اقتصادکشاورزی و توسعه، سال سیزدهم، شماره ٤٩، بهار ١٣٨٤

اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته: کاربرد روش خود توضیح با وقفه های گسترده [1](ARDL)

دکتر جواد ترکمانی*، محمد حسن طراز کار *

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر تغییرات کوتاهمدت و درازمدت نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته ایران است. بدین منظور از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای تخمین روابط بین قیمت صادراتی پسته و سایر متغیرهای مورد مطالعه استفاده شد. داده‌های مورد نیاز از نشریه‌های مختلف بانک مرکزی برای دوره ۱۳۵۰-۷۹ جمع‌آوری گردید. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که تغییرات نرخ ارز در کوتاهمدت و درازمدت مهمترین عامل مؤثر بر قیمت صادراتی پسته است. افزون بر آن، قیمت صادراتی پسته تحت تأثیر مقدار صادرات این محصول نیز

1 . autoregressive distributed lag (ARDL)

* به ترتیب دانشیار و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

e-mail: torkamanijavad@yahoo.com e-mail: mhtarazkar@yahoo.com

قرار دارد. همچنین رابطه بین تولید داخلی و قیمت صادراتی پسته در کوتاهمدت منفی و معنیدار است.

کلید واژه‌ها:

قیمت صادراتی پسته، نرخ ارز، روش ARDL

مقدمه

تجارت جهانی روز به روز از سرعت و حجم بیشتری برخوردار می‌شود و کشورهای مختلف می‌کوشند که خود را با آهنگ رشد آن هماهنگ کنند و سهم خود را در تجارت جهانی افزایش دهند. با این حال، در ایران معمولاً زمانی به رشد و توسعه صادرات غیر نفتی، بویژه کشاورزی، توجه می‌شود که صادرات نفت خام و درآمدهای حاصل از فروش آن به گونه‌ای دچار رکود شود. به عبارت دیگر، معمولاً در شرایط بحرانی است که تلاشهایی برای رشد و توسعه صادرات غیرنفتی انجام می‌گیرد (رحیمی، ۱۳۸۰). با این حال، چشم انداز تمام شدن منابع نفتی در آینده‌ای نزدیک و وجود مشکلات ناشی از اقتصاد تک محصولی و همچنین نوسانهای غیرعادی در درآمدهای نفتی طی چند دهه گذشته ایجاب کرده است که سیاستگذاریهایی در جهت افزایش صادرات غیر نفتی، بویژه محصولات کشاورزی، انجام شود (خلیلیان و فرهادی، ۱۳۸۱).

پسته یکی از محصولات عمده صادراتی بخش کشاورزی ایران و ایران بزرگترین صادرکننده این محصول در سطح جهانی است. در این باره سهم چشمگیری از تولید، سطح زیرکشت، مقدار و ارزش صادرات جهانی به ایران اختصاص دارد (مهرابی بشرآبادی، ۱۳۸۱). با این حال، در سالهای اخیر سهم ایران از بازار جهانی پسته در حال کاهش بوده است و لذا می‌توان گفت تأثیر تغییرات نرخ ارز اهمیت ویژه‌ای در این زمینه دارد.

تأثیر تغییر در نرخ ارز بر تجارت جهانی محصولات مختلف در سالهای اخیر مورد توجه پژوهشگران مختلف قرار گرفته است (رحیمی، ۱۳۸۰). در بیشتر این مطالعات فرض غیررقابتی بودن

بازار، که بر اساس آن بنگاه صادرکننده می‌تواند در تعیین قیمت اعمال نظر کند، در نظر گرفته شده است. از این میان می‌توان به مطالعه آدوکرلا و منون اشاره کرد که در آن تأثیر تغییر در نرخ ارز بر قیمت و میزان صادرات ژاپن با استفاده از داده‌های فصلی بررسی شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که نرخ ارز یکی از عوامل مؤثر بر قیمت صادرات بوده ورابطه انتقالی‌نرخ ارز[1] ناقص است؛ چرا که تغییرات قیمت صادراتی به نسبت تغییرنرخ ارز نیست(Athukorala & Menon,1994).

وار و والمر رابطه تقاضا برای صادرات روغن نارگیل فیلیپین را بررسی کردند. هدف اصلی مطالعه آنها بررسی نحوه تأثیر فیلیپین، به عنوان بزرگترین صادر کننده روغن نارگیل، بر قیمت این محصول در سطح جهانی بود. نتایج این مطالعه نشان داد که فرضیه قیمت پذیر بودن[1] فیلیپین در زمینه صادرات روغن نارگیل صادق نیست و این کشور، به عنوان بزرگترین صادرکننده روغن نارگیل، توانسته است در تعیین قیمت آن نقش مهمی ایفا کند(War &Wollmer, 1996).

چیانگ و همکاران تأثیر کاهش نرخ برابری دلار امریکا در مقابل دلار تایوان بر قیمت صادرات این کشور را مطالعه کردند. در این تحقیق اثر تغییر نرخ ارز بر مقدار صادرات تایوان به امریکا و واردات این کشور از امریکا بررسی شد. نتایج حاصل نشان داد که اثر تغییر نرخ ارز بر قیمت صادراتی در کوتاهمدت و دراز مدت معنیدار است (Cheung & et al., 1997).

رحیمی اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات غیر نفتی و همچنین تراز تجاری ایران را برای داده‌های سالانه دوره ۱۳۴۵-۷۶ با استفاده از روش سیستمی حداقل مربعات سه مرحله‌ای بررسی کرد. نتایج بررسی نشان داد که نرخ ارز مهمترین عامل مؤثر بر قیمت صادراتی محصولات غیرنفتی بوده است (رحیمی، ۱۳۸۰).

در مطالعه حاضر، با توجه به شرایط غیررقابتی موجود در بازار صادرات پسته و اهمیت قیمت صادراتی پسته در تصمیمگیری صادرکنندگان این محصول، اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت

1.exchange rate pass-through
2. price-taker

صادراتی پسته بررسی شده است. فرضیه مطالعه آن است که ایران، به عنوان بزرگترین صادرکننده این محصول، می‌تواند در تعیین قیمت آن نقش ویژه‌ای داشته باشد.

روش تحقیق

قیمت صادراتی هر محصول، برحسب پول داخلی، تابع نرخ ارز و قیمت صادراتی آن محصول بر حسب پول خارجی است. در این باره مشخص است که با تغییر نرخ ارز ممکن است قیمت صادراتی تغییر کند. از این رو، به رابطه بین نرخ ارز و قیمت صادراتی، رابطه انتقالی نرخ ارز گفته می‌شود (Athukorala & Menon, 1994). در شرایط رقابتی منظور از رابطه انتقالی نرخ ارز تغییر قیمت صادراتی بر حسب پول داخلی، ناشی از تغییر نرخ ارز است. در حالی که در شرایط غیررقابتی این رابطه نشاندهنده تغییر قیمت صادراتی، بر حسب پول کشور مقصد، به دلیل تغییر نرخ ارز است (رحیمی، ۱۳۸۰). لذا، در صورتی‌که بنگاه صادرکننده در شرایط غیررقابتی فعالیت داشته باشد، می‌توان فرض کرد که این مؤسسه می‌تواند در تعیین قیمت نقش داشته باشد.

بنگاههای صادرکننده در واکنش به تغییر نرخ ارز، با توجه به کشش قیمتی صادرات، معمولاً درصدی از تغییرات نرخ ارز را خنثی می‌کنند و بقیه تغییرات را به قیمت صادراتی بر حسب پول خارجی انتقال می‌دهند (رحیمی، ۱۳۸۰). اگر ارزش پول ملی افزایش یابد، بنگاه صادرکننده به منظور حفظ موقعیت خود در بازار، قیمت را به گونه‌ای تعیین می کند که رقابت‌پذیری آن حفظ شود. لذا، در واکنش به تغییر نرخ ارز، به نحوی عمل می‌کنند که با کاهش سود نهایی، قیمت صادراتی را بر حسب پول خارجی کاهش دهند. کروگمن(Krugman, 1987) این سیاست قیمتی را به این دلیل که قیمت صادرات بر اساس شرایط رقابت در بازار خارج تعیین می شود، اصطلاحاً قیمتگذاری برای بازار[1] می‌نامد.

بر اساس راهبرد قیمتگذاری برای بازار، بنگاهها در بازارهای داخل و خارج سیاست تبعیض قیمت را اجرا می کنند و در نتیجه، بین قیمت در بازار داخل و خارج فاصله ایجاد می‌شود. در این باره

1. pricing to market

با افزایش (کاهش) ارزش پول ملی، قیمت صادراتی نسبت به قیمت داخلی آن کالا کمتر می‌شود (Athukorala & Menon, 1994).

با توجه به مطالب فوق، در مطالعه حاضر برای بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته از معادله قیمت صادرات که از شرط حداکثر کردن سود بنگاه انحصاری استخراج شده (Cheung & et al., 1997)، استفاده گردیده است. معادله قیمت صادراتی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Ln(EP_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(E_t) + \beta_2 \ln(X_t) + \beta_3 \ln(PR_t) \qquad (۱)$$

در این معادله EP شاخص قیمت صادراتی پسته، E نرخ واقعی ارز، X صادرات پسته و PR تولید داخلی پسته است.

رابطه ۱نشان می‌دهد که قیمت صادراتی پسته تابعی از نرخ ارز و مقدار صادرات و تولید داخلی پسته است. لذا، انتظار بر این است که علامت کشش قیمت صادرات نسبت به نرخ واقعی ارز و مقدار صادرات مثبت باشد. به منظور بررسی روابط درازمدت و کوتاهمدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌توان از روشهای همجمعی مانند روش انگل- گرنجر[1] و مدلهای تصحیح خطا مانند ساز و کار تصحیح خطا[2] (ECM) استفاده کرد. با این حال، به علت محدودیتهای موجود در استفاده از روشهای انگل- گرنجر و مدل ECM و همچنین برای اجتناب از نواقص موجود در این مدلها، از جمله وجود اریب در نمونه های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری، روشهای مناسبتری برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاهمدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این زمینه می‌توان به رهیافت ARDL اشاره کرد (H.M.Pesaran & B.Pesaran, 1997). در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها، که در روش انگل گرنجر ضروری است، نیازی نیست (یوسفی، ۱۳۷۹). همچنین این روش الگوهای درازمدت و کوتاهمدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع

1.Engle Grenger
2. error correction model

می‌کند، لذا تخمینهای روش ARDL، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، نااریب و کارا هستند (Siddiki, 2000) و به همین دلیل در مطالعه حاضر از مدل ARDL استفاده شد. همچنین برای تخمین مدلها و انجام آزمونهای مربوط نیز از بسته‌های نرم افزاری Eviews3 و Microfit 4.1 استفاده گردید. داده‌های مورد نیاز این مطالعه، برای افق زمانی ۱۳۵۰-۱۳۷۹، از منابع و نشریه‌های مختلف بانک مرکزی گردآوری شد.

مدل ARDL تعمیم یافته[1] را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + u_t\ ,\quad i=1,2,...,k \qquad (۲)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (۳)$$

بنابراین:

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

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + (\beta_{iqi}L_i^q)$$

بر این اساس، مدل پویای ARDL برای تابع قیمت صادراتی پسته به شکل زیر خواهد بود:

$$\ln EP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m}\beta_i \ln EP_{t=i} + \sum_{i=1}^{n}\varepsilon_i \ln E_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\gamma_i \ln X_{t-i} + \sum_{i=1}^{f}\mu_i \ln PR_{t-i} + \qquad (۴)$$
$$\varepsilon_0 \ln E_t + \gamma_0 \ln X_t + \mu_0 \ln PR_t + u_{1t}$$

در این تابع m، n، k و f به ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $\ln EP_t$، $\ln E_t$، $\ln X_t$ و $\ln PR_t$ است.

برای تخمین رابطه درازمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد: در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب براورد شده مربوط به وقفه های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به

1.Augmented ARDL (Developed by Pesaran and Pesaran (1997) and Pesaran and Shin (1998)).

سمت تعادل دراز مدت گرایش می یابد. لذا، برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\beta}_i} \qquad (۵)$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر[1] در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار درازمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب دراز مدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. در درازمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$EP_t = EP_{t-1} = ... = EP_{t-m}, \qquad E_t = E_{t-1} = ... = E_{t-n} \qquad (۶)$$

$$X_t = X_{t-1} = ... = X_{t-k}, \qquad PR_t = PR_{t-1} = ... = PR_{t-f}$$

لذا، رابطه درازمدت قیمت صادراتی پسته را می‌توان چنین نشان داد:

$$LnEP_t = \delta_0 + \delta_1 \ln E_t + \delta_2 \ln X_t + \delta_3 \ln PR_t + u_{2t} \qquad (۷)$$

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدلهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند (همان منبع). معادله تصحیح خطای مدلARDL رامی‌توان به صورت رابطه ۸ نوشت:

$$\Delta \ln EP_t = \Delta\hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i \Delta \ln EP_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i \Delta \ln E_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}_i \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=1}^{f} \hat{\mu}_i \Delta \ln PR_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_{3t} \qquad (۸)$$

1.Banerjee, Dolado & Mester

که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) به صورت زیر است:

$$ECT_t = \ln PE_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\varepsilon}_1 \ln E_t - \hat{\gamma}_1 \ln X_t - \hat{\mu}_1 \ln PR_t \qquad (۹)$$

که در آن Δ عملگر اولین تفاضل و $\hat{\beta}_i$، $\hat{\varepsilon}_i$، $\hat{\gamma}_i$ و $\hat{\mu}_i$ ضرایب برآورد شده از معادله۴ است. θ ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند.

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرها را می‌توان باکمک‌ضابطه‌های آکاایک[1]، شوارتز- بیزین[2] و حنان کوئین[3] تعیین کرد.

نتایج و بحث

بر اساس روابط ۲ و ۳، نتایج حاصل از برآورد مدل پویای قیمت صادراتی پسته، که در قالب رابطه ۴ ارائه شد، از طریق ضابطه شوارتز- بیزین و با در نظر گرفتن حداکثر ۳ وقفه در جدول ۱ آورده شده است.

جدول۱. نتایج حاصل از برآورد مدل پویا (1,0,0,0) **ی** ARDL

	نام متغیر	ضریب		خطای‌معیار
C	عرض از مبدأ	β_0	۰/۴۰۹	۰/۸۸۴
LEP(-1)	لگاریتم قیمت صادراتی پسته با یک وقفه	β_1	۰/۴۳۸	۰/۱۶۲**
LE	لگاریتم نرخ واقعی ارز	β_2	۰/۳۵۹	۰/۱۰۱***
LX	لگاریتم مقدار صادرات	β_3	۰/۱۴۴	۰/۰۵۷**
LPR	لگاریتم مقدار تولید داخلی	β_4	-۰/۱۴۷	۰/۰۷۹*
F= ۴۲۷/۹ (۰/۰۰)		R^2 =۰/۹۹		

مأخذ: یافته های تحقیق *و ** و*** به ترتیب نشاندهنده معنیدار بودن در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

1. Akaike information criterion
2. Schwarts Bayesian criterion
3. Hannan- Quinn criterion

با استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL، که در جدول ۱ آورده شده است، وجود ارتباط درازمدت بین متغیرها آزمون شد. برای این منظور، با توجه به رابطه ۵، آماره مورد نیاز برابر با ۳/۴۷- محاسبه گردید. لذا، با مقایسه مقدار محاسباتی (۳/۴۷-) و کمیت بحرانی ارائه شدهٔ بنرجی، دولادو و مستر (نوفرستی، ۱۳۷۸) در سطح ۹۰ درصد (۳/۴۵-)، فرضیه صفر در مدل رد می‌شود و یک رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو ایجاد می‌گردد. نتایج حاصل از براورد رابطه درازمدت معادله قیمت صادراتی بر اساس رابطه ۶، که در قالب رابطه ۷ ارائه شد، در جدول ۲ آورده شده است.

جدول۲. نتایج حاصل از براورد رابطه دراز مدت مدل ARDL (1,0,0,0)

	نام متغیر		ضریب	خطای معیار
C	عرض از مبدأ	β_0	۰/۷۲۹	۱/۶۳
LE	لگاریتم نرخ واقعی ارز	β_1	۰/۶۳۹	۰/۰۶۳۹***
LX	لگاریتم مقدار صادرات	β_2	۰/۲۵۶	۰/۰۹۳**
LPR	لگاریتم مقدار تولید داخلی	β_3	-۰/۲۶۱	۰/۱۵۶

مأخذ: یافته های تحقیق

*و ** و *** به ترتیب نشاندهنده معنیدار بودن در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

بر اساس جدول ۲، قیمت صادراتی پسته با نرخ ارز، با توجه به ضریب به دست‌آمده(۰/۶۳۹+)، رابطه مثبت دارد. لذا، افزایش نرخ ارز، قیمت صادراتی پسته بر حسب پول خارجی را می‌افزید. علت این امر آن است که با افزایش نرخ ارز، صادرکنندگان به انگیزه کسب سود بیشتر، سود نهایی خود را می‌افزایند و لذا بر قیمت صادراتی بر حسب پول خارجی افزوده می‌شود. همچنین هنگامی که نرخ ارز کاهش می یابد، بنگاههای صادرکننده‌ای که با تابع تقاضای نزولی روبه رویند، جهت خنثی کردن تأثیر کاهش نرخ ارز، سود نهایی و یا به عبارتی قیمت صادراتی پسته خود را می‌کاهند.

همان طور که جدول ۲ نشان می‌دهد، قیمت صادراتی پسته با توجه به ضریب به دست آمده (۰/۲۵۶+) با مقدار صادرات رابطه مثبت دارد. در این رابطه افزایش (کاهش) صادرات پسته در واقع به معنی افزایش (کاهش) تقاضا برای تولیدات داخلی پسته است و این امر موجب افزایش (کاهش)

قیمت صادراتی پسته می‌شود. قیمت صادراتی پسته، با توجه به معنیدار نشدن ضریب آن، با تولید داخلی رابطه‌ای ندارد. به عبارت دیگر در درازمدت مقدار تولید داخلی اثری بر قیمت صادراتی این محصول ندارد. همچنین عرض از مبدأ معادله قیمت صادراتی پسته معنیدار نیست.

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدلهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانهای کوتاهمدت متغیرها را به مقادیر درازمدت آنها ارتباط می‌دهد. در نرم افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی درازمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود (همان منبع). به منظور بررسی روابط کوتاهمدت بین قیمت صادرات و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا، در قالب رابطه ۸، استفاده شد که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است.

جدول۳. نتایج حاصل از براورد مدل تصحیح خطا

	نام متغیر	ضریب	خطای‌معیار
dC	تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	۰/۴۰۹	۰/۸۸۴
dLE	تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ واقعی ارز	۰/۳۵۹	۰/۱۰۱***
dLX	تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت صادرات	۰/۱۴۴	۰/۰۵۷**
$dLPR$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم مقدار تولید داخلی	-۰/۱۴۷	۰/۰۷۹*
ECT_{t-1}	جزء تصحیح خطا	-۰/۵۶۲	۰/۱۶۲***
F= ۸/۷۶ (۰/۰۰)		R^2 =۰/۵۳	

مأخذ: یافته های تحقیق

همان گونه که جدول ۳ نشان می‌دهد، قیمت صادراتی پسته در کوتاهمدت با تمامی متغیرهای مورد استفاده، به جز تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ، رابطه معنیدار دارد. همچنین علامت ضرایب براورد شده در کوتاهمدت مطابق با مبانی نظری است.

نتایج نشان داد که ضریب جمله تصحیح خطا (ECT_{t-1})، که بر اساس رابطه ۹ براورد شد، معنیدار و علامت آن مورد انتظار (منفی) بوده است. مقدار این ضریب نیز برابر با ۰/۵۶- و نشاندهنده

آن است که حدود ۵۶ درصد انحرافات (نبود تعادل) متغیر قیمت صادراتی پسته از مقادیر درازمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین رفته است. لذا می‌توان به تأثیرگذاری سیاستها در کوتاهمدت امیدوار بود.

پایداری ضرایب براورد شده مدل نیز با آزمون CUSUM[1] بررسی شد. نتایج این آزمون (نمودار۱) نشان از پایداری ضرایب مدل براورد شده طی دوره مورد بررسی دارد.

تذکر: خطوط راست معنیدار بودن را در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد.

نمودار۱. آزمون پایداری ضرایب(cusum)

پیشنهادها

قیمت صادراتی پسته (بر حسب پول خارجی) نسبت به تغییرات نرخ ارز چه در کوتاهمدت و چه در درازمدت، حساسیت بیشتری در مقایسه با سایر عوامل مؤثر لحاظ شده در مدل داشته است. لذا، اعمال سیاستهای کنترل و تثبیت نرخ ارز را می‌توان مهمترین عامل مؤثر بر ثبات قیمتهای صادراتی، چه در کوتاهمدت و چه در درازمدت، دانست.

1.cumulative sum of recursive residuals

با توجه به اهمیت نرخ ارز، به عنوان مهمترین عامل مؤثر بر قیمت صادراتی پسته، اطلاعات شفاف درباره روند آینده تغییرات نرخ ارز نقش مؤثری در افزایش درآمد صادرکنندگان و حفظ موقعیت ایران در بازارهای جهانی خواهد داشت.

مقدار صادرات پسته نیز عامل دیگری است که در قیمت صادراتی پسته (در کوتاهمدت و درازمدت) تأثیر مستقیم دارد. لذا، با کنترل میزان صادرات پسته، افزون بر جلوگیری از نوسانهای قیمت صادراتی این محصول، می توان به افزایش درآمد بنگاههای صادرکننده آن نیز کمک کرد.

علاوه بر متغیرهای اقتصادی، عوامل دیگری از جمله بازاریابی و تبلیغات نیز نقش مؤثری در قیمت صادراتی پسته دارد. لذا چنانچه صادرکنندگان این محصول بتوانند به نحو مناسبی در بازارهای جهانی عمل و خود را به بازار مصرف نهایی نزدیک کنند، خواهند توانست محصول خود را با قیمت بیشتری صادر کنند. این موضوع صادرکنندگان را به صدور بیشتر این محصول ترغیب خواهد کرد.

منابع

۱.بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی وترازنامه، سالهای مختلف.

۲.بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، اداره بررسیهای اقتصادی، سالهای مختلف.

۳.خلیلیان، صادق و علی فرهادی (۱۳۸۱)، عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۳۹، ص ۸۴-۷۱.

۴.رحیمی، حمید (۱۳۸۰)، بررسی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات و تراز تجاری، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

۵.مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، سازمان برنامه و بودجه، سالهای مختلف.

۶.مهرابی بشرآبادی، حسین(۱۳۸۱)، بررسی عوامل مؤثر بر سهم ایران از بـازار جهـانی پسته، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۳۹، ص ۸۵-۱۰۲.

۷.نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

۸.یوسفی، داوود (۱۳۷۹)، بررسی و برآورد تابع تقاضای واردات کل ایران بوسیله تکنیک همگرایی، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

9. Athukorala, P. and J. Menon (1994), Pricing to market behavior and exchange rate pass- through in Japanese exports, *The Economics Journal*, 104, 271-281.

10.Cheung, F.K., M.L. Lee and Y. Wu (1997), Endogenous export prices and the Taiwan- US trade imbalance, *Applied Economics*, 29: 23-31.

11.Krugman, P. R. (1987), Pricing to market when the exchange rate changes, In real- financial linkages amongopen economics (ed. P. Hooper and J. D. Richardson), University of Chicago Press, pp. 144-95, Chicago.

12.Pesaran, H.M. and B. Pesaran (1997), Working with microfit 4.0: An introduction to econometrics, Oxford University Press, Oxford.

13.Pesaran, H.M. and Y. Shin (1998), An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis, in (Ed) S. storm, The econometrics and economic theory in the 20th century, Chapter II. Cambridge University Press, Cambridge.

14.Siddiki, J. U. (2000), Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis, *Applied Economics*, 32: 1977-1984.

15.War, P. and F. Wollmer (1996), The demand for LCD exports of primary commodities: The case of Philippines, *Australian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 40, No. 1: 37-49.