

## بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش

### کشاورزی ایران

### (کاربرد الگوهای GARCH، EGARCH، TGARCH)

مهدی خسروی، رضا محسنی<sup>۱</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۵/۱۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۹/۳۰

#### چکیده

نوسان نرخ ارز و در پی آن نوسان قیمت‌های نسبی، با ناپایدار کردن شرایط اقتصادی و افزایش تورم موجب افزایش نااطمینانی در عرصه تجارت خارجی می‌شود، که از پیامدهای آن می‌توان به کاهش حجم تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی اشاره کرد. در این پژوهش به منظور ارزیابی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران نخست معادله رفتاری نرخ ارز با الگوهای ARMA تبیین و آنگاه با انجام آزمون و اطمینان از نامتقارن بودن اثر شوک‌های ارزی، شاخص نااطمینانی نرخ ارز از الگوی TGARCH استخراج شد. پس از آن اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران با استفاده از الگوی جوهانسون-جوسیلیوس (VECM) و داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۲-۱۳۹۰ برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد که ضریب شاخص نااطمینانی نرخ ارز (۰/۱۴-)، 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. علاوه بر این افزایش درآمد ناخالص شریکان تجاری ایران و نرخ ارز حقیقی، موجب بهبود، و در مقابل افزایش درآمد ناخالص داخلی ایران، موجب کاهش تراز تجاری در بلندمدت می‌شود. بنابر نتایج الگوی تصحیح خطا، نااطمینانی نرخ ارز در کوتاه‌مدت نیز وخامت تراز تجاری بخش کشاورزی را به دنبال دارد. اثر کوتاه‌مدت دیگر متغیرها بر تراز تجاری همانند اثر بلندمدت آنها است. همچنین ضریب ECM (۰/۳۹-) نشان می‌دهد که در هر دوره ۳۹ درصد شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌یابد.

طبقه‌بندی JEL: Q10, Q17

واژه‌های کلیدی: الگوی VECM، تراز تجاری بخش کشاورزی، شوک‌های نامتقارن، نااطمینانی نرخ ارز

<sup>۱</sup> به ترتیب، دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان و عضو هیئت علمی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی

## مقدمه

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی دیگر کشورها است و بی شک در هر اقتصادی، یکی از عامل‌های تعیین کننده در تجارت بین الملل و رشد اقتصادی به شمار می آید. در این میان ریسک ناشی از تغییرات غیرمنتظره نرخ ارز، و یا به عبارت دیگر، ناطمینانی نرخ ارز، یکی از محدودیت‌های اصلی بر سر راه تجارت و از جمله تجارت محصولات کشاورزی به شمار می آید (سان و همکاران، ۲۰۰۲). نوسان نرخ ارز و در پی آن نوسان قیمت‌های نسبی، با ناپایدار کردن شرایط اقتصادی و افزایش تورم موجب افزایش ناطمینانی در عرصه تجارت خارجی می شود، که از پیامدهای آن می توان به کاهش حجم تجارت، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و نیز کندی رشد اقتصادی اشاره کرد. از سوی دیگر، نوسان نرخ ارز می تواند، نرخ بهره را از مسیر تعادلی خود خارج نموده و موجب آسیب رساندن به بخش حقیقی اقتصاد گردد. به علاوه ریسک نرخ ارز می تواند موجب نوسان درآمدهای ارزی شود که در این شرایط برنامه ریزی های توسعه اقتصادی در فضایی نامطمئن صورت خواهد گرفت (راسخی و همکاران، ۱۳۹۲). به طور کلی ناطمینانی و نوسان در عملکرد این شاخص از یک سو عدم تعادل در اقتصاد و از سوی دیگر با متأثر ساختن همه بخش های اقتصادی، رفاه جامعه را تحت تأثیر منفی خود قرار می دهد. بنابر مبانی نظری، این نوسان ها به صورت مستقیم باعث ایجاد ناطمینانی هزینه ها خواهند شد و به صورت غیرمستقیم بر تخصیص منابع و سیاست های دولت تأثیرگذار خواهند بود (کوت، ۱۹۹۴). از این رو سیاست های مربوط به نرخ ارز تأثیر بسزایی بر متغیرهای کلان و بخش های مختلف اقتصاد خواهد داشت. ناطمینانی نرخ ارز برای کشورهای در حال توسعه اهمیت بیشتری دارد، چرا که بخش گسترده ای از معامله های تجاری و تأمین مالی بین المللی در این کشورها با پول کشورهای صنعتی انجام می پذیرد (کميجانی و ابراهیمی، ۱۳۹۲). در این میان یکی از حساس ترین متغیرهایی که به طور مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر نوسان های ارزی قرار می گیرد، تراز تجاری می باشد. نرخ ارز و تغییرات آن به طور گسترده ای بر وضعیت تراز پرداخت ها و توان رقابت بین المللی یک کشور تأثیر می گذارد. برای کشورهای در حال توسعه با توجه به توان رقابتی کمتر آنها در عرصه اقتصاد بین الملل، تراز پرداخت ها و تغییرات آن دارای حساسیت بیشتری است، زیرا در این گونه کشورها وضعیت تراز تجاری از مهم ترین متغیرها و از محدودیت های استراتژیک اقتصاد کلان به شمار می آید. میزان اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری به

### بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری... ۷۱

کشش قیمتی تقاضا برای کالاها بستگی دارد. در صورت پرکشش بودن تقاضا برای کالاهای صادراتی و وارداتی، انتظار می‌رود تراز تجاری افزایش یابد. از سوی دیگر در صورت پرکشش بودن تقاضا، عرضه ارز در بازار افزایش یافته و لذا قیمت ارز کاهش خواهد یافت. بنابراین ارزش پولی تراز تجاری نیز تحت تأثیر قرار خواهد گرفت. برآیند کلی این تغییرات به میزان واکنش اجزای مختلف تراز تجاری بستگی دارد (طیبنیا و فولادی، ۱۳۸۹). مرور ادبیات موضوع نشان می‌دهد که در زمینه نوع تأثیرگذاری نااطمینانی نرخ ارز بر تجارت، نظر واحدی وجود ندارد. هوپر و کولاگن (۱۹۷۸) بر این باورند که نوسان نرخ ارز با ایجاد نااطمینانی در مورد قیمت کالاهای تجاری و میزان پرداخت‌ها بابت خرید و فروش آنها، منجر به افزایش هزینه و کاهش حجم تجارت می‌شود. از سوی دیگر به باور اسکویی و هاروی (۲۰۱۱) بازرگانانی که تمایل به حداکثرسازی درآمد دارند ممکن است به منظور پرهیز از کاهش درآمدی که به واسطه نوسان نرخ ارز در آینده رخ می‌دهد در حال حاضر به حجم بیشتری از تجارت کالاها بپردازند. دی‌گراو (۱۹۸۸) بر این باور است که بر اساس ریسک‌گریزی و یا ریسک‌پذیری افراد نوسان نرخ ارز می‌تواند تأثیرات متفاوت و متضادی را بر تجارت خارجی کشورها داشته باشد. نتایج بررسی‌های مک‌کنزی (۱۹۹۹) و بهمنی اسکویی و هگرتی (۲۰۰۷) نیز گویای آن است که نااطمینانی نرخ ارز، می‌تواند افزایش، کاهش و حتی عدم تغییر در حجم تجارت را به دنبال داشته باشد. به‌طور کلی اغلب بررسی‌های صورت گرفته در حوزه تجارت بر این نکته تأکید دارند که نوسان‌پذیری نرخ ارز منجر به افزایش ریسک و عدم قطعیت شده و رونق جریان تجاری را مختل می‌سازد. در زمینه اهمیت و تأثیر نرخ ارز و نوسان مربوط به آن، بر اقتصاد بخش کشاورزی، به عنوان یکی از بخش‌های تأثیرگذار اقتصادی، نیز بررسی‌های مختلفی توسط مرتضوی و همکاران (۱۳۹۱)، مهرابی و جاودان (۱۳۹۰)، محمدی و همکاران (۱۳۹۰)، عرب‌مازار و قاسمی‌راد (۱۳۸۸) و کریمی و زیبایی (۱۳۸۷) صورت گرفته است که نتایج آنها نشان می‌دهد نرخ ارز و نااطمینانی آن از مسیرهای مختلفی بر متغیرهای کلان اقتصادی این بخش اثر گذاشته و رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده و در نتیجه رفاه جامعه را متأثر می‌سازد.

پژوهش‌های پرشماری در رابطه با تأثیر نرخ ارز و نااطمینانی آن بر تراز تجاری انجام شده است که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود. معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸۹) رفتار تراز تجاری ایران در برابر شریکان تجاری و آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به‌دست آمده ضمن تأیید وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای

الگوی تراز تجاری، تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری کل در کوتاه‌مدت را نیز تأیید می‌کند. توکلی و سیاح (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر نوسان نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور پرداخته‌اند. نتایج گویای آن است که با افزایش نرخ ارز، صادرات غیرنفتی واکنش منفی و هزینه‌های خانوارها واکنش مثبتی را از خود نشان می‌دهند. همچنین، بنابر نتایج برآوردی، واردات کشور نسبت به نوسان نرخ ارز بسیار حساس بوده و در مقابل نرخ ارز تأثیر چندانی بر تولید واقعی کشور و سرمایه‌گذاری خصوصی ندارد. شیرین‌بخش و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از روش اندرز-سیکلاس دریافتند که بین تراز تجاری (غیرنفتی)، صادرات (غیرنفتی) و واردات با نرخ ارز رابطه همگرایی نامتقارن وجود دارد. افشاری (۱۳۸۴) در تحقیقی به بررسی رابطه بین نرخ ارز و تراز تجاری پرداخته است. وی تراز تجاری را تابعی از تولید ناخالص ملی، حجم پول و نرخ ارز می‌داند. نتایج گویای تأثیر ناچیز نرخ ارز بر تراز تجاری است. پرستویا و روبل (۲۰۰۹) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که هیچ نمونه‌ای دال بر واکنش غیر خطی و نامتقارن قیمت‌های کالاهای وارداتی کشور لهستان نسبت به تغییرات نرخ ارز وجود ندارد. گومز و فاگرلاس (۲۰۰۶) با استفاده از روش همگرایی، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تراز تجاری را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که شرط مارشال لرنر در دوره مورد نظر که در آن سیاست نرخ ارز ثابت به کار گرفته شده تحقق یافته است، اما برای دوره زمانی که در آن سیاست نرخ ارز انعطاف‌پذیر اجرا شد تحقق نیافته است. ارایز و همکاران (۲۰۰۳) در پژوهش خود، برای ۸ کشور آمریکای لاتین نشان دادند که نوسانات نرخ ارز بر تجارت خارجی این کشورها تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. سامانتا (۱۹۹۸) در کشور هند به بررسی شدت و نحوه تأثیرگذاری نااطمینانی حاصل از نوسان نرخ ارز بر صادرات و واردات این کشور پرداخت. نتایج گویای آن است که نوسان نرخ ارز تنها در یک مورد تجارت خارجی را متأثر ساخته است و آن معادله واردات کوتاه‌مدت است.

بیشتر پژوهش‌های صورت گرفته در زمینه نااطمینانی نرخ ارز بر پایه فرض متقارن بودن شوک‌های ارزی پیش رفته‌اند. به عبارت دیگر بین اثرات نااطمینانی، هنگام کاهش یا افزایش نرخ ارز تفاوتی قائل نشده‌اند. در این پژوهش نیز، پس از انجام آزمون و تشخیص متقارن و یا نامتقارن بودن اثر شوک‌ها، شاخص نااطمینانی نرخ ارز از طریق الگوی مناسب استخراج می‌گردد و سپس با استفاده از الگوی جوهانسون-جوسیلیوس اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران بررسی می‌شود. اطلاعات و آمار مورد نیاز در این پژوهش از پایگاه اطلاع‌رسانی رسمی بانک

## بررسی اثر ناطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری... ۲۳

جهانی، سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد (FAO) و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج گردیده و دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۲ را پوشش می‌دهد.

### روش تحقیق

در این پژوهش به منظور ارزیابی اثر ناطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی، از الگوی تراز تجاری رز و یلن (۱۹۸۹) استفاده شده است. این الگو در پژوهش‌های پرشماری در داخل و خارج از کشور برای بررسی ارتباط نرخ ارز با عناصر تراز تجاری به کار گرفته شده است. بر اساس این الگو، رفتار تراز تجاری به صورت یک فرم حل شده بیان می‌شود که در آن معادله تراز تجاری تابعی است از نرخ ارز، درآمد واقعی داخلی و خارجی. الگوی یاد شده به صورت رابطه (۱)، تعریف می‌شود.

$$LnTB_{j,t} = \alpha_0 + \varphi_1 LnY_{IR,t} + \varphi_2 LnY_{j,t} + \varphi_3 LnREEX_{j,t} + U_t \quad (1)$$

$TB_{j,t}$ ، شاخص تراز تجاری ایران در برابر شریکان تجاری است و به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$TB_j = \frac{EX_j}{IM_j} \quad (2)$$

$EX_j$ ، ارزش صادرات محصولات کشاورزی ایران به کشور  $j$ ، و  $IM_j$ ، ارزش واردات محصولات کشاورزی ایران از کشور  $j$  می‌باشد.  $Y_{IR}$ ، و  $Y_j$ ، به ترتیب تولید ناخالص داخلی ایران و کشور  $j$  بر حسب میلیون دلار و  $REEX_j$ ، نرخ مؤثر حقیقی ارز می‌باشند.

نرخ مؤثر حقیقی ارز، ارزش پول یک کشور را در مقابل سیدی از پول کشورهای دیگر مورد سنجش قرار می‌دهد. این شاخص یک میانگین وزنی از نرخ ارز حقیقی کشورهای طرف تجاری بر اساس یک سال پایه می‌باشد. وزن‌ها اغلب منعکس کننده اهمیت نسبی هر یک از کشورها در تجارت با کشور مورد نظر است (هینکل و سنجیوموا، ۱۹۹۹). بنابراین در محاسبه  $REEX$  توجه به ترکیب ارزشهای خارجی در نظر گرفته شده و وزن هر یک بسیار اهمیت دارد. چرا که شریکان تجاری پرشماری، با درجه اهمیت و ارزش پولی متفاوت در مقابل کشور ایران قرار دارند. از این روی در این پژوهش، برای در نظر گرفتن اختلاف ارزش نرخ‌های ارز، به پیروی از پژوهش معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸۹)، به نرخ ارز هر یک از شریکان تجاری، وزنی معادل نسبت واردات ایران از شریک تجاری، به کل واردات ایران (رابطه (۳)) اختصاص داده شده است تا از این راه اهمیت نسبی هر یک از شریکان تجاری لحاظ شود.

$$W^i = \frac{M_i}{M_{Total}} \quad (3)$$

از سوی دیگر یکی از محدودیت‌های پیش رو در برآورد نرخ ارز مؤثر، دسترسی نداشتن به نرخ ارز مستقیم شریکان تجاری می‌باشد. لذا برای رفع این نارسایی نرخ ارز حقیقی به صورت غیرمستقیم و یا متقاطع محاسبه می‌شود به عبارت دیگر نرخ مبادله بین دو پول می‌تواند با نرخ‌های برابری این دو پول بر حسب پول سوم تعیین شود (کازرونی و مجیری، ۱۳۸۹). نرخ حقیقی ارز دوجانبه<sup>۱</sup> را می‌توان به صورت رابطه (۴) تعریف نمود:

$$RBEX = \frac{P^F}{P^I} BEX \quad (4)$$

$P^F$  شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده برای کشورهای طرف تجارت و  $P^I$  شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی است. BEX نرخ ارز دو جانبه است که با شاخص نرخ‌های متقاطع ارز و با استفاده از شاخص رابطه ریال و دلار از یک سو و دلار با هریک از ارزهای مورد استفاده<sup>۲</sup> از سوی دیگر، به دست آمده است (معماریان و جلالی نائینی، ۱۳۸۹). بدین ترتیب با برآورد نرخ حقیقی ارز دوجانبه می‌توان نرخ مؤثر حقیقی ارز را برای کشور ایران، از رابطه (۵)، محاسبه نمود:

$$REER = \prod_{i=1}^n RBER^{w_i} \quad (5)$$

در حقیقت نرخ مؤثر حقیقی ارز برای کشور ایران به صورت میانگین هندسی از نرخ‌های حقیقی دوجانبه و بر اساس وزن تجاری شریکان تجاری محاسبه شده است. در ادامه الگوها و روش‌های استخراج نوسان نرخ ارز معرفی و روابط بلندمدت میان شاخص نوسان نرخ ارز و تراز تجاری بخش کشاورزی برآورد و بررسی می‌شود.

### الگوهای ARCH, GARCH, TGARCH, EGARCH

در برآورد الگوهای اقتصادسنجی به روش سنتی یکی از فروض محدودکننده فرض ثابت بودن واریانس جملات خطا می‌باشد. به طوری که در صورت رد آن تجزیه و تحلیل آماری دچار خدشه گردیده و از اعتبار ساقط است. برای رهایی از این نارسایی، نخستین بار رابرت انگل (۱۹۸۲) الگویی را با عنوان ARCH معرفی کرد. در این روش فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی غیر همبسته ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته آن متغیر شکل می‌گیرد. با توجه به اینکه سری‌های زمانی در طی زمان رفتارهای متفاوتی را از خود

<sup>۱</sup> - Bilateral Exchange Rate (RBEX): نرخ اسمی ارز یا نرخ واقعی ارز دو جانبه رابطه مبادله پول ملی تنها با یک پول خارجی است. پس نرخ ارز مؤثر یا نرخ ارز چند جانبه مؤثر رابطه مبادله پول ملی با سبدهی از پول‌های خارجی است که هر کدام از آنها بسته به اهمیت‌شان در تجارت خارجی کشور وزن دارند.

## بررسی اثر ناطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری... ۷۵

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 مختلف شده است. این الگو از ساده‌ترین و در عین حال مناسب‌ترین الگوهای خطی برای بررسی ناطمینانی‌ها و نوسان‌های موجود در بازارهای مالی، به‌شمار می‌آید. برای دستیابی به انعطاف‌پذیری بیشتر، الگوی ARCH بعدها توسط محققان دیگر تعدیل و توسعه یافت. الگوی ARCH تعمیم‌یافته موسوم به GARCH، در سال ۱۹۸۶ توسط بالرسلف مطرح شد. در این الگو واریانس شرطی جمله خطا از فرایند ARMA پیروی می‌کند و به‌صورت رابطه (۶) تعریف می‌شود.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_j \sigma_{t-i}^2 \quad (6)$$

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

$$i = 1, 2, \dots, p \quad j = 1, 2, \dots, q$$

$\omega$  پارامتر ثابت،  $\varepsilon_{t-j}^2$  مجذور مقادیر جملات خطای پیشین و  $\sigma_{t-i}^2$  واریانس‌های شرطی وقفه‌ای می‌باشند. همچنین  $q$  رتبه قسمت میانگین متحرک و  $p$  رتبه قسمت خود بازگشت را نشان می‌دهد. از جمله محدودیت‌های الگوی GARCH متقارن بودن آن است. به عبارت دیگر در الگوی یادشده تنها قدم‌مطلق تغییرات اهمیت دارد و علامت آنها به دلیل مجذور بودن جملات خودرگرسیون و میانگین متحرک اهمیت ندارد. در نتیجه وقوع یک شوک منفی در تغییرات آینده همان تأثیر شوک مثبت همسان خود را دارد در صورتی که ممکن است چگونگی تأثیرگذاری شوک‌ها بر واریانس شرطی متفاوت باشد. در این شرایط در اصطلاح یک اثر اهرمی<sup>۱</sup> دیده می‌شود. از این روی برای مشاهده تفاوت بین شوک‌های منفی و مثبت، الگوهای مختلفی ارائه گردیده که از جمله پرکاربردترین آنها می‌توان به روش‌های EGARCH و TGARCH اشاره کرد. الگوی EGARCH یا گارچ نمایی را می‌توان به‌صورت رابطه (۷) نشان داد (نلسون، ۱۹۹۱).

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma + \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (7)$$

سمت چپ معادله به‌صورت لگاریتمی می‌باشد که متضمن مثبت بودن واریانس شرطی است و در واقع نیاز به اعمال هرگونه قیدی در ضرایب را مرتفع می‌سازد. اثر نامتقارنی با آزمون ضریب  $\gamma$  قابل تشخیص است. به‌طوری که معنی‌دار بودن آن گواه بر متفاوت بودن اثر شوک‌های مثبت

<sup>۱</sup> Leverage Effect

و منفی بر نوسان است. الگوی EGARCH ضمن تفاوت قائل شدن بین شوک‌های مثبت و منفی، مانع تأثیرگذاری مشاهده‌های پرت بر نتایج برآوردها نیز می‌شود و لذا برآوردهای به‌دست آمده از این الگو نسبت به وجود مشاهده‌های پرت حساس نخواهند بود (حیدری و همکاران، ۱۳۸۹).

الگوی TARARCH یا گارچ آستانه‌ای (رابطه ۸)، الگوی نامتقارن دیگری است که توسط زاکیان (۱۹۹۵) و گلستون و جاناتان و انگل (۱۹۹۳) ارایه شد. این الگو به دنبال تبیین اثرات واقعی است که در گذشته رخ داده است ولی اثر آنها در زمان حال ظاهر می‌شود (سوری، ۱۳۹۱).

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (8)$$

$$S.T \begin{cases} \varepsilon_t < 0 \rightarrow I_t = 1 \\ \varepsilon_t > 0 \rightarrow I_t = 0 \end{cases}$$

اخبار بد یا همان شوک‌های منفی  $\varepsilon < 0$ ، در مقایسه با اخبار خوب یا مثبت  $\varepsilon > 0$ ، اثر متفاوتی بر واریانس شرطی به جای می‌گذارند. به طوری که در صورت وقوع یک شوک منفی واریانس شرطی، اثری معادل  $\alpha_i + \gamma_i$  و در شرایط بروز شوک مثبت اثری معادل  $\alpha_i$ ، قابل اندازه‌گیری است.

### آزمون نامتقارن بودن

انگل و ان‌جی (۱۹۹۳) آزمون‌هایی را برای بررسی نامتقارن بودن شوک‌ها ارائه کردند. این آزمون‌ها مبتنی بر تورش علامت و تورش اندازه می‌باشند. بنابر پژوهش ایشان، در حالت کلی می‌توان با برآورد رابطه (۹) و آزمون پارامترها، متقارن و یا نامتقارن بودن شوک‌ها را بررسی نمود.

$$\bar{u}_t^2 = \varphi_0 + \varphi_1 D_{t-1} + \varphi_2 D_{t-1} \bar{u}_{t-1} + \varphi_3 (1 - D_{t-1}) \bar{u}_{t-1} + v_t \quad (9)$$

$D_{t-1}$  متغیر مجازی است که مقدار آن برای حالتی که  $\bar{u}_{t-1}$  منفی باشد برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر است. معنی‌دار بودن  $\varphi_1$  نشان دهنده تورش علامت است و بیان می‌کند که شوک‌های مثبت و منفی دارای اثرات متفاوتی بر تغییرپذیری می‌باشند. از سوی دیگر معنی‌دار بودن  $\varphi_2$  و  $\varphi_3$  بیانگر تورش اندازه است. و نشان می‌دهد نه تنها علامت، بلکه بزرگی شوک‌ها نیز اهمیت دارد. همچنین بر اساس این مدل می‌توان نامتقارن بودن را به صورت کلی مورد آزمون قرار داد. بدین منظور می‌بایست معنی‌داری الگوی غیرمقید (رابطه ۹)) را در برابر الگوی مقید (رابطه ۱۰)) بررسی کرد. به عبارت دیگر در این حالت فرض صفر (رابطه ۱۱)) آزمون می‌گردد.

$$\bar{u}_t^2 = \varphi_0 + v_t \quad (10)$$

$$H_0 : \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = 0 \quad (11)$$



## بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری... ۷۷

اگر  $nR^2$  (که دارای توزیع  $\chi^2$  و درجه آزادی ۳ می‌باشد) بزرگتر از مقدار بحرانی باشد در این صورت فرض صفر رد می‌شود و نشان می‌دهد که حداقل یکی از ضریب‌های  $\phi_1, \phi_2$  و یا  $\phi_3$  معنی‌دار است و لذا مدل مورد نظر نامتقارن می‌باشد (سوری، ۱۳۹۱).

### نتایج و بحث

برای برآورد شاخص نوسان (نااطمینانی) نرخ ارز با استفاده از الگوهای GARCH، ابتدا می‌بایست الگوی رفتاری نرخ ارز (معادله میانگین) تصریح، و سپس بر اساس باقی‌مانده معادله میانگین، الگوی GARCH مناسب برآورد گردد. پیشینه مطالعه‌های صورت گرفته در این زمینه نشان می‌دهد که برآورد معادله میانگین، برای تبیین رفتار نرخ ارز، به‌طور عمده بر پایه یکی از الگوهای خود توضیح، میانگین متحرک، خود توضیح میانگین متحرک و خود توضیح جمعی میانگین متحرک صورت گرفته است. در این پژوهش، الگوی رفتاری نرخ ارز با استفاده از الگوهای خانواده ARIMA تصریح شده است. به این ترتیب، با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد که نشان می‌دهد متغیر نرخ ارز هم‌انباشته از مرتبه صفر  $I(0)$  می‌باشد و همچنین بنابر نتایج نمودار همبستگی نگار و معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC)، الگوی  $ARMA(1,1)$  به عنوان بهترین حالت ممکن برای برآورد معادله میانگین شناسایی و برآورد گردید که نتایج آن در جدول (۱) منعکس شده است.

جدول (۱) نتایج برآورد معادله میانگین نرخ ارز،  $ARMA(1,1)$

| متغیر       | ضریب         | آماره t     | سطح معنی‌داری |
|-------------|--------------|-------------|---------------|
| C           | ۲/۶          | ۱/۰۸        | ۰/۲۶۱         |
| $REX(-1)$   | ۱/۴۳         | ۳/۲۷        | ۰/۰۰۰         |
| $Resid(-1)$ | ۰/۸۳         | ۲/۵۱        | ۰/۰۱۶         |
|             | $R^2 = ۰/۸۳$ | $F = ۳۱/۱۸$ | ۰/۰۰۰         |

منبع: یافته‌های تحقیق

برای اطمینان از عدم وجود همبستگی سریالی در اجزاء اخلاص الگوی  $ARMA(1,1)$  و نرمال بودن توزیع جملات پسماند، به ترتیب از آزمون‌های ضریب لاگرانژ بروش - گادفری و جارگو برا استفاده شده است که نتایج عدم وجود همبستگی بین اجزاء اخلاص و نرمال بودن توزیع جملات اخلاص را تأیید می‌کند (جدول (۲)).

جدول (۲) آزمون‌های نیکویی برازش الگوی ARMA(1,1)

| آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری        |             |        |
|---------------------------------------|-------------|--------|
| آماره                                 | مقدار آماره | احتمال |
| <i>F</i>                              | ۱/۶۱        | ۰/۳۰۱  |
| <i>LM</i>                             | ۲/۲۷        | ۰/۲۳۱  |
| آزمون نرمال بودن پسماندها (جارگو برا) |             |        |
| <i>JB</i>                             | ۱/۲۷        | ۰/۴۳۲  |

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلاص معادله میانگین، که دلیلی بر وجود اثر ARCH می‌باشد، از آزمون ضریب لاگرانژ (ARCH-LM) استفاده شده است. با توجه به نتایج مندرج در جدول (۳) فرض وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلاص مردود می‌گردد. لذا وجود اثر ARCH تایید می‌شود. به این ترتیب اثراتی از ناهمسانی واریانس آشکار است و امکان استفاده از الگوهای خانواده GARCH برای شناسایی روندهای غیرخطی در واریانس وجود دارد.

جدول (۳) نتایج آزمون ARCH-LM

| آماره     | مقدار آماره | احتمال |
|-----------|-------------|--------|
| <i>F</i>  | ۴/۶۵        | ۰/۰۱۱  |
| <i>LM</i> | ۳/۲۴        | ۰/۰۳۲  |

منبع: یافته‌های تحقیق

در نظر نگرفتن عدم تقارن نوسان (در صورت نامتقارن بودن آنها)، به صورت معنی‌داری به برآورد نادرست روند نااطمینانی یک سری زمانی منجر می‌گردد. برآورد الگوی GARCH به صورت ضمنی بر این فرض استوار است که اثر اخبار (شوکه‌های) منفی و مثبت (با بزرگی یکسان) بر واریانس شرطی، متقارن است. چرا که در این گونه الگوها تنها مقدار و نه جهت (علامت) یک رویداد، در تغییر نوسان‌های پیش‌رو مؤثر است. بنابراین ممکن است شوکه‌ها و اخبار پیش‌رو به صورت نامتقارن نرخ ارز را تحت تأثیر قرار دهد که الگوی GARCH قادر به در نظر گرفتن آن نیست. از این رو شایسته است پیش از شاخص‌سازی نوسان نرخ ارز، از متقارن و یا نامتقارن بودن اثر شوکه‌ها اطمینان حاصل شود تا بر این اساس با انتخاب الگوی مناسب، از اریب نتایج جلوگیری شده و نتایج قابل اعتمادتری به دست آید. در این پژوهش، برای اطمینان از متقارن و یا نامتقارن بودن اثر شوکه‌ها، بر اساس پژوهش انگل و انجی (۱۹۹۳)، معنی‌داری رابطه غیرمقید (۹) در

## بررسی اثر ناطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری... ۲۹

مقابل رابطه مقید (۱۰) آزمون شده است. در حالت کلی معنی‌دار بودن مدل غیرمقید نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی و مثبت از لحاظ اندازه و علامت متفاوت است و به عبارت دیگر اثر شوک‌ها نامتقارن می‌باشد. نتایج این آزمون (جدول (۴)) نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر متقارن بودن اثر شوک‌های نرخ ارز پذیرفته نمی‌شود. بنابراین اثر شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی متفاوت می‌باشد.

جدول (۴) نتایج آزمون نامتقارنی شوک‌ها

| آماره    | مقدار آماره | احتمال |
|----------|-------------|--------|
| $\chi^2$ | ۱۹/۳۴       | ۰/۰۰۰  |
| F        | ۳۲/۰۸       | ۰/۰۰۰  |

منبع: یافته‌های تحقیق

در این پژوهش برای برآورد اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز، از الگوهای TGARCH و EGARCH استفاده شده است. از آن‌جا که الگوی‌های خانواده ARCH از فرایند ARMA پیروی می‌کنند برای تصریح الگوی مناسب، می‌توان ابتدا با رسم نمودار همبستگی نگار مربوط به مربع پسماندهای به‌دست آمده از معادله رگرسیون میانگین، مرتبه الگو را تعیین کرد و سپس بر اساس معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) الگوی نهایی برتر را گزینش نمود. به این ترتیب در نهایت از میان الگوهای برآورد شده، الگوهای TARCH(1,1) و EARCH(1,1) از نظر معیارهای انتخابی باکس-جنکینز از همه مناسب‌تر تشخیص داده شد. نتایج به‌دست آمده از برآورد در جدول (۵) منعکس شده است. بر اساس نتایج برآوردی، پارامتر  $\gamma$ ، در هر دو الگو از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد که تأییدی است بر نتایج آزمون انگل (۱۹۹۳) مبنی بر نامتقارن بودن اثر شوک‌های نرخ ارز. آماره‌های F و  $R^2$  نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل به‌طور کلی معنی‌دار و توان توضیح‌دهندگی بالایی دارند. همچنین آماره‌های JB و ARCH-LM نرمال بودن توزیع جملات اخلاص و همسانی واریانس در الگوی‌های برازش شده را تأیید می‌کند. بنابراین الگوهای برآوردی بر اساس معیارهای اقتصادسنجی در وضعیت مناسبی قرار دارند. اما از آن‌جا که معنی‌داری ضرایب الگوی TGARCH نسبت به EGARCH در سطح بالاتری قرار دارد لذا الگوی TGARCH برای تبیین و شاخص‌سازی ناطمینانی نرخ ارز مناسب‌تر به نظر می‌رسد. بنابراین در این پژوهش پس از الگوسازی نوسان نرخ ارز، با استفاده از الگوی TGARCH، از این شاخص به منظور برآورد اثر ناطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی استفاده می‌شود.

جدول (۵) نتایج به دست آمده از برآورد الگوهای EGARCH و TGARCH

| $\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1}$   |       |                |               |         | الگو   |
|---|-------|----------------|---------------|---------|--------|
| متغیر   | ضریب  | آماره Z        | سطح معنی داری |         | TGARCH |
| $\omega$  | -۵/۵۴ | -۲/۰۹          | ۰/۰۶۱         |         |        |
| $\beta$   | ۱/۲۴  | ۲/۸۷           | ۰/۰۱۳         |         |        |
| $\alpha$  | ۰/۸۶  | ۳/۴۳           | ۰/۰۰۱         |         |        |
| $\gamma$  | ۲/۲۳  | ۴/۲۱           | ۰/۰۰۰         |         |        |
| معیارهای نیکویی برازش   |       |                |               |         |        |
| آماره   | F     | R <sup>2</sup> | JB            | ARCH-LM |        |
| مقدار آماره   | ۳۶/۴۴ | ۰/۸۴           | ۱/۶۵          | ۱/۸۹    |        |
| احتمال  | ۰/۰۰۰ | -              | ۰/۴۷۱         | ۰/۳۳۸   |        |
| $\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right  + \gamma + \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ |       |                |               |         |        |
| متغیر   | ضریب  | آماره Z        | سطح معنی داری |         | EGARCH |
| $\omega$  | ۱/۵۱  | ۰/۵۴           | ۰/۵۴۲         |         |        |
| $\beta$   | ۰/۷۴  | ۱/۶۳           | ۰/۰۷۷         |         |        |
| $\alpha$  | ۱/۰۸  | ۱/۸۷           | ۰/۰۴۲         |         |        |
| $\gamma$  | ۱/۵۶  | ۱/۵۱           | ۰/۰۸۷         |         |        |
| معیارهای نیکویی برازش   |       |                |               |         |        |
| آماره   | F     | R <sup>2</sup> | JB            | ARCH-LM |        |
| مقدار آماره   | ۴۲/۶۴ | ۰/۸۱           | ۱/۸۵          | ۱/۸۴    |        |
| احتمال  | ۰/۰۰۰ | -              | ۰/۴۸۷         | ۰/۵۳۱   |        |

منبع: یافته‌های تحقیق

در تحلیل هم‌انباشتگی و رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها، آنچه ابتدا ضرورت دارد، بررسی ساختار داده‌ها از لحاظ مانایی 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 آزمون‌های دیکی فولر و فیلیپس-پرون، مانایی متغیرهای مورد نظر بررسی گردید. نتایج هر دو آزمون، که بر اساس وجود عرض از مبدا و روند در داده‌ها صورت گرفت، گویای آن است که هیچ یک از متغیرهای مورد بررسی در سطح پایا نبوده و همگی پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. بدین ترتیب تمامی متغیرهای مورد نظر هم‌انباشته از مرتبه اول I(1) می‌باشند (جدول (۶)).

جدول (۶) نتایج آزمون مانایی متغیرها بر اساس وجود عرض از مبدا و روند در سطح ۵٪

| <i>LnERU</i> | <i>LnREEX<sub>t</sub></i> | <i>LnY<sub>t</sub></i> | <i>LnY<sub>IR</sub></i> | <i>LNTB</i> | متغیر          | آزمون دیکی فولر<br>تعمیم یافته |
|--------------|---------------------------|------------------------|-------------------------|-------------|----------------|--------------------------------|
| ۲/۲۳         | ۱/۳۶                      | ۲/۶۵                   | ۲/۲۳                    | ۱/۴۳        | آماره در سطح   |                                |
| -۶/۰۴        | -۵/۸۴                     | -۵/۷۶                  | -۴/۵۴                   | -۴/۴۷       | آماره در تفاضل |                                |
| -۳/۴۵        | -۳/۴۵                     | -۳/۴۵                  | -۳/۴۵                   | -۳/۴۵       | آماره بحرانی   |                                |
| I(1)         | I(1)                      | I(1)                   | I(1)                    | I(1)        | وضعیت مانایی   |                                |
| <i>LnERU</i> | <i>LnREEX<sub>t</sub></i> | <i>LnY<sub>t</sub></i> | <i>LnY<sub>IR</sub></i> | <i>LNTB</i> | متغیر          | آزمون فیلیپس-<br>پرون          |
| -۲/۴۳        | -۰/۸۷                     | -۱/۸۷                  | -۲/۳۷                   | -۱/۳۱       | آماره در سطح   |                                |
| -۷/۴۳        | -۶/۴۴                     | -۶/۰۹                  | -۴/۵۴                   | -۵/۸۷       | آماره در تفاضل |                                |
| -۲/۹۵        | -۲/۹۵                     | -۲/۹۵                  | -۲/۹۵                   | -۲/۹۵       | آماره بحرانی   |                                |
| I(1)         | I(1)                      | I(1)                   | I(1)                    | I(1)        | وضعیت مانایی   |                                |

منبع: یافته‌های تحقیق

در این پژوهش برای برآورد رابطه تعادلی بلندمدت، از روش جوهانسون-جوسیلیوس، به علت برخورداری از مزایای بیشتر و محدودیت‌های کمتر نسبت به دیگر الگوهای همجمعی، استفاده شده است. در الگوهای هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس، می‌توان بین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت تمایز قائل شد. همچنین در صورت نامانا بودن متغیرها، با استفاده از الگوی یادشده می‌توان به نتایج قابل قبولی دست یافت. برای تصریح الگوی VECM ابتدا می‌بایست تعداد وقفه بهینه الگوی VAR مشخص شود. بر اساس معیارهای خطای پیش‌بینی نهایی، آکاییک و حنان کویین تعداد وقفه بهینه الگوی VAR دو وقفه می‌باشد در حالی که معیارهای نسبت درستمایی و معیار شوارتز یک وقفه را پیشنهاد می‌کند. اما از آن‌جا که حجم نمونه کوچک‌تر از ۱۲۰ می‌باشد، استفاده از معیار شوارتز مناسب‌تر است. بنابراین الگوی VAR با یک وقفه برازش شد به طوری که مدل VAR برآوردی فاقد مشکل ناهمسانی واریانس و خود هبستگی جملات خطا بوده، توزیع اجزای اخلال نرمال و کلیه ریشه‌های مشخصه چند جمله‌ای AR در درون دایره واحد قرار دارد. بر این اساس، درستی تعداد وقفه تعیین شده بنابر معیار شوارتز تأیید می‌شود. نتایج آزمون‌های تعیین مرتبه همگرایی، آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر، در جدول (۷) منعکس شده است. نتایج هر دو آزمون که بر اساس حالت چهارم آزمون جوهانسون-جوسیلیوس که بیانگر وجود عرض از مبدا در روابط کوتاه‌مدت و روند و عرض از مبدا در روابط بلندمدت می‌باشد، وجود یک رابطه بلندمدت در الگو را تأیید می‌کند.

جدول (۷) نتایج آزمون‌های تعیین الگو و مرتبه همگرایی جوهانسون-جوسیلیوس در سطح ۵٪

| آزمون حداکثر مقدار ویژه |           |             |              | آزمون اثر  |            |             |              |
|-------------------------|-----------|-------------|--------------|------------|------------|-------------|--------------|
| فرض صفر                 | فرض مقابل | آماره آزمون | مقدار بحرانی | فرض صفر    | فرض مقابل  | آماره آزمون | مقدار بحرانی |
| $r = 0$                 | $r = 1$   | ۶۰/۲۵۹      | ۴۴/۴۹۷       | $r = 0$    | $r \geq 1$ | ۱۴۵/۱۱۷     | ۱۱۷/۷۰۸      |
| $r \leq 1$              | $r = 2$   | ۳۳/۲۵۶      | ۳۸/۳۳۱       | $r \leq 1$ | $r \geq 2$ | ۸۴/۸۵۷      | ۸۸/۸۰۳       |
| $r \leq 2$              | $r = 3$   | ۲۰/۸۰۳      | ۳۲/۱۱۸       | $r \leq 2$ | $r \geq 3$ | ۵۱/۶۰۰      | ۶۳/۸۷۶       |
| $r \leq 3$              | $r = 4$   | ۱۹/۴۸۱      | ۲۵/۸۲۳       | $r \leq 3$ | $r \geq 4$ | ۳۰/۷۹۷      | ۴۲/۹۱۵       |

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از برآورد رابطه بلندمدت تراز تجاری بخش کشاورزی ایران، بر اساس شاخص نااطمینانی استخراج شده از الگوی TGARCH در جدول (۸) منعکس شده است. بر اساس نتایج برآوردی، ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران  $Y_{IR}$ ،  $0/24-$  برآورد گردیده و از لحاظ آماری نیز معنی دار می باشد. لذا یک درصد افزایش در درآمد ناخالص داخلی ایران، مقدار تراز تجاری بخش کشاورزی را  $0/24$  درصد کاهش می دهد. این نتیجه با تئوری‌های اقتصادی همخوانی دارد. چرا که افزایش تولید و درآمد داخلی واردات بیشتر و وخامت تراز تجاری را در پی خواهد داشت. البته ممکن است کشوری راهبرد جایگزینی واردات را دنبال کند و در نتیجه با افزایش تولید داخلی و کاهش واردات تراز پرداخت‌ها بهبود یابد. ضریب مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی شریکان تجاری ( $Y_j$ ) مثبت و معنی دار است و نشان می دهد که یک درصد افزایش درآمد شریکان تجاری،  $0/21$  درصد تراز تجاری کشاورزی ایران را بهبود می بخشد. انتظار بر این است که با افزایش درآمد شریکان خارجی، تقاضا برای کالاهای کشاورزی ایران افزایش و تراز تجاری کشاورزی بهبود یابد. البته این امکان نیز وجود دارد که افزایش تولید ناخالص داخلی شریکان تجاری ناشی از افزایش رشد بخش کشاورزی آنها باشد که در این صورت صادرات محصولات کشاورزی کشور مبداء کاهش می یابد و نتیجه آن افت تراز بازرگانی خواهد بود. کشش نرخ ارز مؤثر حقیقی،  $0/43$  برآورد گردیده و از لحاظ آماری معنی دار می باشد. از این روی یک درصد افزایش در نرخ ارز مؤثر حقیقی موجب افزایش  $0/43$  درصدی تراز تجاری می شود. چرا که با افزایش نرخ ارز انگیزه صادرکنندگان برای صادرات بیشتر افزایش می یابد. در نهایت نتایج گویای تأثیر منفی به میزان  $0/14$  درصد و معنی دار شاخص نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران می باشد. بنابراین نوسان و نااطمینانی نرخ ارز، با تحت تأثیر قرار دادن واردات و صادرات کاهش و وخامت تراز تجاری بخش کشاورزی ایران را به دنبال خواهد داشت.

جدول (۸) نتایج برآورد رابطه بلندمدت تراز تجاری بخش کشاورزی

| متغیر  | C     | $LnY_{IR}$ | $LnY_j$ | $LnREEX_j$ | $LnERU$ |
|--------|-------|------------|---------|------------|---------|
| ضریب   | ۱۴۲   | -۰/۲۴      | ۰/۲۱    | ۰/۴۳       | -۰/۱۴   |
| احتمال | ۰/۴۳۵ | ۰/۰۱۸      | ۰/۰۰۲   | ۰/۰۱۳      | ۰/۰۴۱   |

منبع: یافته‌های تحقیق

وجود رابطه هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی امکان استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌سازد. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برای الگوی تراز تجاری بخش کشاورزی در جدول (۹) گزارش شده است. بر این اساس ضریب مربوط به نااطمینانی نرخ ارز (۰/۰۹-)، منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. لذا در کوتاه‌مدت نیز نوسان نرخ ارز موجب وخامت تراز تجاری بخش کشاورزی می‌گردد. اثر کوتاه‌مدت دیگر متغیرها بر تراز تجاری نیز همانند اثر بلندمدت آنها است. ضریب ECM که چگونگی تعدیل شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سوی روند تعادلی بلندمدت را نشان می‌دهد، برابر با ۰/۳۹- برآورد شده است. که نشان می‌دهد در هر دوره (سال) ۳۹ درصد شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سوی مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌یابد. همچنین بیش از دو دوره طول می‌کشد تا نوسان به‌وجود آمده در الگو به سوی مقادیر تعادلی بلندمدت نزدیک شود.

جدول (۹) الگوی تصحیح خطای برداری

| متغیر     | $dLnY_{IR}$ | $dLnY_j$ | $dLnREEX_j$ | $dLnERU$ | c     | $ECM(-1)$ |
|-----------|-------------|----------|-------------|----------|-------|-----------|
| ضریب      | -۰/۶۳       | ۰/۰۲۲    | ۰/۰۴۱       | -۰/۰۹    | -۴/۲۳ | -۰/۳۹     |
| سطح آماری | ۰/۰۰۰       | ۰/۰۱۶    | ۰/۰۳۱       | ۰/۰۰۸    | ۰/۱۳۲ | ۰/۰۲۱     |

منبع: یافته‌های تحقیق

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری بخش کشاورزی ایران بررسی شده است. الگوسازی رفتار نرخ ارز پس از انجام آزمون‌های مربوطه و اطمینان از صحت تصریح، بر اساس الگوی  $ARMA(1,1)$  صورت گرفت. در ادامه پس از انجام آزمون و اطمینان از نامتقارن بودن اثر شوک‌های ارزی، شاخص نااطمینانی نرخ ارز از طریق الگوی  $TGARCH$  محاسبه و رابطه بلندمدت تراز تجاری بخش کشاورزی با استفاده از الگوی جوهانسون-جوسیلیوس برآورد گردید. نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که ضریب شاخص نااطمینانی نرخ ارز، منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. لذا افزایش نوسان نرخ ارز موجب وخامت تراز تجاری بخش کشاورزی ایران

می‌شود. علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که افزایش درآمد ناخالص شریکان تجاری ایران و نرخ ارز حقیقی، بهبود و در مقابل افزایش درآمد ناخالص داخلی ایران وخامت تراز تجاری را به دنبال دارد. همچنین بر اساس نتایج، نااطمینانی نرخ ارز در کوتاه‌مدت نیز موجب وخامت تراز تجاری می‌گردد. بنابراین با توجه به تأثیر منفی و معنی‌دار نوسان نرخ ارز بر تراز تجاری محصولات کشاورزی شایسته است با تدوین سیاست‌ها و راهکارهای مناسب در زمینه‌های نرخ ارز و تجارت بخش کشاورزی، زمینه کنترل و تعدیل نااطمینانی‌های ارزی فراهم آید تا از این راه شاهد افزایش تولید، صادرات و بهبود تراز تجاری، به عنوان یکی از متغیرهای راهبردی اقتصاد کلان، باشیم. از سوی دیگر می‌توان با انجام پژوهش‌هایی در زمینه شناسایی عامل‌ها و منابع ایجاد ریسک ارز، امکان کنترل و کاهش نااطمینانی‌های ارزی را بیش از پیش فراهم نمود.

## منابع

- افشاری، ف. (۱۳۸۴) تأثیر سیاست‌های ارزی بر تراز تجاری در ایران پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهرا.
- توکلی، ا. و سیاح، ح. (۱۳۸۹) تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور. فصل‌نامه پول و اقتصاد، (۴): ۷۷-۵۹.
- حیدری، ح. پروین، س. شاکری، ع. و فیضی یگنجه، س. (۱۳۸۹) اثر نااطمینانی رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال ۴، (۴): ۱۸۹-۲۱۰.
- راسخی، س. شهرازی، م. و عبداللهی، م. ر. (۱۳۹۱) اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسان آن بر صادرات غیرنفتی ایران. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی سال ۲، (۷): ۱۶۸-۱۴۹.
- سوری، ع. (۱۳۹۱) اقتصاد سنجی همراه با کاربرد Eviews7. نشر فرهنگ شناسی. تهران.
- شیرین‌بخش، ش. رجبی، م. و امیر ماهانی، م. (۱۳۸۸) بررسی همگرایی نامتقارن نرخ ارز و تراز تجاری ایران. فصلنامه الگوسازی اقتصادی. (۲) : ۷۹-۹۴ .
- طیب‌نیا، ع. و فولادی، م. (۱۳۸۹) بررسی آثار افزایش قیمت‌های جهانی بر سطح قیمت‌های داخلی، تراز تجاری و نرخ ارز، با استفاده از یک الگو تعادلی عمومی. مجله تحقیقات اقتصادی، (۸۹): ۱۵۷-۱۸۲.
- عرب‌مازار، ع. ا. و عسکر قاسمی راد، ع. (۱۳۸۸) تحلیل اثر تسهیلات بانکی و نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. (۴۰) : ۱۰۱-۱۲۳.
- کارزونی، ع. و مجیری، ه. (۱۳۸۹) بررسی اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران با شش شریک منتخب تجاری (روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۱۵، (۴۵) : ۷۷-۱۲۰.



## بررسی اثر ناطمینانی نرخ ارز بر تراز تجاری... ۸۵

- کرمی، آ. و زیبایی، م. (۱۳۸۷) اثرات نوسان پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای منتخب. مجله پژوهش‌های اقتصادی، (۳): ۷۱-۵۹.
- کمیجانی، ا. و ابراهیمی، س. (۱۳۹۲) اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه با لحاظ سطح توسعه مالی. مجله مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران، ۲، (۴): ۲۷-۱.
- محمدی، م. احمدی، ع.م. و محمد غفاری، ح. (۱۳۹۰) ارزیابی اثر اعتبارات بانکی و نرخ حقیقی ارز بر رشد صادرات محصولات کشاورزی. اقتصاد کشاورزی و توسعه، (۷۳): ۴۷-۷۶.
- مرتضوی، س.ا. زمانی، ا. نوری، م. و نادر، ه. (۱۳۹۰) بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات پسته ایران. اقتصاد و توسعه کشاورزی، (۳): ۳۴۷-۳۵۴.
- معماریان، ع. و جلالی نائینی، س.ا. (۱۳۸۹) آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون منحنی J بر اساس الگوی VECM). پژوهشنامه اقتصادی، (۴۵): ۴۵-۶۹.
- مهرابی بشرآبادی، ح. و جاودان، ا. (۱۳۹۰) تأثیر ناطمینانی نرخ ارز بر رشد بخش کشاورزی در ایران. تحقیقات اقتصاد کشاورزی، (۱): ۲۷-۴۶.
- Arize, A.C., Malindretos, J. and Kasibhatla, K.M. (2003) Does Exchange-Rate Volatility Depress Export Flows: the Case of LDCs, *International Advances in Economic Research*, 9(1), pp. 7-19. 5.
- Bahmani-Oskooee, M. and Harvey, H. (2011), "Exchange Rate Volatility and Industry Trade Between the U.S. and Malaysia", *Research in International Business and Finance*, (25), 127-155.
- Bahmani-Oskooee, M. and Hegerty, S.W. (2007) Exchange Rate Volatility and Trade Flows: a Review Article", *Journal of Economic Studies*, 34(3): 211-255.
- Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity *Journal of Econometric*.
- Cote, A. (1994) Exchange rate volatility and trade: A survey, Working Paper 94-5, Bank of Canada.
- De Grauwe, P. (1988), "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade", *International Monetary Fund*, 35(1): 63-84.
- Engle, R., and V. Ng (1993) Measuring and Testing the Impact of News in Volatility. *Journal of Finance*, (43): 1749-1778.
- Engle, R.F. (1982); "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates for the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, (50): 987-1007.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (1993) on the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, (48): 1779 - 1801.
- Gomez, M. and Fugarolas, D. (2006) Exchange rate policy and trade balance, *Applied Economic Letters*, (12): 520-540.

- Hinkle, Lawrence. E & Nsangiymva, Fabian. The three-good internal RER for exports, imports and domestic goods, World bank, 1999.
- Hooper, P. and Kohlhagen, S.W. (1978) The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade *Journal of International Economics*, (8): 483-511.
- Kirchgassner, G. and Wolters, J. (2007) Introduction to modern time series analysis. Springer Publication, New York.
- McKenzie, M.D. (1999), The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade", *Journal of Economic Surveys*, 13(1): 71-106.
- Nelson, D.B. (1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59(2), pp. 347-370.
- Przystupa, J. and Wróbel, Ewa. (2009) Asymmetry of the exchange rate passthrough: An exercise on the Polish data, University Library of Munich.
- Rose, A.K. & Yellen, J.L. (1989) in there a J-Curve? *Journal of monetary Economics*, 24:53-68.
- Samanta, K. (1998) Echange Rate Uncertainty and Foregen Trade for a Developing Country. An Empirical Analysis the *India Economic Journal*, pp 51-65.
- Sun, C., Kim, M., Koo, W., Cho, G. and Jin, H. (2002) The Effect of Exchange Rate Volatility on Wheat Trade Worldwide, Working Paper, Center for Agricultural Policy and Trade Studies.
- Zakoian, J-M. (1991). Threshold Heteroskedastic Models. Unpublished paper Institute National de la Statistique ET des Etudes Economiques, Paris.