

بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر ارزش صادرات محصولات کشاورزی (پرتقال، انگور، خرما)

محسن جمالی پور¹ - محمد مهدی فارسی² - محمد قربانی^{3*}

تاریخ دریافت: 1393/12/25

تاریخ پذیرش: 1394/04/13

چکیده

با توجه به اهمیت تجارت محصولات کشاورزی برای رهایی از اقتصاد تک محصولی، این مطالعه به بررسی ارتباط کوتاه مدت و بلند مدت بین صادرات محصولات انگور، پرتقال، خرما و نوسانات نرخ ارز می‌پردازد. بدین منظور ابتدا شاخص نوسانات نرخ ارز با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) محاسبه گردید. سپس به منظور بررسی رابطه میان نوسانات نرخ ارز و ارزش صادراتی محصولات کشاورزی از آزمون ریشه واحد و آزمون همجمعی مربوط به داده‌های تابلویی طی دوره 1391-1348 استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز در کوتاه مدت اثر مثبت و در بلند مدت اثر منفی بر ارزش صادراتی انگور، پرتقال و خرما می‌گذارد. همچنین نوسانات نرخ ارز در بلند مدت، روی کالاهایی که از ارزش صادراتی بیشتری برخوردارند، نسبت به کالاهایی که ارزش صادراتی کمتری دارند، تأثیر منفی بیشتری می‌گذارد.

واژه های کلیدی: آزمون همجمعی، الگوی GARCH، داده‌های تابلویی

مقدمه

محصولات کشاورزی محسوب می‌شود (34). در واقع نوسانات این متغیر ناشی از شوک‌های مختلف اقتصادی (از جمله سیاست‌های داخلی) است، که بر نرخ ارز اسمی و سطح قیمت‌های داخلی اثر می‌گذارد و به این ترتیب نرخ واقعی ارز را دچار بی‌ثباتی می‌کند (12). ادیر (13) بیان می‌کند که نوسانات نرخ ارز اثر منفی بر تجارت بین‌المللی خواهد گذاشت. با توجه به تأثیرپذیری تجارت جهانی محصولات کشاورزی از تغییرات نرخ ارز، این فاکتور به‌عنوان یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در تجارت جهانی مطرح شده و نقش قابل توجهی در این زمینه ایفا می‌کند (32).

بر اساس مطالعات مختلف، نوسانات نرخ ارز علاوه بر تأثیر مستقیم بر فعالیت‌های تجاری، از طریق افزایش نا اطمینانی به قیمت‌ها و همچنین تغییر مسیر تهیه منابع از خارج به داخل، بر جریان تجارت تأثیرگذار خواهد گذاشت (12، 13، 28 و 39). ذکر این نکته نیز ضروری است که بررسی مطالعاتی که در زمینه نوسانات نرخ ارز بر روی سطح تجارت انجام گرفته است ما را به نتایج قطعی و مشخصی نمی‌رسانند. از طرف دیگر افزایش قابل ملاحظه‌ای تجارت خارجی کشورهای جهان، باعث شده است که محققین زیادی به بررسی تأثیرگذاری نوسانات نرخ ارز بر روی تجارت خارجی بپردازند (9 و 24).

نوسان نرخ ارز برای تولیدکننده‌ها، صادرکننده‌ها یا واردکننده‌ها

نقش صادرات غیر نفتی در رشد و توسعه اقتصادی و کاهش وابستگی اقتصاد کشور به صادرات نفت خام، اهمیت صادرات غیر نفتی، بخصوص صادرات محصولات کشاورزی را به خوبی نمایان می‌سازد (36). صادرات کشورهای در حال توسعه غالباً به یک یا چند محصول عمده کشاورزی خام محدود می‌شود که ارزش آن حدود 80-90 درصد ارزش کل صادرات غیر نفتی در کشورهای صادرکننده نفت می‌باشد. از طرفی یکی از ویژگی‌های بیشتر کشورهای در حال توسعه، وجود محیط اقتصادی بی‌ثبات و توأم با نوسانات شدید می‌باشد. نوسانات اقتصادی موجود در چنین کشورهایی، علاوه بر عوامل داخلی از جمله عدم ثبات در سیاست‌های پولی و مالی، از عوامل خارجی، به‌ویژه وجود نوسانات شدید در رابطه مبادله نیز ناشی می‌شود. با شروع نوسانات قیمتی در بازار جهانی آن محصولات، تراز تجاری کشور مربوطه دچار عدم موازنه خواهد شد (32).

نوسانات نرخ ارز به ریسک ناشی از تغییرات غیر منتظره نرخ ارز تعبیر می‌شود که یکی از محدودیت‌های اصلی در سر راه تجارت

1، 2 و 3- به ترتیب دانش آموخته ی کارشناسی ارشد، دانشجوی دکتری و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
* - نویسنده مسئول: (Email: ghorbani@um.ac.ir)

مثبت دارد. همچنین، وانگ و بارت (43) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز را بر صادرات کالاهای هشت بخش اقتصادی تایوان به آمریکا با استفاده از داده‌های ماهانه دوره‌ی 1998-1989 بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر یکسانی بر تمام بخش‌ها ندارد؛ بخش کشاورزی بیشترین تأثیرپذیری را داشته است، در حالی که ریسک نرخ ارز بر سایر بخش‌ها اثر ناچیزی دارد. چن (7) طی مطالعه‌ای که در سال 2009 انجام داد، نشان داد که نوسانات نرخ ارز بر صادرات کشاورزی کشور چین به ژاپن، تأثیر مثبت دارد.

نتایج مطالعات داخلی نیز نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز، بسته به روش مدل‌سازی تحقیق، اثرات متفاوتی بر عرضه صادراتی محصولات کشاورزی دارد. در این رابطه هژبر کیانی و نیک اقبالی (16) نشان دادند که نوسانات نرخ ارز بر صادرات کل بخش کشاورزی تأثیر منفی دارد و مرتضوی و همکاران (26) نیز به نتیجه تأثیر منفی نوسانات نرخ ارز بر ارزش صادراتی پسته دست یافتند، درحالی‌که مطالعه ترکمانی و طرازکار (41) نشان داد که تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبتی دارد.

صمدی (35) نشان داد که یک رابطه منفی بین نوسان پذیری نرخ ارز و تجارت بین‌المللی وجود دارد. صبوحی و پیری (34)، به‌وسیله الگوی ARDL اثر نوسان نرخ ارز بر قیمت صادراتی زعفران را بررسی کرده و دریافته‌اند که اثر این متغیر بر قیمت صادراتی زعفران در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت و معنی‌دار و بزرگ‌تر از سایر متغیرها نظیر مقدار صادرات می‌باشد.

سیاست‌های دولت در طی سال‌های اخیر، همواره در جهت کاهش درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت و افزایش محصولات غیرنفتی بوده، ولی نفت همچنان محصول عمده صادراتی کشور به شمار می‌رود. از این‌رو توجه بیشتر به صادرات محصولات غیرنفتی، از جمله محصولات کشاورزی، به‌ویژه آن دسته از محصولاتی که در آینده قابلیت صادرات بیشتر و دسترسی به بازارهای جدید را دارا هستند، ضروری به نظر می‌رسد. با توجه به کاهش نسبی سهم ایران در تولید و صادرات جهانی محصولات کشاورزی و همچنین بی‌ثباتی نرخ ارز به‌عنوان یکی از محدودیت‌های اصلی در سر راه تجارت این محصولات، بررسی عوامل تأثیرگذار، به‌ویژه نوسانات نرخ ارز بر ارزش صادراتی محصولات کشاورزی ضروری به نظر می‌رسد.

ذکر این نکته نیز ضروری است که ارزش صادراتی محصولات کشاورزی تحت تأثیر متغیرهای متنوع و گوناگونی می‌باشد اما با توجه به مطالعات گذشته در رابطه با موضوع موردبررسی و استفاده از متغیر نرخ ارز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر سطح تجارت، در مطالعه حاضر صرفاً اثر نوسانات نرخ ارز بر ارزش صادراتی محصولات کشاورزی موردبررسی قرار گرفته و اثر سایر عوامل ثابت فرض شده است.

اهمیت بسیاری دارد. دلیل آن این است که اگر نوسان نرخ ارز غیر قابل پیش‌بینی باشد می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و یا توجیه اقتصادی طرح اثر بگذارد و فعالیت فعالان اقتصادی را تحت شعاع قرار دهد. نوسانات نرخ ارز در ایران طی سال‌های 1386-1389 تقریباً 6 درصد روزانه برای دلار بوده است (6).

میزان صادرات محصولات کشاورزی در سال 1391، 754 هزار تن به ارزش 884 میلیون دلار بوده است که از نظر ارزش 1/6 درصد و از لحاظ وزنی حدود 10 درصد در مقایسه با مدت مشابه سال قبل رشد داشته است. خرما، انگور و پرتغال از محصولات مهم صادراتی ایران محسوب می‌شوند، بطوریکه از نظر میزان تولید جزء 10 کشور برتر تولیدکننده این محصولات می‌باشیم. میزان تولید انگور در سال 1390، 3 میلیون 158 هزار تن بوده که 9 هزار و 850 تن به بازار کشورهای هدف صادر شده است. میزان متوسط مصرف سالانه انگور در کشور حدود 3 میلیون 148 می‌باشد، یعنی مصرف سرانه انگور 41 تا 42 کیلوگرم می‌باشد. با توجه به شرایط اقلیمی مناسب در سال 90، 0/7 درصد بر عملکرد برداشت انگور در واحد سطح افزوده شد. پرتغال نیز یکی دیگر از محصولات صادراتی مهم کشور محسوب می‌شود، بطوریکه در سال 1391، 7 هزار و 900 تن پرتقال تازه یا خشک کرده به ارزش 5/5 میلیون دلار به کشورهای دیگر صادر شد. همچنین ایران با سطح زیر کشت 244 هزار هکتاری خرما در دنیا مقام اول و از نظر تولید نیز با یک میلیون تن در رتبه دوم قرار دارد و سالانه 100 هزار تن از این محصول به خارج از کشور صادر می‌شود (6، 25).

در زمینه‌ی نحوه‌ی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سطح تجارت محصولات کشاورزی مطالعات گسترده‌ای انجام شده است. از جمله سیرگار و راجان (38) در خصوص تأثیر نوسان پذیری نرخ ارز بر روی عملکرد تجاری کشور اندونزی، دریافته‌اند که نوسان پذیری نرخ ارز یک تأثیر منفی بر صادرات و واردات این کشور داشته است. کامرون و همکاران (5) نیز فرضیه وجود اثر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز را بر صادرات ماهی در اوگاندا تحت سیستم نرخ ارز شناور در دوره‌ی 1994 تا 2001 بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق فرضیه‌ی وجود اثر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات ماهی در اوگاندا را تأیید می‌کند. مونیاما و تودانی (27) با استفاده از داده‌های فصلی 1984 تا 2004 و با کمک تکنیک خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز را بر صادرات آفریقای جنوبی موردبررسی قرار دادند.

سرگی ری (33) با استفاده از داده‌های فصلی (1970-2002) به بررسی بی‌ثباتی نرخ مؤثر ارز اسمی و واقعی شش کشور عضو منا¹ به پانزده عضو اتحادیه اروپا می‌پردازد. نتایج ایشان نشان می‌دهد که صادرات در بلندمدت برای کشورهای الجزایر، مصر، تونس، مراکش و ترکیه با بی‌ثباتی نرخ ارز رابطه‌ی منفی و برای کشور مراکش رابطه‌ی

جدول 1- خلاصه ای از مطالعات انجام شده در ارتباط با نوسانات نرخ ارز و سطح صادرات

Table 1- Summary of the studies undertaken in relation to the exchange rate fluctuations and the level of export

تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات The impact of exchange rate fluctuations on the export	روش تخمین Method of estimating	نوع نرخ ارز Exchange rate type	نویسندگان Authors
اثر منفی Negative effect	VAR	اسمی و واقعی Nominal and real	هوک و بون (17) Hook and Boo (17)
بی اثر Ineffective	Gravity Model	واقعی Real	آریستوتلوس (1) Aristotelous (1)
اثر منفی Negative effect	EG, Cointegration	واقعی Real	دوگانلار (11) Doganlar (11)
اثر منفی Negative effect	Standard Deviation	واقعی Real	ورگیل (42) Vergil (42)
اثر معنی دار با علامت منفی Significant effect with the negative sign	Cointegration, ADF, ECM	اسمی و واقعی Nominal and real	داس سوچیت (10) Das Sujit (10)
بی اثر Ineffective	OLS	واقعی Real	باک (3) Baak (3)
بی اثر Ineffective	Gravity Model	اسمی Nominal	تنریرو (40) Tenreyro (40)
اثر منفی Negative effect	Gravity Model	اسمی و واقعی Nominal and real	کلارک و همکاران (8) Clark et al. (8)
اثر مثبت Positive effect	Cointegration ECM	واقعی Real	کاسمن و کاسمن (21) Kasman and Kasman (21)
اثر معنی دار با علامت منفی Significant effect with the negative sign	ECM	واقعی Real	آریز و همکاران (2) Arize et al. (2)
اثر بی معنی Non-significant effect	GARCH-M	واقعی Real	هوآنگ و لی (18) Hwang and Lee (18)
اثر منفی Negative effect	ARCH-GARCH	اسمی Nominal	لی و ساسیر (23) Lee and Saucier (23)
اثر مثبت Positive effect	ARDL	واقعی Real	پیری و صوحی (32) Piri and Sabouhi (32)
اثر منفی Negative effect	GARCH-VECM	واقعی Real	مرتضوی و همکاران (26) Mourtazavi et al. (26)

Source: Ozturk (28)

مأخذ: ایلهان (28)

مواد و روش‌ها

به منظور مدل سازی نوسانات نرخ ارز از الگوی ناهمسانی شرطی خود رگرسیونی تعمیم یافته (GARCH) استفاده گردید. مدل ARCH و تعمیم یافته آن یعنی GARCH توسط بالرسلف (4) در سال 1986 مطرح گردید که به شکل زیر است:

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + e_t$$

$$e_t = \sum_{i=1}^q \gamma_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \approx NID(0,1) \quad (1)$$

که در معادله (1) نشان دهنده سری زمانی مورد نظر که به دنبال به دست آوردن نوسانات آن می باشیم و e_t نشان دهنده جملات

اخلال می باشد.

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (2)$$

که در آن h_t نشان دهنده واریانس ناهمسان اجزای اخلال مدب میانگین می باشد و ε_t نیز نشان دهنده جملات اخلال در رابطه یک می باشد.

به منظور بررسی رابطه میان نوسانات نرخ ارز و ارزش صادراتی محصولات کشاورزی از آزمون ریشه واحد و آزمون همجمعی مربوط به داده های تابلویی استفاده شده است. استفاده از داده های تابلویی به منظور بررسی ایستایی و رابطه همجمعی میان متغیرها قدرت این

شود. در این آزمون فرضیه صفر $\rho_i = 0$ برای تمامی مقاطع در مقابل فرضیه $\rho < 0$ برای حداقل یک مقطع مورد آزمون قرار می گیرد. فرضیه صفر این آزمون بیان می کند که تمامی سری های زمانی موجود در داده های تابلویی دارای ریشه واحد می باشند در حالی که فرضیه مقابل بیان کننده این مطلب می باشد که برخی از سری های زمانی موجود در داده های تابلویی ایستا می باشند. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در این مطالعه از آزمون پدرونی¹ (29) استفاده شده است. در آزمون پدرونی لازم است که ابتدا رگرسیون متغیرهای مستقل بر روی متغیر وابسته برای هر یک از مقاطع برآورد گردد و سپس اجزا اخلاخل این رگرسیون ها با استفاده از رابطه زیر مورد بررسی قرار گیرد.

$$\varepsilon_{it} = \phi_i \varepsilon_{it-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \phi_{ik} \Delta \varepsilon_{it-k} + v_{it} \quad (5)$$

که در آن ε_{it} نشان دهنده جملات اخلاخل رابطه یک می باشد و ϕ_i نشان دهنده ضریبی می باشد که برای بررسی ایستایی باید برآورد شود.

در این آزمون برای بررسی فرضیه صفر عدم همگرایی در مقابل فرضیه جایگزین همگرایی در داده های تابلویی هفت آماره که توسط پدرونی (29) ارائه شده است مورد محاسبه قرار می گیرد.

پس از اینکه وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها مورد بررسی قرار گرفت مرحله بعدی برآورد ضرایب بلندمدت می باشد. ضرایب بلندمدت برای میانگین مقاطع موجود در داده های تابلویی را می توان با استفاده از روش های حداقل مربعات کاملا اصلاح شده ($FMOLS^2$) و حداقل مربعات پویا ($DOLS^3$) که توسط پدرونی (30، 31) گسترش یافته است برآورد نمود.

برآوردگر داده های تابلویی $FMOLS$ می تواند به راحتی و با استفاده از رابطه (6) محاسبه شود:

$$\hat{\beta}_{GMF}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{FMi}^* \quad (6)$$

که در رابطه فوق β_{FMi}^* ضرایب برآورد شده مربوط به هر سری زمانی مربوط به داده های تابلویی با استفاده از روش $FMOLS$ برای تابع رگرسیونی مربوط به متغیر وابسته بر روی متغیرهای مستقل می باشد. همین طور مقدار آماره t مربوطه را نیز می توان از رابطه زیر محاسبه نمود.

$$t_{\hat{\beta}_{GMF}^*} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_{FMi}^*} \quad (7)$$

همچنین برای به دست آوردن بردار همگرایی برای داده های

آزمون ها را افزایش می دهد چراکه در این داده ها اطلاعات مربوط به مقطع زمانی و سری زمانی با یکدیگر تلفیق شده اند (28).

برای رسیدن به هدف مطالعه ابتدا ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون های ایستایی مربوط به داده های تابلویی مورد بررسی قرار گرفت. سپس رابطه همجمعی میان متغیرها برآورد شده و در نهایت به منظور بررسی روابط بلندمدت ضرایب همجمعی بلندمدت محاسبه گردید.

در سالیان اخیر تعداد زیادی از مطالعات از آزمون های ایستایی برای اعتبار بخشیدن به نتایج مطالعات خود استفاده نموده اند. با توجه به این مسئله آزمون های ایستایی مربوط به داده های تابلویی که توسط لوین و همکاران و ایم و همکاران گسترش داده شده است به طور گسترده مورد استفاده قرار گرفته است (28).

برای انجام آزمون ایستایی LLC لازم است که رابطه (3) برای داده های تابلویی مورد استفاده قرار گیرد.

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \rho y_{it-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{it-j} + \delta_i t + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

که در رابطه فوق Δ نشان دهنده عملگر تفاضل می باشد، k نشان دهنده تعداد وقفه ها، μ_i و θ_t نیز نشان دهنده تأثیر ثابت و تأثیر زمان می باشند.

در این آزمون فرضیه صفر $\rho = 0$ برای تمامی مقاطع در مقابل فرضیه جایگزین $\rho < 0$ برای تمامی مقاطع مورد آزمون قرار می گیرد. رد شدن فرضیه صفر در این آزمون نشان می دهد که داده های تابلویی ایستا می باشند.

یکی از فروض اصلی آزمون ایستایی LLC همگن بودن ضریب برآورد شده ρ برای تمامی مقاطع می باشد. تأمین چنین فرضی در این آزمون بسیار مشکل می باشد چراکه ممکن است هر یک از واحد های مقطع زمانی دارای سرعت تعدیل متفاوتی در رسیدن به تعادل بلندمدت خود داشته باشند (19). با توجه به این مسئله ایم و همکاران (19) آزمون ایستایی جدید برای داده های تابلویی ابداع نمودند که وجود چنین فرضی را نادیده بگیرد و ضریب برآورد شده ρ برای هر یک از مقاطع در این آزمون متفاوت می باشد. با توجه به این مسئله و با استفاده از رابطه (4) می توان آزمون ایستایی ایم و همکاران را مورد محاسبه قرارداد.

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{it-j} + \delta_i t + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

مقدار آزمون ریشه واحد ایم و همکاران بر اساس میانگین آماره آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در مقاطع محاسبه می

1- Pedroni (1999)

2- Fully Modified Ordinary Least Squares

3- Dynamic Ordinary Least Squares

جدول 2- نتایج آزمون ARCH-LM

آماره	مقدار آماره	احتمال
Statistics	Value of statistics	Probability
F	4.396	0.01
LM	10.565	0.014

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون جارکو- برا (JB) در جدول (3) نشان می‌دهد توزیع جملات اخلاص به صورت نرمال است و در نتیجه مدل $GARCH(1,1)$ به درستی تصریح شده است. همچنین نتایج آزمون ARCH-LM بر همسانی واریانس جملات اخلاص مدل برازش شده، تأکید دارد.

جدول 3- نتایج آزمون جارکو- برا و ARCH-LM جهت بررسی تصریح مدل ARCH(1)

آماره	مقدار آماره	احتمال
Statistics	Value of statistics	Probability
JB	2.495	0.287
ARCH-LM	0.085	0.77

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس سری مورد نظر نیز آزمون LM -test مورد استفاده قرار گرفت. با توجه به نتایج آزمون مشخص شد که متغیر نرخ ارز دارای واریانس ناهمسانی می‌باشد. بنابراین برای الگوسازی نوسانات سری زمانی از الگوی $GARCH$ استفاده شده است. همان‌طور که در جدول (2) مشاهده می‌شود و با توجه به آماره‌ی LM فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود واریانس همسانی رد می‌شود، و $ARCH$ معنی‌دار می‌باشد. با توجه به تأیید وجود اثرات $ARCH$ و همچنین با استفاده از معیار شوارتز- بی‌زین (SBC) مدل‌های متفاوت بررسی شده و در نهایت بهترین الگو برای مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز، $GARCH(1,1)$ به دست آمد. نتایج به-کاری گیری الگوی $GARCH$ در جدول (4) نشان داده شده است. با توجه به اینکه متغیر نوسانات نرخ ارز برای تمامی محصولات یکسان می‌باشد، در نتیجه ناهمگنی برای مقاطع مختلف این متغیر وجود ندارد. بنابراین برای بررسی ایستایی آن می‌توان از آزمون لوین- لین و چاو استفاده نمود.

تابلویی با استفاده از روش $DOLS$ مدل شرح داده شده در رابطه (8)، برای هر یک از مقاطع داده‌های تابلویی برآورد می‌گردد.

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}x_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \Delta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

که در رابطه فوق $-K_i$ و K_i نشانگر وقفه و مقادیر آتی متغیر می‌باشد. مقادیر ضریب در روش برآورد $DOLS$ با استفاده از رابطه (9) محاسبه می‌شود.

$$\hat{\beta}_{GD}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{Di}^* \quad (9)$$

که β_{Di}^* از برآورد OLS هر یک از مقاطع رابطه (7) به دست می‌آیند. همچنین مقدار آماره t مربوط به ضریب برآورد شده با استفاده از رابطه (10) محاسبه می‌شود.

$$t_{\hat{\beta}_{GD}^*} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t \hat{\beta}_{Di} \quad (10)$$

برای محاسبه نرخ ارز واقعی از رابطه‌ی زیر استفاده شده است. که در آن EE نرخ ارز اسمی در بازار غیررسمی، Pf شاخص قیمت مصرف کننده کشور آمریکا و Pi شاخص قیمت مصرف کننده داخلی می‌باشد.

$$RE = \frac{EE \times Pf}{Pi} \quad (11)$$

داده‌های پژوهش مربوط به مقادیر ارزش صادرات انگور، پرتغال و خرما و همچنین نرخ ارز غیر رسمی از سازمان مرکز آمار ایران، آمارنامه‌های جهاد کشاورزی، آمار سری زمانی بانک مرکزی و همچنین سازمان خواروبار جهانی (22) برای دوره زمانی 1348-1391 به دست آمد.

نتایج و بحث

مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز، ابتدا با استفاده از معیار شوارتز- بی‌زین (SBC) پس از تعیین رتبه مانایی (d)، تعداد جملات خودرگرسیو و تعداد جملات میانگین متحرک برای تخمین معادله میانگین به منظور استفاده از آن برای برآورد و محاسبه متغیر نوسانات، تعیین شدند. بر اساس نتایج معیار شوارتز بی‌زین در بین حالت‌های مختلف، فرآیند $ARIMA(1,1,1)$ به عنوان بهترین حالت لحاظ گردید. در صورتی که مدل به درستی تصریح شده باشد، همبستگی سریالی در اجزا اخلاص نباید وجود داشته باشد. به این منظور با استفاده از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) این موضوع بررسی و تأیید گردید. جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس (اثر $ARCH$) در مدل از آزمون $ARCH-LM$ استفاده شده است. همان‌طور که در جدول (2) نشان داده شده است فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همسانی واریانس رد شده و فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود.

جدول 4- نتایج تخمین الگوی $GARCH(1,1)$ نوسانات نرخ ارز

Table 4- The results of GARCH (1, 1) model of exchange rate fluctuations

متغیر Variable	ضریب Coefficient	آماره Z Z-Statistics	احتمال Probability
معادله میانگین The equation of the mean			
نوسانات نرخ ارز در وقفه اول (AR.1) Exchange rate fluctuation in the first lag AR.1	0.044	0.05	0.95
اجزای اخلاص تغییرات نرخ ارز در وقفه اول (MA.1) Disturbing components exchange rate changes in the first lag MA.1	0.22	0.74	0.76
معادله واریانس The equation of the variance			
عرض از مبدأ (C) Intercept	0.021	5.39	0.000
مجنور جزء اخلاص با یک وقفه $(\varepsilon_{t-1})^2$ Square of disturbing component with one lag	-0.075	-164.26	0.000
$R^2 = 0.056$ $AIC = -0.87$ $SC = -0.61$			

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول 5- نتایج آزمون ریشه واحد پانل

Table 5- Test results of panel unit root

متغیر Variable	
ارزش صادرات محصولات The value of export products	نوسانات نرخ ارز Exchange rate fluctuations
آماره آزمون IPS با عرض از مبدأ The Statistic t of IPS Test with Intercept	آماره t آزمون LLC با عرض از مبدأ The Statistic t of LLC Test with Intercept
سطح (Level) تفاضل مرتبه اول (First Difference)	سطح (Level) تفاضل مرتبه اول (First Difference)
-7.99	-16.64
-1.03	-0.21

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقدار ضریب بدست آمده برای پرتغال نیز مثبت و برابر با 0/9 بوده که نشان دهنده تأثیر مثبت نوسانات نرخ ارز بر بازار صادراتی محصول پرتغال و ایجاد ارزش صادراتی بیشتر در کوتاه مدت می‌باشد. بی‌ثباتی در بازار ارز در کوتاه مدت اثر مثبت و معنی‌داری بر ارزش صادراتی محصول خرما ایجاد می‌کند. به عبارتی می‌توان گفت که در کوتاه مدت افزایش در نوسان در نرخ ارز بر محصولاتی که ارزش صادراتی بیشتری دارند، تأثیر مثبت بیشتری می‌گذارد اما در بلند مدت این بی‌ثباتی در بازار ارز اثرات متفاوتی بر ارزش صادراتی محصولات نامبرده می‌گذارد، بطوریکه علامت ضرایب بدست آمده در بلند مدت برای هر سه محصول منفی و معنی‌دار بوده که نشان می‌دهد ایجاد نوسان در بازار نرخ ارز، ارزش صادراتی محصولات انگور، پرتغال و خرما را در جهت عکس تحت تأثیر قرار می‌دهد بطوریکه با افزایش نوسانات در نرخ ارز، ارزش صادراتی محصولات نامبرده به شکل معنی‌داری کاهش پیدا خواهد کرد.

با توجه به آماره موجود در جدول (5) متغیر نوسانات نرخ ارز و ارزش صادراتی محصولات کشاورزی در سطح دارای ریشه واحد می‌باشند و پس از یک‌بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند. بعد از ایستایی متغیر نوسان نرخ ارز و ارزش صادراتی محصولات کشاورزی ریشه واحد پانل برای پی بردن به وجود رابطه همجمعی بین متغیرها بررسی شده است.

با توجه به آماره‌های موجود در جدول (6)، پنج آماره فرضیه صفر در خصوص عدم همگرایی متغیرها نوسانات نرخ ارز و ارزش صادرات محصولات کشاورزی را رد می‌کنند. بنابراین با توجه به معنی‌داری پنج آماره می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه همگرا می‌باشند.

بر اساس نتایج تخمین که در جدول (7) ارائه شده است، مقدار ضریب همجمعی آزمون پانل برای محصول انگور 0/2 بدست آمد که نشان می‌دهد در کوتاه مدت نوسانات نرخ ارز بر ارزش صادراتی انگور تأثیر مثبت دارد. به عبارتی با افزایش بی‌ثباتی در بازار نرخ ارز صادرات انگور به کشورهای هدف در کوتاه مدت افزایش پیدا می‌کند. همچنین

جدول 6- نتایج آزمون همجمعی پانل

Table 6- Test results of panel cointegration

آزمون Test	آماره آزمون Test Statistic	احتمال Probability
Panel v-statistic آماره v پانل	1.184395	0.7858
Panel rho-statistic آماره rho پانل	1.446674*	0.0000
Panel PP-statistic آماره PP پانل	2.518798*	0.0000
Panel ADF-statistic آماره ADF پانل	3.635961**	0.0141
Group rho-statistic آماره rho گروهی	-1.788411**	0.0369
Group PP-statistic آماره PP گروهی	-1.415989	0.0784
Group ADF-statistic آماره ADF گروهی	0.075754	0.5302

* معنی دار در سطح یک درصد، ** معنی دار در سطح 5 درصد
* Significant at the Level of 1%, ** Significant at the Level of 5%
Source: Research Findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول 7- ضرایب همجمعی پانل

Table 7- Panel Cointegration coefficients

	مدل پانل FMOLS		مدل پانل DOLS	
	FMOLS panel model		DOLS panel model	
	LERF_سطح		LERF_سطح - D(LERF) تفاضل مرتبه اول	
انگور Grape	-0.792766 (-9.27)	-0.78 (-9.3)	0.2 (0.39)	
پرتغال Orange	-0.869084 (-3.99)	-0.87 (-4.04)	0.9 (0.67)	
خرما Dates	-2.47384 (-41.18)	-2.46 (-41.4)	1.17 (3.15)	
پانل Panel	-1.37 (-6.86)	-1.37 (-9.42)		

Source: Research Findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) محاسبه گردید. سپس به منظور بررسی رابطه میان نوسانات نرخ ارز و ارزش صادراتی محصولات کشاورزی از آزمون ریشه واحد و آزمون همجمعی مربوط به داده‌های تابلویی طی دوره 1391-1348 استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که نوسانات نرخ ارز در کوتاه مدت می‌تواند اثر مثبتی روی ارزش صادراتی انگور، پرتغال و خرما داشته باشد اما در بلند مدت تأثیر منفی می‌گذارد. همچنین نوسانات نرخ ارز در کوتاه مدت، روی کالاهایی که از ارزش صادراتی بیشتری برخوردارند (خرما)، نسبت به کالاهایی که ارزش صادراتی کمتری دارند (پرتغال و انگور)، تأثیر مستقیم بیشتری دارد و بالعکس.

همچنین این بی‌ثباتی در بازار ارز، در بلندمدت بر محصولاتی که دارای ارزش صادراتی بیشتری می‌باشند (مانند محصول خرما)، تأثیر منفی بیشتری می‌گذارد و این محصولات را تحت تأثیر بیشتری قرار می‌دهد. البته این نتیجه صرفاً برای این مطالعه و بر روی محصولات ذکر شده بیان شده و برای تعمیم آن به کل محصولات کشاورزی با ارزش صادراتی بالا، نیاز به مطالعات آتی بر روی محصولات بیشتری می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه حاضر، ابتدا شاخص نوسانات نرخ ارز با استفاده از الگوی

با توجه به نتایج بدست آمده و تأثیرپذیری صادرات محصولات خرما، انگور و پرتغال از نوسانات نرخ ارز پیشنهادات زیر ارائه می‌شود: ایجاد محیط اقتصادی باثبات در بلند مدت به‌عنوان سیاستی تأثیرگذار، ارائه اطلاعات شفاف درباره‌ی روند تغییرات آینده نرخ ارز در کوتاه مدت و بلند مدت، بازاریابی و تبلیغات هر چه بهتر تولیدکنندگان فعال در حوزه‌ی صادرات، در صورت وجود نوسان در بازار نرخ ارز در کوتاه مدت.

بر اساس یافته‌های تحقیق می‌توان چنین استدلال کرد که اگر فعالان بخش کشاورزی در زمینه‌ی صادرات این محصولات از درجه ریسک‌گریزی بالایی برخوردار باشند، در صورت بی‌ثباتی موجود در بازار نرخ ارز، در بلند مدت دچار زیان خواهند شد و در نتیجه برای کاهش زیان و یا پرهیز از آن، فعالیت تجاری خود را کاهش می‌دهند. از طرفی می‌توان گفت که این بی‌ثباتی در بازار ارز، می‌تواند ثبات در قیمت و به تبع آن سود را دچار مشکل کند و از این طریق به‌طور مستقیم بر حجم تجارت محصولات کشاورزی، بخصوص محصولات باارزش صادراتی بالا اثر بگذارد.

منابع

1. Aristotelous K. 2001. Exchange Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK-US Export Function (1989-1999), *Economic Letters*, 72: 87-89.
2. Arize C.A., Osang T., and Slottje J.D. 2005. Exchange-Rate Volatility in Latin America and its Impact on Foreign Trade, September. Available at: <http://faculty.smu.edu/tosang/pdf/latin.pdf>.
3. Baak S. 2004. "Exchange Rate Volatility and Trade among the Asia Pacific", International University of Japan, Available at: <http://repec.org/esFEAM04/up.29293.1080736850.pdf>.
4. Bollerslev T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, 79(3): 27-38.
5. Cameron S., Kihangir D., and Poots D. 2005. Has Exchange Rate Volatility Reduced Ugandan Fish Export Earnings? Bradford Center for International Development (BCID), University of Bradford, U.k.
6. Central Bank of Islamic Republic of Iran. 2013. The Economic Report and Balance Sheet.
7. Chen L. 2009. The Effect of China's RMB Exchange Rate Movement on Its Agricultural Export: A Case Study of Export to Japan. International Association of Agricultural Economists Conference. Beijing, China. 16-22.
8. Clark P., Tamirisa N., and Wei S.J. 2004. Exchange rate Volatility and Trade Flows-Some New Evidence, IMF Working Paper, May 2004, International Monetary Fund.
9. Cote A. 1994. Exchange Rate Volatility and Trade: A survey. Working Paper 94-5, Bank of Canada.
10. Das Sujit K. 2003. Effects of Exchange Rates Volatility on International Trade: An Empirical Analysis, Vanderbilt University, March. 2003, Manuscript.
11. Doganlar M. 2002. Estimating the Impact of Exchange Rate Volatility on Export: Evidence from Asian Countries, *Applied Economics Letters*, 9: 859-863.
12. Doroodian K. 1999. Does Exchange Rate Volatility Deter International Trade in Developing Countries? *Journal of Asian Economics*, 10: 465-474.
13. Ethier W. 1973. International Trade and Forward Exchange Market. *American Economic Review*, 63: 494-503.
14. Fagereng A. 2007. Exchange rate Volatility and Export Performance: Evidence From Disaggregated Norwegian Data, Oslo: Statistics Norway.
15. FAO (food and agricultural organization of united nation). 2013. FAOSTAT database.
16. Hazhbr Kiani K., and Nickeghbali S. 2000. Investigating the Effect of Exchange Rate Imbalances on Supply of Agricultural Products Export. *Journal of Economic Research*, 56: 53-39. (In Persian).
17. Hook L.S., and Boo T.H. 2000. Real Exchange Rate Volatility and Malaysian Exports to Its Major Trading Partners, Working Paper 6, University Putra Malaysia.
18. Hwang H.D., and Lee J.W. 2005. Exchange Rate Volatility and Trade Flows of the UK in 1990s, *International Area Review*, 8 (1): 173-82.
19. Im K.S., Pesaran M.H., and Shin Y. 2003. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115 (revise version of 1997's work): 53-74
20. Juselius K. 2006. The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications, New York: Oxford University Press.
21. Kasman A., and Kasman A. 2005. Exchange Rate Uncertainty in Turkey and its Impact on Export Volume, *METU Studies in Development*, 32: 41-58.
22. Kirchgassner G., and Wolters J. 2007. Introduction to Modern Time Series Analysis. Springer Publication, New York.
23. Lee K.S., and Saucier P. 2005. Exchange Rate Instability and Trade Integration -The Case of Asia, 5th International Conference International Trade and Logistics Corporate Strategies and the Global Economy, LE HAVRE – 28-29

September.

24. McKenzie M.D. 1999. The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows. *Journal of Economic Surveys*, 13:71-106.
25. Ministry of Agriculture Statistics. 2013.
26. Mourtazavi S.A., Zamani O., Nouri M., and Nader H. 2011. Investigating the Effect of Exchange Rate on Export of Pistachio, *Journal of Agricultural Economics and Development*, 5(3): 347-354. (In Persian).
27. Munyama T.V., and Todani K.R. 2005. Exchange Rate Volatility and Exports in South Africa, South Africa Reserve Bank.
28. Nazlioglu S., and Soytaş, U. 2012. Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis”, *Energy Economics* 34, 1098–1104.
29. Ozturk I. 2006. Exchange Rate Volatility and Trade: a Literature Survey. *Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 3: 85-102.
30. Pedroni P. 1999. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, S1, 61: 653-670.
31. Pedroni P. 2000. Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels, in B.H.Baltagi,eds., *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, *Advances In Econometrics*, 15: 93-130.
32. Pedroni P. 2001. Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels, *the Review of Economics and Statistics*, 83(4): 727-731.
33. Piri M., and Sabouhi M. 2007. A Study on the Impact of Exchange Rate Fluctuations on the Price of Agricultural Products Export. The Sixth Conference of the Agricultural Economy. 30-31 October. 2007. Ferdowsi University of Mashhad. (In Persian with English abstract).
34. Rey S. 2006. Effective Exchange Rate Volatility and MENA Countries Exports to the EU, *Journal of Economic Development*, 31(2).
35. Sabuhoi M., and Piri M. 2009. Consideration the Effect of Exchange rate Volatility on Agricultural Products Export Price, the Case Study of Iran’s Saffron. *American-Eurasian J. Agriculture & Environment Science*, 2(1): 97-100.
36. Samadi A.H. 2003. The Actual Exchange Rate Flexibility and Supply of Export of Agricultural Products: A Case Study of Iran (1982-1999), *Agricultural and Bank Quarterly*, 1: 176-161. (In Persian).
37. Sedaghat R. 2007. Evaluation of Growing and Factors Affecting on Competitive Power of Iranian Pistachios in the World Markets, *Agricultural Economics and Journal*, 1(1): 125-115. (In Persian).
38. Sims C. 1980. *Macroeconomics and Reality*, *Econometric* 48, 1.
39. Siregar R., and Rajan R.S. 2004. Impact of Exchange Rate Volatility on Indonesia's Trade Performance in the 1990s Flows; *J. Japanese International Economies*, 18: 218-240.
40. 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.
41. Tenreyro S. 2004. On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility. Federal Reserve Bank of Boston, Unpublished.
42. Tourkamani J., and Tarazkar M. 2005. The Effect of Exchange Rate Fluctuations on the Pistachio Export Price: Application an Autoregressive Distribution with Extended Lag Approach. *Agricultural Economy and the Development*, 49: 96-83. (In Persian).
43. Vergil H. 2002. Exchange Rate Volatility in Turkey and Its Effect on Trade Flows, *Journal of Economic and Social Research*, 4 (1): 83-99.
44. Wang K.L., and Barrett C. 2007. Estimating the Effects of Exchange Rate Volatility on Export Volumes. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2:225-255.