

اثرات نوسان پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای مختلف

آیتاله کرمی^۱

دکتر منصور زیبایی^۲

تاریخ پذیرش: ۸۷/۲/۸

تاریخ دریافت: ۸۵/۶/۲۶

چکیده

در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر نوسان پذیری نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی در ابتدا با استفاده از معیار انحراف معیار میانگین متحرک نرخ ارز (MASD) نوسان پذیری نرخ ارز تعیین گردید. سپس به منظور بررسی عرضه صادرات پسته و خرما به روش خود بازگشتی با وقفه توزیع شده (ARDL) که یکی از روشهای تحلیل همجمعی است، به کار گرفته شد. آمارهای مورد بررسی نشان داد که ایران به عنوان مهمترین تولیدکننده پسته در جهان، بیش از ۶۰ درصد پسته دنیا را تولید می کند. در این مطالعه به بررسی رابطه صادرات پسته به سه کشور آلمان، انگلیس و ایتالیا پرداخته شده است. خرما نیز از محصولات مهم باغی و استراتژیک ایران می باشد. واردکنندگان عمده خرما از ایران کشورهای آلمان، انگلستان، امارات متحده عربی و ترکیه می باشند. لذا تابع عرضه صادرات خرما از ایران به سه کشور آلمان، انگلیس و ترکیه مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از بررسی تأثیر نوسان پذیری نشان می دهد که نوسان پذیری نرخ ارز، دارای اثرات متفاوتی بر روی میزان صادرات محصولات ذکر شده به کشورهای مختلف می باشد، لذا در رابطه با سیاستهای تجاری محصولات کشاورزی به کشورهای مختلف، می باید به تأثیر نوسان پذیری نرخ ارز در رابطه با کشور هدف، توجه خاص داشت.

واژگان کلیدی: نوسان پذیری نرخ ارز، صادرات، ایران.

طبقه بندی JEL : F10, F31

۱ دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز aiatkarami@yahoo.com

۲ استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز zibaei@shirazu.ac.ir

مقدمه

رابطه برابری پول ملی و یا ارزش پول ملی در مقابل پولهای بیگانه (اسعار) را نرخ ارز^۱ می‌گویند. نرخ واقعی ارز بدون شک از شاخصهای اساسی و بنیادی در تعیین درجه رقابت بین‌المللی و تبیین وضعیت داخلی اقتصاد آن کشور به شمار می‌رود. آشفتگی و نوسان در عملکرد این شاخص، از یک طرف مبین عدم تعادل در اقتصاد و از سوی دیگر، علت بی‌ثباتی بیشتر محسوب می‌شود. مطالعات به عمل آمده در کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که تغییرات تعدیل شده در متغیرهای ساختاری به همراه سیاستهای ناسازگار پولی و مالی دولت‌ها موجب بروز فاصله بین نرخ ارز واقعی تحقق یافته از مقادیر تعادلی آن می‌گردد. امروزه به دلیل تغییر و تحولات عمیق در نظامهای ارزی، متغیر نرخ ارز بیش از گذشته به عنوان عامل کلیدی و مهم در سیاستگذاری اقتصادی خودنمایی می‌کند بخصوص زمانی که اثرگذاری و اثرپذیری نوسانات آن بر تورم از مباحث رایج اقتصادی شده و اثر و تغییرات نرخ ارز بر تورم تا حدی منعکس کننده این تغییرات بر انتظارات تورمی است. سیاستهای مربوط به نرخ ارز تأثیر بسزایی بر متغیرهای کلان و بخشهای مختلف اقتصاد خواهد داشت. در خصوص رابطه بخش کشاورزی نیز به منزله یکی از بخشهای عمده و مولد اقتصاد کشور که حجم بالایی از اشتغال و تولید ملی را به خود اختصاص داده است، بررسی‌ها نشان می‌دهد که از این اثرات بی‌بهره نخواهد بود، زیرا این سیاستها، تغییر در واردات نهایی بخش، تغییر در واردات کالاهای سرمایه‌ای یا واسطه‌ای و نیز صادرات را به دنبال خواهد داشت (نفری، ۱۳۸۱، یآوری، ۱۳۸۱ و صباغ کرمانی و همکار، ۱۳۸۴).

وارد شدن بحث سیستم نرخ ارز انعطاف‌پذیر در سال ۱۹۷۳ یک نوسان‌پذیری و عدم حتمیت را در مورد نرخ ارز ایجاد کرد. این مسأله به عنوان یک بحث در میان سیاستگذاران و محققان درباره تأثیر نرخ ارز بر روی جریان تجاری مطرح شد. به هر حال، هم مطالعات تئوریک و هم تجربی، اختلاف نتایج در مورد رابطه بین تغییرات نرخ ارز و جریان تجاری بین‌المللی ایجاد کرد. اگرچه در اغلب مدل‌های تجارت نتیجه گیری شده است که نوسان‌پذیری نرخ ارز منجر به افزایش ریسک و عدم قطعیت شده و بنابراین مانع جریان تجاری می‌گردد، ولی برخی مطالعات مانند مطالعه مک کینزی، پیشنهادات دیگری را مطرح نموده‌اند که عمده این مطالعات در خصوص کشورهای توسعه یافته بوده و مطالعات محدودی در خصوص کشورهای در حال توسعه - به دلیل محدودیت داده‌های سری زمانی - صورت گرفته است (Mckenzie, 1999).

در خصوص اینکه نوسان‌پذیری نرخ ارز، عملکرد اقتصادی را به چه صورت تحت تأثیر قرار می‌دهد، دو رشته تئوری اقتصادی وجود دارد. یک رشته از این تئوری‌ها با بررسی اینکه چگونه

1. Exchange rate

اقتصاد داخلی نسبت به شوک های پولی داخلی و خارجی تحت رژیم های مختلف نرخ ارز واکنش نشان می دهد و گروه دوم تئوری ها به بررسی اینکه چگونه نوسان پذیری نرخ ارز، تحت رژیم نرخ ارز، انعطاف پذیری تجارت بین المللی را تحت تأثیر قرار می دهد. به طور کلی تأثیر رژیم نرخ ارز بر روی نوسان پذیری، وابسته به شوکی است که به یک اقتصاد داخلی وارد می شود. با توجه به این قانون کلی که نرخ ارز انعطاف پذیر، یک مانع مناسبی در مقابل شوک های واقعی خارجی است و سیستم نرخ ارز ثابت، مانع مناسبی برای شوک های داخلی منحنی LM می باشد.

مطالعات مختلفی بیان کننده این ابهامات در تئوری می باشد. آریتوتلوس و مک کنزی دریافتند که شاهد قوی برای ارتباط بین نوسان پذیری نرخ ارز و تجارت وجود ندارد (Mckenzie, 1998 and Aristotelous, 2001) کوری و لاستراپس (۱۹۸۹) و چودوری (۱۹۹۳)، شواهدی مطرح کردند مبنی بر اینکه نوسان پذیری نرخ ارز منجر به کاهش حجم تجارت بین المللی می شود. (Koray & Lastrapes, 1989 and Chowdhury, 1993) به عبارت دیگر کلین، شواهد دیگری مبنی بر اینکه نوسان پذیری نرخ ارز و تأثیر مثبتی بر روی جریان تجاری دارد (Klein, 1990).

همچنین شواهد در خصوص ارتباط بین این دو متغیر در کشورهای در حال توسعه وجود دارد. مطالعاتی از قبیل دورودیان و همکار (Caporale, Doroodian, 1994) و صمدی (۱۳۸۲) نشان دادند که یک رابطه منفی بین نوسان پذیری نرخ ارز و تجارت بین المللی وجود دارد. صندوق بین المللی پول (IMF, 1984) در خصوص روابط تجاری کشورهای مختلف دریافتند که در ۳ تابع صادرات، یک رابطه مثبت و در ۱۱ تابع، یک رابطه منفی و در ۲۸ تابع صادرات رابطه معنی داری وجود نداشت.

کوری و لاستراپس در خصوص روابط تجاری آمریکا با کشورهای انگلیس، فرانسه، آلمان، ژاپن و کانادا به این نتیجه رسیدند که در ۴۱ تابع واردات، یک رابطه مثبت، ۱۶ تابع، رابطه منفی و ۳۹ تابع، رابطه معنی داری وجود نداشته است (Koray, Lastrapes, 1989). مطالعه ورگیل در خصوص تأثیر نوسان پذیری نرخ ارز بر روی صادرات کشور ترکیه به کشورهای آلمان، فرانسه و آمریکا حاکی از وجود یک رابطه منفی بین این دو متغیر می باشد (Vergil, 2002). سیرگار و راجان در خصوص تأثیر نوسان پذیری نرخ ارز بر روی عملکرد تجاری کشور اندونزی، دریافتند که نوسان پذیری نرخ ارز یک تأثیر منفی بر صادرات و واردات این کشور داشته است (Siregar, Rajan, 2004).

در تئوری های استاندارد، که نوسان پذیری نرخ ارز ممکن است مانع افزایش حجم مبادلات تجاری بین المللی شود که خصوصاً کشورهایی که در آنها نوسان پذیری نرخ ارز، بیانگر عدم قطعیت می باشد و هزینه ای بر دوش تجار ریسک گریز خواهد بود.

علی‌رغم اختلاف نظر در خصوص رابطه بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و مبادلات تجاری، می‌توان انتظار داشت که به یکی از دلایل زیر، نوسان‌پذیری نرخ ارز بر روی جریان تجارت خارجی تأثیر داشته باشد صمدی، (۱۳۸۲، Rodrik, 2000).

- ۱- اگر تاجران ریسک‌گریز باشند، برای کاهش زیان و یا پرهیز از آن، فعالیت‌های تجاری خود را در صورت نوسان‌پذیری نرخ ارز کاهش می‌دهند.
- ۲- بی‌اطمینانی نرخ ارز می‌تواند از راه نامطمئن ساختن قیمت‌ها و سود، به طور مستقیم بر حجم تجارت اثر بگذارد.
- ۳- در صورت تداوم نوسان‌پذیری نرخ ارز طی دوره زمانی بیشتر، تولیدکنندگان داخلی به جای خرید از منابع داخلی به منابع خارجی روی می‌آورند و بنابراین حجم تجارت کاهش خواهد یافت. یا به عبارت دیگر بر اساس مطالعه صندوق بین‌المللی پول، کاهش ارزش ریال در بلندمدت آثار انقباضی و در کوتاه مدت آثار انبساطی داشته است.
- ۴- بی‌اطمینانی نرخ ارز بر حجم تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مستقیم دارد و حجم تجارت را می‌تواند کاهش دهد.

روش تحقیق

در مطالعات قبلی که به بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر روی مبادلات تجاری پرداخته‌اند، در معادلات تجاری با در نظر گرفتن نوسان‌پذیری نرخ ارز به عنوان یک متغیر توضیحی در هر معادله، برآورد صورت گرفته با استفاده از یک تابع تقاضای صادراتی سنتی - با در نظر گرفتن نوسان‌پذیری نرخ ارز را در تعادل بلندمدت تقاضای صادرات، می‌توان به صورت زیر نوشت (Chowdhury, 1993; McKenzie, 1998 & Vergil, 2000):

$$\ln X_t = \lambda_0 + \lambda_1 \ln y_t^f + \lambda_2 \ln P_t + \lambda_3 \ln V_t + u_t \quad (1)$$

که X_t ارزش واقعی صادرات در زمان t ، y_t^f نشان دهنده GDP کشور خارجی در زمان t ، P_t نشان دهنده نرخ واقعی ارز دو طرفه در زمان t و V_t نوسان‌پذیری نرخ ارز در زمان t می‌باشد. انتظار این است که افزایش در GDP واقعی دو کشور مشترک تجاری منجر به افزایش حجم صادرات دو کشور شود. در واقع، تنزل نرخ واقعی ارز ممکن است منجر به افزایش صادرات در نتیجه اثر قیمت‌های نسبی شود؛ همان‌گونه که در قسمت مقدمه ذکر شد رابطه بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و صادرات واقعی مبهم می‌باشد. بنابراین انتظار این است که λ_1 و λ_2 کوچکتر یا بزرگتر از صفر باشد. بنابراین مطالعه حاضر عمدتاً بر روی ضریب λ_3 تمرکز می‌نماید.

شاخص نوسان پذیری نرخ ارز

معیارهای متفاوتی برای محاسبه نوسان پذیری نرخ ارز پیشنهاد شده است (صمدی، ۱۳۸۲ و Rodrik, 2000) که این معیارها عبارتند از:

- ۱- انحراف معیار میانگین متحرک نرخ ارز (MASD)
 - ۲- الگوی ناهمسانی شرطی خود رگرسیونی تعمیم یافته
 - ۳- الگوی میانگین متحرک انباشته خود رگرسیون
 - ۴- واریانس نرخ ارز مدل روند پیش‌بینی شده
 - ۵- تفاضل میانگین جینی
 - ۶- میانگین تفاضل مطلق بین نرخ سلف و نقدی
 - ۷- ضریب تغییرات میانگین متحرک نرخ ارز
 - ۸- روش دو مرحله‌ای بوبریور
 - ۹- وقفه‌های توزیعی چند جمله‌ای مقدار مطلق درصد تغییر فصلی در نرخ مؤثر ارز
- از آنجایی که یک تئوری صحیح برای اندازه‌گیری تغییرات وجود ندارد، به پیروی از مطالعات انجام شده قبلی از جمله صندوق بین‌المللی پول (IMF, 1984)، لاستراپس و کوری (Koray & Lastrapes, 1989) کلین (Klein, 1990)، چودهوری (Chowdhury, 1993) سیرگار و راجان، (Siregar & Rajan, 2004) و صمدی (۱۳۸۲) که عمدتاً از معیار MASD برای تعیین نوسان پذیری نرخ ارز استفاده نموده‌اند در این مطالعه نیز از همین معیار برای تعیین نوسانات نرخ ارز استفاده شده است، که این معیار به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

که در آن vol میزان نوسان نرخ واقعی ارز، m مرتبه میانگین متحرک و ER نرخ واقعی ارز است. که نرخ واقعی ارز مطابق رابطه زیر تعیین می‌شود.

$$REAL = (NOM * CPIFR) / CPIIR \quad (3)$$

که در این رابطه $REAL$ نرخ واقعی ارز، NOM نرخ اسمی ارز، $CPIFR$ شاخص قیمت مصرف کننده کشور خارجی و $CPIIR$ شاخص قیمت مصرف کننده در ایران می باشد.

در این مطالعه به منظور بررسی عرضه صادرات محصولات کشاورزی از روش $ARDL$ خود بازگشتی با وقفه توزیع شده که یکی از روشهای تحلیل همجمعی است و به وسیله نرم افزار

1. Auto-Regressive Distributed Lag Model

Microfit4.1، استفاده شده است. تحلیل همجمعی با روش ARDL در مقایسه با تحلیل همجمعی تک معادله‌ای انگل- گرنجر (۱۹۸۷) مزایایی دارد. به عنوان مثال در روش ARDL به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها که در روش انگل - گرنجر ضروری بود، نیازی نیست. این روش برخلاف روش انگل- گرنجر توانایی تشخیص متغیرهای وابسته را دارد. مدل ARDL اجزاء بلندمدت و کوتاه‌مدت در مدل را به طور همزمان با تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرها، تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. بنابراین تخمینهای بهینه شده از روش ARDL و تحلیل همجمعی، ناریب و کارا هستند، چون آنها از مشکلاتی که ممکن است در حضور جدی همبستگی و درونزایی رخ دهد، جلوگیری می‌کنند.

مدل تعمیم یافته $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_n)$ را می‌توان به صورت زیر نوشت (پسران و پسران ۱۹۹۷ و پسران، شین ۱۹۹۸):

$$\alpha(L, P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + u_t \quad (4)$$

که α_0 ثابت، y_t متغیر وابسته و L عملگر تأخیری است؛ به طوری که:

$$L^j y_t = y_{t-j}$$

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \dots + \beta_{iq_i} L^{q_i}$$

x_{it} : آامین متغیر مستقل، $i=1, 2, \dots, k$

در بلندمدت، $y_t = y_{t-1} = \dots = y_{t-p}$ و $x_{i,t} = x_{i,t-1} = \dots = x_{i,t-q}$ ، q آامین وقفه از آامین

متغیر است. معادله بلندمدت می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + v_t \quad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1-p)}$$

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1, q)}{\alpha(1, p)} = \frac{\sum_{j=0}^q \beta_{ij}}{\alpha(1, p)} \quad v_t = \frac{u_t}{\alpha(1, p)} \quad (5)$$

مدل تصحیح خطای ARDL به صورت زیر می‌باشد:

$$\Delta y_t = \Delta \bar{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^p \bar{\alpha}_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \bar{\beta}_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \bar{\beta}_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \alpha(1, p) ECM_{t-1} + u_t$$

$$ECM_t = y_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i x_{it} \quad (6)$$

Δ : اولین تفاضل و ضرایب معادله فوق، ضرایب تخمینی از معادله (۴) هستند و α (p) سرعت تعدیل را اندازه گیری می کنند.

در برآورد ارتباط بلندمدت استفاده می شود. ابتدا وجود ارتباط بلندمدت، از یک روش دو مرحله ای و درونزایی متغیرها به وسیله تئوری از بین متغیرهای معادله (۷) پیش بینی می شود و سپس اگر در مرحله اول رابطه بلندمدت پایدار باشد، پارامترهای بلندمدت و کوتاه مدت را در مرحله دوم به وسیله معادلات ۴ و ۵ برآورد می نماییم. بنابراین ابتدا تعداد وقفه های بهینه در مدل ARDL به وسیله آماره اطلاعاتی آکائیک و شوارتز انتخاب می شود، سپس مدل انتخاب شده به روش OLS تخمین زده می شود. بنابراین تعیین رابطه بلندمدت و درونزایی، به وسیله برآورد رابطه (۷) و آزمون فرضیه $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ است که به وسیله آماره F آزمون می شود.

$$\Delta y_t = a_{0y} + \sum_{i=1}^n b_{iy} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{iy} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{iy} \Delta z_{t-i} + \gamma_{1y} y_{t-1} + \gamma_{2y} x_{t-1} + \gamma_{3y} z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

رابطه (۴) برای تعیین درونزایی سایر متغیرها نیز برآورد و فرضیه فوق آزمون می شود.

نتایج و بحث:

پسته در ایران به عنوان یک محصول عمده صادراتی همواره مورد توجه بوده است؛ چرا که بیش از ۵۰ درصد از پسته تولیدی صادر می شود. بنابراین سهم بالایی از صادرات غیر نفتی به پسته اختصاص دارد (سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ۱۳۸۰). در حال حاضر ایران به عنوان مهمترین تولیدکننده پسته در جهان، بیش از ۶۰ درصد پسته دنیا را تولید می کند. واردکنندگان عمده پسته ایران، کشورهای آلمان، فرانسه، انگلستان، ایتالیا، لوکزامبورگ، امارات متحده عربی و ژاپن هستند. در این مطالعه به بررسی رابطه صادرات این محصول با سه کشور آلمان، انگلیس و ایتالیا پرداخته شده است.

خرما نیز از محصولات باغی مهم ایران می باشد و یکی از محصولات استراتژیک برای کشور ما محسوب می شود (پناهی، ۱۳۸۱). در حدود ۹۰ درصد تولید خرمای جهان مربوط به کشورهای ایران، عربستان، مصر، عراق، پاکستان و تونس است. از میزان تولید سالانه جهانی خرما بیش از ۸۰۰ هزار تن در سال سهم ایران است که از این نظر در رتبه اول جهانی قرار دارد. سهم ایران در آسیا بالغ بر ۲۹ درصد و در جهان معادل با ۱۹ درصد است. واردکنندگان عمده خرما از ایران

کشورهای آلمان، انگلستان و امارات متحده عربی می‌باشند. لذا در این مطالعه به بررسی تابع عرضه صادرات ایران به سه کشور آلمان، انگلیس و ترکیه پرداخته شده است.

به منظور بررسی رابطه تجاری صادرات محصولات کشاورزی ایران با سایر کشورها در ابتدا متغیرهای موجود مورد بررسی آزمون ایستایی قرار گرفتند و نتایج نشان داد که برخی متغیرها مانند GDP کشورهای مورد بررسی در سطح ایستا هستند ولی متغیرهای نوسان‌پذیری نرخ ارز و نرخ ارز دو طرفه در سطح نا ایستا و با یک بار تفاضل‌گیری این متغیرها ایستا شدند. لذا در این مطالعه از مدل ARDL استفاده گردید. نتایج این بررسی بر اساس داده‌های سالهای ۸۰-۱۳۵۰ می‌باشد.

تابع عرضه صادرات پسته در قالب رگرسیون خطی با استفاده از روش ARDL مطابق رابطه ۵ برآورد گردید که نتایج مطابق جدول (۱) می‌باشد:

جدول ۱. رابطه بلندمدت تابع عرضه صادرات پسته به کشورهای مختلف

متغیر نام کالا	C	GDP ^f	P _i	V _i
آلمان	۱/۸۴ (۱/۷۳)	۱/۹۴*** (۰/۲۱)	۰/۲۳*** (۰/۱۷)	۰/۵۲ (۰/۴۵)
ایتالیا	۵/۸۶*** (۰/۹۸)	۰/۴۹*** (۰/۰۷۱)	۲/۲ (۱/۷)	۲/۰۰*** (۰/۹۸)
انگلیس	۶/۱۲*** (۱/۴۸)	۱/۱۴ (۰/۸۴)	۰/۲۸*** (۰/۰۷)	۰/۰۸*** (۰/۰۱)

** : معنی‌دار در سطح ۵٪ *** : معنی‌دار در سطح ۱٪

اعداد داخل پرانتز خطای معیار (SE) می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود در تابع عرضه صادرات پسته به آلمان متغیرهای GDP و P معنی‌دار شده، به‌گونه‌ای که علامت متغیرهای منظور شده در مدل مثبت می‌باشد. در خصوص کشور ایتالیا نیز ملاحظه می‌شود که متغیرهای V_i و GDP^f معنی‌دار بوده و دارای تأثیر مثبت می‌باشند که در خصوص نوسان‌پذیری نرخ ارز ملاحظه می‌شود که این متغیر دارای تأثیر مثبت بر صادرات این محصول به کشور ایتالیا می‌باشد. تابع عرضه صادرات پسته به کشور انگلیس نیز نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ ارز دو طرفه و نوسان‌پذیری نرخ ارز در سطح یک درصد

معنی دار بوده و مثبت می‌باشند؛ یعنی همانند کشور ایتالیا، نوسان پذیری نرخ ارز تأثیر مثبتی بر صادرات این محصول داشته است.

نتایج حاصل از برآورد مدل عرضه صادرات پسته در کوتاه مدت برای کشورهای مختلف بر اساس رابطه ۶ مطابق جدول (۲) می‌باشد.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل عرضه صادرات پسته در کوتاه مدت

کشور	dGDP	dGDP1	dP	dP ₁	dP ₂	Dv	dV ₁	ECM	R ²	D.W
آلمان	۲/۱۴*	-۱/۹۵	-۰/۵۱	-۱/۱۲**	۱/۶**	۰/۴۶*	-۰/۵۹**	-۰/۵۳** (۰/۳۵)	۰/۶۸	۲/۴۰
ایتالیا	-۰/۳۸	-۰/۲۹***	۰/۸۴**	-	-	۰/۱۱	-	-۰/۳۵* (۰/۲۴)	۰/۶۴	۲/۳۱
انگلیس	۰/۵۲	۰/۶۸**	۰/۵۴**	-	(۰/۸)	-	۰/۵	-۰/۳۱*** (۰/۱۶)	۰/۶۷	۲/۴۴

* : معنی دار در سطح ۱۰٪ ** : معنی دار در سطح ۵٪ *** : معنی دار در سطح ۱٪

اعداد داخل پرانتز خطای معیار (SE) می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود، سطح معنی‌داری رابطه فوق ۶۸٪ می‌باشد. متغیرهای تفاضل اول GDP، تفاضل دوم و سوم نرخ ارز دو جانبه و تفاضل اول و دوم نوسان پذیری نرخ ارز بر صادرات پسته به کشور آلمان اثر معنی‌داری بر عرضه صادرات پسته در کوتاه مدت داشته است. ضریب جمله تصحیح خطا نیز مطابق برآورد ۰/۵۳ و در سطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشد و این ضریب بیانگر این است که تأثیر سیاستهای اتخاذ شده در این رابطه پس از حدود دو سال مشاهده خواهد شد. در رابطه با کشور ایتالیا نیز ملاحظه می‌شود ضریب تصحیح خطا نیز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و برابر با ۰/۳۵ می‌باشد و بیانگر این است که تغییر در سیاستها باعث می‌شود که این سیاستها ۳۵ درصد از نوسانات دوره‌های قبل تعدیل خواهد شد. در ارتباط با کشور انگلیس، این ضریب معادل ۰/۳۱ می‌باشد که بیانگر این است که سرعت تعدیل در مقایسه با دو کشور دیگر کمتر است.

تابع عرضه صادرات خرما به آلمان، انگلیس و ترکیه همانند تابع عرضه صادرات به روش ARDL برآورد گردید که نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت متغیرها مطابق جدول (۳) می‌باشد.

جدول ۳. رابطه بلندمدت تابع عرضه صادرات خرما به کشورهای مختلف

کشور	GDP ^f	P	V	C
آلمان	۰/۱۳** (۰/۰۷)	۶/۸۶* (۴/۴۷)	-۱/۲۶* (۰/۷۶)	۱/۵۲ (۰/۷۴)
انگلیس	۱/۱۱*** (۰/۱۲)	-۰/۰۳ (۰/۱۷)	-۰/۷۱** (۰/۳۵)	۰/۸۳ (۰/۳۲)
ترکیه	۶/۱۲*** (۱/۵۳)	۱/۱۴*** (۰/۲۴)	۰/۱۸ (۰/۱۷)	۰/۰۸*** (۰/۰۱)

* : معنی دار در سطح ۱۰٪؛ ** : معنی دار در سطح ۵٪؛ *** : معنی دار در سطح ۱٪

اعداد داخل پرانتز خطای معیار (SE) می باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود، در خصوص تابع عرضه صادرات خرما به آلمان متغیرهای GDP، P و V هر سه در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده و علامت متغیرهای GDP و P مثبت و موافق انتظار می‌باشد؛ ولی متغیر نوسان‌پذیری نرخ ارز تأثیر منفی بر عرضه صادرات خرما به آلمان در بلندمدت داشته است. در خصوص تابع عرضه صادرات خرما به انگلیس مطابق جدول (۳)، متغیر GDP در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و دارای رابطه مثبت با صادرات خرما می‌باشد و متغیر P_t در این تابع معنی‌دار نشده است. همچنین متغیر نوسان‌پذیری نرخ ارز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده و دارای رابطه منفی با عرضه صادرات محصول خرما به کشور انگلیس می‌باشد. در خصوص تابع عرضه صادرات خرما به ترکیه نیز ملاحظه می‌شود که در این تابع متغیرهای P و GDP در سطح یک درصد معنی‌دار شده و رابطه مثبتی با صادرات محصول خرما دارند ولی متغیر نوسان‌پذیری نرخ ارز تأثیر معنی‌داری نداشته است. روابط کوتاه مدت حاصل بر اساس مدل تصحیح خطا مطابق جدول (۴) می‌باشد.

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل عرضه صادرات خرما در کوتاه مدت

کشور	DX _(t-1)	dGDP _t	dP	dP _t	dV _t	ECM	R ²	D.W
آلمان	-۰/۳۵ (۰/۳۴)	-۰/۶۸*** (۰/۲۸)	-۰/۰۷ (۰/۰۵)	-۰/۷۸ (۰/۲۲)	-۰/۷۶** (۰/۲۲)	-	-۰/۳۶ (۰/۱۳)**	۲/۸۴
انگلیس	-	۱/۶ (۱/۸۵)	-	-۰/۱۸ (۰/۲۴)	-۰/۴۱** (۰/۱۹)	-۰/۷۲ (۱/۶۱)	-۰/۶۳* (۰/۲۲)	۳/۵۱
ترکیه	-۰/۱۱ (۰/۰۲)	-	-۰/۳۴** (۰/۱۲)	-	-۰/۱۲*** (۰/۰۲)	۲/۸۳*** (۰/۳۲)	-۰/۸۴** (۰/۴۲)	۲/۰۵

* : معنی دار در سطح ۱۰٪؛ ** : معنی دار در سطح ۵٪؛ *** : معنی دار در سطح ۱٪

اعداد داخل پرانتز خطای معیار (SE) می باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۴) در تابع عرضه صادرات کوتاه مدت پسته به آلمان، متغیر GDP در تفاضل اول، متغیر P در تفاضل دوم معنی‌دار و ضریب تصحیح خطا در تابع عرضه صادرات خرما به آلمان به ۰/۲۶ می‌باشد و بیانگر آن است که در صورت وارد آمدن هرگونه شوکی بر این الگو به ترتیب ۲۶ درصد از نوسانهای موجود دوره قبل در هر سال تعدیل خواهد شد. همچنین در تابع عرضه صادرات خرما به کشور انگلیس ملاحظه می‌شود که تفاضل اول P و V معنی‌دار شده و این متغیرها نیز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشند. در مدل تصحیح خطای تابع عرضه صادرات خرما خطای تصحیح مدل برابر با ۰/۶۴ می‌باشد؛ یعنی هرگونه شوکی به این الگو ۰/۶۴ درصد از نوسانات موجود دوره‌های قبل تعدیل خواهد شد. در مدل تصحیح خطای تابع عرضه صادرات خرما به ترکیه نیز متغیرهای V، P و GDP در تفاضل اول معنی‌دار شده و خطای تصحیح مدل برابر با ۰/۸۴ می‌باشد؛ یعنی هرگونه شوکی به این الگو ۰/۸۴ درصد از نوسانات موجود دوره‌های قبل تعدیل خواهد شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

نتایج حاصل از بررسی تأثیر نوسان پذیری نرخ ارز نشان می‌دهد که این عامل دارای تأثیر متفاوتی بر میزان صادرات می‌باشد. به طوری که با حضور نوسانات نرخ ارز، صادرات ایران به کشورهای مختلف صورت پذیرفته و در عین حال میزان این صادرات به میزان قابل ملاحظه‌ای متأثر از این نوسانات بوده است. به عنوان نمونه در این تحقیق نوسان پذیری نرخ ارز بر صادرات پسته به کشورهای ایتالیا و انگلیس تأثیر مثبت داشته و بر صادرات خرما به کشورهای انگلیس و آلمان تأثیر منفی داشته است. لذا نوسان پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات مختلف و در ارتباط با کشورهای مختلف که عمدتاً طرفهای تجاری ایران می‌باشند، دارای اثرات متفاوتی می‌باشد. این اثرات، به سیاستها و قوانین تجاری و سلیق مصرف کننده در این کشورها و همچنین خدمات بازاریابی صورت گرفته بر روی محصولات مورد نظر خواهد داشت. بر این اساس توجه به این نکته اهمیت خواهد داشت که سیاستهای تجاری محصولات کشاورزی ایران به کشورهای مختلف، به گونه ای تدوین شود که به نوسانات نرخ ارز اهتمام لازم صورت پذیرد و همچنین به عوامل مختلف دیگری از قبیل طبیعت محصول، خدمات بازاریابی و تولید ناخالص داخلی کشورهای وارد کننده و سایر عوامل مؤثر بر روابط تجاری می‌باید توجه داشت.

فهرست منابع

- پناهی، م. (۱۳۸۱) نخل خرما؛ انتشارات جهاد دانشگاهی واحد صنعتی اصفهان.
- سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ۱۳۸۰.
- سالنامه آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران، سالهای مختلف، صادرات. مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی و گمرک جمهوری اسلامی ایران.
- صباغ کرمانی، م. و شقاقی شهری، و (۱۳۸۴) عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در ایران (رهیافت خودرگرسیون برداری)؛ پژوهشنامه اقتصادی، ۱۶: ۳۷-۷۶.
- صمدی، ع.ح. (۱۳۸۲) نوسان‌پذیری نرخ واقعی ارز و عرضه صادرات محصولات کشاورزی: مطالعه موردی ایران (۷۸-۱۳۶۰)؛ فصلنامه بانک و کشاورزی، ۱: ۱۷۶-۱۶۱
- عبداله‌ای، ا. (۱۳۷۹) صادرات خرما، موانع و راهکارها؛ ماهنامه علمی، تخصصی کشاورزی زیتون، ۱۴۴: ۵۲-۵۷.
- قطمیری، م. و ا. خاوری (۱۳۷۹) انحراف نرخ واقعی ارز از مقدار تعادلی و صادرات بخش کشاورزی: مورد ایران (۱۳۵۰-۱۳۷۵)؛ مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه مشهد، جلد (۲): ۶۱۴-۶۴۲.
- میرزایی، م. و ب. نجفی (۱۳۸۰) تحلیل اقتصادی بازاریابی خرما؛ مضافتی بیم با تأکید بر صادرات؛ فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲۷: ۴۷-۶۹.
- نفری، ا. (۱۳۸۱) آثار یکسان‌سازی نرخ ارز بر تجارت خارجی محصولات کشاورزی؛ مجموعه مقالات آثار یکسان‌سازی نرخ ارز بر بخش کشاورزی، ۹۱-۵۹.
- یاوری، ک. (۱۳۸۱) سیاست تک‌نرخ ارز: تجربه برخی کشورهای در حال توسعه؛ مجموعه مقالات آثار یکسان‌سازی نرخ ارز بر بخش کشاورزی، ۲۹-۲.
- Aristotelous, K. (2001). Exchange rate volatility, exchange rate regime, and trade volume: evidence from the UK-US export function (1889-1999); *Econ. Letters* 72, 87-94.
- Asseery, A., Peel, D. (1991) The effects of exchange rate volatility on exports; *Econ. Letters* 37, 173-177.
- Bahmani-Oskooee, M. & Kandil, M. (2007) Exchange Rate Fluctuations and Output in Oil-Producing Countries: The Case of Iran; IMF working paper.
- Caporale, T. & Doroodian, K. (1994) Exchange rate variability and the flow of international trade; *Econ. Letters* 46, 49-54.
- Chowdhury, A., (1993) Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error correction models; *Rev. Econ. Statist.* 75, 700-706.

- Cushman, D. (1988) US bilateral trade flows and exchange risk during the floating period; *J. Int. Econ.* 24, 317-330.
- Daly, K. (1998) Does exchange rate volatility impede the volume of Japan's bilateral trade?; *Japan World Economy* 10, 333-348.
- Dornbusch, R. (1988) *Exchange Rates and Inflation*; MIT Press, Cambridge.
- Engle, R. & Granger, C. (2000) *Long-Run Economic Relationships*; Oxford Univ. Press, New York.
- Hooper, P. Kohlhagen, S. (1978) The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volumes of international trade. *J. Int. Trade*; 8 (November), 483-511.
- Hooper, P. & Marquez, J. (1993). Exchange rates, prices, and external adjustment in the United States and Japan; International finance discussion paper, No. 456, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- International Monetary Fund (1984) *Exchange Rate Volatility and World Trade*; IMF, Washington, DC. IMF, 2000, *International Financial Statistics*. IMF, Washington, DC. CD-ROM.
- Klein, M. (1990) Sectoral effects of exchange rate volatility on United States exports *J. Int. Money Finance* 9, 299-308.
- Koray, F. & Lastrapes, W. (1989) Real exchange rate volatility and US bilateral trade: a VAR approach; *Rev. Econ. Statist.* 71, 708-712.
- Kroner, K & Lastrapes, W. (1993) The impact of exchange rate volatility on international trade: reduced form estimates using the GARCH-in mean model; *J. Int. Money Finance* 12, 298-318.
- Lastrapes, W & Koray, F. (1990) Exchange rate volatility and US multilateral trade flows; *J. Macroeconom.* 12, 341-362.
- Mckenzie, M. (1998) The impact of exchange rate volatility on Australian trade flows; *J. Int. Finan. Markets, Inst. Money* 8, 21-38.
- Mckenzie, M. (1999) The impact of exchange rate volatility on international trade flows; *J. Econ. Surveys* 13, 71-106.
- Rahmatsyah, T., Rajaguru, G. & Siregar, R. (2002) Exchange rate volatility, trade and "flexing for life" in Thailand; *Japan World Econ.* 14(4).
- Rodrik, D. (2000) Exchange rate regimes and institutional arrangements in the shadow of capital flows; *Mimeo* (September).
- Siregar, R. & Rajan, R.S. (2004) Impact of exchange rate volatility on Indonesia's trade performance in the 1990s flows; *J. Japanese Int. Economies.* 18: 218-240.
- Vergil, H. (2002) Exchange rate volatility in Turkey and its effect on trade flows; *Journal of Economic and Social Research*, 4: 83-99.