بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر تجارت خارجی محصولات کشاورزی در ایران

حسین محمدی[۱*]، مرتضی محمدی[۲] و فاطمه سخی[۳]

چکیده

نوسان‌های نرخ ارز، از عوامل محدودکننده تجارت محصولات کشاورزی بشمار می‌آید که امکان برنامه‌ریزی برای تولید و صادرات را محدود می‌سازد. هدف از این مطالعه بررسی اثر نوسان‌های نرخ ارز واقعی بر تجارت محصولات کشاورزی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۹ است. برای اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز واقعی انواع الگوهای متقارن، نامتقارن و غیرخطی GARCH برآورد شده که در نهایت الگوی EGARCH براساس معنی‌داری ضریب نبود تقارن آن که نشان‌دهنده نبود تقارن در نوسان‌های نرخ ارز واقعی است، به عنوان الگوی مناسب برای شاخص‌سازی نوسان‌های نرخ ارز انتخاب شد. برای بررسی رابطه همگرایی میان متغیرهای مورد مطالعه در معادلات صادرات و واردات بخش کشاورزی، الگوی جوهانسون- جوسیلیوس تصحیح خطای برداری (VECM) بکار برده شد. نتایج بدست آمده از برآورد الگوی یاد شده حاکی از آن است که نوسان‌های نرخ ارز در بلندمدت اثر منفی و معناداری بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی دارد. سایر نتایج برآوردی نشان داد که درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت اثر منفی و معنادار بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی دارد. کاهش نوسان‌های نرخ ارز و هدفمندسازی آن در یک محدوده منطقی مطابق با شرایط اقتصادی کشور و در یک دوره زمانی میان‌مدت، می‌تواند تأثیر قابل ملاحظه‌ای روی صادرات محصولات کشاورزی داشته باشد و امکان برنامه‌ریزی در تولید و صادرات را برای تولیدکنندگان فراهم می‌سازد.

طبقه‌بندی **JEL**: E32,M21,Q17.

واژه‌های کلیدی: الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، الگوی ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH)، صادرات محصولات کشاورزی، نوسان‌های نرخ ارز واقعی، واردات محصولات کشاورزی.

[۱] - دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

[۲] - استادیار گروه مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سبزوار

[۳] - دانشجوی دکترا گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

*- نویسنده مسئول مقاله: hoseinmohammadi@um.ac.ir

پیشگفتار

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، بازتاب وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی دیگر کشورهاست. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با دیگر متغیرهای داخلی و خارجی، متغیری کلیدی بشمار می‌رود که سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی، تأثیرات بسیاری بر آن می‌گذارند. در مقابل، نرخ ارز متغیری است که می‌تواند عملکرد اقتصاد و متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد (حلافی و همکاران، ۱۳۸۳). به دلیل وجود ارتباط ساختاری بین تمامی متغیرهای کلان اقتصادی، نرخ ارز به عنوان یکی از متغیرهای مهم و مؤثر در اقتصاد هر کشور، از راههای گوناگون می‌تواند بر متغیرهای کلان از جمله تجارت مؤثر باشد (زمانی و مهرابی بشرآبادی، ۱۳۹۳).

پس از شکست نظام برتون وودز (سال ۱۹۷۳ به بعد) که نرخ‌های ارز به صورت شناور و یا شناور مدیریت شده در سطح اقتصاد جهانی مطرح شد، موضوع نوسان نرخ ارز در سطح جهانی مطرح شد و نرخ ارز به عنوان کاراترین ابزار تشویق و گسترش صادرات و تحدید واردات، بیش از سایر متغیرها در معرض تغییر و تحول قرار گرفت (زمانی و مهرابی بشرآبادی، ۱۳۹۳). بنابراین، یکی از دلایل اصلی طرفداران نظام ارزی ثابت، این است که این نظام با کاهش دامنه نوسان‌های نرخ ارز، محیط مساعدتری را برای تولید، تجارت و سرمایه‌گذاری بین‌المللی فراهم می‌کند، اما به هر حال، از میانه‌های دهه ۱۹۷۰ بسیاری از کشورهای در حال توسعه، نظام ارزی خود را از نظام ثابت به نظام‌هایی با درجات متفاوتی از انعطاف تغییر دادند. انتخاب نظام‌های ارزی شناور زمینه نوسان‌های بیش‌تر نرخ ارز را فراهم می‌آورد. نوسان‌های وسیع نرخ ارز که از ویژگی‌های کشورهای درحال توسعه می‌باشد فضای نااطمینانی را برای تصمیم‌گیری‌های تولیدی و تجاری ایجاد می‌کند (مهرابی بشرآبادی و جاودان، ۱۳۸۹).

نوسان‌های نرخ ارز به ریسک ناشی از تغییرات غیرمنتظره نرخ ارز، و یا به بیان دیگر، نااطمینانی نرخ ارز تعبیر می‌شود که یکی از محدودیت‌های اصلی بر سر راه تجارت و از جمله تجارت محصولات کشاورزی به شمار می‌آید (سان و همکاران،۲۰۰۲). در اصل نوسان‌های این متغیر ناشی از شوک‌های گوناگون اقتصادی (از جمله سیاست‌های داخلی) است، که بر نرخ اسمی ارز و سطح قیمت‌های داخلی اثر می‌گذارد و به این ترتیب نرخ واقعی ارز را دچار بی‌ثباتی می‌کند (درودیان، ۱۹۹۹). روی هم رفته، نرخ ارز واقعی به عنوان نسبت قیمت کالاهای خارجی به کالاهای داخلی، علامتی مهم را برای عوامل اقتصادی ایجاد می‌کند. تغییرات نرخ ارز واقعی به گونه مستقیم بر تراز پرداخت‌ها اثر گذاشته و هم‌چنین، جهت تخصیص منابع بین تولید کالاهای غیرتجاری و تجاری را نشان می‌دهد. افزایش نرخ ارز واقعی باعث قوی‌تر شدن بخش خارجی اقتصاد و افزایش قدرت

رقابت در بازارهای جهانی می‌شود. روی هم رفته، مسیر بلندمدت نرخ ارز واقعی به وسیله متغیرهای بنیادی اقتصاد تعیین می‌شود. بنابراین، نیاز است که نرخ ارز واقعی تعادلی به گونه‌ای تعریف کرد تا در صورت تحقق آن، توازن در بعد داخلی و خارجی اقتصاد به صورت باهم برقرار شود. انحراف از نرخ تعادلی سبب تولید نشانه‌های اشتباه برای آحاد اقتصادی شده و اقتصاد را با هزینه‌های رفاهی روبه‌رو می‌کند. روی هم رفته، نااطمینانی و نوسان در عملکرد این شاخص از یک سو عدم تعادل در اقتصاد و از سوی دیگر، با متأثر ساختن همه بخش‌های اقتصادی، رفاه جامعه را تحت تأثیر منفی خود قرار می‌دهد. بنابر مبانی نظری، این نوسان‌ها به صورت مستقیم باعث ایجاد نااطمینانی هزینه‌ها خواهند شد و به صورت غیرمستقیم بر تخصیص منابع و سیاست‌های دولت تأثیرگذار خواهند بود (کوت، ۱۹۹۴). از این رو سیاست‌های مربوط به نرخ ارز تأثیر بسزایی بر متغیرهای کلان و بخش‌های گوناگون اقتصاد خواهد داشت. نااطمینانی نرخ ارز برای کشورهای در حال توسعه اهمیتی بیش‌تر دارد چرا که بخش گسترده‌ای از معامله‌های تجاری و تأمین مالی جهانی در این کشورها با پول کشورهای صنعتی انجام می‌پذیرد (کمیجانی و ابراهیمی،۱۳۹۲). طی سال‌های اخیر در ایران و دیگر کشورهای درحال توسعه، بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های اصلی اقتصاد تحت تأثیر سیاست‌های ارزی قرار گرفته است. به طوری که ارزش‌گذاری بیش از حد بر نرخ ارز و رقابت در بخش واردات و صادرات دست به دست یکدیگر داده و انگیزه تولید کشاورزی داخلی در این کشورها را از میان برده است. در ایران، لزوم کاهش درآمدهای ارزی ناشی از نفت و حرکت به سمت بخش قابل ملاحضه‌ای از ارز مورد نیاز از راه صادرات غیرنفتی روز به روز بیش‌تر می‌شود. در این راستا، توجه به بخش کشاورزی به دلیل ارزش افزوده بالاتر و تولید محصولات کشاورزی به دلیل حداقل ارزبری در فرآیند تولید، راهکار مناسبی برای رفع این مشکل می‌باشد (خسروی و محسنی، ۱۳۹۳).

با توجه به تأثیرپذیری تجارت جهانی محصولات گوناگون بویژه محصولات کشاورزی از تغییرات نرخ ارز در سطح دنیا از یک سو و جایگاه و اهمیت بخش کشاورزی در کسب استقلال اقتصادی و حصول به خودکفایی از سوی دیگر و نیز به دلیل اهمیت و سهم بخش کشاورزی در درآمدهای ارزی صادراتی و نقش تعیین‌کننده‌ای که نرخ ارز در شکل‌گیری مناسبات تجاری دارد، این فاکتور به عنوان یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در تجارت جهانی مطرح شده و نقش شایان توجهی دراین زمینه می‌تواند ایفا کند و شناخت هرچه دقیق‌تر اثرات نرخ ارز بر تجارت بخش کشاورزی را ضروری می‌سازد (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۲). در این مطالعه با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد کشور و تأثیرپذیری آن از سیاست‌های ارزی، تلاش شده تا با بهره‌گیری از الگوی اقتصادسنجی، تأثیر نوسان‌های نرخ ارز واقعی بر تجارت خارجی بخش کشاورزی در ایران بررسی شود.

در راستای این مطالعه، مطالعات گوناگونی در داخل کشور و هم‌چنین، در خارج از کشور انجام شده است. در زیر به پاره‌ای از مطالعات اشاره شده است.

خسروی و محسنی (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی در ایران طی دوره زمانی ۹۰-۱۳۶۲پرداختند. آن‌ها در این مطالعه بمنظور اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز الگوهای متقارن و نامتقارن GARCH,TGARCH,EGARCH و برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مورد مطالعه الگوی جوهانسون-جوسیلیوس (VECM) را بکار بردند. نتایج بدست آمده از مطالعه آن‌ها نشان داد که ضریب شاخص نااطمینانی نرخ ارز منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. لذا، افزایش نوسان نرخ ارز در بلندمدت، وخامت تراز تجاری بخش کشاورزی ایران را در پی خواهد داشت. هم‌چنین، ضریب ECM (۰/۳۹-) نشان می‌دهد که در هر دوره ۳۹ درصد شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌یابد.

صفری و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی در راستای بند دوم سیاست‌های کلی کشاورزی طی دوره زمانی ۹۰-۱۳۶۰ پرداختند. آن‌ها در این مطالعه بمنظور اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز الگوهای متقارن و نامتقارن GARCH,EGARCH و برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مورد مطالعه الگوی خود توزیع با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) را بکار بردند. نتایج بدست آمده از مطالعه آن‌ها نشان داد که رابطه معکوس میان نوسان‌های نرخ ارز و صادرات بخش کشاورزی وجود دارد. هم‌چنین، ضریب ECM (۰/۳۲-) نشان می‌دهد که در هر دوره ۳۲ درصد از عدم تعادل میان کوتاه‌مدت و بلندمدت تعدیل می‌شود.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی آثار بی‌ثباتی نرخ ارز بر تقاضای صادرات سیب و سیب زمینی طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۲ برای ۹ کشور صادرکننده عمده این محصولات که عبارتند از آفریقای جنوبی، اکراین، ایران، برزیل، ترکیه، چین، روسیه، مصر و هند پرداختند. آن‌ها در این مطالعه به منظور اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز الگوی ARCH و سپس برای بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر مقدار تقاضای صادراتی محصولات سیب و سیب زمینی الگوی داده‌های تابلویی (Panel Data) را بکار بردند. نتایج بدست آمده از مطالعه آن‌ها نشان داد که نرخ ارز واقعی اثر مثبت و بی‌ثباتی آن اثر منفی بر مقدار تقاضای صادراتی این محصولات در کشورهای منتخب مورد مطالعه دارد.

یوسف و سابیت[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات چین با کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند طی دوره زمانی۲۰۱۱-۱۹۹۲ با استفاده از معیار انحراف میانگین متحرک نرخ ارز (MASD) برای اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز و الگوی داده‌های تابلویی پویا (GMM) برای برآورد مدل پرداختند. نتایج بدست آمده از مطالعه آن‌ها نشان داد که نوسان‌های نرخ ارز اثر منفی بر صادرات چین دارد.

روتو و اندیک[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات چای طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۰در کنیا با استفاده از معیار انحراف میانگین متحرک نرخ ارز (MASD) برای اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز و برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مورد مطالعه الگوی جوهانسون-جوسیلیوس (VECM) پرداختند. نتایج بدست آمده از مطالعه آن‌ها نشان داد که نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات چای در کنیا اثر منفی دارد.

سرنیس و تونیس[3] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نوسان‌های نرخ ارز بر تجارت خارجی دو کشور قبرس و کرواسی طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ با استفاده از الگوی معیار انحراف میانگین متحرک نرخ ارز (MASD) برای اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز و از الگوی جوهانسون-جوسیلیوس (VECM) پرداختند. نتایج بدست آمده از مطالعه آن‌ها نشان داد که نوسان‌های نرخ ارز باعث کاهش صادرات بین دو کشور شده است.

با توجه به نتایج حاصل از مطالعات انجام شده نوسان‌های نرخ ارز اثر منفی بر تجارت و صادرات دارد. در این مطالعه با استفاده از انواع مدل‌های خطی، غیر خطی، متقارن و نامتقارن GARCH در پی نحوه اثرگذاری نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی در ایران هستیم.

مواد و روش‌ها

بکارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضریب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا هستند (نوفرستی،۱۳۷۸). در یک متغیر سری زمانی اگر میانگین و واریانس ثابت و کواریانس آن مستقل از عامل زمان باشد (تنها به وقفه بستگی داشته باشد) آن متغیر پایاست.

اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا باشند، با وجود این‌که ممکن است هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، امکان دارد ضریب تعیین

[1] -Yusoff and Sabit

[2] - Rutto and Ondiek

[3] - Serenis and Tsounis

R^2 رگرسیون بسیار بالا باشد. این امر موجب می‌شود که پژوهشگر در مورد مقدار ارتباط بین متغیرها استنباط نادرستی داشته باشد.

افزون بر آن، وجود متغیرهای ناپایا در الگو سبب می‌شود تا آزمون‌های t و F معمول نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنین شرایطی، کمیت‌های بحرانی ارایه شده توسط توزیع‌های t و F کمیت‌های بحرانی صحیحی برای انجام آزمون نیستند. کمیت‌های بحرانی منتج از توزیع‌های t و F به گونه‌ای است که با افزایش حجم نمونه امکان رد هر چه بیش‌تر فرضیه H_0 را فراهم می‌آورند. با رد فرضیه H_0 به غلط نتیجه‌گیری می‌شود که رابطه‌ای مستحکم و معنی‌دار بین متغیرهای الگو وجود دارد، در حالی که رگرسیون بدست آمده، نتیجه شده رگرسیون کاذبی بیش نیست. از مشخصه‌های معمول یک رگرسیون کاذب وجود ضریب تعیین بالا (نزدیک به یک) و آماره دوربین-واتسن پایین(نزدیک به صفر) است (نوفرستی،۱۳۷۸).

بسیاری از سری‌های زمانی، ناپایا هستند، اما در طول زمان با هم حرکت می‌کنند که بیانگر این است که آن‌ها در بلندمدت توسط یک رابطه محدود شده‌اند. بنابراین، رابطه هم‌انباشتگی می‌تواند بیانگر رابطه بلندمدت یا یک پدیده تعادلی بلندمدت بین سری‌های زمانی باشد که در کوتاه‌مدت ممکن است آن‌ها از این رابطه تعادلی منحرف شوند، ولی دوباره به آن بر می‌گردند (سوری، ۱۳۹۱). زمانی که در یک مدل رگرسیون بیش از دو متغیر داریم، روش هم‌انباشتگی انگل-گرنجر، کارایی ندارد چون فقط یک بردار هم‌انباشتگی را نتیجه می‌دهد در صورتی که ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتگی در سیستم موجود باشد. در این حالت می‌توان از سایر روش‌ها از جمله روش جوهانسون استفاده کرد. در این روش، تعیین و برآورد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خود رگرسیون برداری (VAR) صورت می‌گیرد (محمدی و عیدی‌زاده، ۱۳۹۳). گفتنی است در این مطالعه در مورد بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد مطالعه، از روش هم‌انباشتگی جوهانسون استفاده شده است.

برای تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR می‌توان از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC) و حنان-کویین (HQ) بهره جست. در هر یک از این معیارها، درجه‌ای که در آن آماره کم‌ترین ارزش را نسبت به سایر درجه‌ها داشته باشد وقفه بهینه است زیرا که در چنین وقفه‌ای تصریح مدل مناسب می‌باشد و درجه آزادی کم‌تری نیز از دست داده می‌شود (سوری، ۱۳۹۱).

استخراج تابع تقاضای صادرات

معمولاً توابع صادرات براساس نظریه‌های مصرف و تولید تصریح می‌گردد. تابع تقاضای کالاهای صادراتی با این فرض که مصرف‌کننده مطلوبیت خود را با توجه به محدودیت بودجه به بیشینه می‌رساند، بدست می‌آید. در این مطالعه با الهام از مطالعات انجام شده برای نوسان‌های نرخ ارز به وسیله (گلستاین و کان[1]، ۱۹۷۶؛ هاشمی تبار و اکبری، ۲۰۰۹ و دویت و ابوت[2]، ۲۰۰۴) عرضه صادرات تابعی از نرخ ارز واقعی، تولید ناخالص داخلی جهان، ارزش افزوده بخش کشاورزی، نوسان‌های نرخ ارز واقعی و درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده است که به صورت زیر نشان داده شده است:

$$EX_t = \beta_{۰۱} + \beta_{۱۱} GDP_t + \beta_{۲۱} RER_t + \beta_{۳۱} V_t + \beta_{۴۱} OR_t + AV_t \varepsilon_{t1} \qquad (۱)$$

در معادله (۱)، EX_t نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی ارزش واقعی صادرات محصولات کشاورزی است که این شاخص از تقسیم ارزش اسمی صادرات محصولات کشاورزی به شاخص قیمت کالاهای صادراتی بر مبنای سال پایه بدست می‌آید. GDP_t لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی جهان و AV_t ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران است.

RER_t لگاریتم طبیعی نرخ ارز واقعی است. که با استفاده از داده‌های پایگاه داده‌ای بانک مرکزی بر اساس رابطه (۲) محاسبه می‌شود:

$$RER_t = NER_t * \frac{CPI_t^{us}}{CPI_t^{i}} \qquad (۲)$$

که در آن NER_t نرخ ارز رسمی، CPI_t^{us} شاخص قیمت مصرف‌کننده امریکا و CPI_t^{i} شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران است (مرتضوی و همکاران، ۱۳۹۰).

هم‌چنین، V_t نوسان‌های نرخ ارز واقعی که به وسیله الگوهای متقارن و نامتقارن و غیرخطی GARCH محاسبه می‌شود. OR_t درآمد نفتی کشور ایران و ε_{t1} جز خطا معادله در طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۹ است.

[1] -Golstain and Kahan

[2] -De Vita and Abbott

استخراج تابع تقاضای واردات

بر اساس فرآیند حداکثرسازی تابع مطلوبیت جامعه با توجه به محدودیت بودجه کشور، تابع تقاضای واردات در شکل مرسوم و سنتی آن به صورت رابطه زیر بدست می‌آید (تشکینی و باستانی، ۱۳۸۵).

$$M_t = M_t\left(Y_t, \frac{P_m}{P_d}\right)$$

که در آن واردات تابعی مستقیم از درآمد و تابعی معکوس از قیمت‌های نسبی است. بمنظور بررسی عوامل مؤثر بر واردات محصولات کشاورزی با توجه به وجود رابطه‌ی بسیار نزدیک درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت با واردات ایران، متغیر درآمدهای ارزی به عنوان یکی دیگر از متغیرهای مؤثر بر واردات بشمار می‌رود که در این برآورد وارد شده است (فرحبخش و محرابیان، ۱۳۸۰). بنابراین در این مطالعه تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی به صورت رابطه (۳) است:

$$IM_t = \beta_{02} + \beta_{12} GDPI_t + \beta_{22} RER_t + \beta_{32} V_t + \beta_{42} OR_t + \varepsilon_{t2} \quad (۳)$$

در معادله (۳)، IM_t بیانگر ارزش وارداتی محصولات کشاورزی است که با استفاده از شاخص قیمت محصولات وارداتی بر مبنای سال واقعی شده، و $GDPI_t$ بیانگر تولید ناخالص داخلی ایران است.

روش اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز

در برآورد الگوهای اقتصادسنجی به روش سنتی یکی از فروض محدودکننده فرض ثابت بودن واریانس جملات خطا می‌باشد. به گونه‌ای که در صورت رد آن تجزیه و تحلیل آماری دچار خدشه شده و از اعتبار ساقط است. برای رهایی از این نارسایی، نخستین بار رابرت انگل (۱۹۸۲) الگویی را با عنوان (ARCH)[1] معرفی کرد. در این روش فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی غیرهمبسته، ولی واریانس آن با فرض وجود داده‌های گذشته آن متغیر شکل می‌گیرد. با توجه به این‌که سری‌های زمانی در طی زمان رفتارهای متفاوتی را از خود به جای می‌گذارند، انتظار بر این است که واریانس متغیر مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد که در این صورت فرض وجود واریانس ثابت مردود می‌گردد. لذا رعایت این نکته در الگوی (ARCH) موجب افزایش کارایی و استفاده گسترده آن در پژوهش‌های گوناگون شده است. این الگو از ساده‌ترین و با این حال، مناسب‌ترین الگوهای خطی برای بررسی نااطمینانی‌ها و نوسان‌های

[1] -Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

موجود در بازارهای مالی، بشمار می‌آید. برای دست‌یابی به انعطاف‌پذیری بیش‌تر، الگوی (ARCH) بعدها به وسیله پژوهشگران دیگر تعدیل و توسعه یافت. الگوی (ARCH) تعمیم یافته موسوم به (GARCH)[1] در سال ۱۹۸۶ به وسیله بالرسلو مطرح شد. در این الگو واریانس شرطی جمله خطا از فرایند ARIMA پیروی می‌کند که به صورت معادله (۴) است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-i}^2 \qquad (۴)$$

$$p \geq 0, q > 0, \omega > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$$

$$i = 1,2,\cdots,p \quad and \quad j = 1,2,\cdots,q$$

ω پارامتر ثابت (معادله میانگین[2])، ε_{t-j}^2 مجذور مقادیر جملات خطای پیشین و σ_{t-i}^2 واریانس‌های شرطی وقفه ای می باشند. q رتبه قسمت میانگین متحرک و p رتبه قسمت خودبازگشت را نشان می‌دهند. برای مدل GARCH(p,q) با مرتبه بالاتر، در صورتی واریانس شرطی بدست خواهد آمد که شرط زیر برقرار باشد:

$$1 - \sum_{j=1}^{q} \alpha_i - \sum_{i=1}^{p} \beta_j > 0$$

در مدل GARCH متقارن، تغییرپذیری‌ها (واریانس) برای شوک‌های مثبت و منفی یکسان است. برای مثال، اثر شوک‌های مثبت و منفی که به بازدهی سهام وارد می‌شود، به صورت متقارن در نظر گرفته می‌شود، اما هیچ دلیلی ندارد که اثرات این شوک‌ها متقارن باشد. بدین منظور مدل‌های GARCH به گونه‌ای توسعه داده شده‌اند تا بتوانند اثرات شوک‌های مثبت و منفی را به صورت نامتقارن نیز در نظر بگیرند (سوری، ۱۳۹۱). در ادامه به شرح یکی از انواع مدل‌های GARCH نامتقارن پرداخته شده است.

مدل گارچ نمایی EGARCH[3]

مدل EGARCH یا GARCH نمایی به وسیله نلسون (۱۹۹۱) پیشنهاد شد. این مدل روش دیگری برای فرمول‌بندی واریانس شرطی است که به صورت معادله می‌باشد:

$$ln\sigma_t^2 = b_0 + b_1 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + b_2 ln\sigma_{t-1}^2 + b_3 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \qquad (۵)$$

[1] -Generelized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
[2] -Mean Equation
[3] -Exponential GARCH

در معادله (۵)، $b_۲$ اثر شوک‌های مثبت و منفی را بیان می‌کند. اگر $b_۲ = ۰$ باشد، متقارن و در غیر این صورت نامتقارن می‌باشد. اگر $b_۲$ مثبت باشد نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیش‌تر از اثر شوک‌های مثبت است. به عبارت دیگر اثر شوک‌های مثبت برابر با $b_۲$ و اثر شوک‌های منفی برابر با $b_۱ + b_۲$ است.

پیش از اندازه‌گیری نوسان‌های متغیر نرخ ارز، لازم است نوع فرآیند سری مشخص شود. در ابتدا برای بررسی فرایند سری‌های زمانی تک متغیره[۱] از متدولوژی باکس- جنکینز[۲] (۱۹۷۶) استفاده می‌شود. روش آن مشتمل بر چهار مرحله تشخیص، تخمین، ارزیابی و پیش بینی است. استفاده از روس باکس-جنکینز، نیازمند در دسترس بودن یک سری زمانی ایستا[۳] یا یک سری زمانی است که پس از تفاضل‌گیری ایستا شود (محمدی و عیدی‌زاده، ۱۳۹۳).

برای پی بردن به اینکه آیا در یک سری زمانی، واریانس شرطی یا کوتاه مدت سری ثابت است یا خیر، باید بهترین فرآیند ARIMA را برای سری مورد نظر برآورد کرده و سپس جملات پسماند ناشی از رگرسیون را بدست آورد. پس از برآورد بهترین مدل سری زمانی، سری مربع پسماندها $\{\varepsilon_t^{\wedge ۲}\}$ را تشکیل داده و با رسم همبسته نگار آن می‌توان وجود الگوی ARCH را در باقی‌مانده‌ها تشخیص داد. اگر بین مجذور باقی مانده‌ها همبستگی وجود داشته باشد، بدین معناست که واریانس شرطی باقی‌مانده ها، ثابت نبوده و از این رو، احتمال وجود ناهمسانی واریانس شرطی وجود دارد (محمدی و عیدی‌زاده، ۱۳۹۳).

داده‌های مورد نیاز برای این مطالعه، به صورت سری زمانی سالانه طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۹ (دوره سی و سه ساله) در ایران می‌باشند. داده‌ها شامل ارزش افزوده بخش کشاورزی، نرخ ارز واقعی، ارزش واقعی صادرات محصولات کشاورزی، ارزش واقعی واردات محصولات کشاورزی، درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت و تولید ناخالص داخلی ایران و جهان می‌باشند. داده‌های مورد نیاز مطالعه از پایگاه‌های داده‌ای بانک جهانی[۴]، سازمان خواروبار کشاورزی[۵](FAO)، کنفرانس سازمان ملل درباره تجارت و توسعه[۶](UNCTAD) و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده‌اند. برای برآورد الگوهای مورد نظر و آزمون فرضیات طرح شده، از نرم افزارهای اقتصادسنجی Eviews7 و STATA12 استفاده شده است.

---

[1] -Univariate Times Series
[2] -Box-Jenkins
[3] -Stationary
[4] -World Bank
[5] -Food and Agriculture Organization of the United Nations
[6] -United Nations Conference on Trade and Development

نتایج و بحث

در تحلیل هم‌انباشتگی و رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها، آنچه ابتدا ضرورت دارد، بررسی ساختار داده‌ها از لحاظ پایایی و تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها است تا با اطمینان از نوع رفتار سری زمانی، از برآورد رگرسیون کاذب و تحلیل‌های نادرست جلوگیری شود. به این ترتیب ابتدا با استفاده از آزمون دیکی –فولر تعمیم‌یافته، پایایی متغیرهای مورد نظر بررسی گردید. بر اساس داده‌های جدول ۱، تمامی متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری پایا هستند.

در این مطالعه در ابتدا با استفاده از متدولوژی باکس –جنکینز، براساس معیارهای آکائیک (AIC)[1] و شوارتز-بیزین (SBC)[2] و ضریب تعیین تعدیل شده R^2 پس از تعیین رتبه مانایی (d)، تعداد جملات خودرگرسیو و تعداد جملات میانگین متحرک برای تخمین معادله میانگین و تعیین فرآیند متغیر نرخ ارز واقعی بمنظور استفاده از آن برای برآورد و محاسبه نوسان‌های آن، تعیین شدند. براساس نتایج معیارهای یاد شده در بین حالت‌های گوناگون، فرآیند ARIMA(1,2) به عنوان بهترین حالت لحاظ شد. با توجه به داده‌های جدول ۲، ضرایب معادله رفتاری سری متغیر نرخ ارز واقعی در سطح یک درصد معنی‌دار هستند.

با توجه به آماره‌های گزارش شده در جدول ۳ که حاکی از وجود فرآیند ARCH در سری باقی‌مانده معادله رفتاری ARIMA(1,2) متغیر نرخ ارز واقعی است. نتایج حاکی از آن است که در سطح معنی‌داری یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر وجود واریانس همسانی رد شده و وجود ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود. با توجه به تأیید وجود اثرات ARCH و هم‌چنین، با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) مدل‌های متفاوت بررسی شده و در نهایت، بهترین الگو برای مدلسازی نوسان‌های نرخ ارز، GARCH (1,1) بدست آمده است. سپس برای شاخص‌سازی نوسان‌های آن الگوهای گوناگون GARCH به شرح زیر بکار گرفته می‌شود. برای بررسی ناهمسانی واریانس (اثراتARCH) در مدل از آزمون ARCH-LM استفاده شده است.

در این مطالعه انواع گوناگون متقارن، نامتقارن و غیرخطی مدل‌های GARCH تخمین زده شده است که عبارتند از: GARCH متقارن خطی (بالرسلو[3]،۱۹۸۶)، NGARCH متقارن غیرخطی (انگل[4] و بالرسلو،۱۹۸۶)، SAGARCH نامتقارن ساده (انگل،۱۹۹۰)، EGARCH نامتقارن نمایی

[1] -Akaike Information Criterion
[2] -Schwarz Baysian Information Criterion
[3] -Bollerslev
[4] -Engle

(نلسون[1]، ۱۹۹۱)، TGARCH نامتارن آستانه‌ای (گلستن، جاناتان و رونکل[2]، ۱۹۹۳)، MGARCH میانگین (انگل، لین و ربینس[3]، ۱۹۸۷) و PGARCH (هیگینس و برا[4]، ۱۹۹۲). تأکید بر مدل نامتقارن برای بررسی نبود تقارن در نوسان‌های نرخ ارز می‌باشد. نبود تقارن بدان معنی است که نوسان‌های گوناگون در مورد کاهش نرخ ارز نسبت به افزایش آن به همان مقدار نمی‌باشد.

با توجه به داده‌های جدول ۴، براساس معنی داری ضرایب الگوهای گوناگون GARCH، برای شاخص‌سازی نوسان‌های نرخ ارز، الگوی نامتقارن نمایی (EGARCH) بکاربرده می‌شود. پارامتر معنی‌دار b_3 نشان‌دهنده وجود عدم تقارن در نوسان‌های نرخ ارز است. با توجه به آن‌که علامت پارامتر b_3 مثبت است نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیش‌تر از اثر شوک‌های مثبت است.

با توجه به آن‌که متغیرهای این مطالعه با یکبار تفاضل‌گیری ایستا هستند، برای بررسی روابط بین آن‌ها با فرض وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها، از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شد.

برای تصریح الگوی VECM ابتدا باید تعداد وقفه بهینه الگوی VAR مشخص شود. در این پژوهش برای تعیین وقفه بهینه از سه آماره حنان-کوئین (HQ)، شوارتز (SC) و آکائیک (AIC) استفاده شده است.

با توجه به کوچک بودن حجم نمونه مورد بررسی همان گونه که در جدول ۵، مشاهده می‌شود، براساس معیار شوارتز، وقفه بهینه در نظر گرفته شده یک است.

پس از تعیین وقفه بهینه در مدل خود توضیح برداری (VAR)، با استفاده از آزمون‌های بیشینه مقدار ویژه[5] و اثر[6] تعداد بردارهای هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد مطالعه مشخص می‌شود.
بر اساس داده‌های جدول ۶ و جدول ۷ برای معادلات صادرات و واردات محصولات کشاورزی براساس هر دو آزمون یاد شده وجود یک بردار هم‌انباشتگی در سطح معنی‌داری پنج درصد تأیید شده است.

نتایج بدست آمده از برآورد رابطه بلندمدت معادله صادرات، براساس نوسان‌های نرخ ارز استخراج شده از الگوی EGARCH در جدول ۸، نشان داده شده است. بر اساس نتایج برآوردی، ضریب لگاریتم متغیر تولیدناخالص داخلی جهان LNGDP ۱/۳۱ برآورد گردیده و از لحاظ آماری

---

[1] -Nelson
[2] -Glosten, Jagannathan, and Runkle
[3] -Engle, Lilien and Robins
[4] -Higgins and Bera
[5] -Maximum Eigenvalue
[6] -Trace

معنی‌دار نمی‌باشد. ضریب لگاریتم متغیر درآمدهای حاصل از صادرات نفت LNOIL ۰/۵۴- است و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. یک درصد افزایش در متغیر یاد شده، مقدار ارزش واقعی صادرات را ۰/۵۴ درصد کاهش می‌دهد. وابستگی کشور به صادرات نفت و مشتقات آن در سال‌های گذشته و پدیده بیماری هلندی که در مطالعات دیگر نیز اثبات شده است، باعث شده است بخش تولید در اقتصاد ایران تضعیف گردد و از این رو صادرات محصولات سایر بخش‌ها از جمله بخش کشاورزی تحت تاثیر منفی قرار گیرد.

ضریب لگاریتم متغیر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی LNAV ۲/۴۱ برآورد شده، اما معنی‌دار نمی‌باشد. کشش نرخ ارز واقعی، ۵/۳۶ برآورد شده و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. از این رو، یک درصد افزایش در نرخ ارز واقعی موجب افزایش ۵/۳۶ درصدی مقدار ارزش واقعی صادرات می‌شود. با افزایش نرخ ارز ارزش پول داخلی کاهش یافته و کالاهای صادراتی ایران در بازارهای جهانی ارزان‌تر شده که موجب افزایش تقاضا برای کالاهای صادراتی و در نتیجه افزایش صادرات محصولات می‌شود. ضریب متغیر نوسان‌های نرخ ارز مقدار ۰/۰۳- برآوره شده که از لحاظ آماری معنی‌دار است و بیانگر آن است که یک درصد افزایش در نوسان‌های نرخ ارز موجب کاهش متغیر ارزش واقعی صادرات به مقدار ۰/۰۳ درصد می‌شود.

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برای معادله صادرات در جدول ۹، گزارش شده است. بر این اساس ضریب لگاریتم مربوط به متغیر LNGDP ۲/۸- برآورد شده که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد. ضریب لگاریتم متغیر LNREER ۰/۰۹ برآورد شده است که به لحاظ آماری معنی‌دار نیست، اما علامت موردانتظار را دارد. ضریب لگاریتم متغیر نوسان‌های نرخ ارز منفی ۰/۰۰۴- و از لحاظ آماری غیرمعنی‌دار می‌باشد. لذا، در کوتاه‌مدت نوسان نرخ ارز موجب کاهش مقدار صادرات می‌شود. نحوه اثرگذاری متغیر نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر ارزش صادرات محصولات کشاورزی یکسان است.

ضریب ECM که چگونگی تعدیل شوک‌های وارده درکوتاه‌مدت به سوی روند تعادلی بلندمدت را نشان می‌دهد، برابر با ۰/۴۰- برآورد شده که به لحاظ آماری معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره ۰/۴۰ یا ۴۰ درصد شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سوی مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌یابد. هم‌چنین، در هر سال ۴۰ درصد تعدیل انجام می‌گیرد. پس ۲/۵ دوره طول می‌کشد تا نوسان بوجود آمده در الگو به سوی مقادیر تعادلی بلندمدت نزدیک شود.

نتایج بدست آمده از برآورد رابطه بلندمدت معادله واردات بخش کشاورزی در جدول ۱۰، نشان داده شده است. بر اساس نتایج برآوردی، ضریب لگاریتم متغیر تولیدناخالص داخلی کشور LNGDPI ۰/۳۷۲۳ برآورد شده و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. لذا، یک درصد افزیش در

متغیر یاد شده، مقدار ارزش واقعی واردات را ۳۷ درصد افزایش می‌دهد. علامت این ضریب مطابق انتظار است.

ضریب لگاریتم متغیر درآمدهای ناشی از صادرات نفت LNOIL ۱/۵۴۲۵- است و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. یک درصد افزایش در متغیر یاد شده، مقدار ارزش واقعی واردات را کاهش می‌دهد. کشش نرخ ارز واقعی، ۱/۲۸۴۷- برآورد شده و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. افزایش در نرخ ارز واقعی موجب کاهش مقدار ارزش واقعی واردات می‌شود. در واقع با افزایش نرخ ارز به دلیل کاهش ارزش پول داخلی کالاهای رقیب در بازارهای جهانی نسبت به کالاهای داخل کشور گرانتر شده که این خود موجب کاهش واردات می‌شود. ضریب متغیر نوسان‌های نرخ ارز مقدار ۰/۱۲۳۴- برآوره شده که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. نوسان‌های نرخ ارز در بلندمدت منجر به کاهش ارزش واردات محصولات کشاورزی در دوره مورد بررسی در کشور می‌شود.

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برای معادله واردات در جدول ۱۱، گزارش شده است. همان گونه که ملاحضه می‌شود، ضرایب تمامی متغیرها به جز D(LNOIL) در کوتاه‌مدت معنی‌دار می‌باشد. ضریب ECM معادله واردات برابر با ۰/۳۴- برآورد شده است. نشان می‌دهد در هر دوره ۳۴ درصد از شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سوی مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌یابد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر تجارت محصولات کشاورزی در ایران در دوره زمانی۱۳۹۱-۱۳۵۹بررسی شد. برای اندازه‌گیری نوسان‌های نرخ ارز از الگوی EGARCH استفاده شده است. برای بررسی رابطه هم‌گرایی متغیرهای مورد مطالعه الگوی VECM بکاربرده شده است. نتایج برآورد الگوی یاد شده نشان می‌دهد که نوسان‌های نرخ ارز اثر منفی و معنادار بر ارزش صادرات و واردات محصولات کشاورزی دارد. نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات انجام شده به وسیله خسروی و محسنی (۱۳۹۳)، صفری و همکاران (۱۳۹۳)، فلاحی و همکاران (۱۳۹۲)، یوسف و سابیت (۲۰۱۵)، روتو و اندیک (۲۰۱۴) و سرنیس و تونیس (۲۰۱۳) سازگار است.

با توجه به نتایج حاصل از مطالعه پیشنهاداتی به شرح زیر ارائه شده است:

با توجه به تأثیر منفی درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام روی صادرات محصولات کشاورزی پیشنهاد می‌گردد دولت با ارایه راهکارهایی کاربردی از تاثیرگذاری درآمدهای نفتی بر شاخص‌های اقتصادی تا حد ممکن کاسته و این درآمدها را بیش‌تر در زیرساخت‌های عمرانی بخش‌های گوناگون اقتصادی هزینه نماید و یا با تزریق آن در صندوق ذخیره ارزی، توسعه زیرساخت‌های تولیدی و عمرانی کشور را در اولویت قرار دهد.

با توجه به اثرگذاری منفی و معنادار نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی، برای افزایش صادرات کشاورزی و توسعه آن به عنوان بخش پیشرو و مولد در اقتصاد کشور می‌بایست دولت و بانک مرکزی با اجرای سیاست‌های کلان پولی و مالی مناسب، موجبات ثبات نرخ ارز را فراهم آورند. با کاهش واردات محصولات بخش کشاورزی که در تولید آن‌ها در کشور مزیت نسبی وجود دارد یا می‌تواند ایجاد شود، جلو خروج بی‌رویه ارز گرفته شده و مخارج صورت گرفته به تقویت زیرساخت‌های تولیدی کشاورزی اختصاص پیدا کند. استفاده از فن آوری‌های نوین در تولید کشاورزی، توجه به موضوعات بازاریابی و صادرات در تولید محصولات کشاورزی و تقویت تعاونی‌های تولیدی بخش می‌تواند از جمله راهکارهای تقویت صادرات و کاهش واردات محصولات بخش کشاورزی بشمار آید.

Refrences

- Anders, V. (2002). Applied econometric time series approach. Translator Sadeghi, M. And Shavvalpour, S. Imam Sadiq University Press, First Edition , Tehran. (In persion).
- Central bank of Islamic Republic of Iran. (2012).time series of economic information.
- Cote, A. (1994). Exchange rate volatility and trade: A survey. Working Paper 94-5. International Department Bank of Canada.
- De Vita, G. & Abbott, A. (2000). Real exchange rate volatility and US exports: an ARDL bounds testing approach. Journal of Economic Issues. 9(1): 69-78.
- Doroodian, K. (1999). Does Exchange Rate Volatility Deter International Trade in Developing Countries?. Journal of Asian Economics. 10(5): 465-474.
- Farahbakhsh, N. & Mehrabiyan, A. (2001). Dynamic analysis of function import demand. Jounal of Economics Research. (1): pp. 29-42.(in Persian).
- Falahi, M. Homayuni far, M. & yavari, Z. (2013). Effects of exchange rate volatility on the demand for export apples and potatoes (developing countries, major producer and exporter). Journal of Agricultural Economics and Development. 27(3): 204-212 .(in Persian).
- Food and Agriculture Organization (FAO).(2012). www.fao.org.
- Goldstein, M. & Khan, M. (1976). The Supply And Demand For Exports: A Simultaneous Approach. International Journal of Monetary Fund. 5(4): 275-286.
- Hallafi, H. R. Eghbali, A. R. & Gaskari, R.(2004). Real Exchange Rate Misalignment and Economic Growth in Iran’s Economy. Journal of Economic Research Review. 14(3): 167-187. (in Persian).

- Hashemi –Tabar, M. & Akbari. A .(2009). Agricultural Export and Exchange Rate Volatility in Iran's Economy . International Conference on Applied Economics. 2(3): 219-224.
- Khosravi, M. & Mohseni, R. (2014). Effect of Exchange Rate Uncertainty on agricultural balance of trade in Iran. Journal of Agricultural Economics. 8(2): 69-86. (In persion).
- Komijani, A. & Ebrahimi, S. (2013) . The effect of exchange rate volatility on productivity growth in developing countries by the level of financial development. Journal of Applied Economics in Iran 2(6): 1-27. (In persion).
- Mehrabi Boshr Abadi, H. & Javedan, A. (2010). The effect of exchange rate volatility on agricultural growth. Journal of Agricultural Economics Research. 3(1): 27-46. (In persion).
- Mohammadi, H. & eidi zade, SH. (2014). Eviews econometric time series with the theory and application. Science publications, First Edition, Tehrn. (In persion).
- Mortazazvi, S. Zamani, A.M. Noori, M. & Nader, H. (2011) . Effect of exchange rate volatility on Iranian pistachio exports. Journal of Agricultural Economics and Development. 25(3): 347-354. (In persion).
- Nofersti, M.(1999). Unit root and co-integration in econometrics. Rasa Institute of Cultural Services, Fourth Edition, Tehran. (In persion).
- Rutto, R. & 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.
- Serenis, D. & Tsounis, N .(2013). Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: The case for Cyprus and Croatia. International Conference on Applied Economics Procedia Economics and Finance. 5(1): 677 – 685.
- Safari, S. Rahmani, M. & Ahmadi, H. (2014). Investigate the effect of exchange rate volatility on agricultural exports in agricultural policies. Journal of Strategic policies and macro. 2(5): 97-109. (In persion).
- Sun C. Kim M. Koo W. Cho G. & Jin H. (2002). The Effect of Exchange Rate Volatility on Wheat Trade Worldwide. Working Paper. Center for Agricultural Policy and Trade Studies.
- Suri, Q. (2012). Econometric associated with application of Eviews. , Culture Studies and Noor Science publications, Fourth Edition, Tehran. (In persion).
- Tashkini, a. & AndBastani,Q. (2006). Estimate the demand for imports to Iran. Journal of Business Research. 10(40): 205-226. . (In persion).
- United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). (2014). www.unctad.org.
- World Bank (WB). (2014). www.worldbank.org.

- Yusoff, M. B. & Sabit, A. H. (2015). The Effects of Exchange Rate Volatility on ASEAN-China Bilateral Exports. Journal of Economics, Business and Management. 3(5): 479-482.
- Zamani, F. & Mehrabi Boshr Abadi, H. (2014).The effect of exchange rate volatility on trade in agricultural products in Iran. Journal of Agricultural Economics Research. 6(2): 13-28. (In persion).

پیوست‌ها

جدول۱- نتایج آزمون ریشه واحد (دیکی فولر تعمیم یافته) متغیرها.

نام متغیر	مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	مقدار آماره ADF	وضعیت ایستایی
EX_t	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۶/۳۰	I(1)
IM_t	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۵/۴۸	I(1)
GDP_t	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۳/۱۳	I(1)
$GDPI_t$	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۳/۸۷	I(1)
RER_t	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۴/۲۷	I(1)
OR_t	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۴/۶۷	I(1)
AV_t	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۵/۹۴	I(1)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج برآورد معادله میانگین سری متغیر نرخ ارز واقعی ARIMA(1,2).

متغیر	ضرایب برآورد شده	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	۱۱۸/۴۳	۰/۰۰۰
خودرگرسیو مرتبه اول (AR1)	۰/۷۷	۰/۰۰۰
میانگین متحرک مرتبه دوم (MA2)	-۰/۹۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- بررسی فرایند ARCH در سری باقی مانده فرایند ARIMA سری متغیر نرخ ارز واقعی.

آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی داری
آماره F	۱۰/۳۱	۰/۰۰۰
آماره (تعداد مشاهدات * R^2) = LM	۱۲/۹۹	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- نتایج برآورد انواع الگوهای GARCH.

الگوی GARCH	ضرایب برآورد شده			
	b_0	b_1	b_2	b_3
GARCH(1,1)	۱۰/۲۱	۱/۸۲	-۰/۰۶	-
	(۰/۱۷۶)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۸)	
EGARCH(1,1)	۰/۹۵	-۰/۱۹	۰/۸۵	۲/۲۶
	(۰/۲۱۷)	(۰/۶۳۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)*
TGARCH(1,1)	۶/۸۱	۲/۴۸	-۰/۰۶	-۰/۸۳
	(۰/۷۴۴)	(۰/۰۴۰)	(۰/۵۳۶)	(۰/۶۲۴)
SAGARCH(1,1)	۹/۹۲	۱/۸۶	-۰/۰۶	-۰/۳۶
	(۰/۱۷۱)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۷)	(۰/۸۲۲)
PGARCH(1,1)	۰/۷۸	۱/۱۸	-۰/۲۷	۰/۴۱
	(۰/۵۷۲)	(۰/۰۰۰)	(۰/۲۱۹)	(۰/۴۷۵)
MGARCH(1,1)	۳۷/۶۹	۱/۳۶	۰/۰۲	۰/۷۰
	(۰/۱۴۹)	(۰/۰۲۱)	(۰/۶۷۴)	(۰/۷۷۵)
NGARCH(1,1)	۸/۴۱	۱/۰۸	-۰/۰۲	۰/۱۱
	(۰/۰۰۰)	(۰/۴۳۴)	(۰/۹۶۲)	(۰/۳۶۶)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- تعیین وقفه بهینه الگوی VAR معادلات صادرات و واردات.

وقفه بهینه الگوی VAR برای معادله صادرات				وقفه بهینه الگوی VAR برای معادله واردات			
تعداد وقفه	معیار AIC	معیار SBC	معیار HQ	تعداد وقفه	معیار AIC	معیار SBC	معیار HQ
۰	۱۱/۵۳۱۵	۱۱/۸۱۱۸	۱۱/۶۲۱۲	۰	۱۱/۶۷۱۴	۱۱/۳۰۹۴	۱۱/۶۴۹۱
۱	۵/۵۱۸۲	۷/۴۷۹۹*	۶/۱۴۵۸	۱	۵/۴۶۷۱	۷/۵۲۶۴*	۶/۹۰۸۰
۲	۴/۱۷۸۴	۷/۸۲۱۵	۵/۳۴۳۸	۲	۵/۲۳۴۵	۷/۸۳۴۷	۶/۳۰۶۴
۳	۳/۴۵۲۴	۸/۷۷۷۰	۵/۱۵۵۸	۳	۴/۲۱۱۲	۸/۴۵۸۷	۶/۱۲۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۶- نتایج آزمون های تعیین مرتبه هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس معادله صادرات.

آماره آزمون اثر				آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه			
فرض صفر	فرض مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی	فرض صفر	فرض مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی
$r = ۰$	$r \geq ۱$	۹۲/۸۷۹۳	۸۲/۴۹	$r = ۰$	$r = ۱$	۳۷/۲۹۷۱	۳۶/۳۶
$r \leq ۱$	$r \geq ۲$	۵۵/۵۸۲۲	۵۹/۴۶	$r \leq ۱$	$r = ۲$	۲۲/۰۴۱۴	۳۰/۰۴
$r \leq ۲$	$r \geq ۳$	۳۳/۵۴۰۹	۳۹/۸۹	$r \leq ۲$	$r = ۳$	۱۹/۵۸۹۷	۲۳/۸۰
$r \leq ۳$	$r \geq ۴$	۱۳/۹۵۱۱	۲۴/۳۱	$r \leq ۳$	$r = ۴$	۸/۴۴۴۸	۱۷/۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷- نتایج آزمون های تعیین مرتبه هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس معادله واردات.

آماره آزمون اثر				آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه			
فرض صفر	فرض مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی	فرض صفر	فرض مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی
$r = ۰$	$r \geq ۱$	۶۷/۳۵۵۰	۶۲/۶۱۴۰	$r = ۰$	$r = ۱$	۳۶/۲۵۶۸	۳۱/۴۵۱۲
$r \leq ۱$	$r \geq ۲$	۳۲/۴۲۲۰	۴۲/۱۷۳۵	$r \leq ۱$	$r = ۲$	۱۸/۶۲۳۲	۲۵/۱۶۸۹
$r \leq ۲$	$r \geq ۳$	۱۱/۴۷۵۳	۲۳/۳۲۲۴	$r \leq ۲$	$r = ۳$	۷/۱۵۱۸	۱۶/۳۵۷۸
$r \leq ۳$	$r \geq ۴$	۴/۳۵۳۲	۱۲/۳۲۳۶	$r \leq ۳$	$r = ۴$	۳/۳۲۶۸	۱۱/۴۵۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۸- نتایج برآورد بردار بلندمدت معادله صادرات.

متغیر	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
LNGDP(-1)	۱/۳۱۷۳	۱/۰۳۴۹
LNOIL(-1)	-۰/۵۴۰۲	-۲/۸۵۰۴*
LNAV(-1)	۲/۴۱۱۳	۱/۲۶۹۰
LNREER(-1)	۵/۳۶۴۵	۲/۶۶۲۸*
EGARCH(-1)	-۰/۰۳۳۷	-*۴/۷۶۶۲

منبع: یافته‌های پژوهش (* معنی‌داری در سطح ۱ درصد)

جدول ۹- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای معادله صادرات.

متغیر	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
D(LNGDP)	-۲/۸۸۶۶	-۲/۵۱۹۲*
D(LNOIL)	-۰/۱۳۶۴	-۰/۸۸۹۸
D(LNAV)	۱/۲۲۵۵	۱/۴۱۱۹
D(LNREER)	۰/۰۹۵۴	۱/۱۷۴۳
D(EGARCH)	-۰/۰۰۴۶	-۱/۲۴۲۲
C	۰/۱۸۷۹	۱/۹۶۵۳*
Ecm	-۰/۴۰۴۳	-۲/۴۹۳۰*

منبع: یافته‌های پژوهش (* معنی‌داری در سطح ۱ درصد)

جدول ۱۰- نتایج برآورد بردار بلندمدت معادله واردات.

متغیر	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
LNGDPI(-1)	۰/۳۷۲۳	۴/۳۲۴۵*
LNOIL(-1)	-۱/۵۴۲۵	-۳/۴۲۱۸*
LNREER(-1)	-۱/۲۸۴۷	-۲/۲۳۴۸*
EGARCH(-1)	-۰/۱۲۳۴	-۲/۲۳۶۵*

منبع: یافته‌های پژوهش (* معنی‌داری در سطح ۱ درصد)

جدول ۱۱- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای معادله واردات.

متغیر	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
D(LNGDPI)	۱/۲۴۱۹	۲/۵۷۱۲*
D(LNOIL)	-۰/۸۴۷۱	-۱/۲۵۶۱
D(LNREER)	-۱/۳۲۹۵	-۲/۶۷۱۲*
D(EGARCH)	-۰/۲۱۸۴	-۱/۹۴۲۱*
C	۰/۲۳۹۸	۲/۵۱۲۴*
Ecm	-۰/۳۴۲۵	-۲/۲۱۲۴*

منبع: یافته‌های پژوهش (* معنی‌داری در سطح ۱ درصد)