اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و سوم، شماره ۹۲، زمستان ۱۳۹۴

بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی و تجارت دوجانبه محصولات کشاورزی:
تحلیل داده‌های تلفیقی

سمانه غزالی[۱]، منصور زیبایی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۲/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۹/۱۸

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر نرخ ارز و بی‌ثباتی آن بر تجارت دوجانبه محصولات کشاورزی ایران و چهار شریک تجاری با استفاده از روش برآورد آثار ثابت (fixed effect) است. نتایج نشان می‌دهد که نخست در الگوی صادرات محصولات کشاورزی، متغیر بی‌ثباتی نرخ ارز دارای سطح معنی‌داری بالاتر در مقایسه با متغیر نرخ ارز است، در حالی‌که در الگوی واردات، متغیر نرخ ارز بالاترین سطح معنی‌داری را دارد. دوم آنکه اگرچه افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز حجم صادرات و واردات محصولات کشاورزی را کاهش می‌دهد، مقدار کاهش حجم واردات در مقایسه با صادرات محصولات کشاورزی بیشتر است. سوم آنکه رشد درآمد ایران (شرکای تجاری) باعث افزایش حجم واردات

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز(نویسندهٔ مسئول)
e-mail: samane.ghazali@gmail.com

۲. استاد اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

(صادرات) شده است. در نهایت، نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش تراز تجاری کشور شده و بنابراین تقویت ارزش ریال ایران در برابر پول رایج شرکای تجاری توصیه می‌شود. همچنین با توجه به تأثیر مثبت نوسان‌های نرخ ارز حقیقی و درآمد بر تراز تجاری کشور می‌توان از آنان به عنوان فرصتی برای بهبود تراز تجاری استفاده کرد.

طبقه‌بندی JEL: C23، D81، F41

کلیدواژه‌ها:

تجارت کشاورزی، نرخ ارز، بی‌ثباتی نرخ ارز، تخمین آثار ثابت

مقدمه

نرخ ارز حقیقی از متغیرهای کلیدی در الگوی واردات و صادرات بوده و در توضیح تراز تجاری و تبیین وضعیت داخلی اقتصاد یک کشور نقش اساسی ایفا می‌کند. بعد از مقاله شا (Schuh, 1974)، نقش نرخ ارز حقیقی در تجارت کشاورزی، به‌عنوان یک متغیر اصلی، مورد توجه قرار گرفته است. پیش از آن، نرخ مبادلاتی ارز یک متغیر فراموش شده در مباحث تجارت و توسعه کشاورزی بوده که از آن به بعد موضوع اصلی بسیاری از مطالعات قرار گرفته است. همچنین اوردن (Orden, 2002) نرخ ارز را به‌دلیل ارتباط متقابلی که با سایر متغیرهای اقتصادی دارد، عامل کلیدی محسوب نموده است به‌طوری‌که این متغیر خود متأثر از سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی بوده و منشأ تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی مانند صادرات، واردات و رشد اقتصادی می‌باشد.

به‌علاوه، ایردیم و همکاران (Erdem et al., 2010) یکی از موضوعات مهم در این حوزه را بی‌ثباتی و شدت نوسانات نرخ ارز حقیقی و تأثیر آن بر عملکرد متغیرهای اقتصاد کلان و به‌ویژه تجارت خارجی یک کشور دانسته‌اند به‌طوری‌که بسیاری مطالعات روی بی‌ثباتی نرخ ارز علاوه بر سطح متوسط آن تمرکز داشته‌اند.

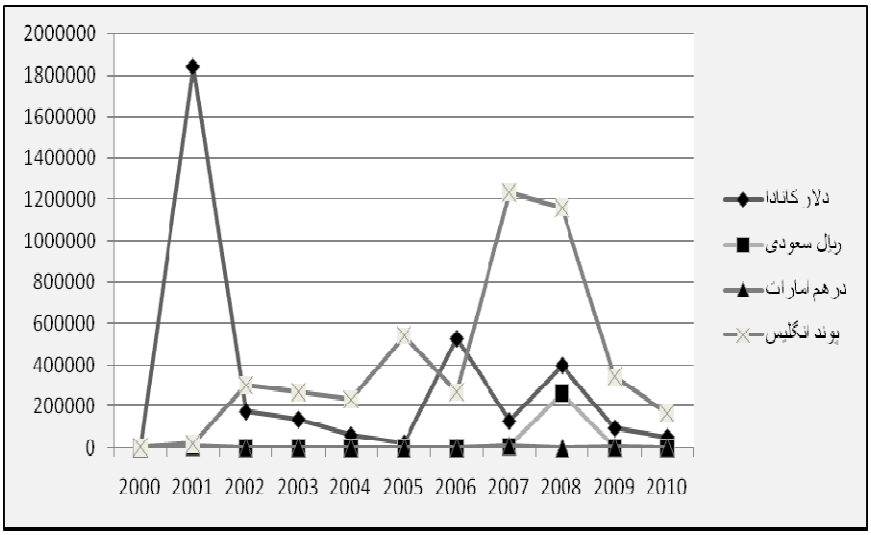
پس از فروپاشی نظام ارزی برتون- وودز (سیستم نرخ ارز تثبیت شده[1]) و ظهور ارز شناور[2] در دنیا از اواسط سال ۱۹۷۳، نرخ ارز اسمی و واقعی با بی‌ثباتی شدید مواجه بوده است. این امر به‌عنوان یکی از مسائل و موضوعات مؤثر بر جریان تجاری کشورها، در بین پژوهشگران و سیاست‌گذاران اقتصادی مطرح گردید. در مورد جهت و چگونگی تأثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت خارجی اتفاق نظر وجود ندارد. الگوهای نظری تعادل جزئی نشان می‌دهند که بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت تأثیر منفی دارد. این مطلب برای بنگاه‌های ریسک‌گریزی که مجبور به تصمیم‌گیری در شرایط نااطمینانی نرخ ارز هستند، وجود دارد (Clark, 1973; Hooper and Kohlhagen, 1978).

از سوی دیگر در شرایطی نیز بی‌ثباتی نرخ ارز دارای تأثیر مثبت بر تجارت کشور می‌باشد. دی‌گراوی (De Grauwe, 1988) بیان می‌کند که افزایش ریسک با اثرات جانشینی و درآمدی همراه است. اثر جانشینی درصد کاهش در فعالیت‌های صادراتی به‌ازای افزایش ریسک نرخ ارز می‌باشد به‌طوری‌که موجب جانشینی فعالیت‌های صادراتی با ریسک کم به‌جای فعالیت‌های با ریسک زیاد می‌گردد. از سوی دیگر، زمانی‌که مطلوبیت انتظاری درآمدهای صادراتی با افزایش ریسک کاهش می‌یابد، اثر درآمدی موجب انتقال منابع به بخش صادرات می‌گردد. در نتیجه اگر اثر درآمدی بر اثر جانشینی غلبه کند، بی‌ثباتی نرخ ارز اثر مثبتی بر فعالیت‌های صادراتی خواهد داشت.

امروزه به‌دلیل تغییر و تحولات عمیق در نظام‌های ارزی، متغیر نرخ ارز بیش از گذشته به‌عنوان عامل مهم برای سیاست‌گذاری اقتصادی می‌باشد، به‌خصوص زمانی‌که سیاست‌های مربوط به نرخ ارز تأثیر بسزایی بر متغیرهای کلان و بخش‌های مختلف اقتصاد خواهد داشت. بخش کشاورزی نیز چون یکی از بخش‌های عمده و مولد اقتصاد کشور بوده که حجم بالایی از تولید ملی را به‌خود اختصاص داده، از این اثرات بی‌بهره نبوده است، زیرا این سیاست‌ها تغییر در واردات و صادرات را به دنبال دارد (کرمی و زیبایی، ۱۳۸۷).

1. Adjustable Pegged Exchange Rate System
2. Floating Exchange Rate Regime

نمودار ۱ روند بی‌ثباتی نرخ مبادلاتی ریال ایران در برابر پول رایج چهار شریک تجاری انگلیس، امارات متحده عربی، عربستان سعودی و کانادا را نشان می‌دهد. این چهار کشور، با توجه به ارزش بالای واردات (صادرات) محصولات کشاورزی از (به) آنان انتخاب شده‌اند. با توجه به روند تغییرات نرخ ارز، ریال ایران در برابر ریال سعودی و درهم امارات دارای ثبات تقریبی در فاصله زمانی ۲۰۰۰–۲۰۱۰ می‌باشد، اما نوسانات آن در برابر دلار کانادا و پوند انگلیس در همان دوره زمانی قابل توجه بوده است. این مشاهدات بررسی تأثیرپذیری تجارت محصولات کشاورزی ایران را نسبت به بی‌ثباتی نرخ مبادلاتی جالب نموده است.



نمودار ۱. بی‌ثباتی نرخ ارز ایران در برابر چهار شریک تجاری

در سال‌های اخیر مطالعات متعددی به بررسی تأثیر بی‌ثباتی و شدت نوسانات نرخ ارز حقیقی بر تجارت محصولات کشاورزی پرداختند که نتایج برخی از آن‌ها در ادامه آورده شده است.

کرمی و زیبایی (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی با استفاده از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی برای

دو محصول خرما و پسته پرداختند. در این مطالعه صادرات پسته به سه کشور آلمان، انگلیس و ایتالیا و صادرات محصول خرما به سه کشور آلمان، انگلیس و ترکیه مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نشان می‌دهد که نوسان‌پذیری نرخ ارز دارای اثرات متفاوتی بر روی میزان صادرات محصولات ذکر شده به کشورهای مختلف می‌باشد لذا در این رابطه توجه به کشور هدف ضروری به‌نظر می‌رسد.

احسانی و همکاران (۱۳۸۸) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز موزون واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران طی سال‌های ۱۳۸۳- ۱۳۳۸ را با دو تکنیک یوهانسن- جوسیلیوس و خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی مورد بررسی قرار دادند. بر اساس یافته‌های تحقیق، اثر مثبت نرخ ارز و اثر منفی بی‌ثباتی آن بر صادرات غیرنفتی مورد تأیید قرار گرفته است.

اصغرپور و همکاران (۱۳۹۱) به ارزیابی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر صادرات بخش کشاورزی در ایران طی دوره ۱۹۷۴- ۲۰۰۷ پرداخته‌اند. رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده[1] برآورد گردیده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای واردات محصولات کشاورزی و درجه باز بودن تجاری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات بخش کشاورزی داشته و اثر متغیرهای رابطه مبادله و بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر این متغیر منفی و معنی‌دار بوده است.

فوگاراسی (Fogarasi, 2010) در مطالعه خود با داده‌های تلفیقی کشور رومانی طی دوره ۱۹۹۹- ۲۰۰۸ به بررسی بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر صادرات محصولات کشاورزی پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داد که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر صادرات کشاورزی رومانی (به شرکای تجاریش در اروپای شرقی) داشته به‌طوری‌که ۱۰ درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز منجر به ۵ درصد کاهش در صادرات کشاورزی این کشور شده است.

1. Full Modified Ordinary Least Square

هال و همکاران (Hall et al., 2010) طی مطالعه‌ای به بررسی رابطه میان بی‌ثباتی نرخ ارز و صادرات در دو گروه اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه پرداختند. این مطالعه که به‌صورت داده‌های تلفیقی می‌باشد به این نتیجه رسید که تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات تنها در گروه کشورهای در حال توسعه مصداق داشته و در اقتصادهای نوظهور به‌خاطر وجود بازارهای باز سرمایه اثر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز تا حدودی خنثی شده و تأثیر معنی‌داری بر صادرات این کشورها ندارد.

ایردیم و همکاران (Erdem et al., 2010) تأثیر سطوح نرخ ارز و بی‌ثباتی آن را در تجارت دوجانبه کشاورزی میان ترکیه و ۲۰ شریک بزرگ تجاری با استفاده از تحلیل هم‌جمعی داده‌های تلفیقی[1] برای دوره ۱۹۸۰- ۲۰۰۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق بیانگر تأثیر پایین‌تر نرخ ارز بر تجارت دوجانبه نسبت به بی‌ثباتی آن می‌باشد به‌طوری‌که نوسانات نرخ ارز حجم تجارت را در هر دو جهت کاهش داده اگرچه میزان کاهش در حجم واردات بیشتر از میزان کاهش در حجم صادرات محصولات کشاورزی بوده است.

در اکثر مطالعات انجام شده به‌دلیل وجود فرایند ریشه واحد در سری‌های مورد بررسی، کاربرد الگوهای هم‌جمعی بر الگوهای اریب هم‌زمانی، برای اجتناب از رگرسیون کاذب اولویت یافته است. بررسی مطالعات نشان می‌دهد که اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت محصولات کشاورزی در کشورهای گوناگون و با استفاده از روش‌های مختلف دارای نتایج متفاوت داشته اگرچه در بیشتر این مطالعات تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت منفی و معنی‌دار بوده است.

لذا این مقاله با هدف بررسی نقش بی‌ثباتی نرخ مبادلاتی ارز بر تجارت محصولات کشاورزی ایران با تکیه بر دو متغیر بی‌ثباتی نرخ ارز و تجارت محصولات کشاورزی انجام شده است.

1. Panel Cointegration Analysis

روش تحقیق

در برآورد اثرات نرخ ارز بر جریانات تجاری کشورها یک روش سنتی برای تخمین کشش‌های تقاضای واردات و صادرات به منظور تعیین وجود شرط مارشال-لرنر[1] وجود دارد. برای انجام چنین آزمونی باید حجم صادرات (واردات) روی قیمت‌های صادراتی (وارداتی) و درآمد خارجی (داخلی) برآورد گردد. بهمنی- اسکویی و گوسوامی (Bahmani-Oskooee and Goswami, 2004) خاطر نشان کردند که این روش در سطح دوجانبه امکان‌پذیر نیست و بیشتر مطالعات جدید روی تخمین کشش تجاری دوجانبه با استفاده مستقیم از رگرسیون ارزش صادرات و واردات روی نرخ ارز حقیقی و درآمد تمرکز دارند. با استفاده از مطالعه بهمنی- اسکویی و گوسوامی (Bahmani-Oskooee and Goswami, 2004)، معادلات بلندمدت دوجانبه واردات و صادرات محصولات کشاورزی به‌صورت ۱ و ۲ ارائه می‌شوند:

$$\ln EX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y^*_{it} + \alpha_2 \ln REXR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$\ln IM_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln REXR_{it} + u_{it} \quad (۲)$$

که در آن Ex_{it} ارزش صادرات محصولات کشاورزی ایران به شریک تجاری i، Im_{it} ارزش واردات محصولات کشاورزی ایران از شریک تجاری i، Y^*_i درآمد حقیقی شریک تجاری i، Y درآمد حقیقی ایران، $REXR_{it}$ نرخ ارز دوجانبه حقیقی بین ایران و شریک تجاری i و t بیانگر دوره زمانی می‌باشند.

بی‌ثباتی نرخ ارز به‌عنوان نقطه مقابل سطوح نرخ ارز بوده که می‌تواند برای تجارت کشاورزی‌به‌خاطر ماهیت‌ریسک‌گریزی‌آن و هزینه‌های‌تعدیل‌مطرح باشد (Kandilov, 2008)، اما چنین اثری به‌خوبی روشن نیست. به‌عنوان مثال، بی‌ثباتی نرخ ارز می‌تواند وسیله‌ای برای جبران زیان در مؤسسات اعتباری به‌کار رود (Bahmani-Oskooee and Wang, 2008).

1. Marshall-Lerner

برای تخمین بی‌ثباتی نرخ ارز روی تجارت، بهمنی- اسکویی و وانگ (Bahmani-Oskooee and Wang, 2008) الگوهای تعمیم‌یافته صادرات و واردات را ارائه داده‌اند. روابط ۱ و ۲ با اضافه کردن متغیر بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی (REXRU) به‌صورت معادلات ۳ و ۴ درآمده‌اند:

$$\ln EX_{it} = \acute{\alpha}_0 + \acute{\alpha}_1 \ln Y_{it}^{*} + \acute{\alpha}_2 \ln REXR_{it} + \acute{\alpha}_3 \ln REXRU_{it} + \acute{\varepsilon}_{it} \quad (۳)$$

$$\ln IM_{it} = \dot{\beta}_0 + \dot{\beta}_1 \ln Y_t + \dot{\beta}_2 \ln REXR_{it} + \dot{\beta}_3 \ln REXRU_{it} + \acute{u}_{it} \quad (۴)$$

که در آن REXRU بیانگر نوسان‌پذیری نرخ ارز می‌باشد که شاخص‌های متنوعی برای محاسبه آن وجود دارد ازجمله: انحراف معیار میانگین متحرک نرخ ارز، الگوی ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته، الگوی میانگین متحرک انباشته خود رگرسیون، واریانس نرخ ارز الگوی روند پیش‌بینی شده، تفاضل میانگین جینی، میانگین تفاضل مطلق بین نرخ سلف و نقدی، ضریب تغییرات میانگین متحرک نرخ ارز، روش دو مرحله‌ای بویریور و وقفه‌های توزیعی چندجمله‌ای مقدار مطلق درصد تغییر فصلی در نرخ مؤثر ارز (کرمی و زیبایی، ۱۳۸۷). به پیروی از مطالعات انجام شده،که عمدتاً از معیار انحراف معیار میانگین متحرک نرخ ارز برای تعیین نوسان‌پذیری نرخ ارز استفاده نموده‌اند، در این مطالعه نیز از همین معیار برای تعیین نوسان‌پذیری نرخ ارز استفاده شد.

علامت انتظاری $\acute{\alpha}_1$ مثبت است، یعنی رشد اقتصادی بین شرکای تجاری باعث افزایش تقاضای محصولات کشاورزی ایران می‌شود. علامت انتظاری $\dot{\beta}_1$ نیز مثبت است، یعنی اگر درآمد ایران افزایش یابد تقاضا برای محصولات کشاورزی شرکای تجاری زیاد می‌شود؛ اگرچه مگی (Magee, 1973) بر تأثیر منفی رشد اقتصادی (افزایش تولید سریع‌تر از مصرف) بر تقاضای واردات تأکید دارد. همچنین انتظار می‌رود که کاهش ارزش ریال ایران در برابر پول رایج شرکای تجاری با افزایش صادرات محصولات کشاورزی و کاهش واردات آن همراه باشد. بنابراین می‌بایست $\acute{\alpha}_2$ مثبت و $\dot{\beta}_2$ منفی باشد. درنهایت، اثر بی‌ثباتی نرخ ارز موضوعی مبهم و پیچیده است. بنابراین علامت $\acute{\alpha}_3$ و $\dot{\beta}_3$ می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

با توجه به اینکه داده‌های مورد بررسی تلفیقی می‌باشند، مطابق شکل ۱، برای تخمین یک الگو داده‌های تلفیقی می‌بایست گام‌های زیر طی شود.

شکل ۱. فرایند الگوسازی داده‌های تلفیقی

برای بررسی اینکه آیا داده‌های مورد بررسی قابلیت تلفیق دارند یا خیر از آزمون چاو[1] با فرضیه صفر یکسان بودن ضرایب شیب استفاده گردید. آماره آزمون چاو به‌صورت رابطه ۵ تعریف می‌گردد. اگر آزمون F معنی‌دار شود، فرضیه صفر رد شده و داده‌ها قابلیت تلفیق ندارند و باید از روش سلسله مراتبی[2] استفاده نمود. اما اگر آماره آزمون معنی‌دار نشود، نمی‌توان فرضیه صفر را رد نمود و می‌بایست از روش دادهای تلفیقی استفاده شود (Park, 2011).

1. Chow
2. Hierarchical Linear Model

$$F[(n-1)(k+1), n(T-K-1)] = \frac{(e'e - \sum e_i'e_i)/(n-1)(k+1)}{\sum e_i'e_i/n(T-k-1)} \quad (۵)$$

که در آن n تعداد کشورها، T تعداد سال‌ها، k تعداد متغیرهای الگو و e جمله پسماند است.

برای انتخاب روش تخمین می‌بایست ایستایی متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گیرند. برای‌این منظور از سه‌آزمون ریشه‌واحد داده‌های‌تلفیقی، لوین‌و همکاران(Levin et al.,2002). ایم و همکاران (Im et al., 2003) و بریتونگ (Breitung, 2000) که به‌ترتیب به‌صورت LLC، IPS و Breitung نشان داده می‌شوند، با فرضیه صفر وجود ریشه واحد استفاده شده است. درحالی‌که Breitung و LLC دارای فرضیه صفر، فرایند ریشه واحد مشترک در بین واحدهای مقطعی هستند و IPS دارای فرضیه صفر، فرآیند ریشه واحد انفرادی در بین واحدهای مقطعی می‌باشد.

به‌منظور بررسی اریب هم‌زمانی در الگو از آزمون هاسمن[1] با فرضیه صفر $E(U_t,X_t)=0$ برای هر یک از کشورهای مورد مطالعه استفاده شده است. آماره آزمون هاسمن به‌صورت رابطه ۶ می‌باشد که دارای توزیع χ^2 با k درجه آزادی می‌باشد. اگر آماره آزمون معنی‌دار شود، فرضیه صفر رد شده و اریب هم‌زمانی وجود دارد. در غیر این‌صورت دلیلی برای رد این فرضیه وجود ندارد (Baltagi, 2008).

$$m = \hat{q}'(var_{\hat{q}})^{-1}\hat{q} \quad (۶)$$

که در آن m آماره آزمون هاسمن و $\hat{q}$ تفاضل برآوردگر حداقل مربعات معمولی از برآوردگر حداقل مربعات دو مرحله‌ای بوده و واریانس آن به‌صورت تفاضل واریانس برآوردگر حداقل مربعات معمولی از واریانس برآوردگر حداقل مربعات دو مرحله‌ای می‌باشد.

برای آزمون اثرات ثابت در برابر تخمین حداقل مربعات معمولی (OLS) از آزمون F با فرضیه صفر یکسان بودن ضریب عرض از مبدأ استفاده شده است. آماره آزمون اثرات ثابت به

1. Hausman

صورت رابطه ۷ می‌باشد. اگر آماره F معنی‌دار شود، فرضیه صفر رد شده و روش اثرات ثابت در مقابل روش حداقل مربعات معمولی پذیرفته می‌شود (Park, 2011).

$$F(n-1,nT-n-k)=\frac{(\acute{e}e_{pooled}-\acute{e}e_{LSDV})/n-1}{(\acute{e}e_{LSDV})/(nT-n-k)}=\frac{(R^2_{LSDV}-R^2_{pooled})/n-1}{(1-R^2_{LSDV})/(nT-n-k)} \quad (۷)$$

که در آن n تعداد کشورها، T تعداد سال‌ها، k تعداد متغیرهای الگو، e جمله پسماند و R^2 ضریب تعیین است.

برای آزمون اثرات تصادفی در برابر تخمین حداقل مربعات معمولی (OLS) از آزمون ضریب لاگرانژ بروچ- پاگان[1] با فرضیه صفر برابر صفر بودن واریانس جمله خطا، استفاده شده است. آماره آزمون اثرات تصادفی به صورت رابطه ۸ می‌باشد. اگر آماره آزمون معنی‌دار شود، فرضیه صفر رد شده و روش اثرات تصادفی در مقابل روش حداقل مربعات معمولی پذیرفته می‌شود (Park, 2011).

$$LM_u=\frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum(\sum e_{it})^2}{\sum\sum e_{it}^2}-1\right]^2=\frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum(T\bar{e}_{i\cdot})^2}{\sum\sum {e_{it}}^2}-1\right]^2\sim\chi^2(1) \quad (۸)$$

که در آن LM ضریب لاگرانژ، n تعداد کشورها، T تعداد سال‌ها و e جمله پسماند است.

در نهایت، انتخاب روش اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی با استفاده از آزمون هاسمن صورت می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون، که ناهمبستگی بین متغیرهای توضیحی و ناهمگنی غیر قابل مشاهده است، بیانگر مناسب بودن روش اثرات تصادفی می‌باشد.

داده‌ها و اطلاعات

در این مطالعه از اطلاعات تجاری و نرخ ارز حقیقی دوجانبه برای برآورد معادلات صادرات و واردات محصولات کشاورزی بین ایران و چهار شریک تجاری انگلیس، امارات

1. Breusch-Pagan LM test

متحده عربی، عربستان سعودی و کانادا برای دوره ۲۰۰۰–۲۰۱۰ استفاده شده است. تعریف متغیرها و منابع اطلاعاتی به‌شرح زیر است:

صادرات محصولات کشاورزی ایران (ln EX) و واردات آن (ln IM) با لگاریتم ارزش تجاری برحسب دلار آمریکا محاسبه شده است. اطلاعات از سازمان خواربار جهانی گرفته شده است.

درآمد حقیقی ایران و شرکای تجاری ($\ln Y$ و $\ln Y^*$) با لگاریتم شاخص GDP محاسبه شده و داده‌های آن از بانک جهانی استخراج شده است.

نرخ ارز حقیقی دوجانبه بین ریال ایران و ارز رایج کشورها (REXR) از لگاریتم $(P_j^* E_j)/P$ محاسبه شده، P_j^* شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشور شریک تجاری (CPI)، P بیانگر CPI برای ایران و E_j نرخ ارز اسمی دوجانبه از تعداد ریال ایران به ازای هر واحد ارز کشور شریک تجاری است. هر نوع افزایش در نرخ ارز حقیقی دوجانبه باعث کاهش ارزش ریال ایران می‌شود. این اطلاعات از بانک مرکزی ایران گرفته شده است.

بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی (REXRU) که با معیار انحراف معیار میانگین متحرک نرخ ارز محاسبه شده است، به‌صورت رابطه ۹ تعریف می‌گردد.

$$REXRU_t = \left[\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{n}(\log REXR_{t+i-1} - \log REXR_{t+i-2})^2\right]^{1/2} \quad (۹)$$

که در رابطه بالا m مرتبه میانگین متحرک می‌باشد (کرمی و زیبایی، ۱۳۸۷).

به‌منظور انجام آزمون‌های‌لازم و برآورد الگو از دو بسته‌نرم‌افزاری Eviews 7 و Stata12 استفاده شده است.

نتایج و بحث

قبل از برآورد الگوهای واردات و صادرات محصولات کشاورزی ایران باید تعدادی عملیات مرحله به مرحله طبق شکل ۲، برای تشخیص الگوی مناسب تخمین داده‌های تلفیقی

انجام گیرد که در ادامه نتایج آن عملیات بیان شده است. در ابتدا نتایج آزمون قابلیت تلفیق برای دو الگوی صادرات و واردات محصولات کشاورزی در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون چاو برای الگوهای صادرات و واردات محصولات کشاورزی

الگو	آماره F برای آزمون قابلیت تلفیق	
	برآورد سری زمانی	برآورد مقطع عرضی
الگوی صادرات محصولات کشاورزی	۰/۸۷۰۹	۰/۲۵۵۶
الگوی واردات محصولات کشاورزی	۰/۳۵۸۸	۰/۲۲۹۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد، آماره $F(15,24)$ محاسباتی معنی‌دار نبوده و بنابراین نمی‌توان فرضیه یکسان بودن ضرایب را رد نمود و ناهمگنی غیر قابل مشاهده در داده‌ها وجود داشته که برای کنترل آن، الگو با استفاده از داده‌های تلفیقی توصیه می‌گردد. در ادامه نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای الگو در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد الگوی داده‌های تلفیقی

متغیر	LLC	Breitung	IPS
لگاریتم ارزش صادرات محصولات کشاورزی	-۵/۱۸۹۴***	-۲/۴۰۲۳***	-۱/۷۶۴۸**
لگاریتم ارزش واردات محصولات کشاورزی	-۲۴/۸۶۹۱***	-۲/۷۶۵۵***	-۶/۲۱۵۶***
لگاریتم درآمد ملی داخلی	-۷/۰۳۶۹***	-۱/۹۴۵۶**	-۱/۴۴۶۹*
لگاریتم درآمد ملی شریک تجاری	-۲/۶۸۹۰***	-۰/۵۱۸۷	-۱/۳۱۳۸*
لگاریتم نرخ ارز حقیقی	-۵۷/۴۸۴۰***	-۱/۰۸۲۴	-۱۱/۲۷۱۲***
لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی	-۹/۷۴۷۷***	-۱/۵۸۰۹**	-۶/۹۵۱۳***

مأخذ: یافته‌های تحقیق *، **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که آماره‌های آزمون وجود ریشه واحد بر اساس LLC معنی‌دار بوده و با رد فرضیه صفر، ایستایی تمام سری‌ها حاصل می‌گردد. همچنین بر اساس آزمون IPS، فرضیه صفر برای تمام متغیرهای الگو رد شده است که بیانگر ایستایی حداقل یکی از واحدهای مقطعی در طول زمان است.

در مرحله سوم آزمون اریب هم‌زمانی برای الگوهای صادرات و واردات به تفکیک کشورهای مختلف صورت گرفته است (جدول ۳). نتایج نشان می‌دهد که آماره m محاسباتی، از میزان آماره χ^2 جدول با ۳ درجه آزادی در سطوح احتمالی ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ کمتر بوده و بنابراین دلیلی برای رد فرضیه صفر وجود ندارد و اریب هم‌زمانی در الگوهای صادرات و واردات محصولات کشاورزی در مطالعه حاضر دیده نمی‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون اریب هم‌زمانی برای الگوهای صادرات و واردات

	آماره m برای آزمون هم‌زمانی
الگوی صادرات محصولات کشاورزی	
صادرات به کشور انگلیس	۶/۲۸۷۰
صادرات به کشور امارات متحده عربی	۰/۸۶۸۵
صادرات به کشور عربستان سعودی	۳/۶۰۲۷
صادرات به کشور کانادا	۰/۲۲۶۵
الگوی واردات محصولات کشاورزی	
واردات از کشور انگلیس	۲/۱۶۹۴
واردات از کشور امارات متحده عربی	۴/۳۵۰۳
واردات از کشور عربستان سعودی	۱/۷۹۴۵
واردات از کشور کانادا	۶/۰۶۰۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بررسی اثرات ثابت الگوهای صادرات و واردات، نتایج آزمون F(3,35) در جدول ۴ آمده است. معنی‌داری آماره F در جدول ۴ نشان می‌دهد که با رد فرضیه صفر یکسان بودن ضریب عرض از مبدأ، الگوی اثرات ثابت در برابر حداقل مربعات معمولی پذیرفته می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون اثرات ثابت الگوهای صادرات و واردات محصولات کشاورزی

	آماره F برای آزمون اثرات ثابت
الگوی صادرات محصولات کشاورزی	۲۵۴/۱۴۰***
الگوی واردات محصولات کشاورزی	۲۶۷/۷۲۰***

مأخذ: یافته‌های تحقیق *** معنی‌داری در سطح ۱٪

نتایج آزمون ضریب لاگرانژ برای بررسی اثرات تصادفی در جدول ۵ آورده شده است. معنی‌داری آماره آزمون در جدول ۵ نشان می‌دهد که با رد فرضیه صفر الگوی اثرات تصادفی در برابر حداقل مربعات معمولی پذیرفته می‌شود.

جدول ۵. نتایج آزمون اثرات تصادفی الگوهای صادرات و واردات محصولات کشاورزی

	آماره LM برای آزمون اثرات تصادفی
الگوی صادرات محصولات کشاورزی	۱۲۰/۵۳۰۰***
الگوی واردات محصولات کشاورزی	۱۹۳/۲۷۰۰***

مأخذ: یافته‌های تحقیق *** معنی‌داری در سطح ۱٪

در ادامه نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب الگوی برآوردی در جدول ۶ آورده شده است. معنی‌داری آماره کای دو نشان می‌دهد که با رد فرضیه صفر مبنی بر وجود الگوی اثرات تصادفی، الگوی اثرات ثابت برای برآورد تابع مناسب صادرات و واردات محصولات کشاورزی پذیرفته شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون هاسمن برای الگوهای صادرات و واردات محصولات کشاورزی

	آماره χ^2 برای آزمون هاسمن
الگوی صادرات محصولات کشاورزی	۱۱۶/۴۶۱۸***
الگوی واردات محصولات کشاورزی	۱۹۲/۳۷۳۶***

مأخذ: یافته‌های تحقیق *** معنی‌داری در سطح ۱٪

در نهایت نتایج برآورد الگوی اثرات ثابت داده‌های تلفیقی برای معادلات تجارت محصولات کشاورزی در جدول ۷ گزارش شده است. برای الگوی صادرات ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی مثبت و معنی‌دار است. همچنین ضریب این متغیر برای الگوی واردات مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد کاهش ارزش ریال ایران در برابر پول رایج چهار شریک تجاری علی‌رغم افزایش صادرات باعث افزایش واردات محصولات کشاورزی نیز می‌شود.

جدول ۷. نتایج برآورد الگوی اثرات ثابت داده‌های تلفیقی برای معادلات تجارت محصولات کشاورزی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد
الگوی صادرات محصولات کشاورزی ایران		
عرض از مبدا	-۱۲/۷۹۴۳***	۳/۷۳۸۳
لگاریتم درآمد ملی شریک تجاری	۰/۸۳۳۳***	۰/۱۴۳۱
لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۱۲۸۳**	۰/۰۵۷۳
لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی	-۰/۰۴۵۲***	۰/۰۱۸۲
الگوی واردات محصولات کشاورزی ایران		
عرض از مبدا	-۵/۶۴۹۸	۵/۸۶۶۰
لگاریتم درآمد ملی داخلی	۰/۵۶۵۶**	۰/۲۴۰۲
لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۳۹۰۳***	۰/۱۴۰۱
لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی	-۰/۱۰۵۳**	۰/۰۴۳۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق ** و *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطوح ۵٪ و ۱٪

ضرایب این معادلات بیانگر کشش می‌باشد. مقایسه ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی در دو معادله صادرات و واردات محصولات کشاورزی حاکی از کشش نرخ ارز برای واردات محصولات کشاورزی در برابر کشش نرخ ارز در معادله صادرات محصولات

کشاورزی می‌باشد. بدین ترتیب، تراز تجاری محصولات کشاورزی ایران در برابر چهار کشور انگلیس، امارات متحده عربی، عربستان سعودی و کانادا با افزایش نرخ ارز وخیم‌تر می‌شود.

نتایج جدول ۷ همچنین نشان می‌دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی دارای تأثیر منفی و معنی‌دار در صادرات محصولات کشاورزی می‌باشد. برای معادله واردات محصولات کشاورزی، یک درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی منجر به حدود ۱۰ درصد کاهش در ارزش واردات محصولات کشاورزی خواهد شد. ازآنجاکه حساسیت واردات محصولات کشاورزی در برابر بی‌ثباتی نرخ ارز بزرگ‌تر از کشش بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی در معادله صادرات محصولات کشاورزی می‌باشد، افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی قادر به بهبود تراز تجاری محصولات کشاورزی ایران است. بنابراین سیاست‌های طراحی شده برای بهبود تراز تجاری کشاورزی ایران از طریق کاهش ارزش ریال آن، به احتمال زیاد در بلندمدت دارای تأثیرگذاری مناسب نبوده و این بی‌ثباتی نرخ ارز است که باعث بهبود در تراز تجاری کشاورزی ایران شده چون با کاهش بیشتر در ارزش واردات در مقایسه با صادرات همراه است.

کشش‌های درآمدی تجارت محصولات کشاورزی ایران نشان می‌دهد که در معادله صادرات محصولات کشاورزی، درآمد ملی شریک تجاری دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات محصولات کشاورزی ایران است. برای معادله واردات محصولات کشاورزی، ضریب متغیر لگاریتم درآمد ملی ایران مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد با افزایش درآمد ملی داخلی، تقاضای واردات محصولات کشاورزی از چهار شریک تجاری افزایش می‌یابد. یک درصد افزایش در درآمد ملی خارجی (داخلی) باعث افزایش ۸۳ (۵۶) درصدی ارزش صادرات (واردات) محصولات کشاورزی ایران می‌گردد.

جمع‌بندی و پیشنهادها

این مطالعه با هدف بررسی تأثیر متغیرهای اصلی اقتصاد کلان (نرخ ارز، بی‌ثباتی نرخ ارز و درآمد) بر تجارت دوجانبه محصولات کشاورزی بین ایران و چهار شریک تجاری

(انگلیس، امارات متحده عربی، عربستان سعودی و کانادا)، برای داده‌های سالانه در دوره ۲۰۰۰- ۲۰۱۰، انجام شد. نتایج آزمون‌های داده‌های تلفیقی مؤید برآورد الگو با استفاده از تحلیل اثرات ثابت (fixed effect) می‌باشد.

نتایج برآورد الگوهای صادرات و واردات نشان می‌دهد که اولاً بی‌ثباتی نرخ ارز نسبت به سطوح نرخ ارز تأثیر معنی‌دارتری بر حجم صادرات دارد در حالی‌که برای واردات محصولات کشاورزی سطوح نرخ ارز دارای اثر قوی‌تر می‌باشند. ثانیاً بی‌ثباتی نرخ ارز باعث کاهش حجم تجارت در هر دو جهت شده، اما دارای تأثیر بزرگ‌تر بر حجم واردات نسبت به حجم صادرات است. ثانیاً رشد درآمد ایران باعث افزایش حجم واردات محصولات کشاورزی به کشور شده درحالی‌که رشد درآمد شرکای تجاری افزایش حجم صادرات محصولات کشاورزی از ایران را درپی داشته است.

این یافته‌ها راهنمایی برای درک موضوعات اخیر در تجارت کشاورزی اقتصاد کلان ایران است. نتایج نشان می‌دهد که با گذشت زمان، بهبود تراز تجاری به‌مقدار زیاد با درآمد و بی‌ثباتی نرخ ارز همگام شود تا اینکه از طریق سطوح نرخ ارز تحقق یابد به‌طوری‌که افزایش نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش تراز تجاری کشور شده و بنابراین تقویت ارزش ریال ایران در برابر پول رایج شرکای تجاری توصیه می‌گردد. همچنین با توجه به تأثیر مثبت نوسانات نرخ ارز حقیقی و درآمد بر تراز تجاری کشور می‌توان از آنان به عنوان فرصتی برای بهبود تراز تجاری استفاده نمود.

منابع

احسانی، م.ع.، خانعلی‌پور، ا. و عباسی، ج. ۱۳۸۸. اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران. *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، ۹(۱): ۱۳-۳۴.

اصغرپور، ح.، محمدپور، س.، رضازاده، ع. و جهانگیری، خ. ۱۳۹۱. بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی ایران. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۴(۱): ۱۲۱-۱۳۷.

کرمی، آ. و زیبایی، م. ۱۳۸۷. اثرات نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای مختلف. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، ۸(۳): ۵۹-۷۱.

هژبرکیانی، ک. و نیک‌اقبالی، س. ۱۳۷۹. بررسی اثر عدم‌تعادل نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۶: ۳۹-۵۳.

Anderson, M. and Garcia, P. 1989. Exchange rate uncertainty and the demand for U.S. soybean. *Am. J. Agric. Econ*., 71: 721–729.

Bahmani-Oskooee, M. and Goswami, G.G. 2004. Exchange rate sensitivity of Japan's bilateral trade flows. *Japan World Econ*., 16: 1–15.

Bahmani-Oskooee, M. and Harvey, H. 2006. Howsensitive are Malaysia's bilateral trade flows to depreciation*?*. *Appl. Econ*., 38: 1279–1286.

Bahmani-Oskooee, M. and Wang Y. 2008. Impact of exchange rate uncertainty on commodity trade between the US and Australia. *Aust. Econ*., 47: 235–258.

Bahmani-Oskooee, M., Goswami, G.G. and Talukdar, B.K. 2005. Exchange rate sensitivity of the Canadian bilateral inpayments and outpayments. *Econ. Model*, 22: 745–757.

Baltagi, B.H. 2008. Econometrics. Fourth Edition.

Batten, D.S. and Belongia, M.T. 1986. Monetary policy, real exchange rates and U.S. agricultural export. *Am. J. Agric. Econ*., 68: 422–427.

Bessler, D.A. and Babula, R.A. 1987. Forecasting wheat exports: Do exchange rates matter?. *J. Busi. Econ. Stat*., 5: 397–406.

Bradshaw, G.W. and Orden, D. 1990. Granger causality from the exchange rate to agricultural prices and export sales. *Western J. Agric. Econ*., 15: 100–110.

Breitung, J. 2000. The local power of some unit root tests for panel data. In: Baltagi, B.H. (Ed.), Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels., *Advances in Econometrics*, 15: 161–177.

Chambers, R.G. 1981. Interrelationships between monetary instruments and agricultural commodity trade. *Am. J. Agric. Econ*., 63: 934–941.

Chambers, R.G. and Just, R.E. 1981. Effects of exchange rate changes on U.S. agriculture: A dynamic analysis. *Am. J. Agric. Econ*., 63: 32–46.

Cho, G., Sheldon, I.M. and McCorriston, S. 2002. xchange rate uncertainty and agricultural trade. *Am. J. Agric. Econ*., 84: 931–942.

Clark, P. 1973. Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade. *Western Economic Journal*, 11(3): 302-313.

De Grauwe, P. 1988. Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. *IMF Staff Papers*, 35: 63–84.

Erdem, E., Nazlioglu, S. and Erdem, C. 2010. Exchange rate uncertainty and agricultural trade: panel cointegration analysis for Turkey. *Agricultural Economics*, 41: 537–543.

Fogarsi, J. 2010. The effect of exchange rate volatility upon foreign trade of Romanian agricultural products. Global Development Network Regional Research Competition. Project RRC8.

Gardner, B. 1981. On the power of macroeconomic linkages to explain events in U.S. agriculture. *Am. J. Agric. Econ.*, 63: 871–878.

Hall, S., Hondroyiannis, G., Swamy, P. A. V. B., Tavlas, G. and Ulan, M. 2010. Exchange-rate volatility and export performance: Do emerging market

economies resemble industrial countries or other developing countries?. *Economic Modelling*, 27: 1514–1521.

Hooper, P. and Kohlhagen, S.W. 1978. The effect of exchange rate uncertainty on international trade: A reexamination of the theory. *Southern Economic Journal*, 59(4): 641-647.

Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *J. Econometrics*, 115: 53–74.

Kandilov, I.T. 2008. The effects of exchange rate volatility on agricultural trade. *Am. J. Agric. Econ.*, 90: 1028–1043.

Levin, A., Lin, C. and Chu, C.J. 2002. Unit root rests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *J. Economet*., 108: 1– 24.

Liu, D.J., Chung, P.J. and Meyers,W.H. 1993. The impact of domestic and foreign macroeconomic variables on U.S. meat exports. *Agric. Res. Econ. Rev.*, 22: 210–221.

Magee, S.P. 1973. Currency contracts, pass-through, and devaluation. Brookings Papers Econ. *Activity*, 1: 303–325.

McCalla, A.F. 1982. Impact of macroeconomic policies upon agricultural trade and international agricultural development. *Am. J. Agric. Econ*., 64: 861–868.

Orden, D. 2002. Exchange rate effects on agricultural trade. *J. Agric. Appl. Econ*., 34: 303–312.

Park, H. M. 2011. Practical guides to panel data modeling: A step by step analysis using stata. Public Management and Policy Analysis Program

Graduate School of International Relations International University of Japan.

Schuh, G.E. 1974. The exchange rate and U.S. agriculture. *Am. J. Agric. Econ.,* 56: 1–13.

Wang, K. and Barrett, C.B. 2007. Estimating the effects of exchange rate volatility on export volumes. *J. Agric. Res. Econ.*, 32: 225–255.