grid Search
[3] در صورتی که مقدار γ به شکل افراطی بزرگ یا خیلی کوچک باشد تابع انتقال مقدار یک و صفر به خود می‌گیرد که بیانگر خطی بودن سری زمانی می‌باشد یا به عبارت دیگر رژیم‌های مجزا وجود دارد. اما زمانیکه پارامتر انتقال، مقداری متعادل باشد انتقال بین رژیم‌ها به صورت ملایم بوده و تابع انتقال هر مقداری بین صفر و یک می‌تواند به خود بگیرد.
[4] Log-Linear

تعمیم‌یافته دیکی فولر (DF − GLS) می‌باشد. پس از بررسی وضعیت ایستایی متغیرها، لازم است همجمعی بین متغیرها آزمون شود که بدین منظور از روش یوهانسون استفاده خواهد شد (Mehdi and Habibifar, 2009). اطلاعات مورد نیاز، شامل داده‌های شاخص CPI، شاخص بهاء مصرف‌کننده برای گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی، نرخ ارز، حجم نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی برحسب میلیارد ریال از سایت بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و وزارت جهاد کشاورزی به صورت فصلی (سه ماهه) طی سال‌های ۹۹-۱۳۶۷ بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ گردآوری شد.

نتایج و بحث

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق را نشان می‌دهد. در طی این دوره شاخص بهاء خوراکی‌ها و آشامیدنی از ۰/۴۶ واحد در سال ۱۳۶۷ به ۲۰۰/۱۲ واحد رسیده است. به‌عبارت دیگر تورم مواد غذایی در سال ۱۳۹۹ به اندازه ۴۶۵ برابر سال ۱۳۶۷ می‌باشد. نرخ ارز ۱۴۸ برابر شده که این مسئله هم افزایش تورم مواد غذایی در داخل کشور را درپی داشته است. حجم نقدینگی نیز با افزایش ۹۶۲ برابری، نسبت به دو متغیر دیگر بیشترین افزایش را داشته است که نتیجه‌ای جز افزایش تورم موادغذایی نداشته است. ارزش افزوده واقعی بخش کشاورزی نیز در سال ۱۳۹۹ نسبت به سال ۱۳۹۵ (سال پایه)، ۱۳/۷ درصد افزایش داشته که بیانگر افزایش ۱۳/۷ درصد در میزان تولید محصول‌های کشاورزی می‌باشد. روند تغییرپذیری‌های نرخ ارز، نقدینگی، ارزش افزوده کشاورزی و شاخص CPI در طی دوره زمانی ۹۹-۱۳۶۷ در نمودار ۱ نمایش داده شده است. برمبنای این نمودار، متغیرهای نامبرده پس از سال ۱۳۹۱ (بعد از اعمال دوباره تحریم اقتصادی) دارای یک رشد فزاینده چشمگیری بوده‌اند.

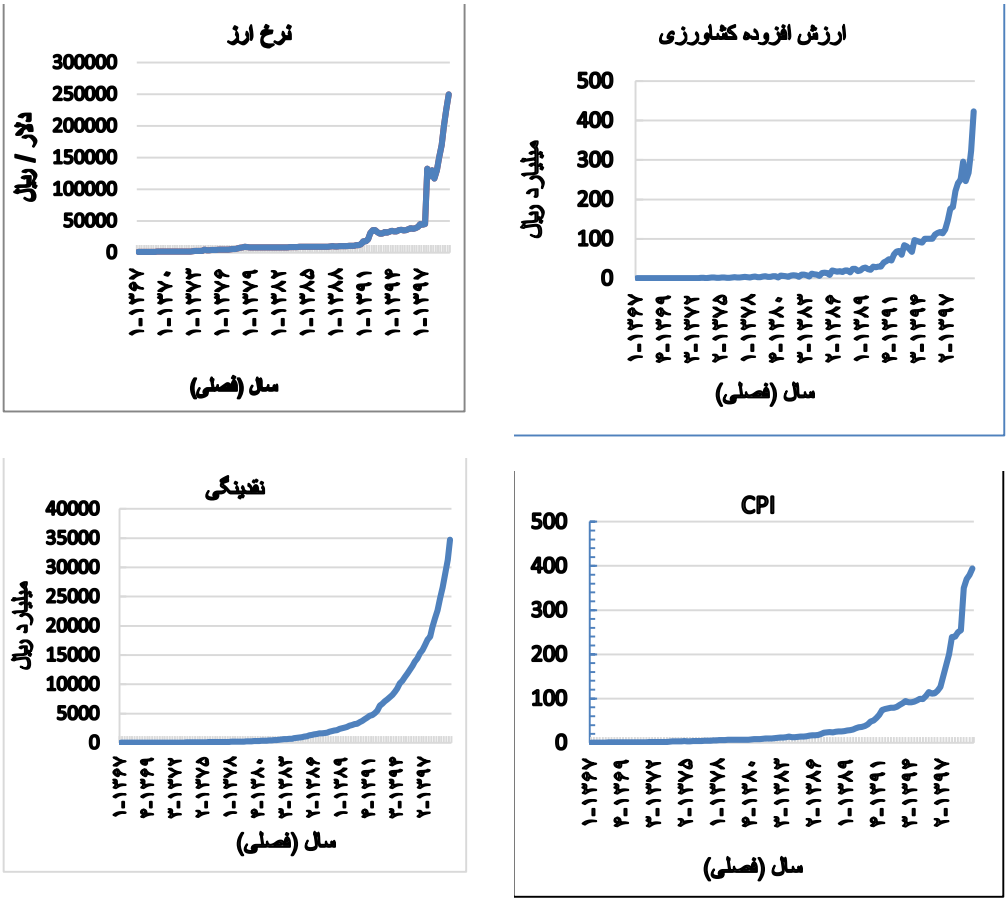
جدول (۱) خصوصیات آماری متغیرهای مورد بررسی طی دوره‌ی زمانی ۹۹-۱۳۶۷

Table (1) Descriptive statistics of the variables during the period 1988-2020

متغیر Variable	میانگین Mean	انحراف معیار Std.dv	کمینه Minimum	بیشینه Maximum
شاخص بهاء خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها CPI	29.6	41.2	1.3	200.12
نرخ ارز (ریال) Exchange rate	14195.3	18971.5	1.3	132742.70
حجم نقدینگی (میلیارد ریال) Amount of liquidity	7566750.7	6575984.9	0.87	7823847.9
ارزش افزوده بخش کشاورزی (میلیارد ریال) Agricultural value added	26.7	40.3	1.5	176.63

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings



نمودار (۱) روند تغییرپذیری‌های نرخ ارز، نقدینگی، ارزش افزوده کشاورزی و شاخص CPI در طی دوره زمانی ۹۹-۱۳۶۷

با توجه به اینکه داده‌های پژوهش به صورت سری زمانی می‌باشند؛ لذا در آغاز باید متغیرها از نظر ایستایی آزمون شوند که برای این منظور از آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و حداقل مربعات تعمیم یافته دیکی-فولر (DF-GLS) استفاده شد که نتایج مربوطه در جدول (۲) آمده است. برمبنای این جدول، فرضیه عدم مبنی بر وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی با یکبار تفاضل گیری به طور آماری رد می‌شود. از این‌رو می‌توان گفت که متغیرها در سطح ایستا نبوده و با یکبار تفاضل‌گیری ایستا شدند. وقفه بهینه متغیرها برمبنای آماره شوارتز (SC) تعیین شده است.

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه‌ی واحد ADF و DF-GLS برای لگاریتم متغیرهای مورد بررسی
Table (2) Result of the ADF and DF-GLS unit root tests

متغیر Variable	وضعیت متغیرها Status of variables	آماره آزمون ADF	نتیجه آزمون ADF	آماره آزمون DF-GLS	نتیجه آزمون DF-GLS
لگاریتم شاخص قیمت مواد غذایی (lcpi)	سطح داده‌ها Data level	-0.239	I(1)	-2.314	I(1)
	تفاضل مرتبه اول First difference	-8.747		-3.653	
لگاریتم نرخ ارز (lier)	سطح داده‌ها Data level	0.856	I(1)	-1.470	I(1)
	تفاضل مرتبه اول First difference	-10.959		-5.664	
لگاریتم حجم نقدینگی (lliq)	سطح داده‌ها Data level	-0.107	I(1)	-2.999	I(1)
	تفاضل مرتبه اول First difference	-16.546		-2.956	
لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی (lval)	سطح داده‌ها Data level	-0.957	I(1)	-2.115	I(1)
	تفاضل مرتبه اول First difference	-14.393		-3.823	

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

باتوجه به اینکه مرتبه جمعی متغیرهای پژوهش یکسان و I(1) است می‌توان از آزمون همجمعی یوهانسن برای تعیین وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیر تورم موادغذایی با متغیرهای نرخ ارز، نقدینگی و ارزش افزوده کشاورزی استفاده نمود. برای جلوگیری از همبستگی جزء اخلال معادله‌ها و از دست دادن بیش از حد درجه آزادی، وقفه بهینه با بهره‌گیری از معیارهای آکائیک، شوارتز، حنان کوئین و نسبت حداکثر درستنمایی تعیین شد که نتایج مربوطه در جدول (۳) آورده شده است. سپس آزمون همجمعی یوهانسن با لحاظ سه وقفه صورت گرفت که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول (۳) تعیین شمار وقفه بهینه

Table (3) Determining the optimal lag numbers

تعداد وقفه Lag number	AIC	SBIC	HQIC	FPE	LR
0	-8.13	-8.03	-8.09	3.5e-09	-
1	-8.53	-8.07	-8.34	2.3e-00	80.13
2	-9.44	-8.60	-9.10	9.3e-10	140.21
3	-10.68*	-9.47*	-10.19*	2.7e-10*	179.78
4	-10.66	-9.08	-10.02	2.8e-10	29.65*

Source: Research findings (* shows the optimal lag) منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) نتایج آزمون همجمعی یوهانسن

Table (4) Results of the Johansen's cointegration test

فروض صفر null hypothesis	مقدار مشخصه Eigenvalue	مقدار آماره اثر Trace statistic	مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵٪ Critical value at 5%	مقدار بحرانی در سطح احتمال ۱٪ Critical value at 1%
نبود بردار همجمعی No cointegration vector	-	98.08	47.21	54.46
یک بردار همجمعی 1 cointegration vector	0.48	17.46	29.68	35.65
دو بردار همجمعی 2 cointegration vector	0.11	3.02	15.41	20.04
سه بردار همجمعی 3 cointegration vector	0.02	0.44	3.76	6.65
چهار بردار همجمعی 4 cointegration vector	0.00	-	-	-

Source: Research findings منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴) ملاحظه می‌شود برحسب مقدار آماره اثر، فرض صفر مبنی بر نبود بردار همجمعی از لحاظ آماری در سطح احتمال ۵٪ رد می‌شود چرا که قدر مطلق مقدار آماره اثر (۹۸/۰۸) بیشتر از قدر مطلق مقدار بحرانی آماره در سطح احتمال ۵٪ (۴۷/۲۱) می‌باشد. ولی فرض وجود یک بردار هم‌جمعی از لحاظ آماری پذیرفته می‌شود زیرا قدر مطلق مقدار آماره اثر این فرض (۱۷/۴۶) کمتر از قدر مطلق مقدار بحرانی جدول در سطح احتمال ۵٪ (۲۹/۶۸) می‌باشد. در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت خطی بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد. به

سخن دیگر، تورم مواد غذایی در ایران در بلند مدت تغییرپذیری‌های حجم نقدینگی، نرخ ارز و میزان ارزش افزوده بخش کشاورزی را دنبال کرده و از این متغیرها تأثیر معنی‌داری می‌گیرد. البته برای تعیین میزان تاثیرپذیری، این رابطه تعادلی با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری (VEC)[1] برآورد شد که یک مدل دقیقاً شناسا[2] است و نتایج آن در زیر آمده است (رقم‌های داخل پرانتز بیانگر مقدار آماره t می‌باشند):

$$Lcpi_t = -4.68 + 0.014\,Lier_t - 1.30\,Lval_t + 0.361\,Lliq_t$$
$$(2.34) \qquad (-3.14) \qquad (2.76)$$

بنابر نتایج این الگوی تعادلی بلندمدت، ملاحظه می‌شود که متغیر نرخ ارز در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سطح قیمت موادغذایی دارد. از آنجایی‌که متغیرهای تابع بلندمدت به صورت لگاریتمی به کار رفته‌اند، ضریب آن‌ها نشان‌دهنده کشش بلند مدت می‌باشد. پس می‌توان نتیجه گرفت که یک درصد افزایش در نرخ ارز منجر به افزایش ۰/۰۱۴ درصدی در قیمت موادغذایی در بلند مدت خواهد شد. با افزایش نرخ ارز قیمت نهاده‌های کشاورزی وارداتی افزایش یافته که این امر خود باعث افزایش قیمت غذا در داخل کشور می‌شود. البته دولت برای مهار تورم موادغذایی، بخش اعظم اقلام مواد خوراکی و نهاده‌های اولیه کشاورزی با نرخ ارز مرجع و در سال‌های اخیر با نرخ ارز نیمایی صورت می‌گیرد که به مراتب کمتر از نرخ ارز بازار می‌باشد. لذا تا حدودی اثر نرخ ارز بر تورم موادغذایی مهار شده و دستوری است. باتوجه به رابطه بلندمدت بین متغیرها مشاهده می‌شود که ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیر منفی بر سطح قیمت موادغذایی دارد. به عبارت دیگر با افزایش یک درصد ارزش افزوده، قیمت موادغذایی به اندازه ۱/۳۰ درصد کاهش می‌یابد. بخشی از افزایش ارزش افزوده واقعی بخش کشاورزی به معنی افزایش در تولیدهای این بخش بوده و این مقدار افزایش عرضه محصول‌های کشاورزی به بازار منجر به کاهش قیمت این محصول‌ها می‌شود. با توجه به رابطه برآورد شده ملاحظه می‌شود بین حجم نقدینگی و قیمت موادغذایی در بلندمدت ارتباط مستقیمی وجود دارد. به بیانی دیگر افزایش یک درصد در حجم نقدینگی منجر به افزایش ۰/۳۶۱ درصد در قیمت موادغذایی می‌شود. در حقیقت سیاست‌های پولی دولت مستقیم و به شکل معنی‌داری بر تورم موادغذایی اثر دارد. هنگامی که حجم پول در دست افراد بیشتر می‌شود تقاضای آنان برای موادغذایی افزایش می‌یابد و در نتیجه قیمت موادغذایی افزایش می‌یابد که همین افزایش حجم پول در گردش منجر به

[1] Vector error-correction mod
[2] Exactly identified

تورم موادغذایی می‌شود. با مقایسه اثرگذاری هر سه متغیر یاد شده بر روی تورم موادغذایی ملاحظه می‌شود، در بلندمدت نرخ ارز کمترین اثر و ارزش افزوده کشاورزی بیشترین اثر را بر قیمت موادغذایی دارد.

در گام بعدی مدل STAR برآورد شد که لازمه این کار تعیین شمار وقفه‌های بهینه متغیرهای درونزا و برونزای مدل می‌باشد. بدین منظور از مدل VAR در نرم افزار *JMulti* استفاده شد. برحسب معیارهای آکاییک و شوارتز شمار وقفه‌های بهینه برای متغیر درونزای شاخص قیمت موادغذایی دو وقفه و برای متغیرهای برونزای حجم نقدینگی، نرخ ارز و ارزش افزوده بخش کشاورزی نیز دو وقفه تعیین شد. سپس آزمون غیرخطی بودن تراسویرتا به کار گرفته شد به طوری که یک مدل خطی AR برآورد و آن گاه فرض خطی بودن که عبارت از $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ است آزمون شد که نتایج آن (آمارهF) در ستون دوم از سمت چپ در جدول (۵) گزارش شده است. در آزمون F، مدل خطی در مقابل مدل‌های غیرخطی با یک رژیم و دو رژیم سنجش می‌شود. باتوجه به جدول (۵) ملاحظه می‌شود که آماره‌ی F از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و لذا فرض صفر خطی بودن رد شده و فرضیه مقابل آن یعنی وجود انتقال ملایم پذیرفته می‌شود. متغیری که دارای کمترین مقدار آماره F است به عنوان متغیر انتقال انتخاب شد. در نتیجه، متغیر نرخ ارز با یک وقفه فصلی ($lier_{t-1}$) با کمترین مقدار آماره F (۰/۰۰۰۵۱۴۷۶) به عنوان متغیر انتقال انتخاب شد. در نتیجه این متغیر دارای یک رفتار نامتقارن بوده که البته قابل‌انتظار نیز می‌باشد. این رفتار بدین مفهوم است که در شرایط رشد نرخ ارز و یا افت نرخ ارز، اثرگذاری‌های متفاوتی بر تورم موادغذایی می‌توان مشاهده نمود. یکی از ریشه‌های اصلی این مسله، وجود انتظارهای تورمی و چسبندگی قیمت‌ها در ساختار اقتصاد ایران می‌باشد.

جدول (۵) انتخاب متغیر انتقال و آزمون غیر خطی بودن

Table (5) Selection of transition variable and non-linearity test

متغیر انتقال Transition variable	F	F_4	F_3	F_2	مدل پیشنهادی proposed model
$lcpi_{t-1}$	0.23702	0.337	0.40744	0.18518	Linear
$lcpi_{t-2}$	0.37733	0.2841	0.4157	0.52518	Linear
$lier_t$	0.38125	0.41887	0.45948	0.29971	Linear
$lliq_t$	0.15579	0.5772	0.48899	0.018883	Linear
$lval_t$	0.21491	0.44052	0.28274	0.16243	Linear
$lier_{t-1}$ *	**0.00051476**	**0.0022714**	**0.038194**	**0.16661**	**LSTR1**
$lliq_{t-1}$	0.011895	0.12412	0.083562	0.042227	LSTR1
$lval_{t-1}$	0.85763	0.92593	0.76745	0.30014	LSTR1
$lier_{t-2}$	0.0014983	0.0024162	0.16715	0.11075	LSTR1
$lliq_{t-2}$	0.82539	0.93932	0.89204	0.1358	LSTR1
$lval_{t-2}$	0.0056591	0.050178	0.24722	0.011112	LSTR1

Source: Research findings (* shows the smooth transition variable)

عناوین F_2، F_3 و F_4 در جدول (۵) معادل با مقدار p-value آماره آزمون F متناظر با آزمون‌های H_{02}، H_{03} وH_{04} می‌باشد که به ترتیب برای متغیر انتقال، یعنی نرخ ارز، برابر با ۰/۱۶۶۶۱، ۰/۰۳۸۱۹۴ و ۰/۰۰۲۲۷۱۴ می‌باشد. درصورتی‌که فرضیه‌های H_{02} و H_{04} رد شوند الگوی LSTR و در صورت رد فرض H_{03} الگوی ESTR الگوی مناسبی خواهد بود. برای متغیر انتقال نرخ ارز قوی‌ترین سطح احتمال رد فرضیه نبودن آماره F_4 (۰/۰۰۲۲۷۱۴) بوده که بیان می‌کند الگوی خود رگرسیون گذار هموار درجه یک (LSTR1) می‌تواند الگوی مناسبی برای تحلیل رفتار نامتقارن تورم موادغذایی باشد. فراسنجه‌های این مدل با استفاده از روش غیرخطی جستجوی شبکه‌ایی برآورد شد و مقدارهای اولیه برای فراسنجه آستانه (c)، ۰/۰۳۰۳ و برای فراسنجه سرعت انتقال (γ)، ۱۰ به دست آمد. بر این مبنا، می‌توان نتیجه گرفت نقطه عطف تغییر ضرایب در تابع لوجستیک، متناظر با ۰/۰۳۰۳ درصد نرخ ارز در یک فصل قبل است و سرعت گذار بین دو وضعیت حدی برابر ۱۰ می‌باشد. این مقدار گاما، بیان می‌کند سرعت انتقال بین رژیم‌های افزایشی و کاهشی نرخ ارز بالاست و سریع‌تر از یک رژیمی به رژیمی دیگر منتقل می‌شود که نشان از بی‌ثباتی تورم مواد غذایی در کشور دارد.

با استفاده از مقدارهای اولیه γ=۱۰ و c=۰/۰۳۰۳ و الگوریتم نیوتون-رافسون، پس از تکرار برآوردها و همگرایی پارامترها، الگوی نهایی STAR برآورد شد که نتایج به دست آمده در جدول (۶) ارائه شده است. لازم به یادآوری است که الگوی STAR برای متغیرهای ایستا شده، یعنی تفاضل مرتبه اول متغیرها (نماد Δ) برآورد شده است. پس از برآورد مدل، خوبی برازش آن توسط آزمون‌های تشخیصی بررسی و ارزیابی شد. برای بررسی وجود خودهمبستگی در جمله‌های اخلال از آزمون خودهمبستگی گادفری که توسط تراسویرتا (۱۹۹۸) معرفی شد، استفاده شد که نتایج آن در جدول (۷) آورده شده است. با توجه به این جدول، سطح احتمال در وقفه‌های ۱ تا ۸ (بزرگتر از ۰/۰۵)، می‌توان گفت که فرض صفر رد شده و مشکل خودهمبستگی بین جمله‌های اخلال مدل، مشاهده نمی‌شود.

جدول (۶) نتایج برآورد الگوی غیرخطی LSTAR برای قیمت مواد غذایی

Table (6) The results of estimating the non-linear LSTAR model for food prices

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard error	آماره t *t*-statistic	سطح احتمال *p*-value
بخش خطی Linear part				
Intercept	0.07021	0.0212	3.3178	0.0013
$\Delta lcpi_{t-1}$	0.26873	0.1093	2.4590	0.0157
$\Delta lcpi_{t-2}$	-0.40315	0.1021	-3.9473	0.0002
$\Delta lier_t$	0.07322	0.0375	1.9542	0.0536
$\Delta lliq_t$	0.16886	0.2138	0.7897	0.4317
$\Delta lval_t$	-0.02312	0.0202	-1.1425	0.2561
$\Delta lier_{t-1}$	0.18609	0.0955	1.9476	0.0544
$\Delta lliq_{t-1}$	-0.02682	0.1701	-0.1577	0.8750
$\Delta lval_{t-1}$	-0.04724	0.0188	-2.5107	0.0137
$\Delta lier_{t-2}$	0.29747	0.0655	4.5448	0.0000
$\Delta lliq_{t-2}$	-0.57496	0.1835	-3.1335	0.0023
$\Delta lval_{t-2}$	-0.00971	0.0205	-0.4729	0.6374
بخش غیرخطی Nonlinear part				
Intercept	-0.06507	0.0393	-1.6558	0.1011
$\Delta lcpi_{t-1}$	-0.27777	0.2015	-1.3783	0.1714
$\Delta lcpi_{t-2}$	0.37749	0.2040	1.8500	0.0674
$\Delta lier_t$	-0.01654	0.0692	-0.2390	0.8116
$\Delta lliq_t$	-0.34661	0.3498	-0.9908	0.3243
$\Delta lval_t$	0.15268	0.0633	2.4137	0.0177
$\Delta lier_{t-1}$	-0.13384	0.1054	-1.2694	0.2074
$\Delta lliq_{t-1}$	0.06974	0.3688	0.1891	0.8504
$\Delta lval_{t-1}$	0.00253	0.0517	0.0490	0.9610
$\Delta lier_{t-2}$	-0.22028	0.0946	-2.3296	0.0219
$\Delta lliq_{t-2}$	1.20432	0.3322	3.6249	0.0005
$\Delta lval_{t-2}$	0.33592	0.0662	5.0725	0.0000
Gamma	10.0000	2700705.58	0.0001	0.9999
C1	0.0303	0.6088	0.0572	0.9545

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۷) نتایج آزمون خودهمبستگی جمله‌های اخلال

Table (7) The results of the autocorrelation test

وقفه Lag	مقدار آماره F F statistic	درجه ازادی صورت Numerator d.f.	درجه ازادی مخرج Denominator d.f.	سطح احتمال P-value
1	0.1079	1	86	0.7433
2	0.4585	2	84	0.6338
3	0.4007	3	82	0.7529
4	1.4372	4	80	0.2294
5	1.6787	5	78	0.1496
6	2.0424	6	76	0.0701
7	1.7313	7	74	0.1147
8	1.4942	8	72	0.1745

آزمون ناهمسانی واریانس برحسب آزمون ARCH-LM صورت گرفت که مقدار آماره‌های F و χ^2 برابر با ۰/۶۵۱ و ۴/۹۷۳ بدست آمد که در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار نمی‌باشند. در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر نبود ناهمسانی واریانس شرطی رد شده و جمله‌های اخلال مدل STAR برآورد شده دارای مشکل ناهمسانی واریانس نمی‌باشد. برای بررسی نرمال بودن توزیع جمله‌های اخلال از آزمون جارک-برا استفاده شد که سطح احتمال آماره χ^2 برابر با ۰/۰۶۱۸ به دست آمد که بزرگتر از ۰/۰۵ بوده و گویای این است که پسماندها دارای توزیع نرمال می‌باشند.

برمبنای جدول (۶)، رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که فراسنجه شیب (γ) به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال یعنی نرخ ارز کمتر از حد آستانه‌ای (مکان تغییر رژیم (c)) است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد (G=0) و به صورت رابطه زیر تصریح می‌شود:

$$\begin{aligned}\Delta lcpi_t = {} & 0\cdot 07021 + 0\cdot 26873\Delta lcpi_{t-1} - 0\cdot 40315\Delta lcpi_{t-2} + 0\cdot 07322\Delta lier_t \\ & + 0\cdot 16886\Delta lliq_t - 0\cdot 02312\Delta lval_t + 0\cdot 18609\Delta lier_{t-1} \\ & - 0\cdot 02682\Delta lliq_{t-1} - 0\cdot 04724\Delta lval_{t-1} + 0\cdot 29747\Delta lier_{t-2} \\ & - 0\cdot 57496\Delta lliq_{t-2} - 0\cdot 00971\Delta lval_{t-2}\end{aligned}$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که فراسنجه شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، اما مقدار متغیر نرخ ارز (متغیر انتقال) بیش از حد آستانه‌ای (مکان تغییر رژیم (c)) می‌باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد (G=1) و به صورت رابطه زیر تصریح می‌شود:

$$\begin{aligned}\Delta lcpi_t = {} & -0\cdot 06507 - 0\cdot 00904\Delta lcpi_{t-1} - 0\cdot 02566\Delta lcpi_{t-2} + 0\cdot \\ & 05668\Delta lier_t - 0\cdot 17775\Delta lliq_t + 0\cdot 12956\Delta lval_t + 0\cdot 05225\Delta lier_{t-1} + 0\cdot \\ & 04292\Delta lliq_{t-1} - 0\cdot 04471\Delta lval_{t-1} + 0\cdot 07719\Delta lier_{t-2} + 0\cdot 62936\Delta lliq_{t-2} + \\ & 0\cdot 32621\Delta lval_{t-2}\end{aligned}$$

همان‌طوری‌که مشاهده می‌شود چگونگی تأثیرگذاری متغیرها در رژیم یک متفاوت از رژیم دو می‌باشد. در رژیم اول یعنی حالتی که نرخ رشد کاهشی دلار وجود دارد میزان تورم فصل گذشته (۰/۲۶۸۷۳) اثر مثبت ولی میزان تورم دو فصل گذشته (۰/۴۰۳۱۵) اثر منفی و معنی‌داری[۱] بر تورم موادغذایی فصل جاری دارد. اما در رژیم دوم یعنی حالتی که نرخ رشد افزایشی دلار وجود دارد تنها تورم دو فصل گذشته موادغذایی (۰/۰۲۵۶۶) اثر معنی‌داری بر تورم موادغذایی فصل جاری دارد. به عبارت دیگر تورم موادغذایی در حالت افزایش نوسان‌های نرخ ارز با یک وقفه زمانی (دو فصل) بر روی تورم جاری اثر دارد. با توجه به مقدار ضریب‌ها ملاحظه می‌شود که

[۱] سطح معنی داری (p-value) متغیرها در ستون پنجم جدول ۶ گزارش شده است.

اثرگذاری تورم دو فصل گذشته در حالت نرخ کاهشی رشد دلار بیشتر از رژیم نرخ رشد افزایشی دلار می‌باشد. در رژیم نرخ رشد کاهشی دلار، رشد نقدینگی دو فصل گذشته (۰/۵۷۴۹۶) اثر منفی بر تورم موادغذایی دوره جاری دارد. اما زمانی که نرخ رشد افزایشی دلار وجود داشته باشد رشد نقدینگی در دو فصل گذشته (۰/۶۲۹۳۶) اثر مثبت و بسیار چشمگیری (سه برابر متغیرهای دیگر) بر تورم مواد غذایی فصل جاری دارد. به عبارت دیگر، با افزایش نرخ ارز، انتظارهای تورمی نیز در کشور افزایش یافته که این دو مسئله در کنار هم موجب افزایش تورم موادغذایی می‌شود. در حالت وجود نرخ رشد کاهشی دلار، رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی در فصل گذشته (۰/۰۴۷۲۴) بر تورم جاری موادغذایی، دارای اثر منفی و معنی‌داری می‌باشد؛ ولی در حالت وجود نرخ رشد افزایشی دلار، رشد ارزش افزوده دوره جاری (۰/۱۲۹۵۶) و دو فصل گذشته بخش کشاورزی (۰/۳۲۶۲۱) اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم موادغذایی فصل جاری دارد. مقایسه این دو مطلب بیانگر آن است که در شرایط رشد نرخ ارز به همراه رشد چشمگیر نوسان‌های افزایشی آن و برخی از متغیرهای اقتصادی، کارکرد رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی دچار اختلال می‌شود و به حتم در پی آن سیاست‌گذاری نیز پیچیده‌تر خواهد شد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که نرخ ارز یک رفتار نامتقارن در بخش تورم مواد غذایی داشته و باعث می‌شود که متغیرها در رژیم نرخ رشد کاهشی دلار با رژیم نرخ رشد افزایشی دلار رفتارهای متفاوتی داشته باشند. همان طوری که ملاحظه شد نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی رفتارهای متفاوتی بر تورم مواد غذایی در این دو رژیم دارند که این مسئله سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی را برای مهار تورم پیچیده ساخته و نقطه ثقل سیاست‌گذاری را متوجه متغیر نرخ ارز می‌کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این تحقیق با هدف بررسی و ارزیابی پویایی‌های تورم ماهانه مواد غذایی در ایران انجام پذیرفت. در این راستا متغیرهای پولی و مالی از جمله متغیرهای حجم نقدینگی، نرخ ارز و ارزش افزوده بخش کشاورزی به کار گرفته شدند. به دنبال اعمال آزمون‌های بررسی ریشه واحد، متغیرهای مزبور جمعی از درجه اول تشخیص داده شدند. لذا تکانه‌های وارده بر حجم نقدینگی، نرخ ارز، ارزش افزوده بخش کشاورزی و شاخص بهاء مواد غذایی، ماندگار بوده و به آرامی با گذشت زمان به تعادل خود برمی‌گردند. آزمون همجمعی با سه وقفه برآورد شد و نتیجه آزمون نشان داد که یک بردار همجمعی بین متغیرها وجود دارد. یعنی در بلند مدت قیمت مواد غذایی، تغییرپذیری‌های حجم نرخ ارز، نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی همدیگر را دنبال

می‌کنند و این متغیرها با یکدیگر در بلندمدت همگرا هستند. برمبنای نتایج به دست آمده از برآورد الگوی تعادلی بلندمدت متغیرهای نرخ ارز و حجم نقدینگی دارای تاثیر مثبت و ارزش افزوده بخش کشاورزی دارای تاثیر منفی بر قیمت مواد غذایی می‌باشند.

بنابر آزمون غیرخطی بودن تراسویرتا، غیرخطی بودن الگو پذیرفته شد و متغیر نرخ ارز با یک وقفه فصلی به عنوان متغیر انتقال انتخاب شد؛ از این رو این متغیر دارای رفتار نامتقارن می‌باشد. الگوی LSTAR1 متناظر با متغیر انتقال برحسب توزیع F به عنوان الگوی مناسب برای تحلیل رفتار نامتقارن متغیر نرخ ارز بر روی تورم موادغذایی انتخاب شد و فراسنجه‌های مدل LSTAR1 با استفاده از یک روش غیرخطی برآورد شد. نقطه عطف تغییر ضرایب در تابع لجستیک متناظر با ۰/۰۳۰۳ درصد نرخ ارز در یک فصل قبل می‌باشد. همچنین سرعت گذار بین دو وضعیت حدی برابر ۱۰ می‌باشد که نشان‌دهنده سرعت به نسبت بالای انتقال از رژیم یک (رژیم نرخ رشد کاهشی دلار) به رژیم دو (رژیم نرخ افزایشی دلار) می‌باشد. .

بنابر نتایج، چگونگی تأثیرگذاری متغیرها در دو رژیم متفاوت از هم است. در رژیم اول میزان تورم فصل گذشته اثر مثبت و دو فصل گذشته اثر منفی و معنی‌داری بر تورم موادغذایی فصل جاری دارد ولی در رژیم دوم تنها تورم دو فصل گذشته موادغذایی اثر معنی‌داری بر تورم موادغذایی فصل جاری دارد. رشد نقدینگی دو فصل گذشته اثر منفی بر تورم موادغذایی در رژیم نرخ رشد کاهشی دلار دارد که به نظر می‌رسد در زمان کاهش نرخ ارز، نخست اینکه تورم انتظاری در جامعه کاهش می‌یابد و در پی آن نقدینگی توسط دولت و بانک مرکزی مدیریت شده و به سمت تولید هدایت می‌شود و اثر افزایشی بر تورم موادغذایی به شکل چشمگیر ندارد و یا با وقفه زمانی بیشتر بر تورم مواد غذایی اثری ندارد. اما هنگامی که نرخ افزایشی رشد دلار وجود داشته باشد، رشد نقدینگی در دو فصل گذشته اثر مثبت و بسیار چشمگیری (سه برابرمتغیرهای دیگر) در تورم موادغذایی فصل جاری دارد. رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی فصل گذشته در حالت وجود نرخ کاهشی رشد دلار اثر منفی و معنی‌داری بر تورم جاری موادغذایی دارد. ولی در رژیم نرخ رشد افزایشی دلار، رشد ارزش افزوده دوره جاری و دو فصل گذشته اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم موادغذایی فصل جاری دارد. در رژیم نرخ افزایشی رشد دلار، افزایش رشد دلار و نوسان‌های آن بر افزایش رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی غالب شده و با وجود رشد ارزش افزوده همچنان تورم موادغذایی بالا می‌باشد اما در رژیم اول، افزایش ارزش افزوده موجب کاهش تورم موادغذایی شده است. هنگامی که روند نرخ ارز افزایشی و به موازات آن نوسان‌های رشد آن

بزرگتر و بیشتر می‌شود، بی‌ثباتی و آشفتگی بیشتری در اقتصاد ایجاد شده و به عنوان رهبر بازار همراه با ساختار تورمی اقتصاد ایران و تحریم‌های اقتصادی امریکا، در عمل بخش مواد غذایی نیز از این امر مستثنی نشده و افزایش قیمت مواد غذایی نیز شکل می‌گیرد و در عمل رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی بر این اوضاع آشفته غالب نشده و به موازات رشد نرخ ارز، رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی در دوره‌های گذشته پاسخگوی تورم نبوده و همچنان تورم مواد غذایی فزآینده می‌شود. این در حالی است که در رژیم اول یعنی در شرایط نوسان‌های کاهشی نرخ ارز و تعدیل شدن تورم انتظاری، به موازات رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی تورم موادغذایی نیز مهار می‌شود و اقتصاد کارکرد عادی خود را دارد. شاید یکی از علت‌های این امر، آن باشد که با رشد نرخ دلار، انتظارهای تورمی در جامعه شکل گرفته و باعث آشفته شدن اقتصاد شده و در عمل عملکرد دیگر متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده و منجر به رشد تورم موادغذایی در کشور می‌شود. به بیان دیگر اثر رشد نرخ ارز بر اقتصاد متفاوت از اثر کاهش رشد نرخ ارز است و این مسئله اهمیت بالای رشد نرخ ارز را نشان می‌دهد. رشد نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی رفتارهای متفاوتی بر تورم موادغذایی در این دو رژیم دارند که این مسئله سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی را برای مهار تورم بسیار پیچیده کرده و در پی آن نقطه ثقل سیاست‌گذاری را متوجه متغیر نرخ ارز می‌کند.

با توجه به نتایج بدست آمده، به دلیل وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت موادغذایی با نرخ ارز، حجم نقدینگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی، هرگونه سیاست‌گذاری که متغیرهای یاد شده را تحت‌الشعاع قرار دهد بر تورم موادغذایی در آینده اثر خواهد داشت، لذا توصیه می‌گردد سیاست‌های کلان کشور به صورت همه جانبه و جامع در نظر گرفته شود تا آسیب‌های وارده به قدرت خرید خانوارها به کمترین میزان برسد. رفتار نرخ کاهشی ارز به کلی متفاوت از رفتار نرخ افزایشی نرخ ارز می‌باشد، لذا توصیه می‌شود با اتخاذ سیاست‌های مناسب، به رغم زمینه‌سازی برای تثبیت نرخ ارز تلاش شود نوسان‌های افزایشی نرخ دلار و روند افزایشی آن مهار شده باشد. از سوی دیگر، نظر به اینکه ارزش افزوده بخش کشاورزی اثر معنی‌داری در مهار تورم موادغذایی دارد؛ توصیه می‌شود سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی منسجم و بلندمدت در راستای افزایش تولید محصول‌های کشاورزی، به ویژه محصول‌های راهبردی فراهم شود و حمایت از این بخش به صورت هدفمند صورت گیرد. حجم نقدینگی نیز اثر چشم‌گیری بر تورم موادغذایی در کشور دارد

که گویای ریشه پولی تورم در کشور می‌باشد. لذا اعمال سیاست‌های انقباضی پولی و کاهش کسری بودجه دولت می‌تواند نقش بسزایی در مهار نقدینگی داشته باشد.

منبع‌ها

Amiri H, Salem A and Beshkhor M. (2017). The persistence of inflation in Iran: *A fractionally integrated approach. Economic Modelling, 11(39): 141-162*. (In Farsi)

Azimi S .R, Miri A .S, Taghizadeh Kh and Samadi R. (2013). The study of trends and causes of Iran's inflation during (2010 -2012) and measures fulfilled to subdue it. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies, 1(1): 25-5*8. (In Farsi)

Boutahar M, Mootamri I and Péguin-Feissolle A. (2009). A fractionally integrated exponential STAR model applied to the US real effective exchange rate. *Economic Modelling, 26(2): 335-341.*

Central Bank of Iran (2022). Available at www.cbi.ir

Demirkılıç S., Özertan G., and Tekgüç H. (2022). The evolution of unprocessed food inflation in Turkey: An exploratory study on select products. *New Perspectives on Turkey, 67: 57-82.*

Ghahremanzadeh M, Ziaei M .B, Pishbahar E and Dashti Gh. (2016). Measuring impact of rising food price on Iranian urban households welfare. *Agricultural Economics, 9(4): 97-119*. (In Farsi)

Hakim Abadi M .T, Zoraki Sh and Rahmati Haji Abadi S. (2018). The welfare loss of rising food prices: application of panel- SURE regression in Iranian provinces. Quarterly *Journal of Quantitative Economics, 14(4): 53-92*. (In Farsi)

Harris R and Sollis R. (2003). Applied time series modelling and forecasting. Wiley.

Holtemöller O and Mallick S. (2016). Global food prices and monetary policy in an emerging market economy: The case of India. *Journal of Asian Economics, 46: 56-70.*

Ismaya, B. and Anugrah, D. F. 2018. Determinat of food inflation: the case of Indonesia. Bulletin of Monetary Economics and Banking, 21 (1): 1-14.

Jafari Samimi A and Farajzadeh Z. (2019). Factors affecting food price index in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research, 11(41): 1-15*. (In Farsi)

Jafari Samimi A, Elmi S aand Dehghan S. (2013). The study of Iran's monthly inflation rate dynamics using STAR models. *Journal of Fiscal and Economic Policies, 1 (3): 5-22*. (In Farsi)

Kuma B, Gata G. 2023. Factors affecting food price inflation in Ethiopia: An autoregressive distributed lag approach. Journal of Agriculture and Food Research, 1 (12):100548.

Mehdi P and habibifar M. (2009). The survey on the long-term relationship between labor demand and effective factors in Iran's industry sector using the Johanson co-integration test. *Economic Research Review, 3: 141-161*. (In Farsi)

Mehrara M and Ghobadzadeh R. (2016). The determinants of inflation in Iran based on Bayesian model averaging (BA) and weighted-average least squares (WALS), *Journal of Planning and Budgeting: 21(1):57-82*. (In Farsi)

Mehrara M and Sargolzaei M. (2012). Nonlinear effects of macroeconomics variables on economic growth based on STR approach: The case of Iran. Journal of Applied Economics Studies in Iran, 1(1): 1-39. (In Farsi)

Mozaffari Z, Mousavi S. N., Alilou K. (2020). Investigating factors affecting Iranian economic growth with emphasis on health expenditure and food inflation. *Agricultural Economics Research*, 12(45): 103-130. (In Farsi)

Qhasemnajad T, Mohammadzadeh Y and Rezazadeh A. (2020). Government size, shadow economy, inequality of income, Iran, smooth transition regression (STR). *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 55(1): 187-214*. (In Farsi)

Salem A A, Mohajeri P, Hamidi Farahani A. 2021. Determinants of Food Price Index in Iran: A Quantile Regression Approach. *Quarterly Journal of Fiscal and Economics Policies, 9 (35):71-107*. (In Farsi)

Sekhar C. S. C, Roy D and Bhatt Y. (2017). Food inflation and food price volatility in India: Trends and determinants (Vol. 1640). Intl Food Policy Res Inst.

Teräsvirta T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association, 89(425): 208-218.*

Terasvirta T.(1998). Modeling of economic relationships with smooth transition regressions, handbook of applied economic statistics, Aman Ullah and David E. A.Giles

Doi: 10.22034/IAES.2024.2006175.2002

Agricultural Economics/Volume 18/Issue 4/1403

Investigating the Dynamics of Food Inflation in Iran by Using the STAR Model

Mohammad Ghahremanzadeh, Ghader Dashti, Fatemeh Najari and Jabraeil Vahedi [1]

Received: 4 July.2023 **Accepted:10 Feb.2024**

Extended Abstract

Introduction: Food supply is the most basic human need that must be met for the lives of all people at a self-sufficient level. One of the most important factors affecting food consumption is its price, and when it rises, it affects the well-being of society, especially the low-income group. In recent years, due to several reasons, the food price and other essential goods have increased in Iran. The causes originate from the internal factors of the economy, such as an increase in liquidity and the targeting of subsidies, as well as external factors and international trade, such as the intensification of economic sanctions. Therefore, taking the necessary and appropriate measures to control food prices is very important. Therefore, this study seeks to investigate the dynamics of food inflation in Iran.

Material and methods: The smooth transition regression model is a nonlinear time series regression model that can be considered an extended form of the state change regression model introduced by Quant (1958). This model uses the hyperbolic tangent function to determine the transfer function. Quarterly data on the exchange rate used the STAR nonlinear model, the amount of liquidity, and the agricultural sector's added value and food inflation from 1988-2020. First, the variables were statically tested by the generalized Dickey-Fuller unit root test (ADF), and the Dickey-Fuller generalized least squares test (DFGLS). After checking the stationary status of the variables, the cointegration between the variables should be tested. For this purpose, Johanson's test is used. In multivariate time series, there may be more than one long-term cointegration relationship between variables, in

1 Respectively: Professor (Corresponding author), Professor, Msc Graduated, and Ph.D Candidate of Department of Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran.
Email: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

which Johanson can detect multiple cointegrations through maximum likelihood estimators. Therefore, it is the best cointegration vector. In addition, this method can test the covariance vector in a bounded way and estimate the adjustment speed parameters. Therefore, this test is one of the most complete tools for estimating time series patterns. In this method, the determination and estimation of convergence vectors (determination of coefficients related to long-term equilibrium relations) between variables is done using the coefficients of the VAR model.

Results and discussion: The results show that the series are integrated at order one [I(1)], and Johansen's co-integration test indicates that one long-run equilibrium relationship exists between the exchange rate, liquidity, and value-added of the agricultural sector with food inflation in Iran. In other words, these variable co-moments in the long run. The Trasverta nonlinearity test was performed, and the results indicate that the null hypothesis of linearity can be rejected; therefore, a nonlinear model was carried out to analyze the dynamics of food inflation. Due to the lowest value of F statistics for the exchange rate variable, it was selected as the transfer variable, indicating the exchange rate's asymmetric behavior. This means that the rate of decline in exchange rate fluctuations has a different effect than the rate of increase. Then, the LSTAR1 model was selected as the proper model. The grid search producer determined the initial gamma (γ) and c values, so the γ=10 and c=0.0303 were obtained. The gamma value indicates the high transition rate from the first regime to the second one. Also, the transition between the two regimes takes place around point c. The results of the LSTAR1 estimation model show that the variables of the two regimens have different effects on food inflation. The first regime is a declining dollar growth rate, and the second is rising. In the first regime, inflation last season had a positive impact, and the previous two seasons significantly negatively impacted food inflation this season. However, in the second regime, only the last two seasons of food inflation especially moved this season's food inflation. Liquidity growth over the last two seasons has a negative impact on food inflation if the dollar's growth rate is declining. Still, as the dollar's growth increases, liquidity growth in the last two seasons is food. Has a very positive effect (three times that of other variables). The increase in value added to the agricultural sector in past seasons when the dollar's growth rate

has been declining will negatively and significantly impact current food inflation. However, as the dollar is growing at an increasing rate, the increase in value-added over the current period and the last two seasons will significantly impact food inflation this season. Since the added value of the agricultural sector dramatically affects food inflation, it is recommended to include the increase in agricultural production on the agenda of policymakers and planners. Iran's Central bank should also include a policy of financial contraction in its plan to prevent rising liquidity. Exchange rates behave asymmetrically in food inflation, so a decline has an entirely different effect on increasing food inflation. Therefore, exchange rate stabilization should be a government priority.

JEL Classification: C32, E31, P24, P36

Keywords: Food Prices, Inflation Rate, Liquidity, STAR Model