Doi: 10.22034/IAES.2023.2007156.2006

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۸/شماره۱/صفحه های ۱۸۱-۱۵۱

طراحی الگوی پیش‌بینی قیمت برنج (رویکرد خودرگرسیون برداری)

سید صالح اکبر موسوی،طیبه رهنمون پیروج ، منصور عسگری[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۱۹

چکیده

با توجه به اهمیت برنج و سهم عمده مصرف آن در سبد خانوار، سیاست‌گذاری بهینه‌ای برای کنترل قیمت آن در بازار، نقش عمده‌ای در رفاه و امنیت غذایی خانوارها خواهد داشت. ازاین‌رو، بررسی روند قیمتی و ارائه پیش‌بینی‌های قیمتی این محصول، بااهمیت است. در همین راستا، هدف این پژوهش، ضمن شناسایی متغیرهای اثرگذار و بررسی تأثیر آن‌ها بر قیمت برنج، ارائه پیش‌بینی‌های برون نمونه‌ای (۱۴۰۲:۰۳-۱۴۰۲:۱۲) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) است. برآورد دو مدل برای برنج ایرانی خزر و برنج خارجی تایلندی؛ استفاده از داده‌های به روز و ماهانه؛ و همچنین پیش‌بینی قیمت دو برنج یاد شده از نوآوری‌های این پژوهش است. برمبنای تحلیل هم‌انباشتگی یوهانسون- جوسیلیوس، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تایید شد. سپس، رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت (VECM) برآورد و ضریب جمله تصحیح خطا برای مدل‌های اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۳۰۰- و ۰/۳۰۹- برآورد شده که هر دو در سطح ۱ درصد معنی‌دار هستند. در ادامه، بنابر نتایج تابع‌های واکنش آنی، شوک ایجاد شده در نرخ ارز و قیمت کالای جانشین در مدل اول، و قیمت کالای جانشین و شاخص قیمت جهانی در مدل دوم، بیش از دیگر متغیرها بر نوسان‌های قیمت برنج‌های خزر و تایلندی مؤثر بوده‌اند. در نهایت، پیش‌بینی‌های برون نمونه‌ای (با دو سناریو ارزی) برآورد شد که بنابر نتایج معیارهای ارزیابی پیش‌بینی، مدل‌های تحقیق به خوبی توانسته‌اند پیش‌بینی‌هایی از روند قیمتی برنج‌های ایرانی و تایلندی ارائه دهند.

طبقه‌بندی JEL: C32, Q11, E37.

واژگان کلیدی: پیش‌بینی قیمت، برنج ایرانی خزر، برنج خارجی تایلندی، مدل VAR.

۱ به ترتیب:استادیار،دکتری اقتصاد (نویسنده مسئول) و دانشیار موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی

Email: tayyebehpiruj @gmail.com

مقدمه

برنج در کنار گندم و ذرت، جزء غلات اصلی مورد استفاده روزمره مردم به شمار می‌رود. همچنین غلات، منبع انرژی برای انسان است، به همین دلیل، متخصصان تغذیه استفاده از آن‌ها را در همه‌ی رژیم‌های غذایی توصیه می‌کنند. بنابراین به لحاظ برخورداری از امنیت غذایی، تولید و مصرف، این نوع از محصول‌های کشاورزی، حائز اهمیت است.

از سوی دیگر، تغییر قیمت برنج می‌تواند میزان هزینه‌های خانوار و سطح رفاه افراد جامعه را تحت تأثیر قرار دهد. به گونه‌ای که با کاهش قیمت مواد غذایی، می‌توان افزایش رفاه برای افراد متصور بود (Hermawan et al., 2017). برمبنای آمار مرکز آمار ایران (۱۴۰۰)، هزینه خالص خانوارهای شهری و روستایی برای غلات، سهم حدود ۱۲ درصدی از کل هزینه‌های خالص خوراکی داشته؛ که در بین دیگر اقلام خوراکی، بیشترین سهم را به خود اختصاص داده است. بررسی این آمار، نشان‌دهنده اهمیت این گروه از محصول‌ها در سبد خرید خانوارها است. از سویی، افزایش قیمت مواد غذایی و به ویژه برنج، حتی ممکن است افراد را به سوی فقر غذایی سوق دهد؛ به طوری که دیگر نتوانند این محصول را در سبد خرید خود حفظ کنند. بنابراین، با توجه به ضروری بودن این کالا و نیز سهم عمده گروه غلات در هزینه‌های سالانه آن‌ها، ضروری است تا قیمت آن به‌گونه‌ای باشد که خانوارها بتوانند قدرت خرید خود از این محصول را حفظ کرده و همواره آن را در سبد خرید خود داشته باشند؛ چراکه برنج، تأمین کننده بیش از ۸۰ درصد کالری و ۷۵ درصد پروتئین مصرفی مردم است (Azizi, 2005).

از سوی دیگر، تقاضا برای برنج نیز بذاته متأثر از عامل‌های زیادی است که در این بین، قیمت خود محصول، اهمیت بیشتری دارد. چرا که با ثبات دیگر عامل‌ها، تنها قیمت محصول، نشانه (سیگنال) خرید را به مصرف‌کننده صادر کرده و می‌تواند مصرف‌کننده را برای خرید، ترغیب کند. همچنین، در بخش کشاورزی و محصول‌های آن (از جمله برنج)، همواره یک وقفه بین تصمیم به تولید و عرضه محصول‌ها به بازار وجود دارد؛ که این امر مقدار کالای ورودی به بازار را به صورت از پیش تعیین شده در می‌آورد؛ در این صورت، قیمت، نقش تعدیل‌کننده‌ای را برای برقراری تعادل در بازار و تخلیه بازار از کالا ایفا می‌کند. در چنین شرایطی، تابع تقاضای معکوس که در آن، قیمت به صورت تابعی از مقدارها، بیان می‌شود؛ برای پیش‌بینی تأثیر و واکنش قیمت محصول‌ها نسبت به مقدار ورودی به بازار، مناسب خواهد بود (Salami & Rezaei, 2010).

بر این مبنا، در صورت در نظر گرفتن تابع معکوس تقاضا برای مدل‌سازی عامل‌ها مؤثر بر قیمت برنج، به یقین یکی از عامل‌های مؤثر بر قیمت، مقدار تولید خود محصول خواهد بود. اما بررسی تأثیر میزان تولید برنج بر قیمت آن، موضوع را اندکی پیچیده‌تر می‌کند. چرا که تولید برنج در دو مقطع در سال و به اصطلاح به صورت کشت اول و دوم (برداشت دوم) انجام می‌شود. همین موضوع باعث می‌شود که نتوان به صورت دقیق، تأثیر تولید برنج بر قیمت آن را در هر دوره بررسی و ارزیابی کرد. Campbell (1932) نیز به این موضوع اشاره می‌کند که تولید برنج، اثرهای متفاوتی را در زمان‌های مختلف در طول سال به دنبال دارد. از آنجایی که سه یا چهار ماه اول سال زراعی، دوره گذار یا دوره تعدیل بین عرضه‌های سال گذشته و سال جدید را تشکیل می‌دهد، مجموع تولیدهای برنج برای سال جاری تأثیر کمی بر قیمت‌ها در این دوره دارد.

با توجه به توضیح‌های بالا مبنی بر دوره‌های خاص تولید برنج، به دلیل حفظ تنوع، تنظیم قیمت و ایجاد رقابت بین تولیدکنندگان در بازار، می‌بایست کالاهای جانشین برنج را نیز شناسایی و بررسی کرد. جانشین‌های زیادی برای برنج، جهت حفظ تنوع محصول، پویایی و تنظیم بازار از طریق واردات تأمین می‌شود. در این بین، می‌توان به برنج پاکستانی، هندی و تایلندی اشاره کرد. بنابر تئوری تقاضا، زمانی که قیمت کالای جانشین افزایش (کاهش) یابد، مصرف‌کننده به خاطر اثر جانشینی، تقاضا برای محصول انتخابی خود را افزایش (کاهش) می‌دهد. این موضوع نشان می‌دهد که تأثیر افزایش یا کاهش قیمت در کالاهای جانشین، به صورت مستقیم در قیمت محصول مورد نظر دخیل است.

از سوی دیگر، واردات محصول‌های همانند تولید داخلی با درصد جانشینی بالا، منجر به تعدیل قیمت کالاهای وارداتی و حتی قیمت کالاهای تولید داخل می‌شود. در صورتی که برای حمایت از تولید داخلی، بر محصول‌های همانند وارداتی، تعرفه بالاتری وضع شود، این امر، ضمن افزایش بهای تمام شده کالاهای وارداتی به کشور، می‌تواند بر قیمت‌های داخلی نیز مؤثر باشد[۱]. لذا می‌توان متغیر واردات را نیز به عنوان یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر قیمت برنج در نظر گرفت[۲].

همچنین واردات از مسیر (کانال) نرخ ارز نیز می‌تواند تأثیر خود را بر قیمت محصول، اعمال کند. در نتیجه می‌توان گفت یک نوسان در نرخ ارز بین کشور مبدأ و مقصد، می‌تواند منجر به تغییر قیمت کالاهای وارداتی در بازار داخلی شود[۳]. اما با توجه به اینکه برنج تولید داخل بر حسب ریال

---

۱ برای مطالعه بیشتر به Sharify & Jafari-Taraj (2016) رجوع کنید.

۲ برای مطالعه بیشتر به Balié & Valera (2020)، Tanko (2015) و Dorosh & Malek (2016)، رجوع شود.

۳ مدل‌های تعیین نرخ ارز از جمله تئوری برابری قدرت خرید (PPP)، مدل‌های پولی و تراز دارائی به این موضوع اشاره کرده‌اند.

در بازار داخلی خرید و فروش می‌شود، از نرخ ارز بازار آزاد به جای نرخ ارز ترجیحی تأثیر می‌پذیرد[۱]. افزایش نرخ ارز غیررسمی منجر به افزایش قیمت محصول‌های تولید داخل و از جمله برنج می‌شود[۲]. اما تأثیر نرخ ارز برنج‌های وارداتی به گونه دیگری است. با توجه به اینکه برنج جزء کالاهای اساسی است، دولت از ارز ترجیحی برای واردات آن استفاده می‌کند. تغییر در نرخ ارز ترجیحی می‌تواند منجر به تغییر در قیمت برنج‌های وارداتی در بازار داخل کشور شود. به عنوان مثال، واردات برنج تا پیش از ۲۲ اردیبهشت ۱۴۰۱، با ارز ترجیحی ۴۲۰۰۰ ریال و پس از آن تاریخ تاکنون، با ارز ترجیحی ۲۸۵۰۰۰ ریال انجام می‌شود (Consumers and Producers Protection Organization, 2022). از این رو، با توجه به تغییر قابل ملاحظه در نرخ ارز وارداتی، به یقین قیمت برنج‌های وارداتی، افزایش قیمت معنی‌داری یافته‌اند.

متغیر تأثیرگذار دیگر بر قیمت همه کالاها و خدمات، تورم است. تغییر در سطح قیمت‌ها می‌تواند ناشی از عامل‌های مؤثر بر سمت تقاضا و عرضه اقتصاد باشد. افزایش در متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره دستمزدها، وجود سفته‌بازی و شرایط آشفته اقتصاد، انتظارات تورمی، حجم پول و نقدینگی موجود در جامعه، می‌تواند از عمده علت‌های بروز تورم باشند. هنگامی که سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد، قدرت خرید مردم کمتر خواهد شد. دولت برای جبران این کاهش در قدرت خرید، دستمزدها را افزایش می‌دهد. اما همین امر باعث بروز تورم در دوره بعدی خواهد شد که در اصطلاح به آن مارپیچ دستمزد- قیمت[۳] می‌گویند (Mankiw, 2017). افزایش قیمت‌های داخلی به یقین بر میزان مصرف و رفاه افراد داخل کشور اثرگذار خواهد بود.

قیمت جهانی برنج، متغیر دیگری است که می‌تواند بر قیمت برنج مؤثر باشد. بنابر گزارش‌های سازمان خواروبار و کشاورزی جهانی (فائو)[۴] (۲۰۲۳) از کالاهای تولید شده در جهان، پنج نوع شاخص قیمت برای برنج در عرضه جهانی وجود دارد که عبارت‌اند از: Indica، Japonica، Aromatic، Glutinous و شاخص کل که همه‌ی انواع برنج را شامل می‌شود. شاخص قیمت برنج فائو که همه انواع برنج را شامل می‌شود، بر مبنای مظنه ۲۱ نوع برنج صادراتی محاسبه می‌شود. هنگامی که قیمت‌های جهانی برنج افزایش یافته و به دنبال آن شاخص قیمتی برنج رشد می‌کند، انتظار بر این است که قیمت برنج در

---

۱ برنج تولید داخل از نرخ ارز بازار آزاد و برنج وارداتی از نرخ ارز ترجیحی تأثیر می‌پذیرد (Consumers and Producers Protection Organization, 2022).

۲ برای بررسی بیشتر در زمینه اثرگذاری نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها به Dorosh ،Kandil & Aghdas Mirzaie (2003) Malek (2016) &، Shojaeipour Monfared & Akın (2017) و Valogo, et al. (2023) رجوع شود.

3 Wage-price Spiral

4 Food and Agriculture Organization (FAO)

بازار داخلی نیز دستخوش تغییر شود. ممکن است برنج تولید داخل از شاخص قیمت جهانی تأثیر نپذیرد، اما چون برنج‌های وارداتی در بازارهای جهانی نیز معامله می‌شوند، افزایش قیمت در آن‌ها منجر به رقابت قیمتی شده و به طور غیر مستقیم قیمت برنج‌های تولید داخل را نیز افزایش می‌دهد. همچنین، افزایش قیمت جهانی مواد غذایی در نبود واردات، بازار داخلی را تحت فشار قرار می‌دهد که باعث افزایش قیمت مواد غذایی داخلی خواهد شد. از سویی، اگر محصول‌های غذایی با قیمت‌های بین‌المللی بالاتر، وارد کشور شود، این امر می‌تواند تورم وارداتی را به دنبال داشته باشد (Ahsan at al., 2012).

مرور نتایج بررسی‌های خارجی نشان می‌دهد که متغیرهای بنیادی اقتصاد که در بالا به آنها اشاره شد، در افزایش قیمت برنج (و حتی دیگر کالاها) مؤثر بوده‌اند. به عنوان مثال، Fitrawaty et al (2023) و Hermawan et al (2017) در نتایج بررسی‌های خود برای برنج کشور اندونزی، از متغیر قیمت تولید داخلی (به عنوان متغیر وابسته)، در کنار متغیرهای نرخ ارز، قیمت بین‌المللی برنج و تولید ناخالص داخلی سرانه در مدل‌سازی استفاده کرده‌اند. Mgale et al (2022) نیز در پژوهشی برای کشور تانزانیا، متغیرهای میزان تولید شلتوک برنج، نرخ بهره، قیمت سوخت به عنوان شاخص هزینه‌های حمل و نقل، درآمد سرانه به عنوان شاخص مصرف خانوار، شاخص قیمت مصرف‌کننده و بارندگی به عنوان شاخص آب و هوا را مورد استفاده قرار داد. همچنین Ahsan at al (2012) متغیرهای درآمد سرانه، عرضه پول، یارانه کشاورزی، تولید محصول‌های کشاورزی، قیمت‌های جهانی غذا را برای مدل‌سازی عامل‌های مؤثر بر قیمت مواد غذایی به کار برد. افزون بر این، Seck et al (2010) از متغیرهایی مانند قیمت برنج در بازار داخلی، قیمت برنج‌های وارداتی (تعدیل شده با مالیات)، یارانه، حمل‌ونقل، نرخ ارز و دیگر هزینه‌های بازاریابی، برای بررسی روند افزایش و تغییرپذیری قیمت برنج در کشورهای جنوب صحرای آفریقا، استفاده کردند. Naim (2008) نیز در نتایج بررسی‌های خود، بر تأثیر تورم و نرخ ارز در افرایش قیمت مواد غذایی اشاره دارد. Lamm and Westcott (1981) نیز بر این باور بودند که افزایش قیمت عامل‌های تولید که ناشی از تورم بوده، بر قیمت مواد غذایی تأثیر می‌گذارد. همچنین، افزون بر عامل‌های مؤثر بر افزایش قیمت در سطح مزرعه، عامل‌های غیرکشاورزی (متغیرهای کلان اقتصادی) نیز در افزایش قابل‌توجه قیمت منبع‌های مواد غذایی در دهه ۱۹۷۰ دخیل بوده است.

در ادامه، برخی از مهم‌ترین بررسی و ارزیابی‌های خارجی و داخلی مرتبط با موضوع تحقیق، مرور شده است. به عنوان مثال، Ekramol Islam & Chowdhury (2014) در پژوهش خود به بررسی عامل‌های مؤثر بر قیمت برنج در بنگلادش از دیدگاه تولیدکنندگان و فروشندگان پرداخته‌اند. در

نتیجه برخی از عامل‌های خارجی مانند بحران سیاسی، بلایای طبیعی، عدم حمایت دولت، تورم قیمت مانند افزایش قیمت کودهای تقویت کننده و برنج در بازارهای بین‌المللی، در دسترس نبودن عامل‌های تشکیل دهنده مانند کمبود بذر و کود، به عنوان عامل‌های کلیدی افزایش قیمت برنج شناسایی شد. همچنین، Hermawan et al (2017) پژوهش خود را با هدف تعیین عامل‌های مؤثر بر قیمت داخلی برنج در اندونزی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[۱] انجام داده‌اند. بنابر نتایج به دست آمده، متغیرهای تولید داخلی برنج و قیمت بین‌المللی آن، تأثیر معنی‌داری بر قیمت برنج داخلی در اندونزی نداشته است. از سویی، متغیر نرخ ارز تأثیر منفی و متغیر درآمد سرانه، تأثیر مثبتی بر قیمت برنج اندونزی داشته، که هر دو نیز معنی‌دار بوده‌اند. در این بین، متغیر درآمد سرانه با ضریب ۳/۵۹۸۵، بیشترین تأثیرگذاری را داشته که نشان‌دهنده میزان وابستگی مردم این کشور به مصرف برنج است. افزون بر این، Rahman (2019) در پژوهشی، عامل‌های مؤثر بر نوسان قیمت برنج و بررسی بازار برنج در شهر باریشال[۲] را از دیدگاه مصرف کننده و عمده فروش بررسی و ارزیابی کرد. در این پژوهش از رویکرد کیفی و مصاحبه با ۵۰ مصرف‌کننده برنج در سه روستای مختلف و ۳۰ عمده‌فروش برنج شهر باریشال بنگلادش استفاده شد. نتایج این بررسی‌ها، بیانگر آن بوده است که نوسان‌های قیمت برنج به دلیل مدیریت نامناسبی که در بین اعضای کانال ایجاد می‌شود، منجر به شرایطی می‌شود که کشاورز، شلتوک را با قیمت پایین‌تری به فروش برساند در حالی که، مصرف‌کننده، برنج را با قیمت بالایی خریداری می‌کند. در پژوهش دیگری، Anggraeni, et al. (2019) با به‌کارگیری متغیرهای منطقه برداشت برنج، تولید و مصرف برنج و نیز فصل برداشت برنج به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر نوسان‌های قیمت برنج و استفاده از ترکیب روش‌های شبکه عصبی مصنوعی و ARIMAX[۳] به پیش‌بینی قیمت برنج در چند استان اندونزی پرداخته‌اند. نتایج، نشان داد که مدل ترکیبی مورد استفاده، نتیجه بهتری نسبت به شبکه عصبی مصنوعی ارائه داده و میانگین قدرمطلق درصد خطای کمتری داشته است. در پژوهش دیگری، Menhaj & Kavoosi-Kalashami (2022) از یک مدل پیش‌بینی قیمت ترکیبی تکنیک خوشه‌بندی جدید[۴]، الگوریتم انتخاب خوشه جدید[۵] و شبکه عصبی پرسپترون چندلایه[۶] استفاده کرده‌اند. برابر نتایج به دست آمده و مقایسه عملکرد آن با چهار مدل معیار، روش پیشنهادی،

---

۱ Ordinary Least Squares (OLS)

2 Barishal

3 Autoregressive Integrated Moving Average Regression with Exogenous Variables (ARIMA)

4 Novel Clustering Technique

5 New Cluster Selection Algorithm

6 Multilayer Perceptron Neural Network (MLPNN)

عملکرد بهتری داشته است. همچنین روش یاد شده، برابر معیارهای دقت پیش‌بینی نیز میانگین قدرمطلق درصد خطای کمتری داشته است. در بین پژوهش‌های داخلی نیز Fahimifard et al (2010) به ارزیابی دقت پیش‌بینی دو روش ANFIS[۱] و ARIMA[۲] برای قیمت خرده‌فروشی برنج، گوشت مرغ و تخم‌مرغ پرداخته‌اند. در نتیجه، مدل عصبی فازی ANFIS در افق‌های زمانی مختلف، عملکرد کاراتری را نسبت به مدل رقیب ARIMA، در پیش‌بینی قیمت خرده‌فروشی اقلام یاد شده داشته است. همچنین، Mirzaei et al (2013) روش‌های سنتی و الگوریتم ژنتیک را در زمینه پیش‌بینی نوسان‌های قیمت محصول‌های منتخب کشاورزی، مقایسه و ارزیابی کردند. نتایج ارزیابی دقت پیش‌بینی‌ها با استفاده از معیار ریشه دوم میانگین مربعات خطا (RMSE)[۳] نشان داد که روش الگوریتم ژنتیک، قیمت اقلام یاد شده را با خطای کمتری پیش‌بینی کرده است. Nessabian & Ghashghaei (2018) نیز قیمت جهانی گندم را با استفاده از مدل ARIMA پیش‌بینی کرده و صرفه‌جویی ارزی ایران در قبال این محصول راهبردی (استراتژیک) را بررسی کرده‌اند. نتایج این بررسی گویای آن بود که کشور ایران در سال ۱۳۹۱ که قیمت جهانی گندم، افزایش یافته؛ میزان واردات خود را افزایش داده است. این موضوع نشان می‌دهد که صرفه‌جویی ارزی در خرید این محصول انجام نشده است. در پژوهش دیگری Ghaderzadeh et al (2019) به دنبال تعیین الگویی مناسب برای پیش‌بینی قیمت منتخبی از محصول‌های زراعی (سیب‌زمینی، گندم و یونجه) استان کردستان، از مدل‌های خودرگرسیون (AR)[۴]، میانگین متحرک (MA)[۵] و خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته (ARIMA) استفاده کرده‌اند. نتایج پیش‌بینی قیمت اقلام یاد شده نشان داد که بر مبنای معیارهای ارزیابی پیش‌بینی، از میان سه الگوی مورد بررسی مدل ARIMA عملکرد بهتری (خطای کمتر) در پیش‌بینی قیمت داشته است.

مرور نتایج بررسی‌های تجربی نشان می‌دهد که پژوهشی با هدف پیش‌بینی قیمت برنج، به تفکیک برنج‌های داخلی و وارداتی، در بین بررسی‌های داخلی انجام نشده است؛ در صورتی که پیش‌بینی‌های قابل اتکا و با دقت بالا در زمینه قیمت برنج انجام شود، می‌توان سیاست‌گذاران را در جهت اتخاذ سیاست قیمتی مناسب و تنظیم بازار این محصول یاری کرد؛ لذا این تحقیق از

---

۱ Adaptive Neuro Fuzzy Inference System

۲ Autoregressive Integrated Moving Average Regression (ARIMA)

۳ Root Mean Square Error (RMSE)

۴ Autoregressive

۵ Moving Average

این حیث دارای نوآوری است. همچنین بر مبنای مرور نتایج بررسی‌های انجام شده داخلی و خارجی و نظرهای کارشناسی گروه تحقیق، متغیرهای نرخ ارز (غیررسمی و ترجیحی)، نرخ تورم، قیمت کالای جانشین، شاخص قیمت جهانی برنج و واردات از متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت هر دو نوع برنج ایرانی و خارجی شناسایی شده است؛ که این مورد نیز، یکی دیگر از نوآوری‌های این پژوهش است. افزون بر این، استفاده از داده‌های به‌روز از منبع‌های معتبر داخلی و خارجی، منجر به ارائه پیش‌بینی‌های دقیق‌تری شده که این موضوع، از مزیت‌های دیگر این تحقیق به شمار می‌رود. بر این مبنا، در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۴۰۱:۱۲-۱۳۹۸:۱ و بررسی دقیق ادبیات موضوع، مدلی شامل متغیرهای مؤثر بر قیمت برنج‌های ایرانی خزر و خارجی تایلندی (مدل‌های ۱ و ۲) در ایران، طراحی و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)[1] برآورد شده است. همچنین پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای با در نظر گرفتن دو سناریوی ارزی مختلف، برای افق زمانی ۱۰ ماهه ۱۴۰۲:۱۲-۱۴۰۲:۳ ارائه شده است.

روش‌شناسی تحقیق

با توجه به مبانی نظری مطرح شده در بخش دوم، مدل پیشنهادی زیر که شامل متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر قیمت برنج است، به صورت زیر معرفی می‌شود[2]:

$$LnPR_{1t} = \alpha + \beta_1 LnEX_{1t} + \beta_2 LnINF_t + \beta_3 LnAP_{1t} + \beta_4 LnWPI_t + \beta_5 LnIM_t + u_{1t} \quad (۱)$$

$$LnPR_{2t} = \alpha + \beta_1 LnEX_{2t} + \beta_2 LnINF_t + \beta_3 LnAP_{2t} + \beta_4 LnWPI_t + \beta_5 LnIM_t + u_{2t} \quad (۲)$$

جدول (۱) متغیرهای تحقیق

Table (1) Research Variables

برنج خارجی تایلندی (مدل ۲) Thailand Foreign Rice (Model 2)			برنج ایرانی خزر (مدل ۱) Iranian Caspian Rice (Model 1)		
منبع Source	تعریف متغیر Variable Defining	نماد Symbol	منبع Source	تعریف متغیر Variable Defining	نماد Symbol
Consumers and Producers Protection Organization (2022)	قیمت یک کیلوگرم برنج تایلندی بر حسب ریال The price of a kilogram of Thailand rice in Rials	PR_2	Consumers and Producers Protection Organization (2022)	قیمت یک کیلوگرم برنج ایرانی خزر بر حسب ریال The price of a kilogram of Iranian Caspian rice in Rials	PR_1
Consumers and Producers Protection Organization (2022)	نرخ برابری دلار/ریال ترجیحی دولت Government exchange rate	EX_2	Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2023)	نرخ برابری دلار/ریال غیررسمی بازار آزاد Unofficial exchange rate	EX_1

1Vector Autoregressive

۲ متغیرهای مدل‌های مورد استفاده به لحاظ همخطی بررسی شده‌اند که از این حیث، بدون هم‌خطی است.

ادامه جدول (۱) متغیرهای تحقیق

Table (1) Research Variables

برنج خارجی تایلندی (مدل ۲) Thailand Foreign Rice (Model 2)			برنج ایرانی خزر (مدل ۱) Iranian Caspian Rice (Model 1)		
منبع Source	تعریف متغیر Variable Defining	نماد Symbol	منبع Source	تعریف متغیر Variable Defining	نماد Symbol
Statistical Centre of Iran (2022)	درصد تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها Percentage change in the level of prices	INF	Statistical Centre of Iran (2022)	درصد تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها[1] Percentage change in the level of prices	INF
Consumers and Producers Protection Organization (2022)	قیمت یک کیلوگرم برنج پاکستانی باسماتی بر حسب ریال The price of a kilogram of Pakistani basmati rice in Rials	AP_2[3]	Consumers and Producers Protection Organization (2022)	قیمت یک کیلوگرم برنج ایرانی طارم اعلاء بر حسب ریال The price of a kilogram of Iranian Tarem Alaa rice in Rials	AP_1[2]
FAO (2023)	شاخص کل قیمت جهانی برنج Total global rice price index	WPI	FAO (2023)	شاخص کل قیمت جهانی برنج Total global rice price index	WPI
The Islamic Republic of Iran Customs Administration (2022)	میزان واردات برنج بر حسب تن Import of rice in tons	IM	The Islamic Republic of Iran Customs Administration (2022)	میزان واردات برنج بر حسب تن Import of rice in tons	IM

این تحقیق به لحاظ هدف از نوع تحقیقات کاربردی و از نظر تجزیه و تحلیل، از نوع تحقیقات تحلیلی است. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز به روش اسنادی و کتابخانه‌ای، از پایگاه داده‌های داخل و خارج از کشور استخراج شده است. نمونه آماری این تحقیق، دو برنج ایرانی خزر و خارجی تایلندی (غیر از هومالی) است. داده‌های تحقیق، به صورت ماهانه برای دوره‌های زمانی ۱۳۹۸:۰۱-۱۴۰۱:۱۲ بوده و افق زمانی پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای از ۱۴۰۲:۰۳ تا ۱۴۰۲:۱۲ (۱۰ ماه) است. برای برآورد مدل تحقیق (رابطه ۱ و ۲)، از الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) استفاده شده که از جمله معروف‌ترین مدل‌های سری‌زمانی است. مدل‌های یاد شده برای نخستین بار توسط Sims (1980) مطرح شد. به باور وی، در سیستم معادلات همزمان نوع متغیرها به‌صورت همزمان تعیین می‌شود و تصمیم‌گیری در زمینه درون‌زا و برون‌زا بودن متغیرها درست نیست. به همین خاطر، وی مدل‌های خودرگرسیون برداری VAR را پیشنهاد کرد.

۱ برحسب شاخص قیمت مصرف‌کننده بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ بوده است.

۲ برنج طارم اعلاء به عنوان کالای جانشین برنج ایرانی خزر در نظر گرفته شده است.

۳ برنج پاکستانی باسماتی به عنوان کالای جانشین برنج خارجی تایلندی در نظر گرفته شده است.

در مدل VAR، متغیر وابسته به صورت برداری از چند سری‌زمانی است که هریک از آن‌ها برحسب وقفه‌های خود و وقفه‌های دیگر متغیرهای الگو تعریف شدند. یک مدل VAR در حالت کلی با p وقفه به‌صورت زیر است:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در یک الگوی دو متغیره ساده فرض می‌شود متغیر Y_{1t} از مقدارهای حال و گذشته Y_{2t} تأثیر می‌پذیرد. برعکس این موضوع نیز صادق است. یعنی متغیر Y_{2t} نیز تحت تأثیر مقادیر حال و گذشته Y_{1t}است. بنابراین، یک سیستم دو متغیره ساده با یک وقفه به‌صورت زیر است:

$$\begin{cases} Y_{1t} = b_{10} - b_{12} Y_{2t} + \gamma_{11} Y_{1,t-1} + \gamma_{12} Y_{2,t-1} + \varepsilon_{Y1,t} \\ Y_{2t} = b_{20} - b_{21} Y_{1t} + \gamma_{21} Y_{1,t-1} + \gamma_{22} Y_{2,t-1} + \varepsilon_{Y2,t} \end{cases} \qquad (۴)$$

سری‌های Y_{1t} و Y_{2t} هر دو ایستا هستند و $\varepsilon_{Y1,t}$ و $\varepsilon_{Y2,t}$ جمله‌های خطای مستقل از هم با واریانس $\sigma^2_{Y1,t}$ و $\sigma^2_{Y2,t}$ است. معادلات فوق، یک مدل خودرگرسیون برداری مرتبه اول VAR(۱) است؛ چون در هر معادله تنها یک وقفه وجود دارد. در سیستم دو معادله‌ای بالا، دو متغیر Y_{1t} و Y_{2t} تأثیر متقابلی برهم دارند؛ به طوری که b_{12} نشان‌دهنده تأثیر یک واحد تغییر در Y_{2t} بر Y_{1t} و b_{21} نشان‌دهنده تأثیر یک واحد تغییر در Y_{1t} بر Y_{2t} است. اگر ضریب b_{21} و b_{12} صفر نباشند، جمله‌های اخلال $\varepsilon_{Y1,t}$ و $\varepsilon_{Y2,t}$ به‌ترتیب تأثیر غیرمستقیمی بر Y_{2t} و Y_{1t} خواهند داشت.

رابطه بالا، نشان‌دهنده شکل ساختاری الگوی VAR برای مثال دو متغیره است. لازم به یادآوری است که شکل ساختاری با روش OLS قابل برآورد نیست. زیرا در رابطه‌های بالا، Y_{2t} با جمله خطای $\varepsilon_{Y1,t}$ و Y_{1t} نیز با جمله خطای ε_{Y2t} همبسته است. برای برآورد مدل بالا، بایستی آن را به شکل حل شده یا تقلیل‌یافته تبدیل کرد. بر این مبنا، شکل حل شده الگوی دو متغیر بالا، به صورت زیر مطرح است:

$$\begin{cases} Y_{1t} = \alpha_{10} + \alpha_{11} Y_{1,t-1} + \alpha_{12} Y_{2,t-1} + e_{1t} \\ Y_{2t} = \alpha_{20} + \alpha_{21} Y_{1,t-1} + \alpha_{22} Y_{2,t-1} + e_{2t} \end{cases} \qquad (۵)$$

در رابطه بالا، شش ضریب a_{10}، a_{11}، a_{12}، a_{20}، a_{21} و a_{22} به روش OLS قابل برآورد است. همچنین واریانس دو جمله خطای e_{1t} و e_{2t} و نیز کوواریانس بین آن‌ها $Cov(e_{1t}, e_{2t})$ قابل محاسبه است. در رابطه (۴) ε_tها با یکدیگر همبستگی ندارند. اما در رابطه (۵) e_tها با هم همبسته هستند. با توجه به این مطالب، شکل حل شده مدل اول تحقیق در قالب الگوی VAR، به صورت زیر خواهد بود[۱]:

---

۱ شکل حل شده مدل دوم تحقیق در قالب الگوی VAR به دقت همانند همین رابطه است.

$$\begin{cases} PR_{1t} = \alpha_{10} + \beta_{11} PR_{1,t-j} + \beta_{12} EX_{1,t-j} + \beta_{13} INF_{t-j} + \beta_{14} AP_{1,t-j} + \beta_{15} WPI_{t-j} + \beta_{16} IM_{t-j} + \varepsilon_{1,t} \\ EX_{1t} = \alpha_{20} + \beta_{21} PR_{1,t-j} + \beta_{22} EX_{1,t-j} + \beta_{23} INF_{t-j} + \beta_{24} AP_{1,t-j} + \beta_{25} WPI_{t-j} + \beta_{26} IM_{t-j} + \varepsilon_{2,t} \\ INF_t = \alpha_{30} + \beta_{31} PR_{1,t-j} + \beta_{32} EX_{1,t-j} + \beta_{33} INF_{t-j} + \beta_{34} AP_{1,t-j} + \beta_{35} WPI_{t-j} + \beta_{36} IM_{t-j} + \varepsilon_{3,t} \\ AP_{1t} = \alpha_{40} + \beta_{41} PR_{1,t-j} + \beta_{42} EX_{1,t-j} + \beta_{43} INF_{t-j} + \beta_{44} AP_{1,t-j} + \beta_{45} WPI_{t-j} + \beta_{46} IM_{t-j} + \varepsilon_{4,t} \\ WPI_t = \alpha_{50} + \beta_{51} PR_{1,t-j} + \beta_{52} EX_{1,t-j} + \beta_{53} INF_{t-j} + \beta_{54} AP_{1,t-j} + \beta_{55} WPI_{t-j} + \beta_{56} IM_{t-j} + \varepsilon_{5,t} \\ IM_t = \alpha_{60} + \beta_{61} PR_{1,t-j} + \beta_{62} EX_{1,t-j} + \beta_{63} INF_{t-j} + \beta_{64} AP_{1,t-j} + \beta_{65} WPI_{t-j} + \beta_{66} IM_{t-j} + \varepsilon_{6,t} \end{cases} \quad (۶)$$

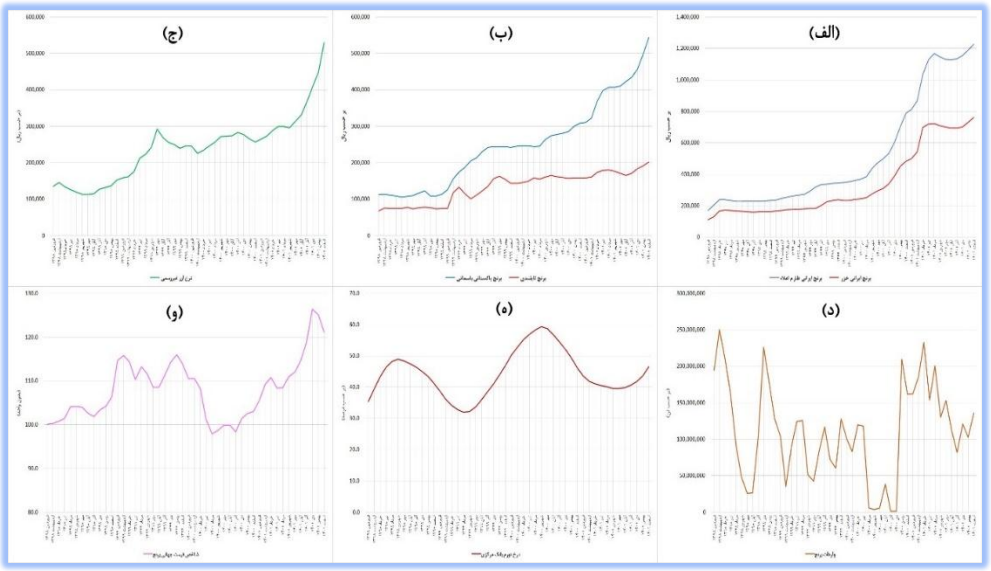
برای برآورد مدل VAR، در آغاز باید وقفه بهینه مدل را با استفاده از معیارهای اطلاعاتی تعیین کرد. آن گاه هم‌انباشتگی متغیرها را بررسی کرده و مدل تصحیح خطای برداری VECM[۱] را برآورد زد. در نهایت نیز، با استفاده از نتایج به دست آمده از تابع‌های واکنش آنی و تجزیه واریانس، به تفسیر نتایج، چگونگی و میزان اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته مدل پرداخت. همچنین می‌توان پیش‌بینی‌های درون و برون‌نمونه‌ای را با استفاده از خروجی مدل VAR انجام داد (Haghighat & Akbar Mousavi., 2017).

یافته‌های تحقیق

پیش از برآورد مدل تحقیق، به منظور ارائه تجزیه و تحلیل‌های دقیق‌تر، نمودارهای گرافیکی متغیرهای تحقیق ترسیم شده است. برابر نمودار (الف) شکل (۱) قیمت یک کیلوگرم برنج ایرانی خزر از فروردین ۱۳۹۸ (آغاز دوره) تا آبان ۱۳۹۹ روند قیمتی یکنواخت با شیب ملایم صعودی را داشته است. اما پس از آبان ۱۳۹۹، قیمت آن روند صعودی به خود گرفته، به طوری که در یک ماه بعدی (آذر ۱۳۹۹) رشدی معادل ۱۰/۷۳ درصدی را تجربه کرده است. در شهریور ماه ۱۴۰۰، روند صعودی قیمت برنج، شدت بیشتری یافته و به دنبال افزایش تورم در دیگر کالاها، این محصول نیز با قیمت‌های بالاتر در بازار موجود بوده است. از اردیبهشت ۱۴۰۱ با تغییر مبنای نرخ ارز واردات کالاهای اساسی از ۴۲۰۰۰ ریال به ۲۸۵۰۰۰ ریال، نرخ ارز غیررسمی نیز روند صعودی به خود گرفت. این امر منجر به بروز جهش قیمتی در اغلب کالاها شد؛ به طوری‌که قیمت برنج ایرانی خزر در خرداد ۱۴۰۱ نسبت به اردیبهشت آن سال با جهش ۲۹/۱۱ درصدی روبرو شد. ناگفته نماند که به طور معمول همه ساله پس از فروردین ماه، قیمت برنج افزایش می‌یابد، که این روند تا زمان عرضه برنج نو (اواخر بهار و اوایل تابستان) در بازار ادامه دارد. چرا که تقاضا کماکان وجود دارد، اما عرضه زیاد نیست. روند قیمتی یک کیلوگرم برنج ایرانی طارم اعلاء که به عنوان کالای جانشین برنج ایرانی خزر در مدل شماره ۱ آمده، نیز همانند همین برنج بوده است.

---

۱ Vector Error Correction Model (VECM)



منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

شکل (۱) روند متغیرهای تحقیق

Figure (1) Trend of research variables

برابر قسمت (ب) شکل (۱)، روند قیمتی برنج خارجی تایلندی (متغیر وابسته مدل دوم تحقیق) در دوره مورد بررسی، نوسان‌های قیمتی زیادی داشته است. یکی از این نوسان‌های شدید، مربوط به خرداد ماه سال ۱۳۹۹نسبت به فروردین همان سال بوده است؛ که منجر به رشد ۷۸/۲۹ درصدی قیمت این برنج شد. پس از آن، قیمت برنج تایلندی تا مرداد ۱۳۹۹ روند کاهشی داشته اما پس از مرداد تا دی ماه، دوباره روند قیمت این محصول، افزایشی شده است. به عبارت دیگر، با دو مرتبه افزایش قیمت در یک سال، رشدی معادل ۹۱ درصد را از آغاز تا پایان سال ۱۳۹۹ به ثبت رساند. جهش سوم قیمتی نیز به دنبال تغییر نرخ ارز مبنا برای واردات کالاهای اساسی، از اردیبهشت ۱۴۰۱ به بعد رخ داد.

این پژوهش، برنج خارجی پاکستانی باسماتی به عنوان کالای جانشین برنج خارجی تایلندی در مدل شماره ۲ به کار رفته است. در قسمت (ب) نمودار ۱، روند این برنج نه تنها با برنج‌های تولید داخلی یکسان نیست؛ بلکه همانندی کمتری نیز با روند برنج تایلندی دارد[۱]. اما آنچه که در بین نمودارهای این دو مشترک است، مبدأ آغاز روند افزایشی آن‌ها است که در هر دو نمودار، به فروردین ۱۳۹۹ اختصاص دارد. برنج پاکستانی باسماتی، از فروردین ۱۳۹۹ روند قیمتی صعودی ملایمی را

۱ دلیل این امر آن است که برنج‌های خارجی وارداتی تابع شرایط و قیمت‌های جهانی و همچنین مبدأ وارداتی نیز هستند.

در پیش گرفته، که این روند تا پایان دوره ادامه یافته است. همچنین در اردیبهشت ۱۴۰۱ نیز به دلیل تغییر نرخ ارز مبنای واردات، سرعت روند افزایشی آن تشدید یافته است.

بر مبنای قسمت (ج) شکل (۱)، نرخ ارز پس از یک دوره افزایشی در مهر ۱۳۹۹ به رقم ۲۹۲۴۳۷ ریال رسیده و پس از آن، نوسان‌های خفیفی را تجربه کرده است. در تیر ماه ۱۴۰۱، از سقف پیشین اشاره شده عبور کرده و در پایان دوره به رقم ۵۳۰۰۰۰ ریال رسیده است.

در قسمت (د) شکل بالا، روند واردات برنج ترسیم شده که همواره دارای نوسان بوده که چند دلیل برای آن قابل توجه است: ۱) با توجه به تأثیرپذیری برنج‌های وارداتی از قیمت‌های جهانی، با افزایش شاخص قیمت جهانی برنج در جهان، قیمت برنج‌های وارداتی بالاتر بوده، و مسئولان امر، بنا به مصلحت، برنج کمتری را وارد کرده‌اند. ۲) چون واردات برنج نیز همانند دیگر کالاهای وارداتی به نرخ ارز و تامین ارز کافی برای انجام واردات بستگی دارد، لذا ممکن است کشور در دوره‌هایی که تامین ارز به درستی صورت نگرفته، به ناچار، واردات کمتری را انجام دهد. ۳) از سوی دیگر، ممکن است حتی با وجود بالاتر بودن قیمت‌های جهانی برنج‌های وارداتی، یا بروز مسئله‌هایی در تامین ارز کافی برای واردات، واردات برنج از کشورهای خارجی در دوره‌هایی افزایش یابد؛ که این امر، می‌تواند ناشی از ضعف در تولید داخلی در آن دوره (بروز رویدادهای طبیعی مانند سیل یا ...) رخ دهد.

بر مبنای نمودار (ه)، روند تورم در طی دوره مورد بررسی، در کل به شکل سینوسی بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که اقتصاد ایران، وضعیت با ثباتی را به لحاظ متغیرهای کلان اقتصادی نداشته و تأثیر همه آن‌ها به نوعی در نرخ تورم، پدیدار شده است.

برابر نمودار (و) روند شاخص قیمت جهانی برنج، افت‌وخیزهای زیادی در طی دوره مورد بررسی داشته است[۱]. از آذر ماه ۱۴۰۰، شاخص جهانی برنج، روند افزایشی داشته است؛ به طوری که از ۹۸/۳ در آذر ۱۴۰۰ به ۱۲۶/۴ در دی ماه ۱۴۰۱ رسیده است. در این بین نیز، رخداد جنگ بین دو کشور اوکراین و روسیه، بر شدت این روند افزایشی افزوده است.

در ادامه، با توجه به اهمیت بررسی ایستایی متغیرها پیش از برآورد هر مدل به منظور جلوگیری از برآورد مدل کاذب، در این قسمت از آزمون ریشه‌واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)[۲] استفاده شده که نتایج آن در جدول ۲ زیر ارائه شده است.

---

۱ لازم به ذکر است که در دوره‌ای که شاخص قیمت جهانی برنج بالاتر بوده (از اسفند ۱۳۹۸ تا خرداد ۱۴۰۰)، واردات برنج از خارج از کشور نیز کمتر بوده است. جهت بررسی بیشتر، دوره مذکور با نمودار (د) مطابقت داده شود.

۲ Augmented Dickey–Fuller (ADF)

جدول (۲) آزمون ریشه‌واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

Table (2) Augmented Dickey–Fuller unit root test

مدل ۲ Model 2		مدل ۱ Model 1		متغیرها Variables
تفاضل مرتبه اول 1st Difference	سطح Level	تفاضل مرتبه اول 1st Difference	سطح Level	
		-3.5025 (0.0008)***	1.9497 (0.9866)	قیمت برنج ایرانی خزر (PR_1) Iranian Caspian rice price
-6.0203 (0.0000)***	-1.1964 (0.6680)			قیمت برنج خارجی تایلندی (PR_2) Thai foreign rice price
		-4.0154 (0.0030)***	1.7785 (0.9804)	نرخ ارز غیررسمی (EX_1) Unofficial exchange rate
-6.7823 (0.0000)***	-0.5157 (0.8788)			نرخ ارز ترجیحی (EX_1) Government exchange rate
-2.8189 (0.0058)***	0.5955 (0.8414)	-2.8189 (0.0058)***	0.5955 (0.8414)	تورم (INF) Inflation
		-3.2874 (0.0015)***	2.0215 (0.9886)	قیمت کالای جانشین برنج داخلی (AP_1)[1] The price of domestic rice substitutes
-3.5986 (0.0095)***	-0.0621 (0.9473)			قیمت کالای جانشین برنج خارجی (AP_2)[2] The price of foreign rice substitutes
-4.4147 (0.0000)***	0.6176 (0.8462)	-4.4147 (0.0000)***	0.6176 (0.8462)	شاخص قیمت جهانی برنج (WPI) Global rice price index
-7.5857 (0.0000)***	-0.2277 (0.5987)	-7.5857 (0.0000)***	-0.2277 (0.5987)	واردات (IM) Import

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

* سطح معنی‌داری ۱۰٪، ** سطح معنی‌داری ۵٪ و *** سطح معنی‌داری ۱٪، را نشان می‌دهد.

برابر جدول، همه‌ی متغیرهای هر دو مدل مورد بررسی در سطح، نامانا بوده و همه‌ی متغیرها با یک بار، تفاضل‌گیری مانا شدند و به عبارتی I(۱) هستند. بنابراین برای بررسی هم‌انباشته بودن متغیرهای تحقیق، از آزمون هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. اما پیش از آن، در آغاز بایستی تعداد وقفه بهینه مدل VAR با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز و هنان کوئین مشخص شود. معیارهای اطلاعات برای داده‌های مورد بررسی، برای هر دو مدل ۱ و ۲، در جدول ۳ ارائه شده است.

۱ منظور، برنج ایرانی طارم اعلا است.

۲ منظور، برنج خارجی پاکستانی باسماتی است.

جدول (۳) تعداد وقفه بهینه مدل VAR برای مدل‌های ۱ و ۲ تحقیق

Table (3) The optimal lag of the VAR model for research models 1 and 2

مدل‌ها Models	مدل ۱ Model 1			مدل ۲ Model 2		
تعداد وقفه Number of lags	آکائیک (AIC)	شوارتز (SC)	هنان کوئین (HQ)	آکائیک (AIC)	شوارتز (SC)	هنان کوئین (HQ)
وقفه ۱ Lag 1	-16.34	-14.63	-15.71	-10.27	-8.57	-9.64
وقفه ۲ Lag 2	-20.06	-16.90*	-18.89*	-14.35	-11.18*	-13.17*
وقفه ۳ Lag 3	-20.10	-15.48	-18.39	-14.41	-9.78	-12.69
وقفه ۴ Lag 4	-21.48*	-15.40	-19.22*	-14.97*	-8.89	-12.71

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

* تعداد وقفه بهینه

در اینجا با توجه به تعداد ۴۸ نمونه که کمتر از ۱۰۰ است، معیار اطلاعاتی شوارتز تعیین‌کننده وقفه بهینه مدل بوده؛ که در هر مدل، حداکثر ۲ وقفه بهینه را نشان داده است. پس از تعیین وقفه بهینه، آزمون هم‌انباشتگی برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل انجام شده است. در اینجا از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون- جوسیلیوس[1] استفاده شده؛ چراکه این آزمون، توان یافتن تعداد بیش از یک بردار هم‌انباشتگی از بین متغیرهای مدل را دارد و از این رو، نسبت به دیگر آزمون‌ها دارای برتری است. افزون بر این، تخمین‌زننده‌ها در آزمون یاد شده دارای کارایی مجانبی هستند Abdi (2012). در این آزمون، دو آماره اثر[2] و حداکثر مقادیر ویژه[3] محاسبه می‌شود نتایج آزمون‌های بالا به ترتیب در جدول (۴) ارائه شده است.

1 Johansen and Josulius Cointegration Test
2 Trace Test
3 Max Eigen Test

جدول (۴) نتایج آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه

Table (4) Results of trace and maximum eigenvalues tests

مدل ۲ Model 2			مدل ۱ Model 1			مدل‌ها Models
ارزش احتمال Prob	مقدار بحرانی Critical Value	آماره Statistic	ارزش احتمال Prob	مقدار بحرانی Critical Value	آماره Statistic	فرضیه صفر Null hypothesis
0.00 (0.00)	95.75 (40.07)	141.27 (56.92)	0.00 (0.00)	95.75 (40.07)	151.75 (50.51)	صفر بردار هم‌انباشتگی*● None
0.00 (0.00)	69.81 (33.87)	84.34 (40.48)	0.00 (0.00)	69.81 (33.87)	101.23 (43.03)	حداکثر یک بردار هم‌انباشتگی*● At most 1
0.11 (0.27)	47.85 (27.58)	43.85 (20.94)	0.00 (0.01)	47.85 (27.58)	58.19 (31.27)	حداکثر دو بردار هم‌انباشتگی* At most 2
0.25 (0.14)	29.79 (21.13)	22.90 (17.54)	0.10 (0.38)	29.79 (21.13)	26.92 (13.70)	حداکثر سه بردار هم‌انباشتگی At most 3
0.76 (0.75)	15.49 (14.26)	5.36 (4.87)	0.10 (0.18)	15.49 (14.26)	13.22 (10.46)	حداکثر چهار بردار هم‌انباشتگی At most 4
0.48 (0.48)	3.84 (3.84)	0.48 (0.48)	0.09 (0.09)	3.84 (3.84)	2.75 (2.75)	حداکثر پنج بردار هم‌انباشتگی At most 5

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

* نشان‌دهنده رد فرضیه صفر در مدل اول و ● نشان‌دهنده رد فرضیه صفر در مدل دوم است.

مقدارهای بحرانی در سطح ۰/۰۵ بوده و اعداد سطر اول مقابل هر بردار، مربوط به نتایج آزمون اثر و اعداد سطر دوم مقابل هر بردار (اعداد درون پرانتز)، مربوط به نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه است.

بنا بر نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (جدول ۴) می‌توان گفت، در مدل اول و دوم، به ترتیب، وجود حداکثر سه و دو بردار هم انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده است.

برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت

در این قسمت، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل‌های اول و دوم، بر مبنای بردار نرمال شده نسبت به متغیرهای درون‌زا با یک وقفه ($PR_1(-1)$ و $PR2(-1)$) برآورد شده است. در انتخاب بردار بلندمدت بین متغیرهای مدل باید توجه کرد که بردار نرمال شده نسبت به متغیرهای درون‌زا، باید از نظر علامت ضریب‌ها با تئوری‌های اقتصادی متناسب باشد و ضریب‌ها نیز معنی‌دار باشد. بر این مبنا، نتایج بردار بهینه انتخابی در جدول ۵ زیر ارائه شده است.

جدول (۵) برآورد بردار هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت)

Table (5) Estimation of the cointegration vector (long-term relationship)

ضریب‌های مدل ۲ Coefficients of Model 2	ضریب‌های مدل ۱ Coefficients of Model 1	متغیرها Variables
	1.0000	قیمت برنج ایرانی خزر (PR_1) Iranian Caspian rice price
1.0000		قیمت برنج خارجی تایلندی (PR_2) Thai foreign rice price
	***0.116	نرخ ارز غیررسمی (EX_1)
	(0.0221)	Unofficial exchange rate
***0.2719		نرخ ارز ترجیحی (EX_2)
(0.0245)		Government exchange rate
***-0.5118	***0.1230	تورم (INF)
(0.1562)	(0.0361)	Inflation
	***-1.0038	قیمت کالای جانشین برنج داخلی (AP_1)
	(0.0100)	The price of domestic rice substitutes
***-0.9983		قیمت کالای جانشین برنج خارجی (AP_2)
(0.0462)		The price of foreign rice substitutes
0.2823	**-0.2313	شاخص قیمت جهانی برنج (WPI)
(0.3558)	(0.1026)	Global rice price index
***0.1195	-0.0072	واردات (IM)
(0.0177)	(0.0041)	Import
0.3092	-0.1566	عرض از مبدأ (C_1)
		Intercept

Source: Research findings منبع: یافته‌های تحقیق

** سطح معنی‌داری ۵٪ و *** سطح معنی‌داری ۱٪، را نشان می‌دهد.

رابطه هم‌انباشتگی نسبت به متغیر $PR_1(-1)$ و $PR_2(-1)$ نرمال شده است.

$$PR_{1(-1)} = 0.156 - 0.111EX_{1(-1)} - 0.123INF_{(-1)} + 1.003AP_{1(-1)} + 0.231WPI_{(-1)} + 0.007IM_{(-1)} \quad (۷)$$

$$PR_{2(-1)} = -0.309 - 0.271EX_{2(-1)} + 0.511INF_{(-1)} + 0.998AP_{2(-1)} - 0.282WPI_{(-1)} - 0.119IM_{(-1)} \quad (۸)$$

با توجه به آنکه همه‌ی متغیرها به جز متغیرهای وابسته قیمت برنج ایرانی خزر (PR1) در مدل اول و قیمت برنج خارجی تایلندی (PR2) در مدل دوم، به سمت راست تساوی رابطه هم‌انباشتگی منتقل شده‌اند؛ لذا علامت ضریب‌های مثبت به منفی و منفی به مثبت تبدیل شده است. با افزایش نرخ ارز (EX)، ارزش پول داخلی کاسته شده و موجب کاهش قدرت خرید و سبد مصرفی مصرف‌کنندگان می‌شود. همچنین، از طریق اثرگذاری بر نهاده‌های تولیدی و مواد اولیه تولیدها و ... افزایش قیمت دیگر کالاها را نیز دربردارد؛ که قیمت برنج نیز از این قاعده مستثنی نیست.

اما در هر دو رابطه بالا، علامت نرخ ارز برخلاف انتظار بوده است[۱]. همچنین، با افزایش تورم (INF)، قیمت برنج نیز افزایش می‌یابد. اما در مدل دوم، تورم داخل کشور بر کالاهای وارداتی به ویژه کالاهای اساسی مانند برنج، تأثیر معکوسی داشته است. افزون بر این، با افزایش قیمت کالای جانشین هر محصول، قیمت آن محصول هم در نتیجه افزایش تقاضا افزایش خواهد یافت و علامت تأثیرگذاری این متغیر نیز مثبت است. در تفسیر چگونگی تأثیرگذاری متغیر شاخص قیمت جهانی برنج (WPI) نیز می‌توان گفت که با افزایش این شاخص، برنج‌های وارداتی خارجی به طور مستقیم از این امر تأثیر می‌پذیرند. این در حالی است که این شاخص بر قیمت‌های داخلی اثر معکوس دارد. متغیر واردات (IM) نیز رابطه معکوس با قیمت برنج دارد؛ چرا که منجر به افزایش عرضه برنج و تعدیل بازار این محصول شده و به عنوان محرک کاهش قیمت برنج عمل خواهد کرد.

بر این مبنا، در مدل اول، متغیرهای شاخص قیمت جهانی برنج و قیمت کالای جانشین (AP1)، در عین معنی‌داری دارای علامت موافق تئوری بوده‌اند. این در حالی است که متغیرهای نرخ ارز (EX1) و نرخ تورم در مدل یاد شده، با وجود معنی‌داری، بدون علامت‌های مورد انتظار هستند. افزون بر این، متغیر واردات نیز در این مدل بی‌معنی و دارای علامت مخالف تئوری بوده است. همچنین، در مدل دوم نیز متغیرهای تورم، قیمت کالای جانشین (AP2) و واردات دارای علامت موافق تئوری و معنی‌دار هستند. در حالی که متغیرهای نرخ ارز ترجیحی (EX2) و شاخص قیمت جهانی برنج، دارای علامت مخالف انتظار بوده‌اند؛ ضمن آن که متغیر شاخص قیمت جهانی برنج بی‌معنی است[۲].

بنا بر نتایج برآورد رابطه کوتاه‌مدت و مدل VECM، مقدار ضریب جمله تصحیح خطای ECM[۳] برای مدل اول برابر ۰/۳۰۰- و برای مدل دوم برابر ۰/۳۰۹- برآورد شده است. این ضریب، بیانگر سرعت تصحیح خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت است. یعنی در هر دوره زمانی حدود ۳۰ درصد از عدم تعادل‌های مربوط به دوره پیش، از مدل‌های ۱ و ۲ تصحیح می‌شود[۴]. نتایج این پژوهش با نتایج بررسی‌های Campbell (1932)؛ Naim (2008)؛ Seck, et

---

۱ این مورد با نتایج بررسی Hermawan et al (2017) سازگار است.

۲ در اینجا همه‌ی متغیرهای تفسیر شده دارای یک وقفه هستند.

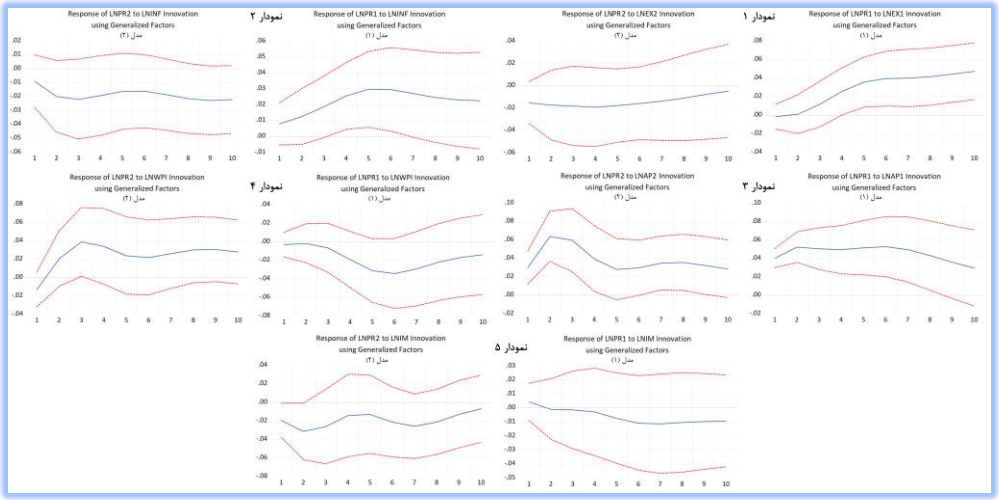
3 Error Correction Model (ECM)

۴ به دلیل محدودیت در شمار صفحه‌های مقاله، از ارائه نتایج صرف‌نظر شده است. نتایج نزد نویسندگان محفوظ است.

al. (2010)؛ Ahsan, at al. (2012)؛ Hermawan, et al. (2017)؛ Mgale, et al. (2022) و Fitrawaty, et al. (2023) همخوانی دارد.

تابع‌های واکنش آنی

به دلیل اینکه تفسیر ضریب‌های برآوردی مدل VAR، به ویژه زمانی که ضریب یک متغیر تغییر علامت بدهد، دشوار خواهد بود؛ از توابع واکنش آنی[۱] (IRF) برای تفسیر نتایج استفاده می‌شود. تابع‌های واکنش آنی، تکانه (شوک) وارده بر متغیرها و مدت زمان از بین رفتن اثرگذاری‌های آن‌ها را نشان می‌دهد. تکانه‌ها در یک دوره رخ می‌دهند و در دوره بعد مقدار تکانه، صفر است؛ اما اثرگذاری‌های آن‌ها تا چند دوره باقی می‌ماند. برای مقایسه درست تأثیر تکانه متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته، از حالت تکانه‌های تعمیم‌یافته Pesaran and Shin (1998) استفاده شده است. در این حالت، تأثیر تکانه‌ها به شکل استاندارد شده تفسیر می‌شود. این تکانه‌ها در شکل (۲) ارائه شده است.



Source: Research findings منبع: یافته‌های تحقیق

شکل (۲) واکنش متغیر قیمت برنج (خزر و تایلندی) به تکانه‌ها[۲]

Figure (2) Response of rice price variables (Caspian and Thai) to shocks

---

۱ Impulse Response Function (IRF)

۲ محور عمودی، نشان‌دهنده میزان تغییرهای متغیر وابسته در برابر تکانه‌های وارده به متغیرها به شکل استاندارد و برحسب درصد است.

در سمت راست نمودار ۱، تکانه ایجاد شده در متغیر نرخ ارز غیررسمی، از دوره دوم به بعد، منجر به افزایش در قیمت برنج ایرانی خزر می‌شود. به طوری که در دوره‌های بعدی نیز اثرپذیری تکانه ارزی تشدید شده که به صورت استاندارد تا ۵ درصد منجر به افزایش قیمت برنج ایرانی خزر شده است. همچنین تکانه ایجاد شده میرا نبوده و اثر آن از بین نمی‌رود. اما در نمودار سمت چپ نمودار ۱، تکانه ایجاد شده در نرخ ارز ترجیحی، به جای افزایش در قیمت برنج وارداتی تایلندی، منجر به کاهش قیمت آن شده و توانسته به صورت استاندارد، قیمت برنج تایلندی را تا دوره چهارم، حدود ۲ درصد کاهش دهد. اما پس از دوره چهارم، اثر تکانه کم‌کم از بین رفته و میرا شده است.

در سمت راست نمودار ۲، تکانه ایجاد شده در متغیر تورم، از همان دوره اول منجر به افزایش قیمت برنج ایرانی خزر شده و در دوره پنجم به اوج خود رسیده است. در نتیجه تکانه ایجاد شده به شکل استاندارد تا ۳ درصد، قیمت برنج خزر را افزایش داده است. اما پس از دوره پنجم، اثر تکانه اندکی کاهش یافته اما میرا نبوده است. در حالی‌که، در سمت چپ نمودار ۲، یک تکانه در نرخ تورم داخلی، قیمت برنج تایلندی را تا دوره سوم، به شکل استاندارد تا ۲ درصد کاهش داده؛ و پس از آن همچنان اثرگذاری منفی خود را حفظ کرده است. اثرگذاری تکانه یاد شده تا پایان دوره از بین نرفته و به عبارت دیگر، اثر تکانه میرا نبوده است.

در سمت راست نمودار ۳، یک تکانه ایجاد شده در قیمت برنج طارم اعلاء (کالای جانشین)، منجر به افزایش قیمت برنج خزر از همان دوره دوم شده است. از دوره دوم تا ششم، اثر این تکانه در حدود ۵ درصد به شکل استاندارد بوده و پس از آن، از شدت اثرگذاری تکانه کاسته شده؛ اما میرا نشده است. افزون بر این، در سمت چپ نمودار ۳، یک تکانه ایجاد شده در قیمت برنج پاکستانی باسماتی (کالای جانشین) توانسته در دوره دوم، قیمت برنج تایلندی را تا ۶ درصد به شکل استاندارد افزایش دهد. پس از دوره دوم، از اثر تکانه به مرور کاسته شده، اما همانند نمودار مدل ۱، اثر تکانه قیمت کالای جانشین میرا نبوده است.

تکانه بعدی مربوط به متغیر شاخص قیمت جهانی برنج بوده که همانند نمودارهای پیشین، در سمت راست متغیرهای مدل ۱ حضور دارند. در سمت راست نمودار ۴، تکانه ایجاد شده در شاخص قیمت جهانی برنج، از همان آغاز دوره منجر به کاهش در قیمت برنج ایرانی خزر شده و این روند منفی تا دوره ششم ادامه‌دار بوده است. به طوری که این تکانه توانسته قیمت برنج داخلی را تا حدود ۴ درصد کاهش دهد. پس از دوره ششم، اثر تکانه کاسته شده و میرا می‌شود. اما تأثیر تکانه شاخص قیمت جهانی برنج، بر روی برنج خارجی تایلندی، به کلی متفاوت از برنج ایرانی خزر بوده

است. با توجه به اینکه شاخص قیمت جهانی برنج بر برنج‌های خارجی وارداتی اثرگذار است؛ یک تکانه ایجاد شده در این شاخص، تا دوره سوم، قیمت برنج تایلندی را به صورت استاندارد تا ۴ درصد افزایش داده است (سمت چپ نمودار ۴). در ادامه اثر تکانه، میرا نبوده است.

نمودار آخر (نمودار ۵) در این بخش، به تکانه واردات برنج اختصاص دارد. در سمت راست نمودار ۵، تکانه ایجاد شده در متغیر واردات، از دوره چهارم به بعد، تأثیر اندکی (حدود یک درصد به شکل استاندارد) در کاهش قیمت برنج داخلی خزر داشته است. اما همین تأثیرگذاری تکانه واردات بر قیمت برنج تایلندی، به صورت مستقیم بوده و بیشتر از برنج ایرانی خزر است. یک تکانه در واردات، قیمت برنج تایلندی را تا دوره دوم، حدود ۳ درصد به شکل استاندارد کاهش داده است. پس از آن اثر تکانه به مرور از بین رفته و در پایان دوره نیز میرا شده است.

تجزیه واریانس

تجزیه واریانس سهم هر یک از عامل‌های را در تغییر متغیر وابسته اندازه‌گیری کرده و جداسازی می‌کند. نتایج تجزیه واریانس برای مدل VAR برآوردی در جدول ۶ زیر ارائه شده است.

جدول (۶) نتایج تجزیه واریانس

Table (6) Results of variance decomposition

	دوره Period	انحراف‌معیار S. D	IM	WPI	INF	AP_1	EX_1	PR_1
مدل ۱ Model 1	1	0.045	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	100.000
	2	0.070	0.726	0.677	0.149	4.212	0.170	94.063
	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....
	10	0.183	1.149	1.585	1.375	17.309	35.204	43.375
	میانگین Average		0.739	1.199	1.273	13.942	16.534	66.309
	دوره Period	انحراف‌معیار S. D	IM	WPI	INF	AP_2	EX_2	PR_2
مدل ۲ Model 2	1	0.064	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	100.000
	2	0.101	0.269	7.931	1.244	17.011	0.135	73.408
	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....
	10	0.179	2.049	19.906	7.332	37.469	3.553	29.687
	میانگین Average		1.12	14.569	3.898	30.838	2.769	46.799

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

بر این مبنا، میانگین اعداد مربوط به تجزیه واریانس متغیرهای مدل ۱ نشان می‌دهد که در آغاز برنج ایرانی خزر (PR_1)، و پس از آن به ترتیب متغیرهای نرخ ارز (EX_1) و قیمت کالای جانشین (AP_1) بیشتر از دیگر متغیرها توانسته‌اند تغییرپذیری‌های متغیر وابسته برنج ایرانی خزر (PR_1) را در دوره مورد بررسی توضیح دهند. در مورد مدل ۲ نیز میانگین اعداد مربوط به تجزیه واریانس متغیرها نشان می‌دهد که در آغاز برنج خارجی تایلندی (PR_2)، و پس از آن به ترتیب متغیرهای قیمت کالای جانشین (AP_2)، شاخص قیمت جهانی برنج (WPI) و نرخ تورم (INF) نسبت به دیگر متغیرها، بیشتر توانسته‌اند تغییرپذیری‌های متغیر وابسته را در دوره مورد بررسی توضیح دهند. همان طور که مشخص است در این مدل برخلاف مدل ۱، متغیر نرخ ارز ترجیحی، تأثیر کمی در توضیح‌دهندگی متغیر وابسته قیمت برنج خارجی تایلندی داشته و می‌توان گفت اعمال سیاست نرخ ارز ترجیحی موجب کاهش قابل‌توجه تأثیر این متغیر در توضیح دهندگی قیمت متغیر وابسته شده است. به عبارت دیگر، این سیاست تا حدی در کنترل قیمت برنج خارجی تایلندی مؤثر بوده است.

در پایان بحث در زمینه نتایج برآورد، لازم به یادآوری است که آزمون‌های تشخیص مدل شامل آزمون‌های نرمال بودن، نبود خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس برای باقی‌مانده‌های مدل VAR و VECM انجام شده و به جهت ذخیره فضا، نتایج آن‌ها گزارش نشده است[1]. نتایج آزمون‌های یاد شده، بیانگر تصریح مناسب هر دو مدل تحقیق بوده است.

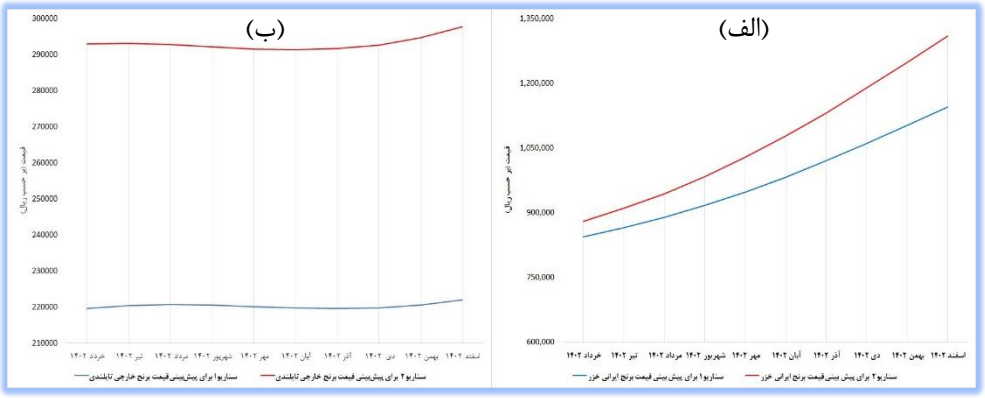
پیش‌بینی

در این قسمت، با توجه به اینکه در مدل ۱ از نرخ ارز غیررسمی و در مدل ۲ از نرخ ارز ترجیحی استفاده شده؛ پیش‌بینی‌های برون نمونه‌ای بر مبنای دو سناریوی مختلف ارزی انجام شده است[2]. در مدل ۱ سناریو اول شامل پیش‌بینی خود نرم‌افزار بوده و در سناریو دوم، افزایش ۳۰ درصدی نرخ ارز غیررسمی لحاظ شده است. در مدل ۲، سناریو اول شامل نرخ ارز ترجیحی ۴۲۰۰۰ ریال از آغاز دوره تا فروردین ۱۴۰۱ و نرخ ارز ترجیحی ۲۸۵۰۰۰ ریال از اردیبهشت ۱۴۰۱ تا پایان دوره بوده؛ و در سناریو دوم، افزایش ۳۰ درصدی نرخ ارز ترجیحی (۳۷۰۵۰۰ ریال) اعمال شده است. افق پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای با توجه به حجم نمونه، ۱۰ دوره (ماه) برای هر دو برنج ایرانی خزر و خارجی تایلندی انتخاب شده است. بر مبنای توضیح‌های بالا، نمودارهای پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای برنج خزر و تایلندی در شکل ۳ نشان داده شده است.

---

۱ نتایج این قسمت نزد نویسندگان محفوظ است.

۲ پیش‌بینی درون نمونه‌ای در دوره زمانی ۱۴۰۱:۱۲-۱۳۹۸:۰۳ برای هر دو مدل انجام شد که نتایج معیارهای ارزیابی، گویای دقت مناسب نتایج پیش‌بینی‌ها بوده است. نتایج به دلیل ذخیره فضا، نزد نویسندگان محفوظ است.



منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

شکل (۳) پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای قیمت برنج ایرانی خزر و برنج خارجی تایلندی (۱۴۰۲:۱۲-۱۴۰۲:۳)

Figure (3) Out-of-sample prices forecasting of Iranian Caspian rice and Thai foreign rice (2023:5-2024:03)

بر مبنای نمودار الف شکل ۳، و برابر سناریو ۱ برای برنج ایرانی خزر، روند قیمتی آن تا پایان سال ۱۴۰۲ به شکل افزایشی پیش‌بینی شده است. براین مبنا، قیمت یک کیلوگرم برنج ایرانی خزر در خرداد ۱۴۰۲ برابر ۸۴۴۳۷۰ ریال پیش‌بینی شده؛ در حالی که بر مبنای سناریو ۲ ارزی (۳۰ درصد افزایش در نرخ ارز غیررسمی) مقدار ۸۸۰۰۷۴ ریال برای یک کیلوگرم از این نوع برنج پیش‌بینی شده است. قیمت برنج خزر بر مبنای سناریو ۱ و ۲ ارزی برای اسفند ۱۴۰۲، به ترتیب برابر ۱۱۴۵۱۴۸ ریال و ۱۳۰۹۷۵۸ ریال برآورد شده است. با توجه به پیش‌بینی یاد شده، یک رشد ۳۵/۶۲ درصد و ۴۸/۸۲ درصد از آغاز خرداد تا اسفند ۱۴۰۲، برابر هر یک از سناریوهای ارزی ۱ و ۲ (به ترتیب) برای برنج ایرانی خزر متصور است. بر مبنای هر دو سناریو، قیمت این برنج به شکل افزایشی پیش‌بینی شده؛ و با نزدیک‌تر شدن به پایان دوره، اختلاف پیش‌بینی بیشتر می‌شود. با توجه به اینکه برداشت برنج در شش ماهه دوم سال بسیار کم است، و نیز وجود تورم به ویژه تورم مواد غذایی، افزایش قیمت نهاده‌ها و عامل‌های تولید، نوسان‌های ارزی و ... روند افزایشی قیمتی برنج یاد شده دور از انتظار نیست.

برابر پیش‌بینی انجام شده بر مبنای سناریو اول برای مدل ۲ تحقیق (قسمت ب شکل ۳)، قیمت هر کیلوگرم برنج تایلندی ۲۱۹۵۶۹ ریال و بر اساس سناریو دوم (افزایش ۳۰ درصدی در نرخ ارز ترجیحی)، ۲۹۲۹۵۴ ریال برآورد شده است. بر خلاف نمودار پیشین، روند قیمت آتی این نوع برنج به شکل یکنواختی پیش‌بینی شده و نوسان‌های زیادی در آن وجود ندارد. از این رو، قیمت برنج یاد شده بر مبنای سناریوهای ۱ و ۲ ارزی، برای پایان دوره به ترتیب برابر با ۲۲۱۹۳۷ ریال

و ۲۹۷۶۲۶ ریال پیش‌بینی شده است. تغییر در نرخ ارز ترجیحی مبنای واردات و افزایش ۳۰ درصدی آن، تنها پیش‌بینی قیمت برنج تایلندی را حدود ۷۰۰۰۰ ریال افزایش می‌دهد. بر مبنای سناریو ۱ و ۲، قیمت برنج تایلندی به ترتیب ۱/۰۷ درصد و ۱/۶۰ درصد رشد یافته است. در ادامه، مقادیر پیش‌بینی شده قیمت هر دو نوع برنج خزر و تایلندی برای ماه‌های خرداد تا اسفند سال ۱۴۰۲ در جدول ۷ آمده است.

جدول (۷) پیش‌بینی قیمت یک کیلوگرم برنج ایرانی خزر و خارجی تایلندی با سناریوهای ارزی (ریال)

Table (7) Forecasting the price of one kilogram of Iranian Caspian and Thai foreign rice with currency scenarios (Rial)

ماه Month	مدل ۱ Model 1		مدل ۲ Model 2	
	سناریو ارزی ۱ Currency Scenario 1	سناریو ارزی ۲ Currency Scenario 2	سناریو ارزی ۱ Currency Scenario 1	سناریو ارزی ۲ Currency Scenario 2
خرداد	844370	880074	219569	292954
تیر	865050	909618	220413	293074
مرداد	889083	943951	220671	292706
شهریور	916669	983359	220513	292110
مهر	947825	1027867	220135	291556
آبان	982379	1077230	219748	291308
آذر	1019973	1130937	219557	291606
دی	1060087	1188242	219753	292657
بهمن	1102062	1248207	220502	294625
اسفند	1145148	1309758	221937	297626

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

جدول ۸ نیز بیانگر دقت بالای پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای مدل‌ها، برابر معیارهای ارزیابی بوده است.

جدول (۸) آمارهای نشان‌دهنده دقت پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای

Table (8) Statistics showing the accuracy of out-of-sample forecasting

مدل‌ها Models	سناریوها Scenarios	ریشه دوم میانگین مجذور خطا (RMSE)	میانگین قدرمطلق خطا (MAE)	میانگین قدرمطلق درصد خطا (MAPE)	ضریب نابرابری تایل (Theil)
مدل ۱ Model 1	(سناریو ۱) (Scenario 1)	0.4263	0.4159	3.1902	0.0166
	(سناریو ۲) (Scenario 2)	0.5342	0.5323	3.6463	0.0186
مدل ۲ Model 2	(سناریو ۱) (Scenario 1)	0.0437	0.0377	0.3081	0.0017
	(سناریو ۲) (Scenario 2)	0.0636	0.0596	0.4875	0.0025

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصادی کشور، ضمن طراحی الگوهای مناسب شامل متغیرهای مهم و اثرگذار بر قیمت‌های برنج ایرانی خزر و خارجی تایلندی، پیش‌بینی‌هایی برای روند قیمتی برنج‌های یاد شده ارائه شد. در آغاز آزمون ریشه‌واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) برای متغیرهای تحقیق انجام شد. همچنین، تعداد ۲ وقفه، به عنوان وقفه بهینه هر دو مدل توسط معیار شوارتز تعیین شد. در ادامه با توجه به هم‌انباشته بودن متغیرهای تحقیق، تعداد حداکثر ۳ بردار هم‌انباشتگی برای مدل اول و حداکثر ۲ بردار هم‌انباشتگی برای مدل دوم مشخص شد.

سپس، برابر نتایج رابطه‌های بلندمدت مدل اول، متغیرهای شاخص قیمت جهانی برنج و قیمت کالای جانشین در عین معنی‌داری، دارای علامت موافق تئوری بوده‌اند. درحالی که متغیرهای نرخ ارز غیررسمی و نرخ تورم، در مدل مذکور، با وجود معنی‌داری، علامت‌های مورد انتظار را نداشتند. متغیر واردات نیز در این مدل، بی‌معنی و دارای علامت مخالف تئوری بوده است. همچنین، در مدل دوم نیز متغیرهای تورم، قیمت کالای جانشین و واردات دارای علامت موافق تئوری و معنی‌دار بوده‌اند. در حالی که متغیرهای نرخ ارز ترجیحی و شاخص قیمت جهانی برنج، علامت مخالف انتظار داشته‌اند؛ ضمن آنکه متغیر شاخص قیمت جهانی برنج نیز بی‌معنی بوده است.

در ادامه، رابطه کوتاه‌مدت و مدل تصحیح خطای برداری برآورد شد که ضریب جمله تصحیح خطای ECM مدل اول و دوم، به ترتیب برابر ۰/۳۰۰- و ۰/۳۰۹- برآورد شد. سپس، به استخراج تکانه‌ها پرداخته شد. در این بین، تکانه ایجاد شده در نرخ ارز و قیمت کالای جانشین برای مدل اول، و قیمت کالای جانشین و شاخص قیمت جهانی برنج در مدل دوم، بیش از سایر متغیرهای مدل بر نوسان‌های قیمت برنج‌های خزر و تایلندی (به ترتیب) مؤثر بوده‌اند.

همچنین، بر مبنای میانگین اعداد مربوط به ده دوره تجزیه واریانس متغیرهای مدل اول، در آغاز قیمت خود برنج ایرانی خزر، و پس از آن به ترتیب متغیرهای نرخ ارز غیررسمی و قیمت کالای جانشین، بیش از دیگر متغیرها تغییرپذیری‌های متغیر وابسته را در دوره مورد بررسی توضیح داده‌اند. از سوی دیگر، این اعداد در مدل دوم نشان‌دهنده آن است که در آغاز قیمت خود برنج خارجی تایلندی و پس از آن به ترتیب متغیرهای قیمت کالای جانشین، شاخص قیمت جهانی برنج و نرخ تورم، بیش از دیگر متغیرها توانسته‌اند تغییرپذیری‌های متغیر وابسته را در دوره مورد بررسی توضیح دهند.

در نهایت پس از برآورد مدل‌های طراحی شده، دو پیش‌بینی برون نمونه‌ای با دو سناریو ارزی برای دوره ۱۴۰۲:۰۳ تا ۱۴۰۲:۱۲ انجام شد. برابر سناریو اول مدل ۱، قیمت برنج ایرانی خزر در پایان سال ۱۴۰۲، برابر ۱۱۴۵۱۴۸ریال پیش‌بینی شده؛ و بر مبنای سناریو دوم ارزی (۳۰ درصد افزایش در نرخ ارز غیررسمی) قیمت ۱۳۰۹۷۵۸ریال برای یک کیلوگرم از این نوع برنج در اسفند ۱۴۰۲ پیش‌بینی شده است. در حالی که بر مبنای سناریو اول مدل ۲، قیمت هر کیلوگرم برنج تایلندی ۲۲۱۹۳۷ ریال و برابر سناریو دوم (افزایش ۳۰ درصدی در نرخ ارز ترجیحی)، ۲۹۷۶۲۶ ریال در پایان سال ۱۴۰۲ برآورد شده است. با توجه به نتایج یاد شده، پیشنهادهای زیر قابل ارائه است:

الف) با توجه به ضروری بودن برنج در سبد مصرفی خانوار، شایسته است با در نظر گرفتن تأثیرگذاری متغیرهای نرخ ارز، قیمت کالای جانشین و شاخص قیمت جهانی، به گونه‌ای سیاست‌گذاری شود که بتوان قیمت برنج را در محدوده مناسبی مهار (کنترل) کرد.

ب) به دلیل تأثیرگذاری بالای قیمت جهانی برنج بر قیمت برنج‌های وارداتی ضرورت دارد در دوره‌هایی که مقدار این شاخص پایین است اقدام به واردات بیشتر این محصول کرده و برای دوره‌های بعدی که ممکن است شاخص افزایش داشته باشد، بتوان از این ذخیره‌سازی برای تنظیم قیمت بازار داخلی برنج استفاده کرد. لازمه این امر، وجود و یا احداث زیرساخت‌های مناسب ذخیره‌سازی اصولی و باکیفیت برنج‌های وارداتی است.

ج) شمار مقررات، آیین‌نامه‌ها و دستورالعمل‌های وارداتی موجب اخلال در روند واردات و ترخیص برنج‌های خارجی شده است؛ که لازم است تمهیدهایی برای سرعت بخشیدن به ترخیص آن‌ها از گمرکات کشور انجام شود تا ثبات بازار این محصول را به لحاظ مقدار و قیمت به همراه داشته باشد.

د) با توجه به ضروری بودن برنج در سبد مصرفی خانوارها، بهتر است برای رفع موانع تولید و ترغیب تولیدکنندگان به تولید بیشتر این محصول، اقدام‌هایی مانند خرید تضمینی برنج‌های تولید شده از تولیدکنندگان داخلی توسط دولت، بدون واسطه و خرید مستقیم از شالی‌کار، صورت گیرد.

منبع‌ها:

Abdi, H. (2012). The Effect of Government Infrastructure Investments on Economic Growth in Iran. Master thesis, University of Tabriz, Tabriz (In Farsi).

Ahsan, H., Iftikhar, Z., & Kemal, M. A. (2012). The determinants of food prices: A case study of Pakistan. *The Lahore Journal of Economics*, 17(1), 101-128.

Anggraeni, W, Mahananto, F, Sari, A. Q., Zaini, Z, Andri, K. B., & Somaryanto. (2019). Forecasting The Price of Indonesia’s Rice Using Hybrid Artificial Neural

Network and Autoregressive Integrated Moving Average (Hybrid NNs- ARIMAX) with Exogenous Variables. *Procedia Computer Science*, 161, 677-686.

Azizi, J. (2005). Investigating the effects of liberation of the prices of chemical fertilizers inputs and poisons on production in Gilan province. *Agricultural Economics and Development.* 13(50), 95 (In Farsi).

Balié, J., & Valera, H. G. (2020). Domestic and international impacts of the rice trade policy reform in the Philippines. *Food Policy*, 92, 1-21.

Campbell, C. E. (1932). *Factors affecting the price of rice*, Technical Bulletin NO. 297.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2023). Economic Research and Policy Department, Economic Time Series Database, Time |Series of Unofficial Exchange Rates, Tehran (In Farsi). <https://www.cbi.ir>

Consumers and Producers Protection Organization. (2022). The Monthly Price Time Series of Various Oils, Ministry of Industry, Mine and Trade, Tehran (In Farsi).

Dorosh, P. A., & Malek, M. (2016). Rice Imports, Prices, and Challenges for Trade Policy. *The Nigerian Rice Economy book*, University of Pennsylvania Press.

Ekramol Islam, Mohammad, Chowdhury, Farzana. (2014). Factors Affecting the Prices of Rice in Bangladesh from the Perspective of Growers and Sellers. UITS Journal, 3(2), 65-77.

Fahimifard, S. M., Salarpour, M., & Sabouhi, M. (2010). Application of ANFIS in Comparison with ARIMA Model to Agricultural Products Retail Price Forecasting. *Agricultural Economics*, *4*(2), 165-183 (In Farsi).

Fitrawaty, F., Hermawan, W., Yusuf, M., & Maipita, I. (2023). A simulation of increasing rice price toward the disparity of income distribution: An Evidence from Indonesia. *Heliyon*, *9*(3).

Food and Agriculture Organization of the United Nations. (2023). FAO rice price update, <https://www.fao.org/markets-and-trade/commodities/rice/fao-rice-price-update/en>.

Ghaderzadeh, H., Ganji, S., & Ahmadzadeh, Kh. (2019). Determine the Appropriate Model to Predict the Price of Agricultural Crops "A Case of wheat, Alfa Alfa and Potato crops". Agricultural Economics Research, 11(43), 23-40 (In Farsi).

Haghighat, J., Akbar Mousavi, S. S. (2017). Applied Econometrics with JMulTi and EViews 9 softwares, nooreelm, Tehran (In Farsi).

Hermawan, W., Fitrawaty, F., & Maipita, I. (2017). Factors affecting the domestic price of rice in Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan*, *10*(1), 155-171.

Institute for Trade Studies and Research. (2022). Export and import regulations 2022, Second edition, Commercial print and publications company, Tehran (In Farsi).

Kandil, M., & Aghdas Mirzaie, I. (2003). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Output and Prices: Evidence from Developing Countries. *International Monetary Fund*, working Paper.

Lamm Jr, R. M., & Westcott, P. C. (1981). The effects of changing input costs on food prices. *American Journal of Agricultural Economics*, *63*(2), 187-196.

Mankiw, N. G. (2017). *Aggregate demand and aggregate supply*. Brief Principles of Macroeconomics (8 ed.). p. 456. ISBN 978-1337091985.

Menhaj, M. H, & Kavoosi-Kalashami, M. (2022). Developing a hybrid forecasting system for agricultural commodity prices (case study: Thailand rice free on board price). *Agribusiness Ci ênci a Rural*, 52(8), 1-11.

Mgale, Y., Timothy, S., & Dimoso, P. (2022). Measuring rice price volatility and its determinants in Tanzania: An implication for price stabilization policies, Theoretical Economics Letters, 12, 546-563.

Mirzaei, A., Ziaabadi, M., Zare Mehrjerdi, M. R., & Mahmoudi, S. (2013). Comparison Traditional Methods and Genetic Algorithm in Forecasting Price Fluctuations of Agricultural Selected Products. Journal of Agricultural Economics, *7*(2), 1-18 (In Farsi).

Naím, M. (2008). The global food fight. *Foreign Policy*, (167), 96.

Nessabian, Sh., Ghashghaei, Sh. (2018). Forecasting Global Wheat Prices and Influences on Currency Reserve in Iran, Financial Economics, 11(41), 225-242 (In Farsi).

Rahman, Md. Shahinur. (2019). Factors Affecting Price Fluctuation of Rice and

Exploring the Rice Market in Barishal from the Consumer and Wholesaler Point of Views. Working paper.

Salami, H., & Rezaei, S. (2010). Forecasting Meat Prices: An Inverse Demand Approach. *Journal of Agricultural Economics and Development*, *24*(3), 298-303 (In Farsi).

Seck, P. A., Tollens, E., Wopereis, M. C., Diagne, A., & Bamba, I. (2010). Rising trends and variability of rice prices: Threats and opportunities for sub-Saharan Africa. *Food Policy*, *35*(5), 403-411.

Sharify, N., & Jafari-Taraj, M. (2016). The Effect of Increment in Tariffs for Imported Goods on Consumption and Production Price Indexes in Iran. *The Journal of Economic Policy*, *7*(14), 59-76 (In Farsi).

Shojaeipour Monfared, S, & Akın, F. (2017). The Relationship Between Exchage Rates and Inflation: The Case of Iran. *European Journal of Sustainable Development*, 6(4), 329-340.

Statistical Centre of Iran. (2021). Household expenditure and income chapter, Tehran (In Farsi). <https://www.amar.org.ir>

Statistical Centre of Iran. (2022). Consumer Price Index-February 2023, Tehran (In Farsi). <https://www.amar.org.ir>

Tanko, M. (2015). Effects of Rice Importation on The Pricing of Domestic Rice in Northern Region of Ghana. *Master Thesis of University for Development Studies*, Ghana.

The Islamic Republic of Iran Customs Administration (IRICA). (2022). Import and Export, Import statistics (customs, country, tariff, month), Tehran (In Farsi) < https://www.irica.gov.ir>.

Valogo, M. K., Duodu, E., Yusif, H., Tawiah Baidoo, S. (2023). Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant?. *Research in Globalization*, 6, 1-10.

Doi: 10.22034/IAES.2023.2007156.2006

Agricultural Economics/Volume 18/Issue 1/1403

Designing a Rice Price Forecast Model (Vector Autoregression Approach)

Seyed Saleh Akbar Mousavi,Tayyebeh Rahnemoon Piruj,Mansour Asgari[1]

Received: 16 July.2023 **Accepted:10 Dec.2023**

Extended Abstract

Introduction

Considering the importance of rice and the significant share of its consumption in the household basket, the correct policy to control its price in the market will play a chief role in the well-being and food security of households. Therefore, checking the price trend and providing price forecasts for this product is significant.

In the present study, the VAR model was used to predict the price of rices. Because it is possible to use and examine the simultaneous effect of multiple variables on the dependent variable. So, these models are better than artificial neural networks, fuzzy, and genetic algorithms models (single variable models). Also, we identified determinant variables on the price of rices based on a literature review and the expert opinions of the research group. Then, we designed a model and estimated to predict the price of rices; this is one of the other innovations of this study. In addition, using up-to-date and monthly data from reliable sources leads to providing more accurate forecasts, which is one of the other advantages of this research.

Materials and Method

The present study aims to identify the influencing variables and investigate their effect on the price of rices (Iranian Caspian rice and Thai foreign rice) in Iran and provide an out-of-sample forecast (2023:05-2024:03) from the price trend it, using the vector autoregression (VAR) method. The empirical models are as follows:

$$LnPR_{1t} = \alpha + \beta_1 LnEX_{1t} + \beta_2 LnINF_t + \beta_3 LnAP_{1t} + \beta_4 LnWPI_t + \beta_5 LnIM_t + u_{1t} \quad (۱)$$

$$LnPR_{2t} = \alpha + \beta_1 LnEX_{2t} + \beta_2 LnINF_t + \beta_3 LnAP_{2t} + \beta_4 LnWPI_t + \beta_5 LnIM_t + u_{2t} \quad (۲)$$

Where PR_{1t} is the Iranian Caspian rice price, EX_{1t} is the unofficial exchange rate, INF_t is the inflation rate, AP_{1t} is the price of Iranian Tarem Aela rice (substitute product), WPI_t is the Total global rice price index, IM_t is the

[1]Respectively: Assistant Professor, Ph.D in Economics and Researcher and Associate Professor, Institute for Trade Studies and Research, Tehran, Iran
Email: tayyebehpiruj @gmail.com

Import of rice, PR_{2t} is the Thai foreign rice price, EX_{2t} is the government exchange rate, AP_{2t} is the price of Pakistani Basmati rice (substitute product). All variables are in natural logarithmic form.

Results and discussion

In the present study, taking into account the specific economic conditions of the country, reviewing the literature on the determinant factors price of rices, as well as the expert opinions of the research group, two suitable models that includes price of rices (Iranian Caspian rice and Thai foreign rice), unofficial exchange rates and government exchange rate, price of substitute products, Inflation rate, Total global rice price index and Import of rice it were designed, and estimated using vector autoregression (VAR) modeling.

First, we performed Generalized Dickey-fuller (ADF) unit root test for the research variables 1 and 2 models. The results of these tests showed that all variables are not stationary in level. So, we performed the tests for the 1st difference. All variables were stationary in the 1st difference. Next, we performed the Johansen Juselius cointegration test to check the cointegration between the variables. Before running this test, we selected two lags as the optimal lag of the models by Schwartz's criterion. Then, based on the maximum eigenvalue and trace test statistics, in the first and second models, respectively, three and two cointegration vectors were determined.

Next, we estimated the long-term relationship between the variables. Then, the vector error correction model (VECM) was estimated. According to the obtained results, the coefficient of error correction term (ECM) is estimated as -0.300 and -0.309 for 1 and 2 models respectively, which indicates the speed of short-term error correction towards the equilibrium and long-term value. In other words, about 30% of the imbalances related to the previous period were corrected in each period.

Finally, we estimated out-of-sample forecasts (with two currency scenarios). Based on the prediction evaluation criteria, the research models can accurately predict the price trend of Iranian and foreign rices.

Suggestion

Finally, based on the results of a long-term relationship estimation, impulse response functions analyses, and variance decomposition, we recommended:

a) Considering the essentiality of rice in the household consumption basket, it is appropriate to formulate policies to control rice prices within a reasonable range by taking into account the impact of exchange rate, substitute commodity price, and global price index variables.

b) Due to the high impact of global rice prices on the price of imported rice, it is recommended to increase imports of this product during periods when this index is low. These reserves can then be used to regulate the domestic rice market price during periods when the index may increase. This will require the establishment or construction of appropriate infrastructure for the proper and high-quality storage of imported rice.
c) The multiplicity of laws, regulations, and import guidelines has disrupted the import and clearance of foreign rice. It is therefore necessary to take measures to expedite their clearance through the country's customs in order to ensure market stability for this product in terms of both quantity and price.
d) Considering the essentiality of rice in the household consumption basket, in order to remove production obstacles and encourage producers to increase production of this product, it is recommended that the government take measures such as guaranteed purchase of domestically produced rice directly from paddy fields without intermediaries.

JEL Classification: C32, Q11, E37.
Keywords: Price Forecasting, Iranian Caspian Rice, Thai Foreign Rice, VAR Model.