بررسی ارتباط میان صادرات و رشد قیمت مواد خوراکی در ایران

مهدی شعبان‌زاده*[1]، مهدی باستانی[2]، محمد کاوسی[3]

*۱- دانشجوی دکترای گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران.

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران.

۳- استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه گیلان.

shabanzadeh.mehdi@gmail.com

چکیده

توسعه صادرات غیرنفتی از مهم‌ترین مسائل اقتصادی است که طی سال‌های اخیر همواره مورد توجه سیاست-گذاران کشور قرار گرفته است. سیاستی که به طور متداول جهت رسیدن به این هدف در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته بر آن تاکید می‌گردد، "سیاست کاهش ارزش پول ملی" می‌باشد. ولی توجه به این نکته ضروری است که ارزآوری صادرات در اثر کاهش ارزش پول داخلی یا حتی یارانه‌های صادراتی ممکن است باعث افزایش قیمت‌های داخلی شود که از آن به عنوان "هزینه تغییر وضعیت ناشی از کاهش ارزش پول ملی" یاد می‌شود. بر این اساس در مطالعه حاضر ارتباط میان صادرات اقلام خوراکی و رشد شاخص قیمت‌ها در ایران با استفاده از روش تجزیه و تحلیل اکتشافی اطلاعات(EDA) و الگوی تصحیح خطای برداری(VECM) برای دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱- ۱۳۷۵ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بدست آمده از مطالعه حاضر نشان می‌دهد که در بلندمدت میان صادرات مواد خوراکی و شاخص قیمت اقلام خوراکی رابطه تعادلی مثبت و معنی‌دار وجود دارد. لذا با توجه به ارتباط مثبت میان صادرات و رشد قیمت مواد خوراکی در کشور پیشنهاد می‌گردد که دولت با اتخاذ سیاست‌هایی نظیر مکانیزه کردن کشاورزی، افزایش بزرگ مالکی، یکپارچه‌سازی اراضی و همچنین با حرکت از کشاورزی معیشتی به سمت کشاورزی تجاری موجبات افزایش بهره‌وری و کاهش هزینه‌های تولید و در نهایت نیز افزایش تولیدات داخلی را فراهم آورد تا بدین وسیله بتواند ارتباط مثبت میان رشد صادرات و رشد قیمت مواد خوراکی را حذف نماید.

کلمات کلیدی: صادرات اقلام خوراکی، شاخص قیمت اقلام خوراکی، الگوی تصحیح خطای برداری.

مقدمه

امروزه تجارت کالاها و خدمات و اهمیت دستیابی به جایگاه بهتر در نظام تجاری در رشد و توسعه اقتصادی کشورها نقش مهمی دارد؛ به طوری که در سال‌های اخیر از آن به عنوان موتور رشد و توسعه اقتصادی یاد شده است. با این حال در مسیر فرآیند توسعه اقتصادی موانع متعددی نیز وجود دارد. وابستگی شدید دولت‌ها به درآمدهای ارزی متکی بر اقتصاد تک‌محصولی یکی از این موانع می‌باشد که به دلیل پیامدهایی که برای اقتصاد داخلی دارد، لزوم خروج از این نوع وابستگی و توجه به صادرات غیر نفتی را دو چندان کرده است. توجه و حمایت از صادرات غیر نفتی معمولا با مداخلات دولت و با بهره‌گیری از ابزارهای متفاوت سیاستی صورت می‌گیرد که از جمله‌ی آن‌ها می‌توان به سیاست کاهش ارزش خارجی پول ملّی، سیستم‌های چند نرخی ارز و یارانه بر صادرات اشاره کرد. در طول سال‌های متمادی دولت‌ها با بهره‌گیری از ابزارهای سیاستی فوق و به دلیل وجود ناکارایی حاصل از شکست بازار، تجارت کالاها و خدمات را تحت تأثیر قرار داده‌اند. تقلیل ارزش خارجی پول ملی، اغلب از اجزاء مهم برنامه‌های تعدیل ساختاری، خصوصاً از عوامل تدارک دیده شده توسط صندوق بین المللی پول و بانک جهانی است. طرفداران کاهش ارزش پول معتقدند که کاهش ارزش پول ملّی، موجب افزایش تولید و در نتیجه بالا رفتن سطح اشتغال، درآمد، صادرات و همچنین بهبود وضعیت تراز تجاری می‌شود و کسری تراز پرداخت‌ها را جبران می‌کند(کازرونی ، ۱۳۸۹).

دیدگاه مخالف این عقیده بیشتر در کشورهای کمتر توسعه یافته به چشم می‌خورد که در آن سیاست‌گذاران، تمایلی به تنظیم نرخ ارز ندارند. به عقیده‌ی آنان اگر چه کاهش ارزش پول سبب تحریک رشد صادرات می‌شود، ولی از سوی دیگر باعث افزایش قیمت کالاهای مصرفی و نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی شده که در نهایت منجر به ایجاد فشارهای تورمی بالقوه می‌شود. در چنین شرایطی دولت در عمل به منظور کنترل تورم، به جای کاهش ارزش پول ملی می‌تواند از یارانه‌های صادراتی نیز استفاده نماید تا کسری تراز پرداخت‌ها را جبران کند. سیاست یارانه بر صادرات یکی از راه‌های تشویق صادرات به سمت بازارهای جهانی است ولی تأمین آن از منابع مختلف می‌تواند نتایج متفاوتی را به دنبال داشته باشد. وقتی صادرات به صورت تصنعی و از طریق یارانه افزایش یابد، اثر بازخوردی روی تورم دارد. یارانه‌ای که به طور موقت، به این طریق تأمین مالی شده باشد (و بعد از آن با أخذ مالیات بیشتر) تورم بیشتری را نسبت به کاهش ارزش پول در طول افق زمانی ایجاد می‌کند و نتیجتاً باعث بدتر شدن موقتی کسری مالی نیز می شود (بافل[1]، ۱۹۹۷). بر این اساس هر نوع سیاست حمایتی در جهت تشویق صادرات، منجر به افزایش قیمت‌های داخلی می‌شود مگر آن که از طریق پرداخت جبرانی، رفاه از دست رفته‌ی مصرف‌کنندگان جبران شود (هوک[2]، ۱۹۸۶). هنگامی که کشوری با صادراتی فزاینده روبرو باشد، تولیدکنندگان باید به گونه‌ای پاسخگوی مازاد تقاضایی که علاوه بر تقاضای داخلی با آن روبرو می‌شوند، باشند.

1- Buffle
2 - Houck

به عبارت دیگر با کاهش ارزش پول داخلی، تقاضا برای کالاهای داخلی زیاد و بازار مربوط به آن کالاها رقابتی‌تر می‌شود. از سوی دیگر با گران‌تر شدن واردات نسبت به کالاهای داخلی جایگزین، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، تقاضا برای کالاهای مصرفی خارجی کم شده و مردم به سمت کالاهای ارزان‌تر داخلی متمایل می‌شوند. همچنین با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای واسطه‌ای و سرمایه بری که توان تولیدی آن‌ها در اختیار نیست، افزایش می‌یابد که در نهایت منجر به افزایش هزینه‌های تولید و کاهش عرضه داخلی می‌شود. به این وضعیت "هزینه تغییر وضعیت اثر کاهش ارزش پول" می‌گویند (خالید و سیدینگ[3]، ۲۰۱۱). چنین افزایشی در سطح عمومی قیمت‌ها همواره به عنوان یک بیماری مزمن اقتصادی مورد بحث اقتصاددانان بوده است. به طوری که افزایش قیمت‌ها به خصوص در سطوح بالا، علاوه بر آن که نظام قیمت‌ها را مختل می‌سازد، موجب از بین رفتن سرمایه‌گذاری، عدم تخصیص بهینه منابع و افت بهره‌وری عوامل تولید نیز می‌شود و در نهایت تولید داخلی و تولید کالاهای تجاری را مجدداً تحت تاثیر قرار می‌دهد(گیلفاسون[4]، ۱۹۹۸).

با این رویکرد و بر اساس دلایل و عوامل ذکر شده تاکنون مطالعات متعددی جهت شناسایی و بررسی ارتباط میان صادرات و رشد شاخص قیمت‌ها انجام شده است. طیبی و مصری‌نژاد(۱۳۸۱) در مطالعه خود رابطه تعادلی کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم و عرضه صادرات غیر نفتی در ایران را با به کارگیری روش جوهانسن-جوسیلیوس مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که تورم در بلندمدّت بر صادرات غیرنفتی اثر منفی دارد، امّا در کوتاه‌مدت، باعث رشد محدودی در صادرات غیر نفتی می‌گردد. تقوی و نعمتی‌زاده(۱۳۸۳) در مطالعه خود اثر متغیرهای کلان اقتصادی همانند نرخ ارز، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی واقعی را بر صادرات غیرنفتی ایران طی سالهای ۸۰-۱۳۵۰ با استفاده از الگوی VAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که طی سالهای ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۰ تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی اثر مستقیم داشته، اما نرخ تورم بر صادرات غیرنفتی تقریباً بی‌اثر بوده است. سلطانی و خیراندیش(۱۳۸۸) در مطالعه خود اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر صادرات غیرنفتی استان فارس را با استفاده از الگوی VAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که اگر چه نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی رابطه مثبتی با صادرات غیرنفتی دارند، اما نرخ تورم در بلندمدت تأثیر منفی بر صادرات خواهد گذاشت. از میان مطالعات خارجی نیز لواسی[5] (۱۹۶۲) در مطالعه خود نشان داد که افزایش تقاضای داخلی و افزایش قیمت کالای صادراتی موانع اصلی توسعه و تنوع صادرات به شمار می‌آیند. وی با استفاده از اطلاعات مربوط به دوران بعد از جنگ جهانی به منظور بررسی امکان وجود رابطهٔ سیستماتیک بین میزان تورم، تحرکات قیمت داخلی و تغییرات در صادرات، به این نتیجه رسید که بین تورم و صادرات رابطه منفی وجود دارد. بر این اساس هنگامی که در کشوری تورم افزایش می‌یابد، اقتصاد به سمت تقاضای داخلی متناسب با آن جهت‌گیری

3 -Khalid and Sidding
4 - Gylfason
5- Lovasy

می‌کند. گیلفاسون[۶] (۱۹۹۸) در پژوهشی تحت عنوان بررسی عوامل موثر بر صادرات و رشد اقتصادی، با استفاده از تکنیک دادهای تابلویی[۷]، اثر منفی تورم و تولیدات بخش کشاورزی را بر نسبت صادرات به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل از بررسی رابطه جزیی[۸] در مطالعه فوق مشخص نمود که رابطهٔ معکوسی میان تولیدات بخش کشاورزی(بر حسب درصد) با نسبت صادرات (برحسب درصدی از تولید ناخالص داخلی) و رابطه‌ی مستقیمی بین متوسط تورم با صادرات (به صورت درصدی از کل صادرات) وجود دارد. آلفرو[۹] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای با بررسی ماتریس همبستگی کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته طی دوره-ی زمانی ۱۹۹۸-۱۹۷۳ مشخص کرد که باز بودن اقتصاد نقشی در محدود کردن تورم در کوتاه‌مدت نداشته و رابطه‌ای منفی بین تورم و درجه باز بودن اقتصاد وجود دارد. وی میزان صادرات و واردات را به صورت درصدی از GDP به عنوان نماینده‌ای از درجه باز بودن اقتصاد معرفی کرد و با برآورد مدل از طریق تکنیک داده‌های تابلویی و با در نظر گرفتن اثر سیاست‌های مالی به عنوان سایر عوامل اثرگذار بر تورم، نشان داد که صادرات و واردات هر کدام به طور جداگانه اثر مثبت و معناداری بر تورم دارند و به گونه‌ای نتیجه گرفت که افزایش درجه باز بودن و صادرات منجر به تورم می‌شود. کوجی[۱۰] (۲۰۱۰) در مطالعه خود ارتباط میان درآمدهای حاصل از صادرات گاز طبیعی، توازن بودجه دولت و تورم در کشور میانمار را مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای حاصل از صادرات گاز طبیعی و تزریق آن به درون اقتصاد جهت جبران کسری بودجه دولت و کنترل سطح عمومی قیمت‌ها، نهایتا منجر به افزایش عرضه پول داخلی و در نتیجه کاهش ارزش پول ملی می‌گردد.

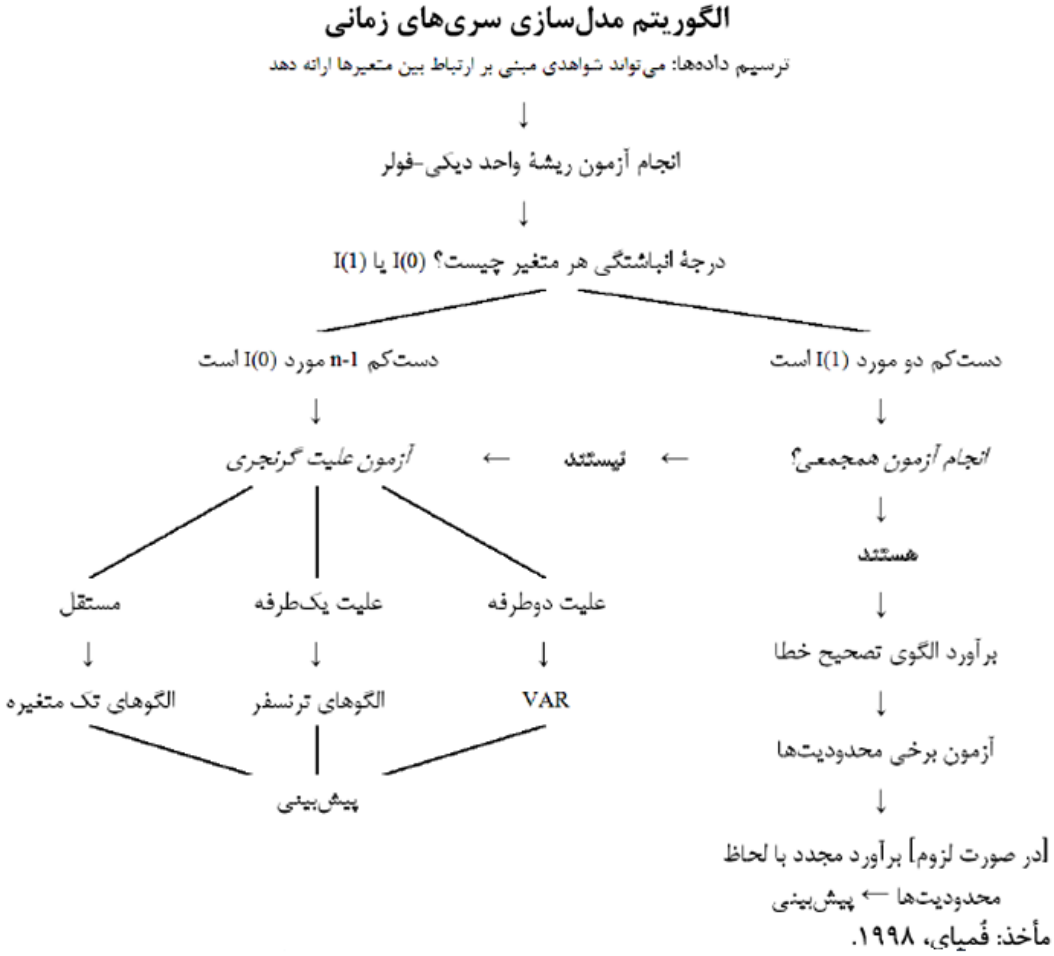
بررسی مطالعات انجام شده در زمینه ارتباط میان صادرات و رشد قیمت‌ها نشان می‌دهد که در مطالعات داخلی و همچنین اکثر مطالعات خارجی صورت گرفته در زمینه ارتباط میان صادرات و رشد قیمت‌ها، صادرات به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و اثر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بر میزان صادرات مورد بررسی قرار گرفته است. لذا هیچ مطالعه‌ی جامعی در زمینه‌ی بررسی عکس ارتباط فوق و یا به عبارت دیگر اثر افزایش صادرات بر رشد شاخص قیمت‌ها صورت نگرفته است. لذا با توجه به فقدان مطالعات جامع و همچنین اهمیت موضوع، در این مطالعه هدف پاسخ به این پرسش‌های اساسی می‌باشد که آیا صادرات (به طور اخص بخش کشاورزی و صنایع غذایی) بر شاخص قیمت مواد خوراکی اثر می‌گذارد[۱۱]؟ آیا رابطه‌ی بلند مدتی بین آن‌ها برقرار است؟ میزان اثرگذاری تا چه حد است؟ آیا بازخوردی از این اثر وجود دارد؟ در ادامه جهت دستیابی به

6- Gylfason
7- Panel data
8 -Partial correlation
9- Alfero
10 -Koji
۱۱- علت اصلی انتخاب صادرات بخش کشاورزی و صنایع غذایی و همچنین شاخص قیمت مواد خوراکی به دلیل سهم بالای اقلام خوراکی و آشامیدنی در سبد کالایی مصرف‌کننده و شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی می‌باشد.

اهداف مطالعه حاضر و پاسخ دادن به سوالات فوق، از اطلاعات سری زمانی دوره‌ی ۱۳۹۱-۱۳۷۵ استفاده شده است.

مواد و روش‌ها

در مطالعه حاضر جهت الگوسازی و بررسی ارتباط میان صادرات و رشد شاخص قیمت‌ها در ایران از الگوریتم الگوسازی فمبای[12](۱۹۹۸) استفاده شده است. شکل کلی الگوریتم فوق در نمودار (۱) ارائه شده است.



نمودار۱- الگوریتم الگوسازی سری‌های زمانی.

بر اساس نظر فمبای، جهت الگوسازی ارتباط میان متغیرهای سری زمانی مراحل زیر باید به طور سیستماتیک دنبال شوند:

12 -Fomby

الف) در مرحلهٔ اول متغیرهایی که احتمالاً بر یکدیگر اثر گذارند باید شناسایی شوند. معمولاً این کار با بهره‌گیری از نظریه‌های اقتصادی، مطالعات تجربی و یا تجزیه و تحلیل اکتشافی اطلاعات[۱۳](EDA) انجام می شود.

ب) در مرحلهٔ دوم متغیرهای کاندید شده به لحاظ خصوصیت آماری از جمله ایستایی و وجود ریشه واحد، مورد بررسی قرار می‌گیرند. این بررسی معمولاً با استفاده از آزمون‌هایی نظیر آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته[۱۴](ADF) و آزمون فیلیپس پرون[۱۵](PP) صورت می‌گیرد تا مرتبه انباشتگی متغیرها مشخص شود. نتیجه این آزمون می‌تواند منجر به بروز دو حالت کلی شود نخست اینکه حداقل دو تا از سری‌های مربوط به متغیرهای الگو، انباشته از مرتبه یک باشند و دوم اینکه حداقل n-1 سری، انباشته از مرتبه صفر باشند؛ و یا به عبارت دیگر در سطح ایستا باشند. مشاهده حالت اول احتمال وجود یک رابطه بلندمدت (همگرایی متغیرها) را پیشنهاد می‌کند که باید مورد آزمون قرار گیرد. چنانچه وجود چنین رابطه‌ای تأیید شود، الگوی تصحیح خطای برداری[۱۶](VECM) برای تبیین رفتار متغیرهای مورد نظر و پیش‌بینی مقادیر آینده، الگویی مناسب است و می‌بایست مورد استفاده قرار گیرد. چنانچه وجود رابطه بلندمدت تأیید نشود، آزمون علیت[۱۷] باید انجام گیرد تا از وجود یا عدم وجود یک رابطه علت و معلولی بین متغیرها اطمینان حاصل شود.

اما در حالت دوم، چنانچه نتایج آزمون ایستایی بیان‌گر ایستایی متغیرهای مورد مطالعه باشد، باز هم باید نوع رابطهٔ علی بین متغیرهای الگو مشخص شود و براساس آن، الگوی مناسب انتخاب گردد. بررسی علیت در اینجا می‌تواند با استفاده از آزمون علیت گرنجر صورت گیرد. براساس این آزمون، اگر بین متغیرهای مورد بررسی یک رابطه علی دوطرفه وجود داشته باشد، الگوی خود توضیح برداری[۱۸] (VAR) برای الگوسازی و پیش‌بینی مناسب خواهد بود؛ زیرا در این الگو تمامی متغیرها نسبت به هم درونزا هستند که این امر با علیت دوطرفه تناسب دارد. اما چنانچه بین متغیرها یک رابطه علی یک طرفه وجود داشته باشد، الگوهای انتقالی[۱۹] برای الگوسازی مناسب‌ترند. در نهایت نیز، اگر هیچ رابطه علی معنی‌داری بین متغیرها وجود نداشته باشد، الگوهای سری زمانی تک‌متغیره پیش‌بینی مناسبی از رفتار آینده متغیر به دست خواهند داد.

با توجه به گام‌های مطرح شده در الگوریتم الگوسازی فمبای، در مطالعه حاضر جهت دستیابی به اهداف مطالعه و بررسی ارتباط میان صادرات و رشد شاخص قیمت‌ها در ایران، از الگوریتم فوق استفاده شده است. در

13 -Exploratory Data Analysis
14 - augmented dickey fuller
15 - phillips- perron
16 -Vector Error Correlation Model
17 -Causality
18 - Vector Autoregressive Method
19 - Transfer models

قسمت بحث و نتایج، نتایج حاصل از الگوسازی فوق بیشتر مورد بحث و بررسی قرار خواهد گرفت. اما قبل از بررسی نتایج، ابتدا ارتباط میان صادرات و رشد قیمت مواد خوراکی در ایران با به کارگیری روش EDA مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت، تا بر این اساس ارتباط میان این دو متغیر تا حدودی از قبل شناسایی و تبیین گردد. با به کارگیری روش EDA و استفاده از گراف پراکنش[20] ارتباط مثبت میان رشد قیمت‌ها و صادرات در ایران تائید شده است. لذا الگوی تجربی ارتباط میان صادرات و رشد شاخص قیمت مواد خوراکی در ایران به صورت رابطه (۱) تصریح شده است. در رابطه مذکور شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی اقلام خوراکی(Inf) به صورت شاخص، و متغیر ارزش مقداری صادرات خوراکی‌ها(lex) به صورت لگاریتمی بیان شده است. بنابراین رابطه فوق به صورت خطی- لگاریتمی می‌باشد.

$$Inf=f(lex) \qquad (۱)$$

با توجه به مطالب عنوان شده متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل سری زمانی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی اقلام خوراکی برحسب سال پایه ۱۳۸۳ و ارزش مقداری صادرات خوراکی‌ها طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۵ می‌باشد. اطلاعات مربوط به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی از پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و همچنین اطلاعات مربوط به مقدار صادرات خوراکی‌ها از اطلاعات منتشر شده توسط اداره گمرک جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.

نتایج و بحث

به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب و همچنین انتخاب مدل مناسب برای بررسی رابطه بلند مدت میان متغیرهای مدل، ابتدا پایایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس جهت بررسی پایایی متغیرها از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته(ADF) و آزمون فیلیپس- پرون (PP) استفاده شده است. جدول (۱) و (۲) به ترتیب نتایج حاصل از این دو آزمون را در حالت مدل با عرض از مبدا نشان می‌دهند. همان‌گونه که نتایج این دو آزمون نشان می‌دهند هر دو متغیر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی(inf) و ارزش مقداری صادرات خوراکی‌ها(lex)، در سطح ایستا نبوده و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. بنابراین با توجه به نتایج آزمون پایایی و الگوریتم الگوسازی فمبای، با توجه به آن که هر دو متغیر تحت بررسی همجمع از درجه یک می باشند، لذا لازم است تا امکان هم انباشتگی و یا به عبارت دیگر ارتباط بلندمدت میان صادرات و رشد قیمت مواد خوراکی در ایران مورد بررسی قرار گیرد تا بر این اساس مدل مناسب برای مطالعه حاضر انتخاب گردد.

20 -Scatter Plot

جدول (۱) نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF

متغیرها	آماره محاسباتی	آماره بحرانی	سطح معنی‌داری	درجه ایستایی
inf	۰/۶۶	-۴/۰۵	۰/۶۷	I(1)
Δinf	-۴/۸۳	-۴/۰۵	۰/۰۱	
lex	-۱/۳۲	-۳/۹۲	۰/۳۴	I(1)
Δlex	-۴/۵۶	-۳/۹۵	۰/۰۵	

جدول (۲) نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون PP

متغیرها	آماره محاسباتی	آماره بحرانی	سطح معنی داری	درجه ایستایی
inf	-۱/۴۱	-۳/۹۲	۰/۳۲	I(1)
Δinf	-۳/۱۶	-۳/۰۸	۰/۰۶	
lex	-۱/۳۲	-۳/۹۲	۰/۳۴	I(1)
Δlex	-۴/۵۷	-۳/۹۵	۰/۰۵	

جهت انجام آزمون هم انباشتگی، ابتدا باید تعداد وقفهٔ بهینه مدل تعیین شود. برای این منظور مدل خود توضیح برداری(VAR)، با بیشترین وقفه ممکن تخمین زده می‌شود. سپس با استفاده از معیارهایی نظیر آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین(SBC) و یا حنان کوئین(HIQ) وقفه مناسب مشخص می‌گردد. بر اساس نظر ایوانو و کیلیان[۲۱](۲۰۰۵) برای الگوهایی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰، مناسب‌ترین معیار SBC است. در شرایطی که هدف برآورد الگوی تصریح خطای برداری (VECM) باشد، معیار SBC برای هر حجم نمونه، بهترین ملاک برای انتخاب وقفهٔ بهینه الگوست. فیلیپس و پلوبرگر[۲۲](۱۹۹۴) نیز بر اساس مطالعات شبیه‌سازی نشان دادند که در انتخاب وقفه، معیار SBC عموماً بهتر از معیار AIC است. بر این اساس در مطالعه حاضر با استفاده از معیار SBC، وقفه یک برای بررسی روابط و برازش الگو پیشنهاد، و سپس از آزمون هم انباشتگی با طول وقفه صفر برای بررسی روابط بلندمدت استفاده شده است. در ادامه از روش جوهانسن برای تعیین تعداد روابط بلندمدت یا به عبارت دیگر همان مرتبه همگرایی استفاده گردید که نتایج روش فوق در جدول(۳) گزارش شده است. با

21- Ivanov and Kilian
22- Philips & ploberger

توجه به نتایج حالت‌های مختلف(شش حالت) در آزمون هم انباشتگی جوهانسن، با توجه به ماهیت داده‌ها، حالت اول یعنی شرایط بدون جزء ثابت و بدون روند برای بررسی ارتباط میان صادرات و رشد قیمت مواد خوراکی در ایران انتخاب شده است. تحت این شرایط بر اساس هر دو آماره آزمون اثر[۲۳] و حداکثر مقدار ویژه[۲۴]، فرضیه H_0 مبنی بر وجود حداکثر یک رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای الگو را نمی‌توان رد نمود. بر این اساس می‌توان گفت که میان صادرات و قیمت مواد خوراکی در ایران یک ارتباط تعادلی بلندمدت وجود دارد.

جدول (۳) نتایج آزمون جوهانسن برای تعیین تعداد روابط بلندمدت

فرض H_0	آماره اثر	مقدار بحرانی (۹۵٪)	حداکثر مقدار ویژه	مقدار بحرانی (۹۵٪)
R=0	۱۲/۶۶	۱۲/۳۲	۱۲/۵۷	۱۱/۲۲
R=1	۰/۰۹	۴/۱۲	۰/۰۹	۴/۱۲

در مرحلهٔ بعد، با به کارگیری نتایج الگوی جوهانسن، بردار هم انباشتگی و بردار نرمال شده، که رابطهٔ تعادلی بلندمدت میان صادرات و قیمت مواد خوراکی در ایران را منعکس می‌نماید برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد فوق در جدول(۴) گزارش شده است. در جدول فوق، متغیری که با ضریب(۱-) در بردار نرمال شده مشخص شده است، متغیر وابستهٔ مدل(قیمت مواد خوراکی در ایران) می‌باشد. همچنین متغیر دوم در جدول فوق، بیان‌گر متغیر صادرات مواد خوراکی می‌باشد. فرضیهٔ مطالعه جاضر، آزمون مثبت و معنی‌داری ضریب متغیر صادرات مواد خوراکی می‌باشد. با توجه به آن که ضریب متغیر فوق مثبت و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد لذا فرضیه مطالعه حاضر مبنی بر ارتباط مثبت میان صادرات و قیمت مواد خوراکی در ایران تائید می‌گردد. بر این اساس در تفسیر رابطه فوق می‌توان گفت، در دوره بلندمدت با ۱۰ درصد افزایش در صادرات مواد خوراکی، قیمت مواد خوراکی در ایران به میزان ۱۰/۴ واحد افزایش می‌یابد.

جدول (۴) نتایج حاصل از برآورد روابط بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
inf	-۱	-	-
lex	۱/۰۴	۱۰/۳۸	۰/۰۱

23 -Trace statistic
24 -Max- Eigen statistic

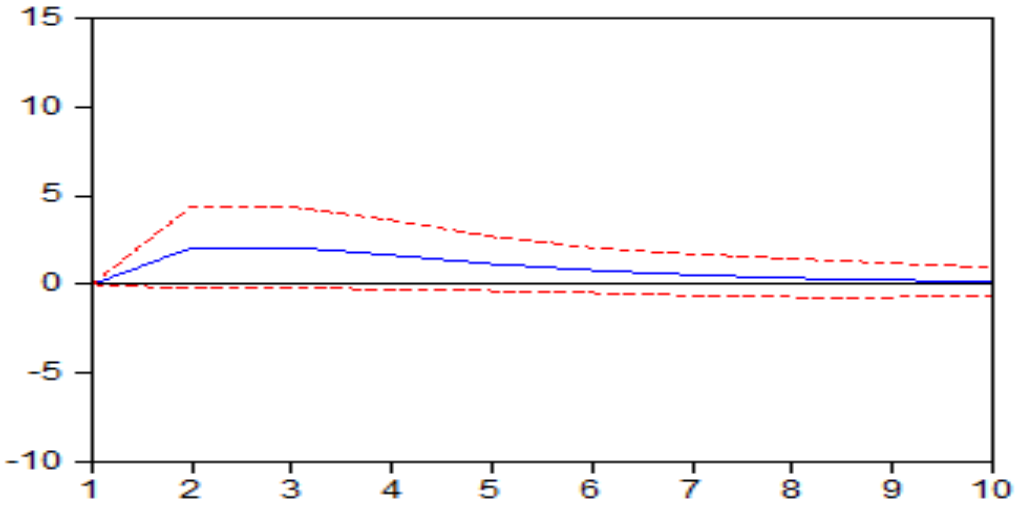
با اطمینان از وجود ارتباط بلندمدت میان متغیر صادرات و قیمت مواد خوراکی در ایران، به منظور بررسی سرعت تعدیل و حرکت به سوی تعادل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا(ECM) برآورد شده است. جدول(۵) نتایج حاصل از برآورد این الگو را نشان می‌دهد. همان گونه که نتایج این جدول نشان می‌دهد ضریب جمله تصحیح خطا مطابق انتظار منفی، کوچک‌تر از یک و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. مقدار این ضریب برابر ۰/۵۵- می‌باشد که نشان دهنده آن است که حدود ۵۵ درصد انحرافات (عدم تعادل) متغیر قیمت مواد خوراکی از مقادیر بلندمدت آن پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود. نتیجه مذکور بدین معنی می‌باشد که تقریبا زمانی به اندازه ۲ دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت باز گردد. بنابراین همان‌گونه که مشاهده می‌شود سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت برای تابع قیمت مواد خوراکی در ایران نسبتا به کندی صورت می گیرد.

جدول (۵) نتایج حاصل از برآورد الگو تصحیح خطا(ECM).

متغیر	ضریب	آماره	سطح معنی داری
ECM(-1)	۰/۵۲-	۳/۴۷-	۰/۰۱

در ادامه حرکت‌های پویای متغیر قیمت مواد خوراکی در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. توابع عکس العمل آنی[۲۵](IRF)، از جمله ابزارهایی است که با استفاده از آن می‌توان حرکت‌های پویای متغیر را مورد بررسی قرار داد. در این تابع، اثر شوکی به اندازه یک انحراف معیار در هر یک از متغیرهای انتخابی سیستم بر کل متغیرهای سیستم ارزیابی می‌شود. نمودار (۲) نتایج تابع عکس العمل قیمت مواد خوراکی، به بروز شوکی به اندازه یک انحراف معیار در صادرات مواد خوراکی را نشان می‌دهد. همان طور که نمودار فوق نشان می‌دهد که اگر شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر صادرات مواد خوراکی وارد شود، اثر آن روی متغیر تورم طی ۱۰ دوره تعدیل می‌شود.

25 -Impulse Response Function



نمودار (۲) عکس العمل شاخص قیمت مواد خوراکی نسبت به شوک در متغیر صادرات.

همچنین جهت بررسی درجه برون‌زایی متغیر قیمت مواد خوراکی می‌توان از تجزیه واریانس مونت کارلو[۲۶] استفاده نمود. روش تجزیه واریانس مونت کارلو، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی متغیرها را جدا از دوره نمونه، اندازه‌گیری می‌نماید. لذا تجزیه واریانس را می‌توان آزمون علیت گرنجر خارج از دوره نمونه نیز نامید. البته باید توجه داشت که در این روش، مجموع سهم تکانه‌های مختلف در توضیح خطای پیش‌بینی الزاماً برابر واحد نیست. نتایج مربوط به تجزیه واریانس قیمت مواد خوراکی در جدول(۶) ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول فوق، تجزیه واریانس بیان می‌کند که ۱۰۰٪ از پراکندگی متغیر تورم در دوره‌ی اول توسط خودش توضیح داده شده است. اما در دوره‌های بعدی میزان این توضیح دهندگی، کاهش و سهم متغیر صادرات افزایش یافته است. همان گونه که از نتایج جدول فوق مشخص است طی دوره آخر ۸۸٪ از تغییرات متغیر تورم توسط خودش و ۱۱٪ از تغییرات متغیر فوق، توسط متغیر صادرات توضیح داده شده است.

26 -Mont carlo Variance decomposition

جدول (۶) بررسی تجزیه واریانس متغیر قیمت مواد خوراکی.

دوره	انحراف معیار	INF	LEX
1	9.660025	100.0000	0.000000
		(0.00000)	(0.00000)
2	9.904056	95.56250	4.437496
		(4.51776)	(4.51776)
3	10.24575	91.64566	8.354340
		(7.29110)	(7.29110)
4	10.51924	89.65355	10.34645
		(8.84429)	(8.84429)
5	10.67351	88.75974	11.24026
		(9.77938)	(9.77938)
6	10.74926	88.36880	11.63120
		(9.96372)	(9.96372)
7	10.78416	88.19884	11.80116
		(9.88810)	(9.88810)
8	10.79975	88.12516	11.87484
		(9.99335)	(9.99335)
9	10.80660	88.09327	11.90673
		(10.2643)	(10.2643)
10	10.80958	88.07950	11.92050
		(10.6531)	(10.6531)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

توسعه صادرات غیرنفتی از مهم‌ترین مسائل اقتصادی است که طی سال‌های اخیر همواره مورد توجه سیاست-گذاران کشور قرار گرفته است. سیاستی که به طور متداول جهت رسیدن به این هدف در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته بر آن تاکید می‌گردد، سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌باشد. ولی توجه به این نکته ضروری است که ارز

آوری صادرات در اثر کاهش ارزش پول داخلی یا حتی یارانه‌های صادراتی ممکن است باعث افزایش قیمت‌های داخلی شود که از آن به عنوان هزینه تغییر وضعیت ناشی از کاهش ارزش پول ملی یاد می‌شود. بر این اساس در مطالعه حاضر ارتباط میان صادرات اقلام خوراکی و رشد شاخص قیمت‌ها در ایران با استفاده از روش تجزیه و تحلیل اکتشافی اطلاعات(EDA) و الگوی تصحیح خطای برداری(VECM) برای دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱- ۱۳۷۵ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از مطالعه حاضر نشان می‌دهد که میان صادرات و قیمت مواد خوراکی در ایران ارتباط بلندمدت وجود دارد. همچنین با توجه به آن که ضریب متغیر صادرات مواد خوراکی مثبت و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد لذا فرضیه مطالعه حاضر مبنی بر ارتباط مثبت میان صادرات و قیمت مواد خوراکی در ایران تائید می‌گردد. در نهایت نیز نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا بیان‌گر آن است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت برای تابع قیمت مواد خوراکی در ایران نسبتا به کندی صورت می‌گیرد. به طوری که اگر شوکی به الگوی فوق وارد شود، بازه زمانی به اندازه ۲ دوره لازم است تا عدم تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت باز گردد. بر این اساس با توجه به یافته‌های مطالعه حاضر مبنی بر ارتباط مثبت میان صادرات و قیمت مواد خوراکی در ایران، لذا سیاست‌های حمایتی در جهت تشویق صادرات اقلام خوراکی، منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در کشور می‌شود. با توجه به این که سیاست دولت طی سال‌های اخیر در این راستا بوده و در جهت تشویق صادرات، حمایت خود را به عمل آورده، سیاست‌های حمایتی مربوط به پرداخت جبرانی و قیمت تضمینی، از جهت افزایش بار هزینه‌ای دوباره بر دولت، دیگر کارساز نمی‌باشد. بنابراین در راستای جلوگیری از اثرات منفی صادرات بر رشد قیمت‌ها، حمایت از تولید داخلی در جهت افزایش بهره‌وری و کاهش هزینه‌های تولید پیشنهاد می‌گردد. به منظور دستیابی به این هدف، اتخاذ سیاست‌هایی نظیر مکانیزه کردن کشاورزی، افزایش بزرگ مالکی، یک پارچه سازی اراضی پیشنهاد می‌گردد تا با اتخاذ سیاست‌های فوق از یک سو بخش کشاورزی کشور از کشاورزی معیشتی خارج و به سمت کشاورزی تجاری حرکت نماید و از سوی دیگر با ایجاد مازاد عرضه محصول در بخش کشاورزی، ارتباط مثبت میان رشد صادرات و رشد قیمت مواد خوراکی حذف گردد.

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، www.cbi.ir.

۲. تقوی، مهدی و نعمتی‌زاده، سینا. ۱۳۸۳. «اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران». پژوهشنامه اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۴، صفحات ۷۱-۹۶.

۳. رحیمی بروجردی، علیرضا. ۱۳۷۶. «ارز و صادرات غیر نفتی»، موسسه تحقیقات پولی و بانکی تهران.

۴. سازمان جهاد کشاورزی جمهوری اسلامی ایران، www.maj.ir.

۵. سلطانی، الیزابت و خیراندیش، شیدا. ۱۳۸۸. «صادرات غیرنفتی استان فارس: اثر متغیرهای کلان اقتصادی و تعیین مزیت نسبی». فصلنامه پژوهش‌ها و سیاستهای اقتصادی، سال هفدهم، شماره ۵۲، صفحات ۲۷-۵۰.

۶. طیبی، سید کمیل و مصری‌نژاد، شیرین. ۱۳۸۱. «بررسی رابطه تعاملی کوتاه‌مدت و بلند مدت تورم و عرضه صادرات غیر نفتی در ایران». مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۱، صفحات ۱-۲۳.

۷. کازرونی، علیرضا و مجیری، هادی. ۱۳۸۹. «بررسی اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران با شش شریک منتخب تجاری». فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال پانزدهم، شماره ۴۵، صفحات ۷۷-۱۰۲.

۸. گجراتی، دامور. ۱۳۷۸. «مبانی اقتصاد سنجی». ترجمه حمید ابریشمی، تهران؛ موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه، چاپ۲، جلد دوم.

۹. گمرک جمهوری اسلامی ایران، www.irica.gov.ir.

۱۰. نوفرستی، محمد. ۱۳۷۸، «ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی»، تهران. موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

11. Houck, J.P. 1986. «Elements of agricultural trade policies», Agricultural Economics, 1(3) :97-130.
12. Khalid, H. and Siddig, A. 2011. «The controversy of exchange rate devaluation in sudan: an economic-wide general equilibrium assessment», agricultural economic Khartoum university working paper.
13. Buffle, E.F. 1997. «Are Export Subsidies Less Inflationary than Devaluation?» The Canadian Journal of Economics, 30(40): 1046-1056.
14. Gylfason, T. 1998. «Exports, Inflation, and Growth». World Development, 27(6): 1031-1057.
15. Laura Alfaro, 2005. «Inflation, openness, and exchange-rate regimes The quest for short-term commitment», Journal of Development Economics, 77 (2005) 229– 249
16. Gertrud, L.1962. « Inflation and Exports in Primary Producing Countries». Staff Papers - International Monetary Fund, 9(1): 37-69.
17. Fomby, B.T. 1998. «How to model multivariate time series data». Department of Economics, Southern Methodist .University Dallas, USA.
18. Ivanov, V. and Kilian, L. 2005. «A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis», Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, 9(1):25-48.
19. Kirchgässner, G. and Wolters, J. 2008. «Introduction to modern time series analysis», Berlin, Heidelberg: Springer.
20. Koji, K. 2010. Natural Gas Export Revenue, Fiscal Balance and Inflation in Myanmar, No 225, IDE Discussion Papers from Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization(JETRO).
21. Lutkepohl, H.1985. «Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process», Journal of Time Series Analysis, 6:35-52.
22. Lutkepohl, H. 2005. «New introduction to multiple time series analysis», Springer, New York.
23. Phillips, P.C. and Ploberger, W. 1994. «Posterior odd Testing for a unit root with data-based Model selection», Econometric Theory , 10: 774-808.
24. Vikesh, G. and Subrina, H. 2004. «Relationship Between Inflation and Economic Growth»,

Economic department Working Paper, Reserve Bank of Fiji ,Suva.