Doi: 10.22034/IAES.2023.1989227.1971

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۷/شماره۳/صفحه های ۱۴۲-۱۱۳

بررسی رابطه علیت بین نرخ ارز و حجم تجارت کودهای شیمیایی در ایران با رویکرد مارکف سوئیچینگ

رضا حیدری ، سید محمدرضا حاج سیدجوادی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۰۸

چکیده

نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با دیگر متغیرهای کلان اقتصادی، یک متغیر کلیدی به شمار می‌رود و نقش مؤثری در صادرات و واردات کالاها و نهاده‌های کشاورزی دارد. بخش کشاورزی ایران یکی از بخش‌های وابسته به نرخ ارز بوده و درنتیجه تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر صادرات و واردات نهاده‌های بخش کشاورزی مانند کودهای شیمیایی اثرات قابل توجه داشته باشد. با توجه به اثر بحران‌های کووید-۱۹ و جنگ اوکراین بر نرخ ارز و اهمیت تجارت کودهای شیمیایی در شرایط کنونی، هدف از این پژوهش بررسی علیت غیر خطی بین نرخ ارز و حجم واردات و صادرات کودهای شیمیایی با استفاده از داده‌های فصلی در دوره ۱۴۰۱-۱۳۹۳ با استفاده از رویکرد مارکف سوئیچینگ است. نتایج به‌دست آمده از آزمون غیر خطی نشان داد که رابطه میان نرخ ارز آزاد و حجم صادرات کودهای ازته و نیز ارتباط «شکاف نرخ ارز آزاد با نرخ ارز رسمی» با حجم واردات کودهای فسفاته و پتاسه غیر خطی است. همچنین بر اساس علیت گرنجر در مدل مارکف سوئیچینگ، رابطه علیت یک سویه‌ای از طرف نرخ ارز آزاد به سمت حجم صادرات کودهای ازته وجود دارد. همچنین، رابطه علیت یک سویه‌ای از «شکاف نرخ ارز آزاد با نرخ ارز رسمی» به سمت حجم واردات کودهای فسفاته و پتاسه برقرار است. بنابراین، برای کاهش اثرات نرخ ارز طراحی الگوی جامع تجارت، تنوع‌بخشی به مبادی وارداتی و مقصدهای صادراتی کودهای شیمیایی و نیز ایجاد رابطه‌های تعاملی دوجانبه و سازنده با کشورهای هدف به منظور دستیابی به توافق برد-برد پیشنهاد و تأکید می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C5, C32, Q11, Q13.

واژه‌های کلیدی: علیت غیر خطی، نرخ ارز، کودهای شیمیایی، تجارت خارجی و مدل مارکف سوئیچینگ.

۱- به ترتیب استادیار پژوهش (نویسنده مسئول) و پژوهشگر موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران.

Email: rezaheidari3631@gmail.com

مقدمه

با وجود پیشرفت‌های مهم در فعالیت‌های اقتصادی، بخش کشاورزی همچنان در عرصه اقتصاد و امنیت اجتماعی دارای جایگاهی ویژه است و از دیدگاه توسعه اقتصادی، این بخش در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی وظایف مهم و اساسی بر عهده دارد. بنابراین، دور نگهداشتن بخش کشاورزی از هر نوع شوک و نوسان‌های قابل کنترل یک امر ضروری است؛ زیرا ایجاد اطمینان خاطر در شاغلان این بخش باعث رضایت و مطلوبیت بیشتر افراد جامعه به عنوان مصرف‌کننده خواهد شد. اما در طی سال‌های اخیر، بخش کشاورزی در کشورهای در حال توسعه و در ایران نیز تحت تأثیر سیاست‌های ارزی درون‌مرزی و برون‌مرزی قرار گرفته است (Ghahremanzadeh, *et al*., 2022; Azik *et al*., 2021; Mohammadi *et al*., 2018).

نرخ ارز را می‌توان به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی یک کشور دانست و پیامدهای ناشی از تغییرات آن همواره یکی از مباحث و چالش‌های مهم در عرصه سیاست‌گذاری بوده است. برآیند پیامدهای ناشی از تغییرات نرخ ارز می‌تواند عملکرد اقتصادی هر کشوری را تحت تأثیر مثبت یا منفی قرار دهد. نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با دیگر متغیرهای کلان اقتصادی، به عنوان یک متغیر کلیدی به شمار می‌رود که بر سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی و دگرگونی‌های اقتصادی اثرات بسیاری می‌گذارد و به همین دلیل مورد توجه بسیاری از سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گرفته است. با گسترش دامنه تجارت بین‌الملل، تغییرات در نرخ ارز مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت و چه بسا متضاد را در بخش‌های داخلی و خارجی اقتصاد یک کشور به همراه دارد که برآیند آن می‌تواند سایر متغیرهای کلان اقتصادی و حتی عملکرد اقتصاد یک کشور را تحت تأثیر قرار دهد. تغییرات و دگرگونی‌های نظام‌های ارزی در چند دهه گذشته سبب شده است که در عصر کنونی مقوله نرخ ارز بیش از گذشته در سیاست‌های اقتصادی خودنمایی کند (Kazeroni *et al*., 2012; Cazorzi *et al*., 2017).

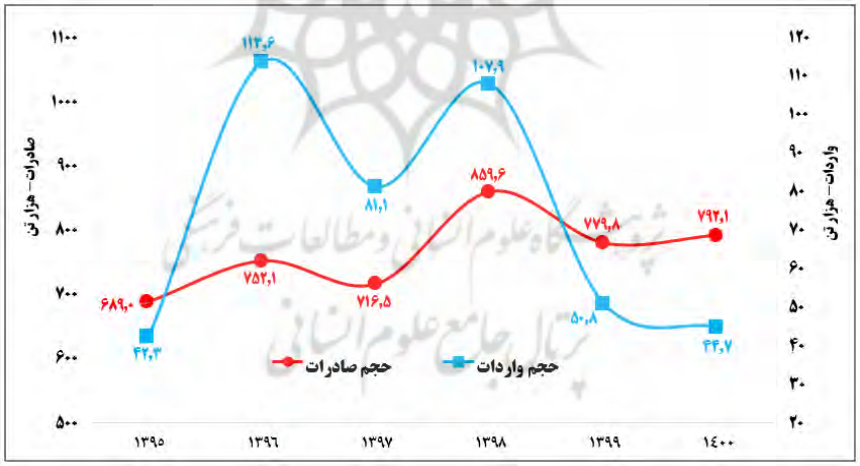
بدون شک، نرخ ارز از جمله شاخص‌های اساسی در تعیین درجه رقابت بین‌المللی و تبیین وضعیت داخلی اقتصاد یک کشور به شمار می‌رود و به همین جهت می‌تواند نقش مؤثری در صادرات و واردات کالاها و نهاده‌های کشاورزی داشته باشد. برای مثال، بخش تقاضا از طریق خالص صادرات و تغییر در ذخایر ارزی و بخش عرضه از طریق کالاهای واسطه‌ای وارداتی از نوسان‌های نرخ ارز متأثر می‌شوند. همچنین، ارزش‌گذاری بیش از حد بر نرخ ارز و رقابت در بخش واردات و صادرات،

می‌تواند انگیزه تولید کشاورزی را از بین ببرد؛ در واقع، افزایش در نرخ ارز تولید کالاهای تجاری را سودآورتر ساخته و موجب انتقال منابع از بخش‌های غیرتجاری به سمت تولید کالاهای تجاری می‌شود. کاهش نرخ ارز نیز باعث افزایش هزینه تولید کالاهای تجاری در داخل شده و نتیجه آن تضعیف توان رقابت بین‌المللی کالاهای ساخت داخلی است. در حقیقت، نوسان‌های نرخ ارز که از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه می‌باشد، فضای نااطمینانی را برای تصمیم‌گیری‌های تجاری ایجاد می‌کند و به همین جهت این نوسان‌ها، از عوامل محدودکننده تجارت محصولات کشاورزی به شمار می‌آید که امکان برنامه‌ریزی برای تولید و صادرات را محدود می‌سازد (Rahimdoust, 2021; Motahari *et al*., 2018; Mohammadi *et al*., 2011; Kazeroni, *et al*., 2012).

در ساختار کنونی اقتصاد جهانی، واردات و صادرات نقش مهمی در تعیین راهبرد توسعه اقتصادی ایفا می‌کند و هر گونه تغییر و دگرگونی که در تجارت کشور رخ دهد، در فرایند تولید، رشد و توسعه تأثیر بسزایی دارد. بخش کشاورزی ایران به منزله یکی از بخش‌های عمده و مولد اقتصاد کشور دارای ارتباط‌های دو سویه‌ای با بازارهای جهانی است، زیرا از یک سو صادرکننده محصولات عمده و از یک سو واردکننده نهاده‌های مورد نیاز بخش کشاورزی است، لذا به واسطه حجم چنین مبادله‌هایی تحت دگرگونی‌های جهانی قرار می‌گیرد. از سوی دیگر، سهم عمده‌ای از نهاده‌های مورد نیاز بخش کشاورزی از طریق بازارهای جهانی تامین می‌شود؛ برای مثال، ارزش واردات نهاده‌های اساسی بخش کشاورزی (گندم، ذرت، کنجاله، دانه‌های روغنی و انواع کود) از ۳۹۶۵ میلیون دلار در سال ۱۳۹۵ به ۹۸۵۴ میلیون دلار در سال ۱۴۰۰ به میزان ۱۵۰ درصد افزایش یافته و سهم آن از کل واردات بخش کشاورزی در سال ۱۴۰۰ در حدود ۵۵ درصد بوده است (Information and Communication Technology Center, 2021). لذا می‌توان گفت بخش کشاورزی از جمله بخش‌های وابسته به نرخ ارز بوده و درنتیجه تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر صادرات و واردات نهاده‌های بخش کشاورزی تاثیرگذار باشد (Pishbahar *et al*., 2018; Mohammadi *et al*., 2011).

در سال‌های پس از پیروزی انقلاب اسلامی، تلاش‌های بسیاری برای تأمین نهاده‌های مورد نیاز بخش کشاورزی به عمل آمد. اگرچه بخش قابل توجهی از این مواد اولیه هم اکنون در داخل کشور تولید و تأمین می‌شود، ولی کشور برای حفظ وضع موجود در زمینه تولید کالاهای کشاورزی، نیازمند افزایش واردات بوده و در زمان‌های مناسب اقدام به خرید و واردات نهاده‌های اصلی مانند کودهای شیمیایی کرده است. در واقع بخشی از نهاده‌های وارداتی و صادراتی بخش کشاورزی به

کودهای شیمیایی اختصاص دارد (Vajdi *et al.*, 2018). کود از جمله مهم‌ترین نهاده‌های کشاورزی و نیاز اصلی و مهم صنعت کشاورزی است. هر چند در کشور انواع کودهای طبیعی و شیمیایی (مانند نتیرات) در حال تولید هستند، اما کماکان احساس نیاز به واردات کود شیمیایی (مانند فسفات و پتاس) وجود دارد و واردات کود کشاورزی در مواقع حساس می‌تواند برای کشاورزان اهمیت بالایی داشته باشد. از سوی دیگر، در سال‌های اخیر مسائل مربوط به تحریم‌ها سبب شده تا شرکت‌های تولیدکننده کودهای کشاورزی با برخی محدودیت‌ها در تهیه مواد اولیه مورد نیاز رو به رو شوند. همچنین، دولت در زمینه واردات و ترخیص کودهای کشاورزی قوانین و محدودیت‌های خاصی را در نظر گرفته است، برای مثال افزون بر وزارت صمت و مراجع قانونی کشور، سازمان‌های جهاد کشاورزی و دیگر نهادهای مربوطه محدودیت‌های جدی در زمینه واردات کود کشاورزی وضع کرده‌اند. لذا واردات و ترخیص انواع کودهای شیمیایی و صادات آن دارای اهمیت زیادی برای دولت و کشاورزان است (Agricultural support services company; 2021). در شکل (۱)، حجم واردات و صادرات کودهای شیمیایی طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۵ آمده است. بر مبنای شکل (۱)، واردات و صادرات کودهای شیمیایی در طول دوره مورد بررسی همواره با نوسان رو به رو بوده است.



شکل (۱) حجم واردات و صادرات کودهای شیمیایی طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۵

Figure (1) The volume of import and export of fertilizers during the years 2016-2021 (Information and Communication Technology Center, 2021)

در سال‌های پس از ۱۳۹۵، ایران و جهان شاهد بحران‌ها و رخدادهای بسیاری از جمله شوک‌های قیمت نفت، طرح برجام، تحریم‌های ظالمانه امریکا و اتحادیه اروپا علیه ایران، شیوع ویروس کرونا، جنگ اوکراین و تغییرات سیاست‌های دولت‌های مختلف در بخش تجارت داخلی و خارجی بوده است. تمام این تغییرات می‌تواند نحوه ارتباط بین متغیرهای مرتبط را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به بیان دیگر ارتباط بین نرخ ارز و متغیرهای دیگر به ویژه تجارت کالا و نهاده‌های کشاورزی به صورت غیر خطی بوده و مدل‌های متداول اقتصادسنجی توانایی لازم برای لحاظ کردن این تغییرات را ندارد. یکی از مدل‌های غیر خطی معروف در این زمینه مدل مارکف-سوئیچینگ است. مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن است، به این صورت که در این روش امکان وجود تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت در متغیر رژیم وجود داشته و این تغییرات می‌توانند بارها و برای مدت کوتاهی رخ بدهند. در عین حال این مدل به صورت درونزا زمان دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. از سوی دیگر، در پی بحران کووید-۱۹ و آغاز جنگ اوکراین، مناسبات مالی و تجاری بسیاری از کشورها تغییر یافته است، به طوری که باعث افزایش نوسان‌های نرخ ارز از یک سو، و اعمال محدودیت‌های تجاری در زمینه مواد غذایی و انواع کود از سوی دیگر شده است. برای مثال، از ۷ نوامبر ۲۰۲۲ بیست کشور ۲۴ ممنوعیت صادرات مواد غذایی و هشت کشور ۱۲ اقدام محدودکننده صادرات را اجرا کرده‌اند؛ چین از ۲۴ دسامبر ۲۰۲۱، اوکراین از ۱۲ مارس ۲۰۲۲، ویتنام از ۶ می ۲۰۲۲ و روسیه از ۳ اکتبر ۲۰۲۱ بر صادرات کود خود محدودیت‌هایی وضع کرده‌اند. در این راستا، بسیاری از دولت‌ها همچنان بر سیاست محدودکننده صادرات و ممنوعیت اقلام غذایی و کودها ادامه می‌دهند و برخی دیگر به دنبال راه‌های جدید برای افزایش واردات کود مورد نیاز خود هستند (Abolhasanbeigi *et al.*, 2020; Food Security Report of World Bank, 2022). بر مبنای پیش‌بینی بانک جهانی در سال ۲۰۲۲، قیمت گاز طبیعی تا سال ۲۰۲۵ بیش از ۵۰ درصد بالاتر از میانگین ۵ ساله باقی خواهند ماند. با توجه به اینکه گاز طبیعی از جمله نهاده‌های اصلی تولید کودهای شیمیایی است، اگر قیمت کودهای شیمیایی در سال‌های ۲۰۲۳ و ۲۰۲۴ کاهش نیابد، انتظار می‌رود که قیمت مواد غذایی دوباره به میزان قابل توجهی افزایش یابد (Food Security Report of World Bank, 2022). در ایران نیز اگر چه در سال‌های گذشته تاکید بر کاهش مصرف کودهای شیمیایی بوده است، اما در حال حاضر و پس از بحران‌های کووید-۱۹ و جنگ اوکراین به دلیل قیمت بالا و در دسترس نبودن، کاربرد کودهای شیمیایی در کشور کاهش یافته است، به طوری که امروزه

کودهای شیمیایی از جمله منابع محدودکننده در تولید محصولات کشاورزی به شمار می‌آیند. بنابراین، با توجه به تاثیر بحران‌های کووید-۱۹ و جنگ اوکراین روی نرخ ارز و اهمیت تجارت کودهای شیمیایی در شرایط کنونی و نیز رفتار غیر خطی آنها، هدف از این پژوهش بررسی علیت غیر خطی بین نرخ ارز و حجم واردات و صادرات کودهای شیمیایی با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ است.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

بررسی مطالعات اقتصادی نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز می‌تواند موجب کاهش تراز تجاری یا بهبود تراز تجاری شود. در اثر نخست که از آن به اثر قیمتی یا منحنی جی یاد می‌شود، با فرض ثابت بودن حجم تجارت، افزایش نرخ ارز موجب می‌شود که مجموع ارزش صادرات کالاهای داخلی در اثر کاهش قیمت‌های واقعی و مجموع ارزش واردات بیشتر شود. به عبارتی دیگر صادرات بر حسب پول خارجی ارزان‌تر شده و واردات بر حسب پول ملی گران‌تر می‌شود. لذا، اثر قیمت در کوتاه‌مدت موجب بدتر شدن تراز تجاری کشور می‌شود. در اثر دوم که به اثر مقداری یا روش مارشال-لرنر معروف است، به این صورت که در بلندمدت با ارزان شدن صادرات، تقاضا برای کالاهای داخلی بیشتر شده و موجب افزایش صادرات و کاهش واردات می‌شود و اثر مقدار موجب بهبود تراز تجاری می‌شود. بنابراین، اثر قیمت در کوتاه‌مدت و اثر مقدار در بلندمدت رخ می‌دهد (Faalju and Nazari Sefidan, 2019; Shaghayeghi Shahri and Kouchaki, 2016). واکنش تراز تجاری نسبت به کاهش ارزش پول ملی می‌تواند متقارن یا نامتقارن باشد. منظور از نامتقارنی واکنش تراز تجاری، شرایطی است که کاهش ارزش پول اثرهای متفاوتی روی تراز تجاری داشته باشد. به طور کلی نامتقارنی تراز تجاری نسبت به نرخ ارز با استفاده از دو رویکرد عرضه و تقاضا قابل بررسی است. الف) رویکرد طرف تقاضا: کاهش ارزش پول ملی از طریق افزایش قیمت نسبی کالاهای خارجی و افزایش رقابت‌پذیری بین‌المللی صنایع داخلی و انتقال هزینه‌ها از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی موجب گسترش فعالیت‌های اقتصادی داخلی می‌شود. موقعیت اجرای سیاست کاهش ارزش پول ملی برای بهبود تزراز تجاری تا حد زیادی به قرار گرفتن تقاضا در مسیر درست و وجود ظرفیت‌های مناسب در این ارتباط بستگی دارد. ب) رویکرد طرف عرضه: در این چهارچوب اثر نرخ ارز بر تراز تجاری انقباضی است. بر مبنای این دیدگاه، کاهش ارزش پول ملی با فرض وجود کسری تجاری اولیه ممکن است باعث کاهش درآمد ملی

واقعی و تقاضای کل شود. همچنین، کاهش ارزش پول ملی ممکن است با کاهش سودهای باد آورده در صنایع رقابتی همراه باشد. در این شرایط، اگر دستمزد پولی نسبت به سطح قیمت‌ها وقفه داشته باشد و میل نهایی به پس‌انداز ملی افزایش یافته و محصول واقعی کاهش می‌یابد (Faalju, and Nazari Sefidan, 2019; Shaghaghi Shahri and Kouchaki, 2016).

در زمینه تأثیر نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی به ویژه بخش کشاورزی، بررسی‌های تجربی بسیاری در داخل و کشورهای مختلف انجام شده که به برخی از آنها اشاره می‌شود. در پژوهش Abdi Seyedkolaee *et al*., 2017، عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی با استفاده از الگوی گارچ چند متغیره و رگرسیون آستانه‌ای طی سال‌های ۹۳-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این پژوهش نشان داد که افزایش نرخ ارز بالاتر از حد آستانه‌ای (۳۲۳۰ ریال) باعث افزایش شدیدتر در شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی می‌شود. در تحقیق دیگری، Rahmani dizghah *et al*., 2018 رابطه انتقالی نرخ ارز در رفتار قیمت‌گذاری برای بازار صادرات میگو و خاویار ایران را در دوره زمانی ۹۴-۱۳۷۲ با استفاده از مدل تصحیح خطای استاندارد تابلویی (PCSE) مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج این بررسی نشان داد که اثرگذاری نرخ ارز متقارن بوده و تاثیر کاهش ارزش ریال بیشتر از اثر افزایش آن است. Faalju and Nazari Sefidan, 2018، در تحقیق خود اثر غیر خطی نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ایران طی سال‌های ۹۵-۱۳۶۰ با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم بررسی کرده است. نتایج این تحقیق گویای آن بود که رابطه نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ایران غیر خطی است. در پژوهشی دیگر Shafei *et al*., 2020، اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر واردات بخش کشاورزی ایران با استفاده از مدل‌های GARCH، VAR و VECM در دوره زمانی ۹۵-۱۳۵۷ بررسی شد. نتایج این بررسی نشان داد که با افزایش نوسان‌های نرخ ارز، واردات بخش کشاورزی کاهش می‌یابد. در مطالعه Abolhasanbeigi *et al*, 2020، اثر بی‌ثباتی نرخ ارز با تراز تجاری ایران با استفاده از رویکرد غیر خطی مارکف-سوئیچینگ طی سال‌های ۹۵-۱۳۵۲ تحقیق شد. نتایج این پژوهش نشان داد که افزایش نرخ ارز سبب بهبود تجارت می‌شود. Shamsoddini *et al*., 2021 در بررسی خود اقدام به بررسی اثر تکانه‌های سیاست پولی و نرخ ارز بر قیمت محصولات کشاورزی در ایران در دوره ۹۸-۱۳۸۸ با استفاده از مدل NARDL کردند و دریافتند که نرخ ارز موثر واقعی اثر مثبت و معنی‌داری بر شاخص قیمت تولیدکننده محصولات کشاورزی دارد. در پژوهش Alizadeh Ledari *et al*., 2021، اثر جهش نرخ ارز بر تجارت ایران با کشورهای حوزه دریای خزر را با استفاده از

مدل حدآستانه‌ای ملایم ترکیبی (PSTAR) بر اساس داده‌های سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۵ بررسی شد. نتایج این تحقیق نشان داد که تأثیر ارز حامل و جهش نرخ ارز روی حجم تجارت ایران با کشورهای حوزه دریای خزر منفی است. در پژوهش Saiednia *et al*., 2022 اثر یکسان‌سازی نرخ ارز بر ارزش افزوده بخش کشاورزی با استفاده از مدل تعادل عمومی بررسی شد و نتایج بیانگر آن بود که افزایش نرخ ارز باعث افزایش میزان صادرات زیربخش‌های کشاورزی می‌شود.

نتایج پژوهش Jimborean, 2013 در بررسی اثر نرخ ارز روی قیمت کالاهای مصرفی در اروپا با استفاده از مدل VAR در طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۶ نشان داد که تغییرات نرخ از اسمی موثر روی شاخص قیمت کالاهای وارداتی کشورهای اتحادیه اروپا مثبت و معنادار است. در اقدام دیگری، Rutto and Ondiek, 2014 اثر نوسان‌های نرخ ارز روی صادرات چای کنیا طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۰ را با استفاده از مدل‌های تصحیح خطای برداری (VECM) بررسی کردند و دریافتند که اثر نوسان‌های نرخ ارز روی صادرات چای کنیا منفی و معنادار است. در تحقیق Asteriou *et al*., 2016، اثر نوسان‌های نرخ ارز بر تجارت بین‌المللی کشورهای مکزیک، اندونزی، نیجریه و ترکیه با استفاده از مدل ARDL بررسی شد و نتایج بیانگر آن است که به جز ترکیه رابطه بلندمدت معناداری بین نوسان نرخ ارز و تجارت بین‌المللی کشورها وجود ندارد. Geravis et al., 2016 در پژوهش خود با استفاده از روش تصحیح خطای برداری اقدام به بررسی اثر تعدیل نرخ ارز واقعی روی تراز تجاری کشورهای اقتصاد نوظهور در طی بازه زمانی ۲۰۰۰۸-۱۹۷۵ کردند و دریافتند که تعدیل نرخ ارز واقعی سبب کاهش عدم توازن تجاری می‌شود. در تحقیق Aman et al., 2017، ارتباط بین نرخ ارز و رشد اقتصادی پاکستان با استفاده از سیستم معادلات همزمان طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۶ ارزیابی شد. نتایج گویای اثر افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی از مسیر بزرگ شدن حجم سرمایه‌گذاری، تقویت انگیزه صادراتی، ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تقویت جایگزینی واردات بود. در تحقیقی دیگر Arize et al, 2017، اثر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری کشوهای منتخب با استفاده از مدل غیر خطی ARDEL در طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۸۰ بررسی شد. نتایج این بررسی بیانگر آن است که رابطه غیر خطی معناداری بین نرخ ارز واقعی و تراز تجاری کشورهای منتخب وجود دارد. Kang and Dagli, 2018 در پژوهش خود، رابطه بین نرخ ارز واقعی و تجارت بین‌الملل را در طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۱ با استفاده از مدل جاذبه تعمیم‌یافته ارزیابی کردند و نتایج بررسی آنها نشان داد که تا پیش از بحران مالی جهانی، رابطه مثبت و معناداری بین نرخ واقعی ارز و حجم صادرات وجود دارد، اما پس از آن

این ارتباط ناپدید می‌شود. در تحقیق Orman and Dellal, 2021، اثر نوسان‌های نرخ ارز واقعی بر صادرات محصولات کشاورزی در طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۱ با استفاده از مدل ARDL بررسی شد. نتایج این تحقیق نشان داد که اثر نوسان‌های نرخ ارز واقعی روی میزان صادرات بخش کشاورزی منفی و معنادار است. خلاصه نتایج بررسی‌های یاد شده در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱) خلاصه پیشینه تحقیق در پژوهش حاضر

Table (1) Summary of the research background in the present study

نوع بررسی	نویسندگان	موضوع مورد مطالعه	مدل مورد استفاده	نتیجه بررسی
داخلی	Abdi Seyedkolaee *et al*., 2017	اثر نرخ ارز بر قیمت ضمنی بخش کشاورزی	الگوی گارچ چند متغیره و رگرسیون آستانه‌ای	اثر مثبت و معنادار نرخ ارز بر قیمت ضمنی بخش کشاورزی
	Rahmani dizghah *et al*., 2018	اثر نرخ ارز بر صادرات میگو و خاویار ایران	مدل تصحیح خطای تابلویی (PCSE)	متقارن بودن اثر نرخ ارز
	Faalju and Nazari Sefidan, 2018	اثر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ایران	رویکرد رگرسیون انتقال ملایم	رابطه معنادار و غیر خطی نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ایران
	Shafei *et al*., 2020	اثر نرخ ارز واقعی بر واردات بخش کشاورزی ایران	مدل‌های GARCH، VARو VECM	کاهش واردات بخش کشاورزی در اثر افزایش نوسان نرخ ارز
	Abolhasanbeigi *et al*, 2020	اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر تراز تجاری ایران	مدل مارکف–سوئیچینگ	افزایش نرخ ارز سبب بهبود تجارت می‌شود.
	Shamsoddini *et al*., 2021	اثر تکانه‌های نرخ ارز بر قیمت محصولات کشاورزی	مدل NARDL	اثر مثبت و معنی‌دار نرخ ارز واقعی بر شاخص قیمت
خارجی	Rutto and Ondiek, 2014	اثر نوسان‌های نرخ ارز روی صادرات چای کنیا	مدل تصحیح خطای برداری (VECM)	اثر منفی و معنادار نرخ ارز روی صادرات چای کنیا
	Asteriou *et al*., 2016	اثر نرخ ارز بر تجارت بین‌المللی کشورهای منتخب	مدل ARDL	رابطه بلندمدت معناداری بین نرخ ارز و تجارت بین‌الملل
	Aman et al., 2017	ارتباط بین نرخ ارز و رشد اقتصادی پاکستان	سیستم معادلات همزمان	افزایش نرخ رشد اقتصادی با افزایش نرخ ارز
	Arize et al, 2017	اثر تغییرات نرخ ارز روی تراز تجاری کشوهای منتخب	مدل NARDL	رابطه معنادار و غیر خطی بین نرخ ارز واقعی و تراز تجاری
	Kang and Dagli, 2018	رابطه بین نرخ ارز واقعی و تجارت بین‌الملل	مدل جاذبه تعمیم‌یافته	رابطه مثبت و معنادار نرخ ارز واقعی و حجم صادرات
	Orman and Dellal, 2021	اثر نرخ ارز واقعی بر صادرات محصولات کشاورزی	مدل ARDL	اثر منفی و معنادار نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی

بر مبنای پیشینه بیان شده می‌توان دریافت که در بیشتر بررسی‌های خارجی بیشتر تاکید بر اثرگذاری نرخ ارز روی کالاهای کشاورزی و مصرفی، قیمت‌های داخلی و تراز تجاری کل بخش کشاورزی در کشورهای مختلف بحث شده است. همچنین در بیشتر بررسی‌های داخلی انجام شده پیرامون اثر نرخ ارز روی بررسی علیت متغیرهای بخش کشاورزی از طریق مدل‌های خودتوضیح خطی انجام پذیرفته و پژوهشی در زمینه تحلیل ارتباط علیت نرخ ارز با بازار نهاده‌های کودهای شیمیایی از طریق به کارگیری مدل غیر خطی مارکف سوئیچینگ انجام نگرفته است. لذا، این پژوهش در پی آن است که رابطه علیت نرخ ارز روی حجم کودهای صادراتی ازت و حجم کودهای وارداتی پتاس و فسفات را با رویکرد مارکف سوئیچینگ مورد ارزیابی دقیق قرار دهد.

روش تحقیق

الف) نرخ ارز

بر اساس ادبیات نظری اقتصادی، برای بررسی اثر نرخ ارز بر صادرات کودهای ازته لازم است که از نرخ ارز آزاد استفاده شود، در حالی که بکارگیری نرخ ارز بازار آزاد، نرخ ارز نیمایی و نرخ ارز رسمی برای بررسی رابطه میان نرخ ارز و واردات کودهای فسفاته و پتاسه مناسب نیستند. زیرا در دوره مورد مطالعه برای واردات کودهای فسفاته و پتاسه، نرخ ارز رسمی تخصیص داده شد و با جهش صعودی نرخ ارز به ویژه در سال‌های بعد از ۱۳۹۷، سبب ایجاد شکاف زیادی بین نرخ ارز رسمی و نرخ ارز آزاد شد و این شکاف یک عامل مهم در تعیین میزان واردات نهاده‌های وارداتی کودهای فسفاته و پتاسه بوده است. بنابراین، در این پژوهش برای بررسی اثر نرخ ارز بر واردات کودهای شیمیایی از شکاف بین نرخ ارز آزاد و نرخ ارز رسمی رسمی یا شاخص «نسبت نرخ ارز آزاد به نرخ ارز رسمی» استفاده می‌شود. در واقع انتظار می‌رود که با افزایش شکاف بین نرخ ارز آزاد و رسمی، حجم واردات کودهای شیمیایی فسفاته و پتاسه افزایش یابد.

ب) مدل مارکف سوئیچینگ

یکی از مهم‌ترین روش‌ها برای انعکاس نامتقارنی سری‌های زمانی، رویکرد مارکف سوئیچینگ است. در این رویکرد، حرکت و پویایی‌های سری‌های زمانی، تحت تأثیر یک متغیر تصادفی و پنهان (مشاهده نشده) به نام رژیم یا وضعیت است. رویکرد مارکف سوئیچینگ، به توضیح رفتارهای گوناگون سری‌های زمانی در وضعیت‌های (رژیم‌های) گوناگون اقتصادی می‌پردازد. همیلتون در سال ۱۹۸۹ برای نخستین بار از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در ادبیات اقتصادسنجی سری‌های زمانی استفاده نمود. بعد از تحقیق همیلتون، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ به طور بسیار

گسترده‌ای در تحلیل پدیده‌های مختلف اقتصادی به کار گرفته شد. کرالزیگ (۱۹۹۸) با ترکیب مدل خودرگرسیون برداری و مارکف سوئیچینگ، مدل MS-VAR را ارائه نمود. این مدل از یکسو امکان بررسی پویایی‌های سری‌های زمانی را در رژیم‌های گوناگون فراهم ساخته و از سوی دیگر، به شناسایی و تحلیل درونزایی‌های موجود در روابط میان متغیرهای مدل می‌پردازد (Simo-kengne *et al.*, 2013).

ویژگی اصلی مدل مارکف سوئیچینگ در این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیمی s_t بستگی دارند و این متغیر قابل مشاهده نبوده و فقط احتمال آن قابل برآورد است. در این شرایط، می‌توان چگالی سری زمانی قابل مشاهده y_t در مدل VAR را به صورت رابطه (۱) تعریف نمود:

$$p = (y_t|y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t|y_{t-1}, \theta_t) & \text{if} \quad s_t = 1 \\ \vdots & \\ f(y_t|y_{t-1}, \theta_N) & \text{if} \quad s_t = 1 \end{cases} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، θ_N بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و y_{t-1} نشان‌دهنده مجموعه مشاهده‌ها $[y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}$ است. بر این مبنا، برای یک رژیم مشخص s_t، بردار سری زمانی y_t را می‌توان با استفاده از فرایند خودرگرسیون برداری از مرتبه p به صورت مدل VAR(P) به صورت رابطه (۲) نشان داد:

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad u_t \sim \text{nid}(0, \sum s_t) \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، V برداری متشکل از ضرایب عرض از مبدأ و وابسته به رژیم است. A_i نیز بردار حاوی ضرایب خودرگرسیونی است. برای تکمیل کردن فرآیند ایجاد داده‌ها نیاز به شناخت نحوه تغییر در رژیم s_t است. در مدل‌های MS فرض می‌شود که s_t به وسیله زنجیره مرتبه اول مارکف به صورت رابطه (۳) ایجاد می‌شود:

$$P_r\left[\left(s_{t-j}\middle|[s_{t-j}]_{j=1}^{\infty}\right), [y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}\right] = P_r(s_t|s_{t-1}, \rho) \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، ρ برداری متشکل از پارامترهای مربوط به احتمالات رژیم‌هاست. بر اساس این فرض می‌توان احتمال انتقالات بین رژیم‌های مختلف را مطابق با رابطه (۴) بدست آورد:

$$P_{ij} = P_r(s_{t+1} = j|s_t = i) \ , \quad \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad \forall_{ij} \in \{1,2,\dots,n\} \qquad (۴)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس n×n ماتریس احتمال انتقالات P به‌دست می‌آید که هر عنصر از آن P_{ij} احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد (رابطه ۵):

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{n1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1n} & \cdots & p_{nn} \end{bmatrix} \qquad 0 \le p_{ij} \le 1 \qquad (۵)$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS-VAR می‌شود (رابطه ۶):

$$y_t = \begin{cases} \nu_1 + A_{11}y_{t-1} + \cdots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{2}} u_t \quad \text{if} \quad s_t = 1 \\ \vdots \\ \nu_n + A_{1n}y_{t-1} + \cdots + A_{pn}y_{t-p} + \sum_n^{\frac{1}{2}} u_t \quad \text{if} \quad s_t = n \end{cases} \qquad (۶)$$

برای معرفی این مدل می‌توان مدل تغییر رژیم برداری را برابر با رابطه (۷) در نظر گرفت:

$$Y_t = \mu(s_t) + \sum_{i=1}^{P} A^{i}_{(s_t)} \left(Y_{t-i} - \mu(s_{t-i})\right) + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، Y_t یک بردار n بعدی شامل متغیرهای درونزا بوده است و اجزای اخلال دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sum(s_t)$ است. متغیر پنهان $s_t=1,\ldots p$ از یک زنجیره مارکف با احتمالات انتقال ثابت پیروی می‌کند و بیانگر وضعیت متغیرهای مورد بررسی است (Krolzig, 1997).

بر مبنای اینکه کدام قسمت مدل تغییر رژیم مارکوف وابسته به رژیم باشد، می‌توان حالت‌های مختلفی از قبیل مدل‌های مارکف در میانگین (MSM)، عرض از مبدا (MSI)، پارامترهای خودرگرسیون (MSH) و ناهمسانی در واریانس (MSA) بدست آورد. در حالت عمومی اگر برداری از متغیرهای سری زمانی با توجه به مدل تغییر رژیم مارکف در نظر گرفته شود (MS-VAR)، آنگاه از ترکیب حالت‌های فوق می‌توان مدل‌های جزئی دیگری را به صورت جدول (۲) معرفی کرد. در جدول (۲)، μ و ν به ترتیب نشان‌دهنده میانگین و جمله عرض از مبدا می‌باشد (Ranjpour *et al*., 2019; Krolzig, 1997).

جدول (۲) حالت‌های مختلف مدل MS-VAR

Table (2)Different types of MS-VAR model

		MSM		MSI	
–		μ متغیر	μ ثابت	ν متغیر	ν ثابت
A_i ثابت	واریانس ثابت	MSM-VAR	linear MVAR	MSI-VAR	linear VAR
	واریانس متغیر	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_i متغیر	واریانس ثابت	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	واریانس متغیر	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

منبع: Ranjpour *et al*. 2019; Krolzig, 1997

در این پژوهش برای بررسی علیت بین نرخ ارز و حجم واردات و صادرات کودهای شیمیایی، مدل مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری (MS-VAR) برآورد می‌شود که بر اساس تحقیقات Shafei et al. (2020)، Arize et al. (2008)، Thorbecke. (2008) و Bahmani Oskoee and

Hegerty (2007) می‌توان رابطه علیت بین حجم صادرات و واردات کودهای شیمیایی با نرخ ارز را به صورت روابط (۸) و (۹) بیان نمود.

$$\begin{aligned} LEXPA_t &= \sum_{i=1}^{P} \alpha_{1i}(s_t) LEXPA_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \beta_{1i}(s_t) LRAT_{t-i} \\ LRAT_t &= \sum_{i=1}^{P} \alpha_{2i}(s_t) LRAT_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \beta_{2i}(s_t) LEXPA_{t-i} \end{aligned} \quad (۸)$$

$$\begin{aligned} LIMPF_t &= \sum_{i=1}^{P} \delta_{1i}(s_t) LIMPF_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \lambda_{1i}(s_t) LDRAT_{t-i} \\ LDRAT_t &= \sum_{i=1}^{P} \delta_{2i}(s_t) LDRAT_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \lambda_{2i}(s_t) LIMPF_{t-i} \end{aligned} \quad (۹)$$

در رابطه (۸) و (۹)، LEXPA لگاریتم حجم صادرات کودهای شیمیایی ازته، LIMPF لگاریتم حجم واردات کودهای شیمیایی فسفاته (LIMPFOS) یا پتاسه (LIMPPOT)، LRAT لگاریتم نرخ ارز آزاد و LDRAT شکاف بین نرخ ارز آزاد و رسمی (نسبت نرخ ارز آزاد به نرخ ارز رسمی) است. دوره زمانی مورد بررسی شامل داده‌های فصلی از بهار ۱۳۹۳ تا زمستان ۱۴۰۱ است. حجم صادرات و واردات کودهای شیمیایی (بر حسب هزار تن) از دفتر فناوری اطلاعات و ارتباطات وزارت جهاد کشاورزی و نرخ ارز آزاد و رسمی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذ شد. برای انجام این پژوهش از مجموعه نرم‌افزارهای EViews12 و OxMetrics7 استفاده شده است.

ج) آزمون علیت گرنجر در مدل‌های مارکف سوئیچینگ

در این پژوهش برای بررسی رابطه علی بین دو متغیر نرخ ارز و حجم واردات و صادرات کودهای شیمیایی از آزمون علیت گرنجر در مدل مارکف سوئیچینگ استفاده می‌شود و دارای این مزیت است که رابطه علیت بین متغیرها وابسته به رژیم بوده و می‌تواند متغیر باشد. به بیان دیگر رابطه علی غیر خطی خواهد بود. با فرض بررسی رابطه علیت از نرخ ارز به حجم صادرات و واردات کودهای شیمیایی، در این حالت برای انجام آزمون علیت گرنجری می‌توان فرضیه صفر را به صورت روابط (۱۰) و (۱۱) بیان کرد.

$$H_0: \sum_{i=1}^{P} \beta_{2i}(s_t = 1) = 0 \quad (LRAT \rightarrow LEXPA) \quad (۱۰)$$

$$H_0: \sum_{i=1}^{P} \lambda_{2i}(s_t = 1) = 0 \quad (LDRAT \rightarrow LIMPF) \quad (۱۱)$$

فرضیه‌های صفر فوق با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ و از طریق اعمال قید روی مقادیر ضرایب خودرگرسیونی قابل انجام است (Farzinvash et al. 2016; Montazeri et al. 2021).

نتایج و بحث

۱- آزمون ریشه واحد فصلی

با توجه به تواتر فصلی داده‌ها، در آغاز لازم است آزمون شود که آیا سری زمانی فصلی متغیرهای مورد هدف دارای ریشه واحد فصلی هستند یا خیر. در این پژوهش برای انجام آزمون ریشه واحد

فصلی از روش هگی[1] استفاده شد و نتایج آن در جدول (۳) آمده است. نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که به جز متغیر لگاریتم نرخ ارز آزاد، همه متغیرهای مورد هدف یعنی لگاریتم شاخص نرخ ارز آزاد به رسمی، لگاریتم حجم صادرات ازته، لگاریتم حجم واردات پتاسه و لگاریتم حجم واردات فسفاته دارای ریشه واحد فصلی هستند؛ بنابراین، فصلی‌زدایی شدند.

۲- آزمون غیر خطی بودن

پیش از مرحله برآورد مدل غیر خطی مارکف سوئیچینگ لازم است آزمون غیر خطی بودن ارتباط میان تغییرات نرخ ارز با حجم صادرات ازته و حجم واردات فسفاته و پتاسه انجام شود. برای این منظور از آماره آزمون نسبت راستنمایی استفاده می‌شود که در آن فرضیه صفر دلالت بر ارتباط خطی بین متغیرهای مورد بررسی و فرضیه مقابل آن دلالت بر وجود ارتباط غیر خطی در بین متغیرها می‌باشد. نتایج آزمون رابطه غیر خطی بین متغیرها در معادله صادرات ازته، معادله واردات فسفاته و معادله واردات پتاسه در جدول (۴) آمده است. نتایج جدول (۴) بیانگر رد شدن فرضیه صفر مبتنی بر تایید رابطه غیر خطی میان تغییرات نرخ ارز و حجم صادرات کودهای ازته و نیز حجم واردات کودهای فسفاته و پتاسه است و به همین دلیل می‌توان از الگوی غیر خطی مارکف سوئیچینگ استفاده کرد.

جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی

Table (3)Results of HEGY unit root test

مقدار آماره محاسباتی و بحرانی The statistic value of computation and critical		فرکانس‌ها Frequencies					
متغیر Variable	نوع آماره Type of statistic		0	$\frac{\pi}{2}$ و $\frac{3\pi}{2}$	π	کل- فصلی	کل Total
	مقادیر بحرانی	%1	-3.58	2.75	-3.21	4.12	5.62
		%5	-3.05	1.19	-2.68	2.76	4.05
		%10	-2.79	0.75	-2.39	2.23	3.33
لگاریتم نرخ ارز آزاد (LRAT)	مقادیر آماره محاسباتی		-2.87	1.27	-2.19	2.84	10.98
لگاریتم شاخص نرخ ارز آزاد به رسمی (LDRAT)			-4.2*	0.75*	-1.85	1.76*	10.43
لگاریتم حجم صادرات ازته (LEXPA)			-1.02	0.89*	-0.18	0.6*	0.56*
لگاریتم حجم واردات فسفاته (LIMPFOS)			-1.8	0.06*	-0.72	0.47*	1.98*

[1] Traditional Hegy Test

ادامه جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی

Table (3)Results of HEGY unit root test

متغیر Variable	مقدار آماره محاسباتی و بحرانی The statistic value of computation and critical		فرکانس‌ها Frequencies				
	نوع آماره Type of statistic		0	$\frac{\pi}{2}$ و $\frac{3\pi}{2}$	π	کل- فصلی	کل Total
	%1	مقادیر بحرانی	-3.58	2.75	-3.21	4.12	5.62
	%5		-3.05	1.19	-2.68	2.76	4.05
	%10		-2.79	0.75	-2.39	2.23	3.33
لگاریتم حجم واردات پتاسه (LIMPPOT)			-1.59	3.44	-3.48*	1.98*	3.02*

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

جدول (۴) نتایج آزمون غیر خطی نسبت راستنمایی برای ارتباط بین نرخ ارز و حجم صادرات و واردات کودهای شیمیایی

Table (4) Results of LR non-linear test for the link of exchange rate and the export and import quantity of fertilizers

نوع معادله Equation type	مقدار آماره آزمون LR Statistic value of LR test	درجه آزادی	ارزش احتمال Porob
معادله صادرات کودهای شیمیایی ازته The equation of LEXPF	169.8	6	0.00
معادله واردات کودهای شیمیایی فسفاته The equation of LIMPFOS	192	10	0.00
معادله واردات کودهای شیمیایی پتاسه The equation of LIMPPOT	158.9	8	0.00

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

۳- برآورد مدل MS-VAR

الف) برآورد مدل MS-VAR برای معادله واردات کودهای شیمیایی فسفاته و پتاسه

نخستین گام در استفاده از مدل‌های MS-VAR تعیین درجه مدل VAR بهینه با استفاده از معیارهای نیکویی برازش مدل است. بر مبنای آماره آکائیک برای معادله واردات کودهای شیمیایی فسفاته و پتاسه وقفه بهینه یک انتخاب شد. در گام دوم لازم است که تعداد بهینه رژیم مورد استفاده در مدل مارکوف سوئیچینگ تعیین شود. برای این منظور مدل سوئیچینگ از میان حالت‌های مختلف با رژیم‌های گوناگون برآورد شد و مقایسه نتایج با استفاده از آماره آکائیک نشان داد که معادله واردات کودهای شیمیایی هم برای فسفاته و هم برای پتاسه به صورت

MSAI(2)-VAR(1) بوده و دارای دو رژیم می‌باشد. نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل MSAI(2)-VAR(1) برای واردات کودهای شیمیایی فسفاته و پتاسه در جدول (۵) آمده است. با توجه به نتایج جدول (۵)، معنادار نبودن آماره آزمون پورتمانتو [1] نشان می‌دهد که مدل برآورد شده فاقد مشکلات مربوط به خودهمبستگی است. مقدار آماره آزمون واریانس ناهمسانی[2] نیز نشان می‌دهد که واریانس اجزاء اخلال مدل برآورد شده ثابت می‌باشد. افزون بر این، اجزای اخلای مدل برآورد شده دارای توزیع نرمال است. بنابراین، عدم رد فرضیه‌های مربوط به توزیع جملات اخلال، نبود خودهمبستگی مرتبه اول و نبود واریانس بین جملات اخلال دلالت بر این دارد که اجرای اخلال الگوی غیر خطی برآورد شده ویژگی‌های فروض کلاسیک رگرسیون را تأمین می‌کند. بنابر با نتایج جدول (۵)، در هر دو رژیم اثر متغیر «شکاف نرخ ارز آزاد با رسمی» بر حجم واردات کودهای شیمیایی فسفاته و پتاسه مثبت و معنادار است، در حالی که حجم واردات کودهای شیمایی فسفاته و پتاسه اثر معناداری روی «شکاف نرخ ارز آزاد با رسمی» ندارد. نتایج آزمون علیت گرنجر در مدل مارکف سوئیچینگ نیز نشان می‌دهد که رابطه علیت یک طرفه‌ای از سوی «شکاف نرخ ارز آزاد با رسمی» به سمت حجم واردات کودهای شیمایی فسفاته و پتاسه برقرار است.

جدول (۵) نتایج برآورد مدل MSAI(2)-VAR(1) برای معادله واردات کودهای شیمیایی

Table (5) Results of MSAI(2)-VAR(1) model for the import equation of fertilizers

رژیم یک Regime 1		رژیم صفر Regime 0		متغیرهای توصیحی Independent variables	متغیر وابسته Dependent variable
ضریب برای پتاسه Coefficient for potash	ضریب برای فسفاته Coefficient for phosphate	ضریب برای پتاسه Coefficient for potash	ضریب برای فسفاته Coefficient for phosphate		
0.10 (0.80)	0.55 (0.01)	0.03 (0.87)	0.25 (0.32)*	LIMPF(-1)	LIMPF
0.07 (0.00)	0.15 (0.05)	0.08 (0.00)	0.09 (0.02)	LDRAT(-1)	
13.54 (0.01)	0.25 (0.89)	9.12 (0.00)	7.25 (0.02)	Intercept	
0.95 (0.00)	0.19 (0.45)	0.91 (0.00)	0.88 (0.00)	LDRAT(-1)	LDRAT
-0.07 (0.12)	0.005 (0.27)	-0.002 (0.90)	-0.01 (0.42)	LIMPF(-1)	
0.81 (0.12)	0.09 (0.04)	0.02 (0.92)	0.38 (0.05)	Intercept	
Vector Normality test Chi^2(4) = 1.07 (0.89) Vector ARCH 1-1 test F(4,24) = 0.44 (0.78) Vector Portmanteau(12) Chi^2(48) = 37.7 (0.85)				معادله کود فسفاته LIMPFOS	فروض کلاسیک Classical assumptions

[1] Portmanteau test
[2] ARCH test

ادامه جدول (۵) نتایج برآورد مدل MSAI(2)-VAR(1) برای معادله واردات کودهای شیمیایی

Table (5) Results of MSAI(2)-VAR(1) model for the import equation of fertilizers

متغیر وابسته Dependent variable	متغیرهای توصیحی Independent variables	رژیم صفر Regime 0		رژیم یک Regime 1	
		ضریب برای فسفاته Coefficient for phosphate	ضریب برای پتاسه Coefficient for potash	ضریب برای فسفاته Coefficient for phosphate	ضریب برای پتاسه Coefficient for potash
	معادله کود پتاسه LIMPPOT	Vector Normality test Chi^2(4) = 2.13 (0.71) Vector ARCH 1-1 test F(4,26) = 0.46 (0.76) Vector Portmanteau(12) Chi^2(48) = 52.15 (0.32)			
رابطه علیت Causality	فسفاته LIMPFOS	LIMPFOS → LDRAT		Regime 0: LinRes Chi^2(1) = 2.00 [0.37] Regime 1: LinRes Chi^2(1) = 1.03 [0.51]	
		LDRAT → LIMPFOS		Regime 0: LinRes Chi^2(1) = 8.49 [0.03] Regime 1: LinRes Chi^2(1) = 12.72[0.00]	
	پتاسه LIMPPOT	LIMPPOT → LDRAT		Regime 0: LinRes Chi^2(1) = 2.75 [0.25] Regime 1: LinRes Chi^2(1) = 0.82 [0.43]	
		LDRAT → LIMPPOT		Regime 0: LinRes Chi^2(1) = 12.81[0.01] Regime 1: LinRes Chi^2(1) = 25.12[0.00]	

*** اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح معناداری ضرایب است.**

Source: Research findings منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۶)، احتمالات ماندگاری هر رژیم و همچنین احتمالات گذار به رژیم دیگر در قالب «ماتریس احتمال انتقال» برای معادله واردات کودهای فسفاته و پتاسه ارائه شده است. احتمالال انتقالات به این معنی است که احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر چقدر است. در واقع احتمال انتقالات نشان می‌دهد در صورتی که در زمان t در رژیم i قرار بگیریم، احتمال اینکه در زمان t+1 در رژیم j قرار بگیریم چقدر است. همچنین احتمالات تجمی نشان می‌دهد که هر رژیم چند درصد از دوره زمانی مورد بررسی را شامل می‌شود. به عبارت دیگر احتمالات تجمی، احتمال حادث شدن هر یک از رژیم‌ها صرف نظر از اینکه در دوره گذشته در رژیم یک یا دو باشیم را نشان می‌دهد. دوره دوام نیز نشان‌دهنده میانگین دوره‌هایی است که طول می‌کشد تا از رژیمی به رژیم دیگر تغییر وضعیت دهیم.

جدول (۶) احتمالات انتقال رژیم‌ها برای معادله واردات کودهای شیمیایی

Table 6- Transition probabilities of Regimes for for the import equation of fertilizers

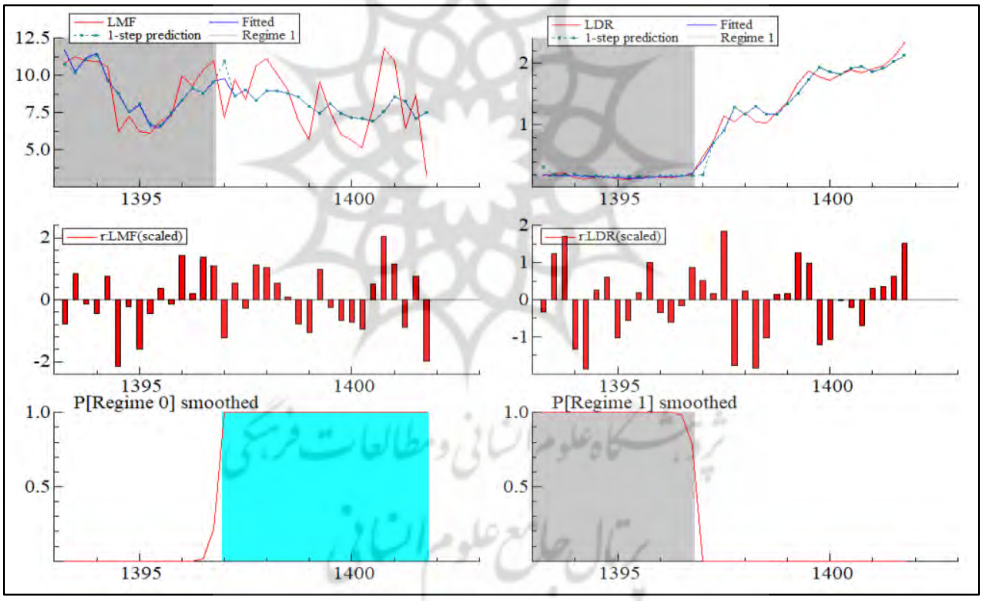
Time t					
Regime 1	Regime 0				
0.063	0.973	Regime 0	فسفات	Time t+1	احتمال شرطی انتقالات Transition Conditional probability
0.937	0.027	Regime 1			
0.348	0.962	Regime 0	پتاس		
0.652	0.038	Regime 1			
1393(2)-1396(4)	1397(1)-1401(4)		فسفات		طول دوره‌های قرار گرفته در هر رژیم Periods duration in each regime
1393(1)-1393(4) 1397(1)-1397(3)	1394(1)-1396(4) 1397(4)-1401(4)		پتاس		
15	20		فسفات		تعداد فصل‌های قرار گرفته در دوره‌های هر رژیم The number of months in the periods of each regime
5	29		پتاس		
15	20		فسفات		تعداد فصل‌های قرار گرفته در هر رژیم The number of months in each regime
2 3	12 17		پتاس		
%42.86	%57.14		فسفات		احتمال تجمعی دوام (درصد) Cumulative probability of stability (percentage)
%14.71	%85.29		پتاس		
15	20		فسفات		میانگین دوره دوام هر رژیم Average duration of in each regime
2.5	14.5		پتاس		

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق

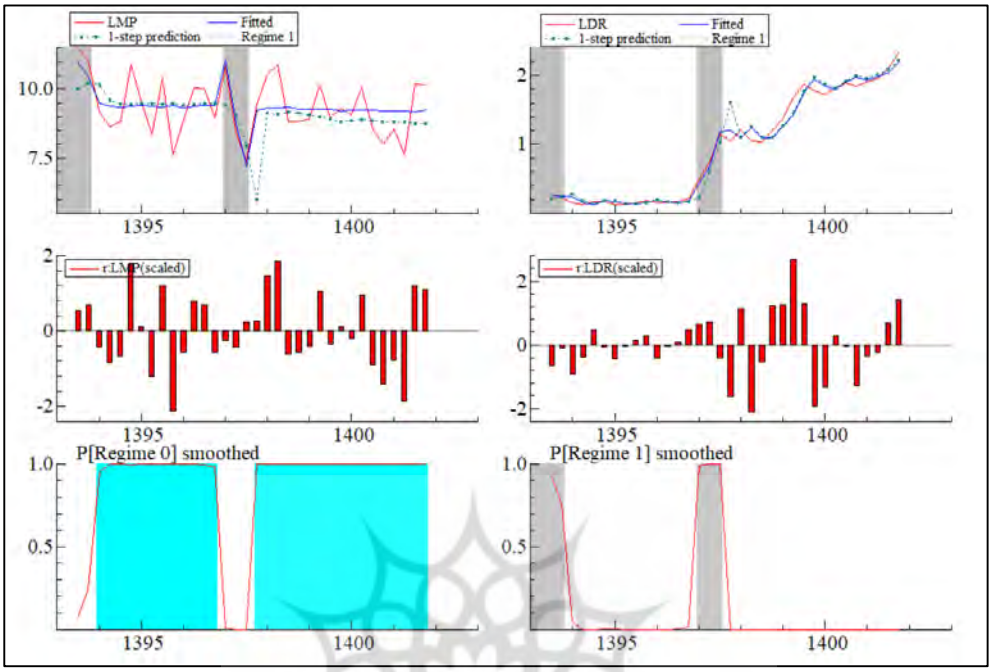
بر مبنای نتایج جدول (۶)، برای معادله واردات کود فسفاته (پتاسه) احتمال انتقال از رژیم صفر به همان رژیم بسیار بالا و برابر ۹۷ درصد (۹۶ درصد) است، به عبارتی اگر فصلی در رژیم صفر قرار گرفته باشد، با احتمال ۹۷ درصد (۹۶ درصد) در فصل بعدی نیز در رژیم صفر قرار خواهد گرفت. همین احتمال برای رژیم یک برای معادله کود فسفاته (پتاسه) برابر ۹۳ درصد (۶۵ درصد) است. بنابراین، رژیم صفر نسبت به رژیم یک دارای پایداری بیشتری است. همچنین برای معادله واردات کودهای فسفاته (پتاسه) ۲۰ فصل (۲۹ فصل) بر رژیم صفر حاکم است و طول مدت ماندن در این رژیم نیز ۲۰ فصل (۱۴/۵ فصل) است؛ بدان معنی که به طور میانگین در صورت قرار گرفتن در رژیم صفر، ۲۰ فصل (۱۴/۵ فصل) این رژیم تداوم خواهد داشت. به طور مشابه در معادله واردات کودهای فسفاته (پتاسه)، بر رژیم یک ۱۵ فصل (۵ فصل) حاکم می‌باشد. احتمال تجمعی دوام برای رژیم صفر برای معادله واردات کودهای فسفاته (پتاسه)، ۵۷ درصد (۸۵ درصد) است و نشان می‌دهد که ۵۷ درصد (۸۵ درصد) از کل دوره مورد بررسی در رژیم صفر قرار گرفته است. خروجی نموداری مدل MSAI(2)-VAR(1) برای معادله واردات کودهای شیمیایی فسفاته

و پتاسه به ترتیب در شکل‌های (۲) و (۳) نشان داده شده است. نمودار مقایسه مقادیر واقعی و مقادیر برازش شده در دو رژیم برای متغیرهای حجم واردات کودهای شیمیایی فسفاته (پتاسه) و شکاف نرخ ارز آزاد با ترجیحی در نمودارهای ردیف اول در شکل‌های (۲) و (۳) بیانگر آن است که فاصله میان مقادیر برآورد شده (رنگ آبی) و مقادیر واقعی یا داده‌های تحقیق (رنگ قرمز) کم است و می‌توان دریافت که مدل MSAI(2)-VAR(1) برای معادله واردات کودهای شیمیایی فسفاته و پتاسه به خوبی برآورد شده است. نمودارهای ردیف میانی در شکل‌های (۲) و (۳) نیز بیانگر تابع احتمال شرطی هر یک از متغیرهای توضیحی است. نمودارهای ردیف انتهایی در شکل‌های (۲) و (۳) نیز نشان می‌دهد که هر یک از داده‌های تحقیق در کدام رژیم قرار گرفته‌اند و احتمال قرار گرفتن هر فصل در هر رژیم را نشان می‌دهد؛ ناحیه‌های پر رنگ در ردیف سوم در شکل‌های (۲) و (۳) نشان‌دهنده طبقه‌بندی فصل‌ها بین دو رژیم می‌باشد.



شکل (۲) خروجی‌های مدل MSAI(2)-VAR(1) برای معادله واردات کودهای شیمیایی فسفاته

Figure (2) Model outputs of MSAI(2)-VAR(1) for Phosphate fertilizers



شکل (۳) خروجی‌های مدل MSAI(2)-VAR(1) برای معادله واردات کودهای شیمیایی پتاسه

Figure (3) Model outputs of MSAI(2)-VAR(1) for Potash fertilizers

ب) برآورد مدل MS-VAR برای معادله صادرات کودهای شیمیایی ازته

در مرحله اول، بر مبنای آماره آکائیک برای معادله صادرات کودهای شیمیایی ازته، وقفه بهینه یک انتخاب شد. در گام دوم نیز با استفاده از آماره آکائیک، معادله صادرات کودهای شیمیایی ازته به صورت MSIH(2)-VAR(1) تشخیص داده و نتایج به دست آمده در جدول (۷) آمده است. بر اساس نتایج جدول (۷)، عدم رد فرضیه‌های مربوط به توزیع جملات اخلال، نبود خودهمبستگی مرتبه اول و نبود واریانس بین جملات اخلال نشان می‌دهد که اجرای اخلال الگوی غیر خطی برآورد شده تامین‌کننده ویژگی‌های فروض کلاسیک رگرسیون است. همچنین، در هر دو رژیم اثر متغیر نرخ ارز آزاد بر حجم صادرات کودهای شیمیایی ازته مثبت و معنادار است، در حالی که حجم صادرات کودهای شیمایی ازته اثر معناداری بر نرخ ارز آزاد ندارد. وقفه اول متغیرهای حجم صادرات کودهای شیمیایی ازته و نرخ ارز آزاد روی خودش نیز اثر معناداری دارد. نتایج آزمون علیت گرنجر در مدل مارکف سوئیچینگ نیز نشان می‌دهد که رابطه علیت یک طرفه‌ای از سوی نرخ ارز آزاد به سمت حجم صادرات کودهای شیمیایی ازته وجود دارد.

جدول (۷) نتایج برآورد مدل MSIH(2) -VAR(1) برای معادله صادرات کودهای شیمیایی ازته
Table (7) Results of MSIH(2)-VAR(1) model for the export of Nitrogen fertilizers

متغیر وابسته Dependent variable	متغیرهای توصیحی Independent variables	ضریب Coefficient
LEXPA	LEXPA(-1) LRAT(-1) Intercept	0.84 (0.00)* 0.16 (0.02) Regime 1: 0.08 (0.96) — Regime 0: 0.34 (0.85)
LRAT	LEXPA(-1) LRAT(-1) Intercept	-0.01 (0.66) 0.91 (0.00) Regime 1: 0.18 (0.72) — Regime 0: 0.07 (0.87)
فروض کلاسیک Classical assumptions		Vector Normality test Chi^2(4) = 3.49 (0.48) Vector ARCH 1-1 test F(4,32) = 0.044 (0.99) Vector Portmanteau(12) Chi^2(46) = 39.17 (0.75)
رابطه علیت **Causality**	**LEXPA → LRAT** **LRAT → LEXPA**	**LinRes Chi^2(1) = 0.19 [0.66]** **LinRes Chi^2(1) = 6.17 [0.01]**

*** اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح معناداری ضرایب است.**

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

در جدول (۸)، احتمالات ماندگاری هر رژیم و همچنین احتمالات گذار به رژیم دیگر در قالب «ماتریس احتمال انتقال» ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول (۸)، احتمال انتقال از رژیم یک به همان رژیم بالا و برابر ۹۱ درصد است، به عبارتی اگر فصلی در رژیم یک قرار گرفته باشد، با احتمال ۹۱ درصد در فصل بعدی نیز در رژیم یک قرار خواهد گرفت. همین احتمال برای رژیم صفر برابر ۸۹ درصد است. بنابراین، پایداری رژیم یک بیشتر از رژیم صفر است. همچنین برمبنای نتایج جدول (۸)، ۲۰ فصل بر رژیم صفر و ۱۵ فصل بر رژیم یک حاکم است؛ به طور میانگین طول مدت ماندن در رژیم صفر و یک به ترتیب ۱۰ و ۷٫۵ فصل است. در نهایت احتمال تجمعی دوام برای رژیم صفر و یک به ترتیب ۵۷ و ۴۳ درصد است.

نمودار مقایسه مقادیر واقعی و مقادیر برازش شده در دو رژیم برای حجم صادرات کودهای شیمیایی ازته و نرخ ارز آزاد در ردیف اول شکل (۴) آورده شده و نشان می‌دهد که فاصله میان مقادیر برآورد شده (رنگ آبی) و مقادیر واقعی یا داده‌های تحقیق (رنگ قرمز) کم است و درنتیجه مدل MSIH(2) -VAR(1) برای معادله صادرات کودهای شیمیایی ازته به خوبی برازش شده است. ردیف میانی شکل (۴) نیز بیانگر تابع احتمال شرطی هر یک از متغیرهای توضیحی است.

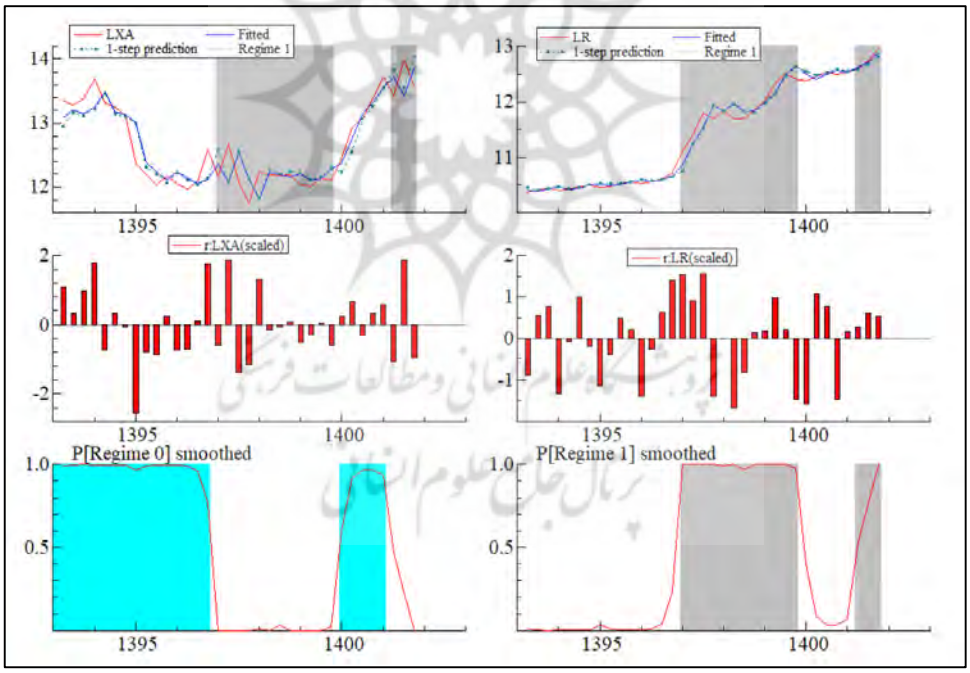
جدول (۸) احتمالات انتقال رژیم‌ها برای معادله صادرات کودهای شیمیایی ازته

Table(8) Transition probabilities of Regimes for the export of Nitrogen fertilizers

Time t		احتمال شرطی انتقالات Transition Conditional probability	
Regime 1	Regime 0		
0.083	0.898	Regime 0	Time t+1
0.917	0.102	Regime 1	
1397(1)-1399(4) 1401(2)-1401(4)	1393(2) - 1396(4) 1400(1) - 1401(1)	طول دوره‌های قرار گرفته در هر رژیم Periods duration in each regime	
15	20	تعداد فصل‌های قرار گرفته در دوره‌های هر رژیم The number of months in the periods of each regime	
12 3	15 5	تعداد فصل‌های قرار گرفته در هر رژیم The number of months in each regime	
%42.86	%57.14	احتمال تجمعی دوام (درصد) Cumulative probability of stability (percentage)	
7.5	10	میانگین دوره دوام هر رژیم Average duration of in each regime	

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل (۴) خروجی‌های مدل MSIH(2) -VAR(1) برای معادله صادرات کودهای شیمیایی ازته

Figure (3) Model outputs of MSAI(2)-VAR(1) for Nitrogen fertilizers

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

همان طور که پیشتر اشاره شد، هدف از این پژوهش بررسی علیت غیر خطی بین نرخ ارز و حجم واردات و صادرات کودهای شیمیایی با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ است. نتایج آزمون غیر خطی نشان داد که رابطه میان نرخ ارز آزاد و حجم صادرات کودهای ازته و نیز ارتباط «شکاف نرخ ارز آزاد با رسمی» و حجم واردات کودهای فسفاته و پتاسه غیر خطی است. نتایج به دست آمده از بررسی رابطه غیر خطی بین «شکاف نرخ ارز آزاد با رسمی» و حجم واردات کودهای شیمیایی فسفاته و پتاسه با استفاده از مدل بهینه MSAI(2)-VAR(1) نشان داد که اثر متغیر «شکاف نرخ ارز آزاد با رسمی» بر حجم واردات کودهای شیمیایی فسفاته و پتاسه مثبت و معنادار است، در حالی که حجم واردات کودهای شیمیایی فسفاته و پتاسه اثر معناداری بر «شکاف نرخ ارز آزاد با رسمی» ندارد. همچنین بررسی رابطه غیر خطی بین نرخ ارز آزاد و حجم صادرات کودهای شیمیایی ازته با استفاده از مدل بهینه MSIH(2)-VAR(1) نیز بیانگر آن است اثر متغیر نرخ ارز آزاد بر حجم صادرات کودهای شیمیایی ازته مثبت و معنادار است، در حالی که حجم صادرات کودهای شیمیایی ازته اثر معناداری روی نرخ ارز آزاد ندارد. بر اساس علیت گرنجر در مدل مارکف سوئیچینگ، رابطه علیت یک سویه‌ای از طرف نرخ ارز آزاد به سمت حجم صادرات کودهای ازته وجود دارد. همچنین، رابطه علیت یک سویه‌ای از «شکاف نرخ ارز آزاد با رسمی» به سمت حجم واردات کودهای فسفاته و پتاسه وجود دارد. نتیجه به‌دست آمده با واقعیت سازگاری دارد؛ زیرا سهم کودهای شیمیایی از مجموع صادرات و واردات بخش کشاورزی بسیار اندک است (سهم صادرات و واردات کودهای شیمیایی از کل نهاده‌ها کمتر از یک درصد بوده است). بنابراین، حجم واردات و صادرات کودهای شیمیایی تنها بخش بسیار اندکی از صادرات و واردات کشور را تشکیل می‌دهد، لذا انتظار می‌رود رابطه علیت و اثرگذاری غیر خطی از سوی نرخ ارز به سمت حجم صادرات و واردات کودهای شیمیایی برقرار باشد. با توجه به نتایج به دست آمده، موارد زیر پیشنهاد می‌شود:

۱- نتایج این پژوهش نشان داد که رابطه نرخ ارز با حجم صادرات و واردات کودهای شیمیایی غیر خطی است. بنابراین تحلیل این اثرگذاری‌ها به صورت خطی صحیح نمی‌باشد و نمی‌تواند اندازه دقیقی از این اثرگذاری را نشان دهد.

۲- با توجه به اثرپذیری واردات کودهای شیمیایی از «شکاف نرخ ارز آزاد و رسمی»، بایستی با اتخاذ سیاست‌های مناسب از شکاف غیرمنطقی نرخ ارز آزاد با نرخ ارز رسمی جلوگیری به عمل

آید. همچنین، ایجاد رابطه‌های تعاملی دوجانبه و سازنده با کشورهای هدف و تنوع‌بخشی به مبادی واردات کودهای شیمیایی می‌تواند مفید باشد.

۳- از آنجا که صادرات کودهای شیمیایی نسبت به تغییرات نرخ ارز آزاد اثرپذیر است، برای جلوگیری از کاهش زیان ناشی از تغییرات نرخ ارز بین ایران و شریکان تجاری صادرات لازم است که در زمینه تنوع‌بخشی به مقصدهای صادراتی و یافتن بازارهای جدید برای کودهای شیمیایی صادراتی ایران تلاش نمود.

۴- از آنجا که در دهه اخیر بحران‌های جهانی (مانند شیوع کرونا و ادامه‌دار بودن جنگ اوکراین) و تحریم‌های ظالمانه علیه ایران رو به افزایش است و از سوی دیگر تجارت نهاده‌های کشاورزی به ویژه انواع کودهای شیمیایی اجتناب‌ناپذیر است، ضرورت دارد که چالش‌های پیش روی تجارت نهاده‌های کشاورزی از طریق ارائه الگوی جامع تجارت میان ایران و کشورهای هدف (با همکاری سازمان‌های مرتبط مانند توسط سازمان توسعه تجارت، گمرک جمهوری اسلامی ایران، وزارت امور خارجه و غیره) با هدف دستیابی به توافق برد-برد طراحی و مدیریت شود.

منابع

Abdi Rokni, K., Abedi, S. and Kashiri Kolaei, F. (2019). Effect of optimization of fertilizers consumption on optimal cropping pattern in the framework of positive mathematical programming (case study of Sari Goharbaran). *Journal of Agricultural Economics Research*, 11(42): 263-276. (In Farsi)

Abdi Seyedkolaee, M., Tehranchian, A., Jafari Samimi, A., Mojaverian, S. M. (2017). The impact of exchange rate pass-through on implicit price index of Iran's agriculture sector: an application of M-GARCH and threshold regression models. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(11): 101-128. (In Farsi)

Abolhasanbeigi, A., Kazerooni, A., Barghi Oskooee, M. and Asgharpur, H. (2020). The impact of inflation volatility on the relationships between the Iranian trade balance with the exchange rate: non-linear approach. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 10(37): 51-64. (In Farsi)

Agricultural support services company. (2021). Available at: https://www.assc.ir (In Farsi)

Alizadeh Ledari, M., Saadat, R. and Abounoori, E. (2021). The effect of exchange rate Overshooting and vehicle currency on Iran's trade with the countries of the Caspian region. *Journal of New Economy and Trade*, 16(2): 119-147. (In Farsi)

Aman, Q., Ullah, I., Khan, M. I. and Khan, S. (2017). Linkages between exchange rate and economic growth in Pakistan (an econometric approach). *European Journal of Law and Economics*, 44(1), 157-164.

Arize, A. C., Malindretos, J. and Igwe EU. (2017). Do exchange rate changes improve the trade balance: anasymmetric nonlinear cointegration approach. *Journal of International Review of Economics and Finance*, 49: 313-326.

Arize, A. C., Osang, T., and Slottje, D. J. (2008). Exchange rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade. International Review of Economics and Finance, 17: 33-44.

Asteriou, D., Masatci, K., and Pılbeam, K. (2016). Exchange rate volatility and international trade: International evidence from the MINT countries. *Journal of Economic Modelling*, 58: 133-140.

Azik, F., Mousavi, S. N. and Najafi, B. (2021). Economic-environmental analysis of implementation of agricultural inputs subsidy reform policy in Iran: Application of computable general equilibrium model. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 29(3): 43-71. (In Farsi)

Bahmani-Oskooee, M., and Hegerty, S.W. (2007). Exchange rate volatility and trade Flows: a review article. Journal of Economic Studies, 34: 211-255. (In Farsi)

Balali, H., Shahbazi Gigasari, H., Seid Mohammadi, Z. and Baniasadi, M. (2021). Application of non-normally distributed stochastic plateau function in determining the optimal economic level of chemical fertilizer inputs usage in irrigated cereals (irrigated wheat and barley crops). *Journal of Agricultural Economics and Development*, 35(1): 79-92. (In Farsi)

Bartelings, H., Aikaterini, K., Van Meijl, H. and Von Lampe, M. (2016). Estimating the impact of fertilizer support policies: A CGE approach. *Presented at the 19th Annual Conference on Global Economic Analysis*, Washington DC, USA.

Cazorzi, M., Kolasa, M. and Rubaszek, M. (2017). Exchange rate forecasting with DSGE models. Journal of International Economics, 107: 127-146

Faalju, H. R. and Nazari sefidan, R. (2018). Investigating the nonlinear effect of real exchange rate on Iran's balance of trade: smooth transition regression approach. *Journal of Economic Research and Policies*, 26(88): 245-268. (In Farsi)

Faalju, H. R. and Nazari Sefidan, R. (2019). Investigating the nonlinear effect of real exchange rate on Iran's balance of trade: smooth transition regression approach. *Journal of Economic Research and Policies*, 26(88): 245-268. (In Farsi)

Farzinvash, A., Elahi, N., Kia Alhoseini, S. Z. and Hashemi Dizaj, A. (2016). Grangerian causality between inflation and inflation uncertainty in Iran using MSVAR model. Journal of Applied Theories of Economics, 3(2): 23-48. (In Farsi)

Food Security Report of World Bank. (2022). Food-Security-UpdateLXXIII November-10-2022. https://thedocs.worldbank.org

Gervais, O., Schembri, L. and Suchanek, L. (2016). Current account dynamics, real exchange rate adjustment, and the exchange rate regime in emerging market economies. *Journal of Development Economics*, 119: 86-99.

Ghahremanzadeh, M., Asadazadeh, P., Pishbahar, E. and Vahedi, J. (2022). The effect of exchange rate fluctuations on Iran's agricultural trade balance. *Journal of Agricultural Economics*, 16(2): 119-141. (In Farsi)

Gong, B. (2018). Agricultural reforms and production in China: changes in provincial production function and productivity in 1978–2015. *Journal of Development Economics*, 132: 18-31.

Information and Communication Technology Center, (2021). Ministry of Agriculture of Iran: https://pbi.maj.ir/reports.

Jimborean, R. (2013). The exchange rate pass-through in the New EU Member States. *Journal of Economic Systems*, 37(2): 302- 329.

Joolaie, R., Mirkarimi, Sh., Amjadi, A. and Barikani, E. (2018). Analysis of the consequences of change in consumption of agricultural inputs according to the 5th development plan, on Amol agricultural cropping pattern. *Journal of Agricultural Economics*, 12(1): 1-19. (In Farsi)

Kang, j. W. and Dagli, S. (2018). International trade and exchange rates. *Journal of Applied Economics*, 21: 84-105.

Karbasi, A. and Kateb, M. (2011). Considering welfare effects from fertilizer subsidy removal on wheat and barley. *Journal of Agricultural Economics*, 5(2): 58-72. (In Farsi)

Kazeroni, A., Asgharpur, H., Mohammadpoor, S. and Bahari, S. (2012). The asymmetric effects of real exchange rate fluctuations on the economic growth of Iran: Markov-Switching Approach. Monthly *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 3; 12 (7 and 8):5-26. (In Farsi)

Krolzig, H. M. (1997). Markov switching vector auto-regressions. Modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer Verlag. https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-642-51684-9.

Liu, G. and Xie, H. (2018). Simulation of regulation policies for fertilizer and pesticide reduction in arable land based on farmers' behavior-using Jiangxi province as an example. *Open Access Journal*, 11(1): 1-22.

Mohammadi, H., Mohammadi, M. and Sakhi, F. (2018). The effects of exchange rate volatility on foreign agricultural trade in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, 10(37): 21-40. (In Farsi)

Mohammadi, M., Ahmadi, A. M. and Mohammad Ghaffari, H. (2011). Evaluation of effect of bank credits on production and export of agricultural sector (1984-2006). *Journal of Agricultural Economics and Development*, 19(1): 47-76. (In Farsi)

Montazeri Shurkachali, J., Zaheh Ghoravi., M. and Ehsani, M. (2021). Inflation and budget deficit in Iranian economy: Granger causality approach Markov switching. Journal of Applied Economics, 11(38): 53-69. (In Farsi)

Mosavi, N., Farajzadeh, Z. and Taheri, F. (2014). Investigating the economic and environmental consequences of eliminating subsidies for \fertilizers and pesticides using a general equilibrium analysis model. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 22(88): 171-205. (In Farsi)

Motahari, M., Lotfalipour, M. R. and Ahmadai Shadmehri, M. T. (2018). The effects of real exchange rate on economic growth in Iran: new findings with non-Linear

approach, *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(15): 175-1398. (In Farsi)

Orman, T. and Dellal, I. (2021). Cointegration analysis of exchange rate volatility and agricultural exports in Turkey: an ARDL approach. *Turkish Journal of Agriculture-Food Science and Technology*, 9(6):1180-1185.

Pishbahar, E., Pakroh, P. and Ghahremanzadeh, M. (2018). Using Copula approach for modeling dependence among oil prices, exchange rate and imported inputs of livestock industry in Iran. *Journal of Agricultural Economics*, 12(2): 1-19. (In Farsi)

Rahimdoust, A. (2021). Effects of exchange rate instability on production. Iranian Journal of Economic security, 81: 25-38. (In Farsi)

Rahmani dizghah, M., Mortazavi, S. A. and Mosavi, S. H. (2018). The role of exchange rate pass through at pricing to market behavior of Iran's major export shrimp and caviar. *Journal of Agricultural Economics*, 11(4): 107-125. (In Farsi)

Ranjpour, R., Salmani, M. R., Karimi Tekanloo, Z. and Mokhtarzadeh Khaneghahi, N. (2019). The effects of uncertainty in real effective exchange rate on the value added of economic sectors in east Azerbaijan province. Journal of Economic Research, 19(1): 1-28. (In Farsi)

Rutto, R. and Ondiek, A. (2014). Impact of exchange rate volatility on Kenya's tea exports. *International Journal of Economics*, Commerce and Management, United Kingdom, 2(12): 1-18.

Saiednia, E., Parvin, S., Banouei, A. A. and Shakeri, A. (2022). The effect of rate equalization on the added value of the agricultural sector using the CGE model. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 30(118): 237-273. (In Farsi)

Shabri, A. and Samsudin, R. (2014). Daily crude oil price forecasting using hybridizing wavelet and artificial neural network model. Hindawi Publishing Corporation Mathematical Problems Engineering, Volume 2014, Article ID 201402, 10 pages.

Shafei, F., Bostan, Y., Fatahi Ardakani, A., Jahangirpor, D. and Rahman Erfani, R. (2020). Predicting and studying the effect of uncertainty in the real exchange rate on the agricultural department imports of Iran. Journal of Agricultural Economics Research, 12(47): 125-150. (In Farsi)

Shafei, S., Bostan, Y., Fatahiardakani, A., Jahangirpor, D. and Erfani, R. (2020). Predicting and studying the effect of uncertainty in the real exchange rate on the agricultural department imports of Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, 12(3): 125-150. (In Farsi)

Shaghayeghi Shahri, V. and Kouchaki, A. (2016). Model of desirable for exchange rate, foreign trade sector & economic solidification in Iran. *Quarterly Journal of Economic Strategy*, 5(16): 107-144. (In Farsi)

Shamsoddini, Sh., Ghobadi, S. and Daie Karimzadeh, S. (2021). Impact of monetary policy and exchange rate shocks on price of agricultural products in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 35(1): 93-104. (In Farsi)

Simo-Kengne B., Balcilar, M., Gupta, R., Reid, M. and Aye, G. (2013). Is the relationship between monetary policy and house prices asymmetric in South Africa? Evidence from a Markov-switching vector autoregressive model. *Journal of Economic Modelling*, 32: 161-171.

Sivandinasab, M. (2020). Determining the optimal cultivation pattern of crops with emphasis on reducing the use of fertilizers in Pariz district of Sirjan County, Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 28(111): 261-285. (In Farsi)

Tajari, A., Shirani, F., Keramatzadeh, A. and Joolaie, R. 2020. Environmental impact scrutiny of agricultural chemical inputs pricing policy in Aliabad-e-Katul County. *Journal of Agricultural Economics*, 14(2): 1-21. (In Farsi)

Thorbecke, W. (2008). The effect of exchange rate volatility on fragmentation in East Asia: evidence from the electronics industry. Journal of the Japanese International Economics, 22: 535-544.

Vajdi, F., Ghahremanzadeh, M. and Hosseinzad, J. (2018). Risk spillover effect of exchange rate on chicken market and its major inputs in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 32(3): 213-225. (In Farsi)

Williams, H. (2017). Agricultural subsidies and the environment. *Journal of Oxford Research Encyclopedia of Environmental Science*.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Doi: 10.22034/IAES.2023.1989227.1971

Agricultural Economics/Volume 17/Issue 3/1402

Investigating the causality relationship between the exchange rate and the commercial quantity of fertilizers in Iran using of Markov Switching approach

Reza Heydari 1, Mohammad Reza Haj-Seyedjavadi 2

Received: 6 Feb.2023 **Accepted:29 May.2023**

Extended Abstract

Introduction

The exchange rate is one of the most important variables that affecting the macroeconomic variables in a country, and the effects of its changes have always been one of the important topics in policy making. The exchange rate is considered as a key variable due to its interrelationship with other macroeconomic variables and has an effective role in the export and import of agricultural goods and inputs.

Iran's agricultural sector, as one of the productive sectors of Iran's economy, has two-way relations with world markets. Because on the one hand, it is an exporter of major products and on the other hand, it is an importer of agricultural inputs. Since a major share of the inputs of Iran's agricultural sector is supplied through global markets, therefore, the agriculture is one of the sectors dependent on the exchange rate, and as a result, exchange rate fluctuations can affect the export and import of agricultural inputs, such as fertilizers. In fact, a part of the import and export inputs of the agricultural sector is dedicated to fertilizers.

In Iran, although in the past years, the emphasis was on reducing the consumption of fertilizers, but now and after the crises of Covid-19 and the war in Ukraine, due to the high price and unavailability, the consumption of fertilizers in Iran has decreased, so that nowadays fertilizers are one of the limiting resources in the production of agricultural products. Considering the effect of the Covid-19 crises and the Ukrainian war on exchange rate, and on the other hand, the importance of fertilizers trade in current conditions and their non-linear behavior, the purpose of this study is to investigate the non-linear causality of exchange rate with import and export values of fertilizers using of Markov switching model.

Materials and Methods

[1] Respectively: Assistant Professor & Researcher Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran
Email:rezaheidari3631@gmail.com

In this study, the Markov switching model is used to investigate the non-linear causality between the exchange rate and the quantity of import and export of fertilizers. The equations of export and import of fertilizers used in this study are as follows:

$$LEXPA_t = \sum_{i=1}^{P} \alpha_{1i}(s_t) LEXPA_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \beta_{1i}(s_t) LRAT_{t-i}$$
$$LRAT_t = \sum_{i=1}^{P} \alpha_{2i}(s_t) LRAT_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \beta_{2i}(s_t) LEXPA_{t-i}$$

The equation of export of Ammonia

$$LIMPF_t = \sum_{i=1}^{P} \delta_{1i}(s_t) LIMPF_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \lambda_{1i}(s_t) LDRAT_{t-i}$$
$$LDRAT_t = \sum_{i=1}^{P} \delta_{2i}(s_t) LDRAT_{t-i} + \sum_{i=1}^{P} \lambda_{1i}(s_t) LIMPF_{t-i}$$

The equation of import of Phosphate/Potash

In this study, the studied time period includes quarterly data from 2014 to 2022. EViews12 and OxMetrics7 software packages were used.

Results and discussion

Estimation results of MS-VAR model showed that: 1) The non-linearity test (likelihood ratio) showed that the relationship between the exchange rate variable and the quantity of export and import of fertilizers is non-linear; 2) The optimal model for the equation of import and export of fertilizers is MSAH(2)-VAR(1) and MSIH(2)-VAR(3), respectively and each optimal model has two regimes; 3) A one-way causality relationship exists from the gap of exchange rate to the import quantity of Phosphate and Potash; 4) There is a one-way causality relationship from the exchange rate to the export quantity of Ammonia.

Suggestion

Considering that the volume of import and export of fertilizers constitutes only a small part of the total export and import of Iran. Therefore, according to the results, it is expected that a one-way causality relationship exists from the gap of exchange rate to the import of Phosphate and Potash and as from the exchange rate to the export of Ammonia as. According to the obtained results, in order to reduce the fluctuations of the exchange rate, it is suggested to diversify import target countries and export target countries for fertilizers, and establishing bilateral interactive relations with target countries in order to reach a win-win agreement.

JEL Classification: C5, C32, Q11, Q13
Keywords: Non-linear causality, Exchange rate, Fertilizers, Foreign trade, Markov switching model.