بررسی عوامل مؤثر بر نوسان‌های قیمت صادراتی خرمای ایران

حامد رفیعی[۱*]، سید شهاب میرباقری[۲] و حامد اکبرپور[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۴/۲۵

چکیده

باتوجه به اهمیت خرما در سبد صادرات محصولات کشاورزی ایران، هدف این پژوهش بررسی عوامل مؤثر بر نوسان‌های قیمت صادراتی محصول خرمای ایران می‌باشد. بدین منظور، از رهیافت خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۶۸ استفاده شده است. نتایج بدست آمده از برآورد الگو نشان می‌دهند که از بین متغیرهای موجود در مدل، متغیرهای سال‌های تحریم، تعداد کشورهای هدف اصلی در سطح ۵ درصد و سهم کشور هدف اصلی در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده‌اند به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در تعداد کشورهای اصلی هدف، قیمت‌های صادراتی ایران به اندازه ۰/۷۴۲ درصد افزایش خواهد یافت. هم‌چنین، متغیر سهم کشور هدف اصلی رابطه منفی با قیمت‌های صادراتی ایران دارد. نتایج این مطالعه نشان دادند که تنوع بازارهای صادراتی ایران در کنار کاهش اتکا به کشور هدف اصلی و پراکنش یکنواخت‌تر سهم صادراتی ایران در بین سایر کشورهای هدف می‌تواند نوسان قیمتی کم‌تری را برای خرمای صادراتی ایران به همراه داشته باشد. بنابراین، به عنوان یک استراتژی بلندمدت، توجه به تنوع بخشی بازارهای هدف صادراتی خرما با هدف کاهش نوسان‌های قیمتی ایران در بازارهای جهانی ضرورت خواهد داشت.

طبقه بندی **JEL**: Q13, Q17, F13, E32

واژه‌های کلیدی: نوسان‌های قیمت صادراتی، ARDL، خرما.

[۱]- استادیار دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران.

[۲]- دانشجویان دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران.

*- نویسنده مسئول مقاله: Hamedrafiee@ut.ac.ir

پیشگفتار

صادرات بـه‌عنـوان موتور محرک رشد اقتصادی شناخته مـی‌شـود و در شرایط کنونی، حضور در بازارهای جهانی امری اجتناب‌ناپذیر است. از سوی دیگر، بالا بردن توان صادراتی باعث افزایش تولید ناخالص داخلی، اشتغال و بهبود کیفیت کالاهای تولیدی مـی‌شـود و همچنین، مـی‌توانـد تـراز پرداخت‌ها را بهبود ببخشد (زواره، ۱۳۸۲). مسئله نوسان‌های قیمت محصولات کشاورزی بـه‌عنـوان عامل ایجادکننده ریسک قیمت، از دیرباز موردتوجه اقتصاددانان کشـاورزی و سیاسـت‌گـذاران ایـن بخش بوده است. هرچه دامنه نوسان‌های قیمت شدیدتر باشد، تأثیرات منفی آن بیش‌تر خواهد بـود و زیان بیش‌تری را در وهله نخست متوجه کشاورزان و در وهله دوم متوجه کل جامعه خواهد کـرد. روی هم رفته، در سال‌های اخیر پدیده نوسان‌های قیمت محصولات کشاورزی در بیش‌تر کشورهای جهان تشدید شده است. عامل این مسئله، سرایت‌پذیری بـیش‌تـر نوسـان‌هـای قیمـت جهـانی بـه نوسان‌های داخلی در سال‌های اخیر می‌باشد زیرا بسـیاری از کشـورهای جهـان، سیاسـت‌هـایی در راستای آزادسازی بازار داخلی و حذف موانع تجارت خارجی در دستور کار خود قرار داده‌اند. در این شرایط نوسان‌های قیمت جهانی محصولات با راحتی بیش‌تری به بازارهای داخلی سرایت می‌کنـد و در نتیجه، باعث افزایش دامنه نوسان‌های داخلی می‌شود (کویروز و والدس، ۱۹۹۵). از آن‌جایی کـه ایران با سطح زیرکشت ۲۴۴ هـزار هکتـاری خرمـا در دنیـا مقـام نخسـت و از نظـر تولیـد نیـز بـا یک‌میلیون تن در رتبه دوم قرار دارد و به طور میانگین سالانه ۱۰۰ هزار تن از این محصول، صـادر می‌گردد. بنابراین، خرما یکی از محصولاتی می‌باشد که نیاز بـه مطالعـات گونـاگون در زمینـه‌هـای مختلف تولیدی و صادراتی دارد (جمالی پور و همکاران، ۱۳۹۵)، از سوی دیگر، قیمت‌های صادراتی خرمای ایران همواره نوسان‌های مشخصی در کشورهای گوناگون هدف داشته است. به گونـه‌ای کـه به عنوان نمونه، در سال ۱۳۹۴، خرمای استعمران تازه به روسیه و اندونزی به ترتیب با قیمـت‌هـای ۰/۹۵ و ۰/۹۰ دلار و به کشورهایی مانند ترکیه، ارمنستان، انگلیس، ایتالیا و برخی کشورهای دیگر با قیمتی بیش از ۱/۳ دلار صادر شد. هم‌چنین، همین نوع خرما به افغانستان با قیمت ۲ دلار صـادر شده است. به عنوان مثالی دیگر در مورد خرمای مضافتی نیز قیمت صـادراتی ایـران در کشـورهای هدف مختلف از ۱/۵ تا ۲/۳ دلار متفاوت است (اتاق بازرگانی، صـنایع، معـادن و کشـاورزی تهـران، ۱۳۹۵). در مورد نوسان قیمت‌های صادراتی در بخش نتایج توضیحات تفصـیلی ارایـه شـده اسـت. بنابر آنچه بیان شد، هدف اصلی این پژوهش بررسی عوامل مـؤثر بـر نوسـان‌هـای قیمـت صـادراتی محصول خرمای ایران می‌باشد تا با شناسایی این عوامل و ارایه پیشنهادها در راسـتای کـاهش ایـن نوسان‌ها زمینه‌ای مناسب برای صادرات و افزایش درآمد ناشی از صادرات این محصول فراهم شـود. پیری و صبوحی (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی تـأثیر نوسـان‌هـای نـرخ ارز بـر قیمـت صـادراتی

محصولات کشاورزی با استفاده از الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)، پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان دادند که تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت بیش‌تری نسبت به مقادیر صادراتی در مورد قیمت‌های صادراتی زعفران داشته است. در بلندمدت متغیرهای نرخ واقعی ارز و مقدار صادرات تأثیری مثبت و معنی‌دار بر قیمت‌های صادراتی زعفران داشته در حالی‌که متغیر مقدار تولید داخلی تأثیری معنی‌دار بر قیمت صادراتی زعفران نداشته است با در نظر گرفتن نتایج بدست آمده و با توجه به اهمیت و تأثیرگذاری نرخ ارز بر قیمت‌های صادراتی زعفران، برای کاهش نوسان قیمت صادراتی و در نتیجه افزایش مقدار صادرات زغفران می‌توان راهکارهایی نظیر اعمال سیاست‌های کنترل و تثبیت نرخ ارز، ارایه کرد. فخرایی و احمدی (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر نوسان‌های درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی ایران در دوره ۸۶-۱۳۵۰ با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهند که در بلندمدت و کوتاه مدت رابطه‌ای مثبت بین تمرکز جغرافیایی، بی‌ثباتی نرخ ارز موثر واقعی و بی‌ثباتی درآمدهای ارزی صادرات نفت با بی‌ثباتی درآمدهای ارزی صادرات غیر نفتی ایران وجود دارد. کشش درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی نسبت به متغیرهای یاد شده در بلندمدت به ترتیب ۷/۹۹، ۱۵/۲ و ۰/۸۳ و در کوتاه‌مدت نیز به ترتیب ۲/۴۴، ۴/۶۴ و ۰/۲۵ است. پدرام و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادرات با استفاده از داده‌های سری زمانی ایران طی دوره فروردین ۱۳۷۶ تا آذر ۱۳۸۹ برای قیمت‌های صادراتی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که واکنش قیمت‌های صادراتی به افزایش و کاهش ارزش پول نامتقارن است. به‌گونه‌ای که واکنش قیمت‌های صادراتی نسبت به شوک‌های منفی نرخ ارز (کاهش ارزش پول) بیش‌تر از شوک‌های مثبت (افزایش ارزش پول) است. در مطالعات محدودی که از جنبه‌هایی به نوسان قیمت‌های صادراتی پرداخته‌اند، نشان داده شد که نوسان‌های نرخ ارز بر قیمت صادراتی محصولات کشاورزی اثر مثبت داشته است، اما نکته قابل توجه آن است که در این مطالعات اثر نوسان نرخ ارز بر قیمت‌های ریالی ایران بررسی شده و اثرات عوامل مؤثر بر قیمت‌های ایران در بازارهای جهانی (به صورت دلاری) بررسی نشده است. مطالعه انجام شده به وسیله مؤسسه پژوهش‌های اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی (۱۳۹۴)، در واقع ترجمه مطالعه‌ایی جهانی است و اثرات تحولات جهانی بر قیمت‌های جهانی بررسی شده و خاص کشور ایران نمی‌باشد. بر این اساس، بر اساس این مطالعه، بسیاری دلایل که مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از افزایش ذخایر جهانی موجود محصولات، کاهش قیمت‌های انرژی، نگرانی‌ها بابت پدیده ال‌نینو و مواردی این چنین منجر به افت قیمت‌های جهانی شده است. این در حالی است که تمام موارد بالا بر قیمت‌های جهانی اثرگذار خواهند بود، حال برای پاسخگویی به این

سؤال که این تغییرات چه آثاری بر قیمت‌های صادراتی ایران خواهد داشت، می‌توان قیمت جهانی را به عنوان متغیری در الگوی مورد بررسی تحلیل کرد و اثر آن را بر قیمت‌های صادراتی ایران بررسی کرد. برای این منظور بزرگ‌ترین صادرکننده محصولات صادراتی برای هر محصول به عنوان نماینده اصلی قیمت جهانی انتخاب شد و اثر این قیمت‌های جهانی بر قیمت‌های صادراتی ایران تحلیل شد. ابوت و همکاران (۲۰۰۹)، سیاست‌های تجاری که از گذشته تا به حال مورد استفاده قرار گرفته‌اند را علت نوسان جهانی قیمت محصولات کشاورزی می‌دانند. محدودیت‌های اعمال شده در سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ منجر به بحران قیمتی شد، اما هر چند محدودیت‌ها اعمال نمی‌گردد، اما تمایل کشورها به ثبات قیمت داخلی محصولات همچنان عاملی در بوجود آمدن نوسان‌های قیمتی می‌شود. از آن‌جایی‌که همکاری‌های جهانی در پی بوجود آوردن ثبات قیمت در بازار می‌باشد، لذا کشورها باید به گونه گسترده زمینه‌های همکاری دو یا چند جانبه را فراهم آورند. گافاروا و همکاران (۲۰۱۳) نرخ ارز و قدرت بازاری را از عوامل مؤثر در تغییر قیمت صادراتی محصولات کشاورزی (قیمت صادراتی به نرخ همان کشور صادرکننده) دانسته‌اند و برای سه کشور روسیه، قزاقستان و اوکراین با استفاده از مدل PTM[1] به مدل‌سازی و تعیین چگونگی قیمت‌گذاری در بازارهای هدف پرداختند. این سه کشور در بازار منطقه‌ی قفقاز در محصول گندم به نسبت از قدرت بازاری خوبی برخوردار هستند، اما به طور عمومی قدرت قابل ملاحظه‌ای در سطح جهانی ندارند. پاول و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از رابطه علیت گرنجر[2] سعی در تعیین ارتباط بلند و کوتاه مدت بین قیمت داخلی و صادراتی پیاز در سه استان دهلی، مهاراشتا و هوبلی داشتند که از مراکز اصلی تولید پیاز در کشور هند می‌باشند. با توجه به داده‌های موجود نوسان‌های غیرطبیعی در روند قیمت‌های صادراتی در سال‌های ۲۰۰۷، ۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۳ مشاهده شد. برای مدل‌سازی صادرات پیاز از مدل SARIMA[3] و با توجه به ناهمسانی شرطی و نبود تقارن نوسان‌های مدل ARCH[4] استفاده شو. نتایج نشان می‌دهد که قیمت‌های داخلی ارتباطی دو سویه با قیمت‌های صادراتی دارد. با توجه به مطالعات انجام گرفته عمده مطالعات اثر نرخ ارز بر نوسان‌های قیمتی را در نظر گرفته‌اند که در این مطالعه با بهره‌گیری از قیمت دلاری سعی بر آن شده است که عوامل مهم‌تری چون تنوع یا تمرکز بازار صادراتی و قیمت جهانی بر نوسانات دیده شود. بر اساس مطالب گفته شده، شناسایی چالش‌ها و عوامل مؤثر بر نوسان‌های قیمتی می‌تواند در امر تصمیم‌گیری برای مدیران و مجریان برنامه‌ریز برای در نظر گرفتن سیاست‌هایی در راستای جلوگیری و انتقال

[1] -Pricing-to-Market
[2]- Granger Causality
[3]- Seasonal Auto Regressive Moving-Average
[4]- Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedastic

نوسان‌های قیمت صادراتی محصولات کشاورزی مورد توجه و از اهمیتی خاص برخوردار باشد. لذا هدف این پژوهش بررسی عوامل موثر بر نوسان‌های قیمت صادراتی خرما به عنوان محصول اصلی صارداتی ایران می‌باشد.

مواد و روش

یکی از دلایل اهمیت آزمون ایستایی در مدل‌های سری زمانی این است که استفاده از داده‌های ناایستا و عدم انطباق الگوهای بکار رفته با ماهیت این نوع داده‌ها، می‌تواند منجر به برآورد رگرسیون‌های کاذب گردد بنابراین، ایستایی از جمله مواردی است که در یک الگوی سری زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. اگر عدادی از متغیرها در سطح پایا و برخی دیگر با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شوند، می‌توان برای بررسی رابطه بین متغیرها از الگوی ARDL بهره گرفت الگوی یادشده توانایی برآورد اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را دارد. الگوی ARDL تعمیم‌یافته به شرح زیر است (نیلسون و همکاران، ۲۰۰۸):

$$¤(L,P)Y_i = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + CW_t + U_t \qquad (i= 1,2,\ldots,k) \qquad (۱)$$

$$¤(L,P) = 1 - ¤_1 L - ¤_2 L^2 - \ldots - ¤_P L^P \sum jh \qquad (۲)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + b_{i2}L^2 + \ldots + b_{iq}L^q \qquad (۳)$$

در رابطه (۱) L عملگر وقفه[1] زمانی مرتبه نخست است به گونه‌ای که $LY = Y_{t-1}$، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت، Y_i متغیر وابسته، X_{it} متغیر توضیحی، P تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیر وابسته و q_i (i=1,…,k) تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشد. هم‌چنین، برای محاسبه ضریب بلندمدت از همان مدل پویا استفاده می‌شود، ضریب بلندمدت مربوط به متغیرهای توضیحی از رابطه (۴) بدست می‌آید (تشکینی، ۱۳۸۴):

$$\hat{¤}_i = \frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1 - ¤(\hat{L},P)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \ldots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{¤}_1 - \hat{¤}_2 - \ldots - \hat{¤}_P} \qquad (۴)$$

[1]- Lag Operator

حال برای بررسی اینکه روابط بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 \geq 0$$
$$H_1 : \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 \leq 0 \qquad (۵)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کم‌تر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و به مجموع انحراف ضرایب یاد شده تقسیم شود. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون بالا، از رابطه (۶) محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{P} \hat{\alpha} - 1}{\sum_{i=1}^{P} S\hat{\alpha}_i} \qquad (۶)$$

اگر قدر مطلق کمیت بحرانی ارایه شده در سطح اطمینان مورد نظر از قدر مطلق کمیت آماره t محاسباتی کوچک‌تر باشد، فرض H_1 مبنی بر وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می‌شود (بنرجی و همکاران، ۱۹۹۲). الگوی ARDL، به وسیله پسران و شین (۱۹۹۹)، بمنظور بررسی رابطه‌ی هم‌انباشتگی و بلندمدت بین متغیرها ارایه شده است. این روش، مزیت‌های زیادی نسبت به سایر روش‌ها داشته، لذا به گونه گسترده در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است. استفاده از الگوهای خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده در شرایطی که متغیر مورد نظر، متأثر از مقادیر گذشته خود، مقادیر جاری و گذشته سایر متغیرهاست، کاربرد دارد. هم‌چنین، این الگو در شرایطی که بر اساس آزمون علیت، رابطه یک‌سویه علی برقرار باشد، توصیه می‌شود. مهم‌ترین مزیت این روش، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف‌نظر از ایستا یا ناایستا بودن از درجه‌یک می‌باشد. هم‌چنین، در این روش، افزون بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آن‌که سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل محاسبه است. هم‌چنین، این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً بیش‌تری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. افزون براین مشکل درون‌زایی به دلیل همبسته نبودن جملات اخلال در رویکرد ARDL بروز نمی‌کند (پسران و شین، ۱۹۹۹). شناسایی الگوهای چند متغیره (که متشکل از الگوهای خود

توضیح برداری با وقفه‌های گسترده و الگوی خود توضیح برداری و الگوی تصحیح خطای برداری هستند) شامل تعیین متغیرهای الگو و همچنین تعیین تعداد وقفه‌های مناسب آن‌هاست. انتخاب اولیه متغیرهایی که باید در این الگوها وارد شوند الهام گرفته از نظریه‌های اقتصادی و مطالعات تجربی است. یک مرحله مهم در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری، تعیین وقفه مناسب در الگوست (والترز، ۱۹۹۵). انتخاب وقفه در الگو باید به‌گونه‌ای باشد که از نبود خودهمبستگی بین جملات خطا و توزیع نرمال آن اطمینان بدست آید. برای تعیین تعداد وقفه مناسب ابتدا باید یک بیشینه وقفه برای آزمون در نظر گرفته شود و سپس با استفاده از آزمون LR[1] و یا معیارهایی نظیر آکاییک (AIC[2]) و شوارتز (SIC[3]) وقفه مناسب (که خطای پیش‌بینی را کمینه می‌کند) انتخاب شود. بر اساس نظر ایوانو و کیلیان برای الگوهایی با حجم نمونه کم‌تر از ۱۲۰، مناسب‌ترین معیار شوارتز است. در این مطالعه قیمت صادراتی خرمای ایران به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای قیمت صادراتی کشور رقیب، تعداد کشورهای هدف، سهم کشور هدف اصلی و تعداد کشورهای هدف اصلی به عنوان متغیرهای مستقل و هم‌چنین، سال‌های تحریم به عنوان متغیر مجازی در مدل استفاده شده است و هم‌چنین، پس از برازش الگوهای گوناگون و استفاده از آزمون‌های F و Box-Cox متغیرهای استفاده شده در مدل به فرم لگاریتمی استفاده شد، آمار قیمت‌های صادراتی ایران، تعداد کشورهای هدف ایران و هم‌چنین، سهم هر یک از کشورهای هدف ایران از مجموع صادرات خرما، از سامانه اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران (۱۳۹۴) بر مبنای انواع کدهای تعرفه منطبق با داده‌های گمرک جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۴) استخراج شده است. هم‌چنین، قیمت‌های صادراتی کشورهای رقیب ایران نیز از سایت خوار و بار کشاورزی (FAO) و سایت نقشه تجاری (Trade Map) استخراج شده است.

نتایج و بحث

در این بخش ابتدا با توجه به شکل‌های (۱ تا ۶) به تحلیل ترکیب کشورهای هدف اصلی و قیمت‌های صادراتی خرمای ایران پرداخته شده است.

در سال ۱۳۷۱ کشور امارات متحده عربی با سهم ۷۲/۳ درصد از صادرات خرمای ایران با قیمت ۰/۴۰ دلار به ازای هر کیلو در اولویت نخست و کشور پاکستان با سهم ۶/۲۹ درصد از صادرات خرمای ایران در اولویت دوم کشورهای هدف ایران قرارگرفته است، اما به گونه مشخص در

[1]- Likelihood Ratio
[2]- Akaike Information Criterion
[3]- Schwarz Information Criterion

سال‌های اخیر نیز ترکیب بازارهای هدف در بخش اروپایی و هم‌چنین، کشور هند دچار تغییر و تحول شده است به گونه‌ای که کشورهای آلمان و انگلستان جز کشورهای هدف خرمای ایران بودند که در سال‌های اخیر جای خود را به سایر کشورها داده‌اند. نکته جالب توجه آن است که امارات خود از مهم‌ترین بازارهای هدف ایران بوده و در بازارهای صادراتی نیز یکی از مهم‌ترین رقیب ایران در بازار جهانی نیز می‌باشد. در واقع، همان‌گونه که مشخص است به تدریج سهم امارات از سبد صادراتی خرمای ایران در سال‌های پیش رو کاهش یافته و به تدریج سهم کشورهای گوناگون از سبد صادراتی خرمای ایران متنوع‌تر شده است. به گونه‌ای که در سال ۱۳۷۱ بیش از ۷۲ درصد خرمای ایران به امارات صادر شده است و این در حالی است که صادرات خرمای ایران در همین سال در بازارهای صادراتی حدود ۱۱ درصد کل صادرات خرمای جهانی بوده و صادرات امارات حدود ۱۴درصد صادرات جهانی بوده است. البته، بخشی از صادرات خرمای ایران به امارات به دلیل عدم توانایی صادرات مناسب این محصول به وسیله صادرکنندگان خرمای ایران به گونه مستقیم در شرایط تحریمی است، اما در هر صورت این مسئله منجر به قدرت بیش‌تر امارات در بازارهای جهانی شده است. به تدریج سهم امارات از سبد صادراتی ایران کاهش یافته و در سال ۱۳۹۴، سهم صادرات ایران به امارات از کل صادرات خرمای ایران به ۲۲/۱۲ درصد کاهش یافته است. نکته جالب توجه در بررسی بازارهای هدف نیز آن است که قیمت‌های صادراتی در کشورهای هدف اروپایی مناسب‌تر از سایر بازارهای هدف بوده است. این در حالی است که همان‌گونه که پیش‌تر بیان شد، بازار ایران در کشورهای اروپایی ثبات و تداوم کم‌تری نسبت به سایر کشورهای هدف داشته است. گفتنی است که در بیش‌تر محصولات از قیمت‌های رقیب ایران در بازاراهای صادراتی برای تحلیل چگونگی اثرگذاری این کشورها بر قیمت‌های صادراتی ایران استفاده شده است. تنها در برخی موارد و در مورد محصولات نه چندان اصلی در صادرات، به دلیل این‌که رقبا در هر سال تغییر می‌کنند، استفاده از قیمت یک کشور به عنوان رقیب امکان‌پذیر نبود و در این موارد به دلیل این‌که مشخصاً کشورهای اصلی در بازارهای جهانی بیش‌ترین اثر را بر قیمت‌های جهانی محصولات دارند، لذا از قیمت کشورهای اصلی در بازارهای جهانی برای بررسی چگونگی اثرگذاری بر قیمت-های صادراتی ایران استفاده شده است. رابطه علیت بین متغیرهای اثر گذار و قیمت صادراتی برآورد شد که نمونه علیت بین تغییر قیمت صادراتی و تغییر سهم صادرات ایران آورده شده است. همان‌گونه که در جدول ۱ مشخص است، بررسی علیت بین سهم صادراتی ایران و قیمت‌های صادراتی ایران نشان می‌دهد که تغییر قیمت صادراتی ایران علت تغییر سهم صادرات ایران نیست و لذا، با تغییرات قیمت‌های صادراتی برای ایران، سهم کشور ایران از بازارهای جهانی تغییر نیافته است. هم‌چنین، تغییرات سهم ایران علت تغییرات قیمت ایران در بازارهای جهانی نمی‌باشد. در کل

می‌توان نتیجه گرفت که برای محصول خرما بین قیمت جهانی و سهم ایران در جهان رابطه علیت دو طرفه برقرار نیست و هیچ کدام علت تغییر دیگری نمی‌باشندبا توجه به این‌که سهم صادراتی اثر گذار نبوده است لذا، در ادامه به تحلیل نموداری سایر عوامل اثرگذار بر نوسان قیمت‌های صادراتی ایران در بازارهای جهانی پرداخته شده است. همان‌گونه که شکل ۷ نشان می‌دهد، بین قیمت‌های واقعی صادرات ایران و سهم کشور هدف اصلی ایران رابطه معکوس و مشخصی وجود دارد. به این معنی که با افزایش سهم کشور هدف نخست، قیمت‌های واقعی صادرات ایران در مورد خرما در بازارهای جهانی با کاهش رو به رو بوده است. بر این اساس انتظار می‌رود در الگوی بلندمدت که در ادامه برآورد خواهد شد، ارتباط بین قیمت‌های واقعی صادرات و سهم کشور هدف اصلی ایران یک رابطه منفی برآورد گردد.

همان‌گونه که شکل ۸ نشان می‌دهد، بین قیمت‌های واقعی صادرات ایران و تعداد کشورهای هدف ایران رابطه مثبت و مشخصی وجود دارد. به این معنی که با افزایش تعداد کشورهای هدف، قیمت‌های واقعی صادرات ایران در مورد خرما در بازارهای جهانی با افزایش روبه‌رو بوده است. لذا، با توسعه بازارهای هدف، قیمت‌های صادراتی ایران در رقابت بین کشورهای هدف افزایش می‌یابد. براین اساس انتظار می‌رود در الگوی بلندمدت که در ادامه برآورد خواهد شد، ارتباط بین قیمت‌های واقعی صادرات و تعداد کشورهای هدف ایران یک رابطه مثبت برآورد شود.

همان‌گونه که شکل ۹ نشان می‌دهد، بین قیمت‌های واقعی صادرات ایران و تعداد کشورهای غالب هدف ایران رابطه مثبت و مشخصی وجود دارد. به این معنی که با افزایش تعداد کشورهای غالب هدف، قیمت‌های واقعی صادرات ایران در مورد خرما در بازارهای جهانی با افزایش روبه‌رو بوده است. لذا، با توسعه بازارهای غالب هدف، قیمت‌های صادراتی ایران در رقابت بین این کشورها افزایش می‌یابد. براین اساس انتظار می‌رود در الگوی بلندمدت که در ادامه برآورد خواهد شد، ارتباط بین قیمت‌های واقعی صادرات و تعداد کشورهای غالب هدف ایران یک رابطه مثبت برآورد گردد.

همان‌گونه که شکل ۱۰ نشان می‌دهد، بین قیمت‌های واقعی صادرات ایران و قیمت‌های واقعی خرمای امارات رابطه مثبت مشخصی وجود دارد. براین اساس انتظار می‌رود در الگوی بلندمدت که در ادامه برآورد خواهد شد، ارتباط بین قیمت‌های واقعی صادرات ایران و امارات یک رابطه مثبت برآورد گردد.

در ادامه در این قسمت از نتایج، برآورد الگوی بلندمدت عوامل مؤثر بر قیمت‌های واقعی صادراتی خرما ایران انجام خواهد شد. براین اساس در گام نخست پایایی[1] متغیرهای مورد بررسی

[1]- Stationary Test

آزمون شده است. در مورد خرما بر مبنای جدول ۲، متغیرهای مورد بررسی پایا از مرتبه نخست I(1) و برخی دیگر پایا از مرتبه I(0) است. لذا، شرایط اولیه برای استفاده از آزمون هم‌جمعی و مدل ARDL را خواهند داشت. جدول ۲ آزمون پایایی متغیرهای الگو را نشان می‌دهد.

در مرحله نخست الگوی ARDL با لحاظ وقفه‌های بهنیه برآورد شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، وقفه لگاریتم قیمت صادراتی ایران در سطح یک درصد اثری مثبت و معنی دار در سطح یک درصد بر لگاریتم قیمت صادراتی در کوتاه‌مدت خواهد داشت. وقفه لگاریتم قیمت صادراتی امارات نیز اثر مثبت و معنی داری در سطح ده درصد، وثقه لگاریتم سهم کشور هدف اصلی و لگاریتم تعداد کشورهای هدف نیز به ترتیب اثر منفی و مثبت در سطح پنج درصد و در نهایت، متغیر مجازی سال‌های تحریم اثری مثبت و معنی دار در سطح یک درصد بر قیمت‌های صادراتی ایران داشته‌اند.

برای تخمین رابطه بلندمدت پس از اینکه الگوی ARDL در جدول ۳ برآورد شد، با توجه به رابطه (۶)، ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، آزمون می‌شود. در این رابطه برای مجموع ضرایب برآوردی مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته در الگوی کوتاه مدت، رابطه زیر آزمون خواهد شد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{n} \hat{\ } _i - 1}{\sum_{i=1}^{n} ¢ \hat{\ }_i} = \frac{0.566 - 1}{0.105} = -4.133$$

که در آن $\hat{\ }_i$ ضریب برآوردی برای وقفه متغیر وابسته و $¢ \hat{\ }_i$ خطای استاندارد ضریب مورد نظر می‌باشد. با مقایسه آماره t محاسباتی و بحرانی دولادومستر می‌توان به وجود یا نبود رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگو پی‌برد. با توجه به مقدار t محاسباتی که برابر است با (۴/۱۳۳-) و بزرگ‌تر از t بحرانی است، لذا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اثبات می‌شود که در ادامه مدل بلند مدت برآورد شده است.

در ادامه به بررسی فروض کلاسیک در الگوی برآوردی پرداخته شده است که نتایج بدست آمده بیانگر عدم وجود مشکلات گوناگون کلاسیک در نتایج می‌باشد. نتایج آزمون نرمال بودن اجزای اخلال نشان داد که اجزای اخلال در الگوی مورد نظر از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند. لذا آماره‌های t و F در الگوی برآوردی از اعتباری مناسب برخوردارند. نتایج آزمون خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس نیز بیانگر آن بوده که در الگوی برآوردی همبستگی سریالی اجزای اخلال و همسانی واریانس وجود نداشته و از این نظر نیز فروض کلاسیک در نتایج برآوردی برقرار می‌باشند. هم‌چنین، بمنظور تحلیل شکست ساختاری در الگوی برآوردی از آماره‌های CUSUM و

CUSUMQ استفاده شده است که به دلیل حضور خطوط برآوردی در بازه بحرانی، پایداری ضرایب اثبات شده و از این حیث مشکلات شکست ساختاری در الگوی برآوردی ملاحظه نمی‌شود.

با توجه به نتایج برآورد الگوی بلندمدت مشاهد می‌شود که دو متغیر لگاریتم کشورهای اصلی هدف و سال‌های تحریم در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده اند. لذا، می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش یک درصدی در کشورهای اصلی هدف، قیمت‌های صادراتی ایران به اندازه ۰/۷۴۲ درصد افزایش خواهد یافت در نتیجه می‌توان بیان داشت که با تنوع بخشی به تعداد کشورهای هدف اصلی می‌توان به افزایش قیمت‌های صادراتی در نتیجه تقاضای پایدار خرما از ایران امیدوار بود. نتایج بررسی آثار تحریم نیز در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد که در سال‌های تحریم بطور متوسط قیمت‌های واقعی صادراتی در دوره تشدید تحریم‌ها نسبت به دوره پیش از آن افزایش یافته است. در واقع افزایش قیمت‌های صادراتی در دوره تحریم‌ها نسبت به پیش از آن روندی طبیعی از بازار بوده است، اما آنچه مهم است، توجه به این نکته است که افزایش قیمت‌های صادراتی ایران در مقایسه با افزایش قیمت‌های رقبای ایران در بازارهای جهانی کم‌تر بوده است. به گونه‌ای که رشد قیمت‌های امارات در دوره ۱۳۸۳ به بعد نسبت به پیش از آن حدود ۲۷ درصد بوده در حالی که این رشد برای قیمت‌های صادراتی ایران در دوره مشابه کم‌تر از ۱۰ درصد می‌باشد. هم‌چنین، سهم کشورهای هدف اصلی نیز رابطه‌ای منفی و معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد با قیمت‌های صادراتی ایران داشته است. لذا، با افزایش یک درصدی در سهم کشورهای هدف اصلی، قیمت‌های صادراتی ایران به اندازه ۰/۴۵۵ درصد کاهش خواهد یافت. این نتیجه نشان می‌دهد که تمرکز سهم صادرات در کشور اصلی هدف منجر به کاهش قیمت‌های صادراتی ایران خواهد شد.

در مرحله بعد الگوی ضریب تصحیح خطا برآورد شده است. نتایج در این بخش نشان می‌دهد که اگر شوکی به قیمت‌های صادراتی خرمای ایران وارد شود اثر این شوک در هر دوره به مقدار حدود ۵۶ درصد تعدیل می‌شود و برای تعدیل کامل این شوک به حدود ۲ دوره زمان نیاز است. ضریب تصحیح خطا در این الگو در سطح یک درصد معنی‌دار بوده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج برآورد الگوی بلندمدت، متغیر سهم کشور هدف اصلی، رابطه‌ای منفی و معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد و متغیر تعداد کشور هدف رابطه‌ای مثبت و معنادار در سطح ۵ درصد با قیمت‌های صادراتی ایران داشته‌اند. بنابراین، تنوع بازارهای صادراتی ایران در کنار کاهش اتکا به کشور هدف اول صادراتی از راه پراکنش یکنواخت‌تر سهم صادراتی ایران در بین سایر کشورهای هدف (دست‌کم چند کشور هدف اصلی) می‌تواند نوسان قیمتی کم‌تری را برای خرمای صادراتی

ایران به همراه داشته باشد. لذا، توجه به بازاریابی در کشورهای هدف و بویژه تلاش برای بهبود و ثبات سهم و در نهایت تنوع بخشی بازارها در اولویت سیاست‌گذاری بازار صادرات خرما با هدف کاهش نوسان‌های قیمتی و جلوگیری از افت قیمت‌های صادراتی خواهد بود.

همان‌گونه که نتایج مطالعه در قسمت برآورد ضریب تصحیح خطا نشان دادند شوک‌های ناگهانی بر قیمت‌های صادراتی ایران در حدود ۲ دوره تعدیل خواهد شد لذا، این نتیجه در سیاست‌گذاری‌ها لازم است مورد توجه قرار گیرد به بیان دیگر، اگر سیاست‌گذاری‌های کشور در بازارهای صادراتی مانند تغییر ناگهانی کشورهای هدف، شوکی را به قیمت‌های صادراتی ایران وارد کند لازم است سیاست‌های حمایتی مکمل به گونه‌ای اتخاذ شود که آثار منفی در دو دوره تعدیل را کمینه کند.

نتایج نشان دادند که سال‌های تحریم قیمت‌های صادراتی ایران افزایش یافته است این نتیجه به دلیل افزایش قیمت‌های جهانی است به گونه‌ای که قیمت در کشورهای رقیب نیز در سال‌های مورد نظر افزایش یافته است چنان که رشد قیمتی امارات در دوره مورد نظر ۲۷ درصد بوده است و رشد قیمت‌های صادراتی ایران در دوره تشدید تحریم‌ها ۹/۶ بوده است. هرچند که رشد قیمت‌های صادراتی ایران نسبت به کشور رقیب در سال‌های تحریم کمتر بوده است، اما در هر صورت تحریم‌های جهانی نتوانسته بر قیمت‌های صادراتی ایران اثر کاهشی داشته باشد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود به جای تمرکز روی آثار تحریم‌ها بر قیمت‌های صادراتی خرما روی سایر متغیرهای اثرگذار تمرکز شود.

نکته مهم آخر آن که امارات از مهمترین بازارهای هدف ایران در بازار جهانی خرما بوده و یکی از مهم‌ترین رقبای ایران نیز در بازارهای جهانی می‌باشد. در واقع، بخش عظیمی از صادرات خرما به امارات متحده عربی دوباره صادر می‌شود، بدین‌معنی که خرما را با بسته‌بندی‌های بزرگ و سنتی از دیگر کشورها ازجمله ایران وارد کرده و با بسته‌بندی و صادرات مجدد آن با قیمت بالاتر، ارزش افزوده صادرات این محصول را نصیب خود می‌کند، لذا توجه به بازاریابی برای محصولات بسته‌بندی و بهبود تکنولوژی تولید و صادرات در پیشبرد اهداف صادراتی ایران مؤثر خواهد بود.

منابع

- اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران. (۱۳۹۵). گزارشات سری زمانی صادرات محصولات کشاورزی ایران.

- پدرام، م، شیرین‌بخش، ش و رضایی ابیانه، ب. (۱۳۹۱). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۹، ص ۱۴۳ تا ۱۶۶.

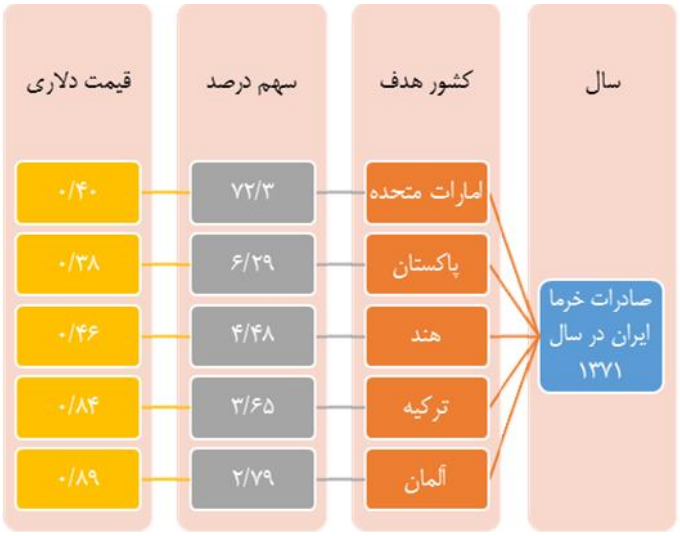
- پیری، م و صبوحی، م. (۱۳۸۶). بررسی تاثیر نرخ ارز بـر قیمـت صـادراتی محصـولات کشـاورزی ایران (مطالعه مـوردی زعفـران). ششـمین کنفـرانس اقتصـاد کشـاورزی، مشـهد، انجمـن اقتصـاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.
- تشکینی، ا. (۱۳۸۴). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit. چاپ اول، انتشارات دیبـاگران. تهران. ص ۳۰۳.
- جمالی پور، م، فارسی، م، م و قربانی، م. (۱۳۹۵). بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر ارزش صـادرات محصولات کشاورزی (پرتقال، انگور، خرما). اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۳۰. شـماره ۱. ص ۱۰-۱۸.
- زواره، م. (۱۳۸۲) بررسی نوسانات صادرات محصـولات کشـاورزی؛ پایـان‌نامـه کارشناسـی ارشـد، دانشگاه تهران.
- فخرایی، ع و احمدی، ح. (۱۳۹۰). بررسـی عوامـل مـوثر بـر نوسـانات درآمـدهای ارزی صـادرات غیرنفتی. فصلنلمه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۸، شماره ۲، تابسـتان ۱۳۹۰، ص ۱۲۱ تا ۱۴۷.
- موسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی. ۱۳۹۴. دو گـزارش شـاخص قیمت غذایی فائو و چشم انداز کشاورزی OECD-FAO برای سال‌های۲۰۱۵-۲۰۲۴.
- والترز، ا. (۱۹۹۵). اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کـاربردی، ترجمـه مهـدی صـادقی و سعید شوال‌پور، (۱۳۸۶)، چاپ اول. تهران، دانشگاه امام صادق.

Refrences

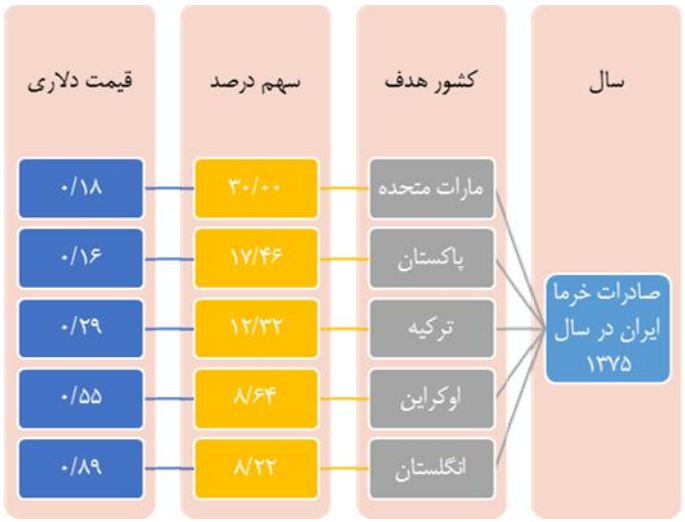
- Abbot, P.C, Hurt, C, & Tyner, W.E. (2009). What's driving food prices, Farm Foundation, Oak Brook. IL, March.
- Banerjee, A., J.J. Dolado, & R. Master (1992). On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity, Bank of Spain, Working Paper, No. 9302. Pp 46-53.
- Gafarova G, Perekhozhuk, O & Glauben, T. (2013). Pricing behavior of Kazakh, Russia and Ukranian exporters in the international wheat market, Center for International Development and Environmental Research
- Nielsen. M, Smit. J, & Guillen, J. (2008). Market Integration of Fish in Europe, Journal of Agricultural Economics, Vol. 60, Pp. 367–385.
- Paul K. R, Saxena. R, Chaurasia, S. Zeeshan. M & Simmi. R. (2015). Examining export volatility, structural breaks in price volatility and linkages between domestic and export prices of onion in India, Agricultural Economics

Research Review, Volume 28, Conference Number, http://purl.umn.edu/229311.
- Pesaran, M. & Y. Shin (1999). "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Counteraction Analysis," in Strom, S. ed. Econometrics and Economic Theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Cambridge: Cambridge University Press.
- Quiroz, J. & Valdes A. (1995). Agricultural diversification and policy reform. Food policy. 20(3). Pp. 245-255.

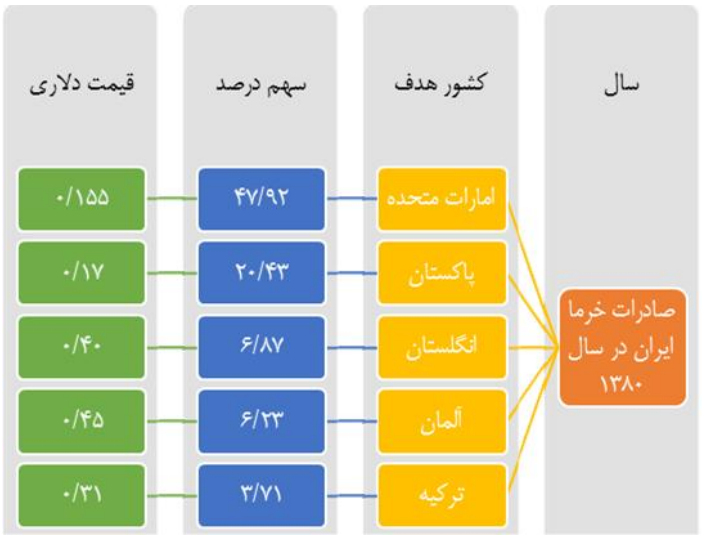
پیوست‌ها



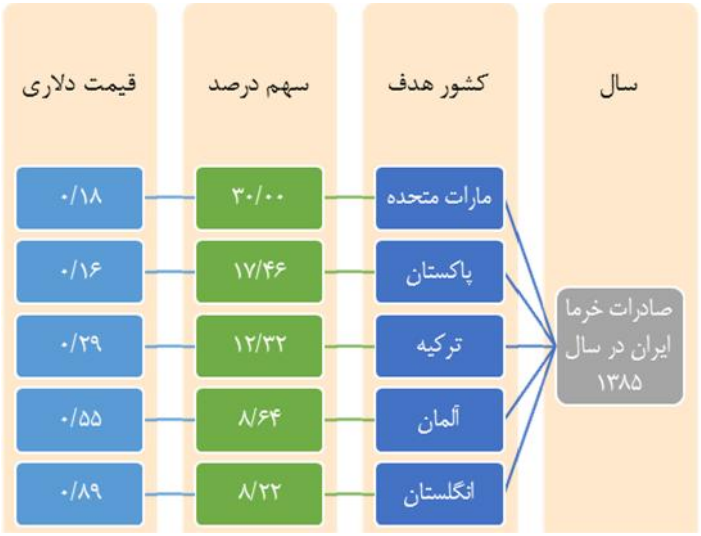
شکل ۱-ترکیب کشورهای هدف اصلی و قیمت‌های صادراتی خرمای ایران در سال ۱۳۷۱.



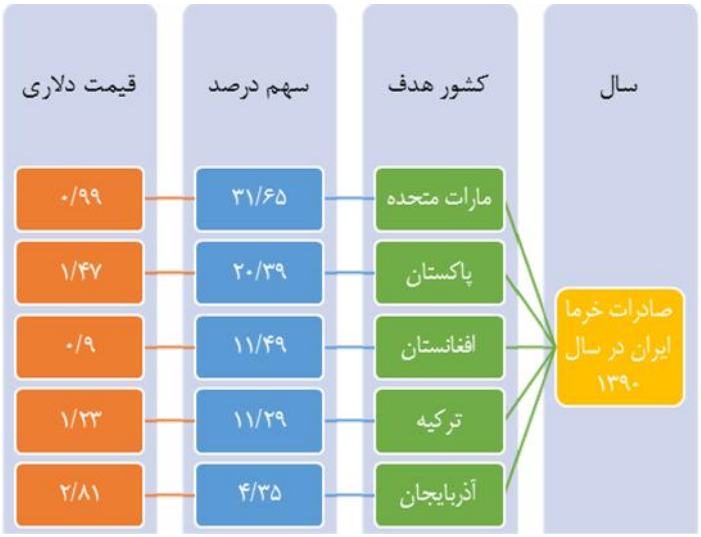
شکل ۲- ترکیب کشورهای هدف اصلی و قیمت‌های صادراتی خرمای ایران در سال ۱۳۷۵.



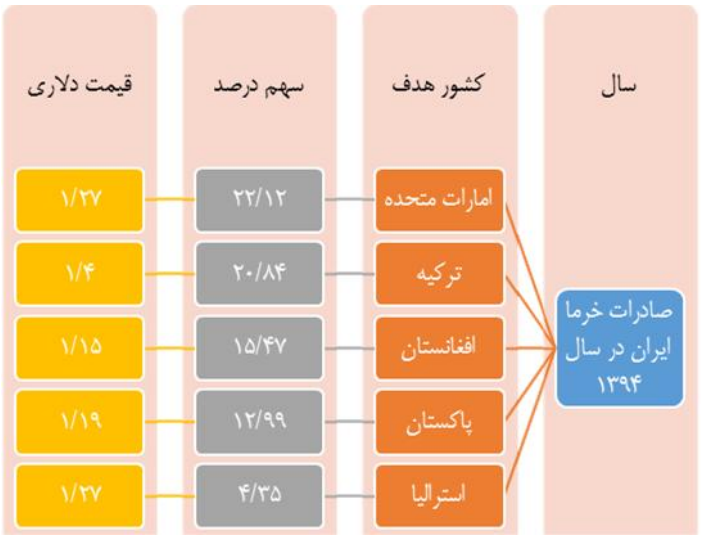
شکل ۳- ترکیب کشورهای هدف اصلی و قیمت‌های صادراتی خرمای ایران در سال ۱۳۸۰.



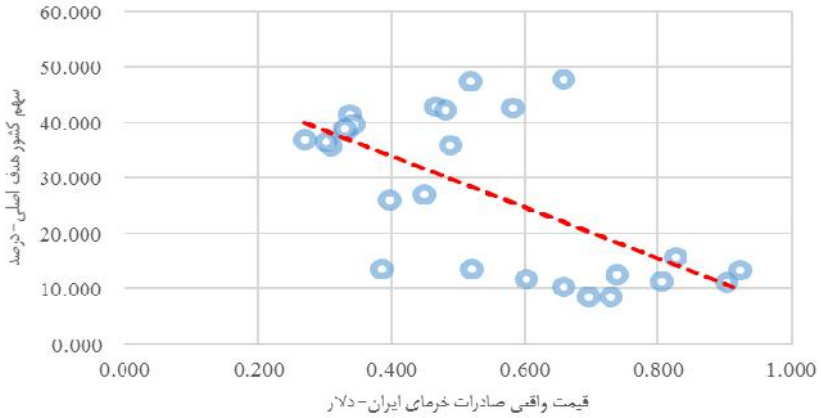
شکل ۴- ترکیب کشورهای هدف اصلی و قیمت‌های صادراتی خرمای ایران در سال ۱۳۸۵.



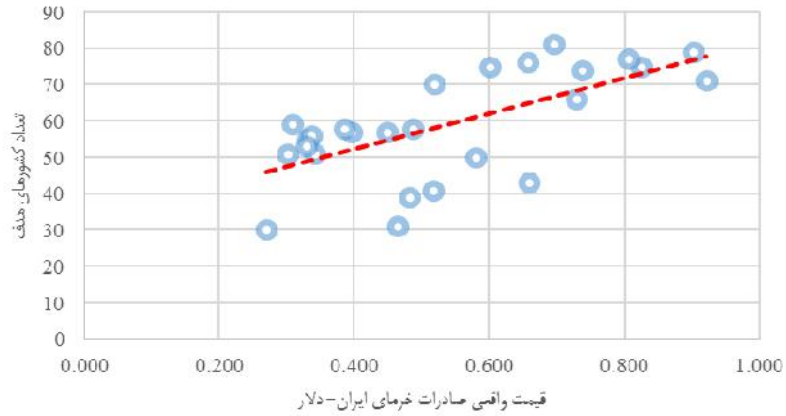
شکل ۵- ترکیب کشورهای هدف اصلی و قیمت‌های صادراتی خرمای ایران در سال ۱۳۹۰.



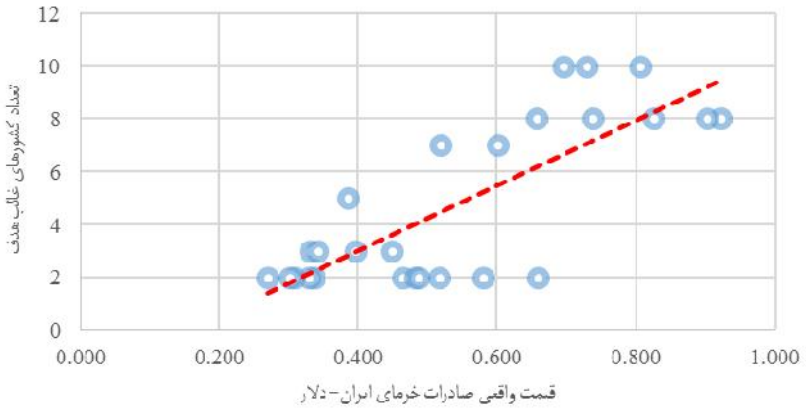
شکل ۶- ترکیب کشورهای هدف اصلی و قیمت‌های صادراتی خرمای ایران در سال ۱۳۹۴.



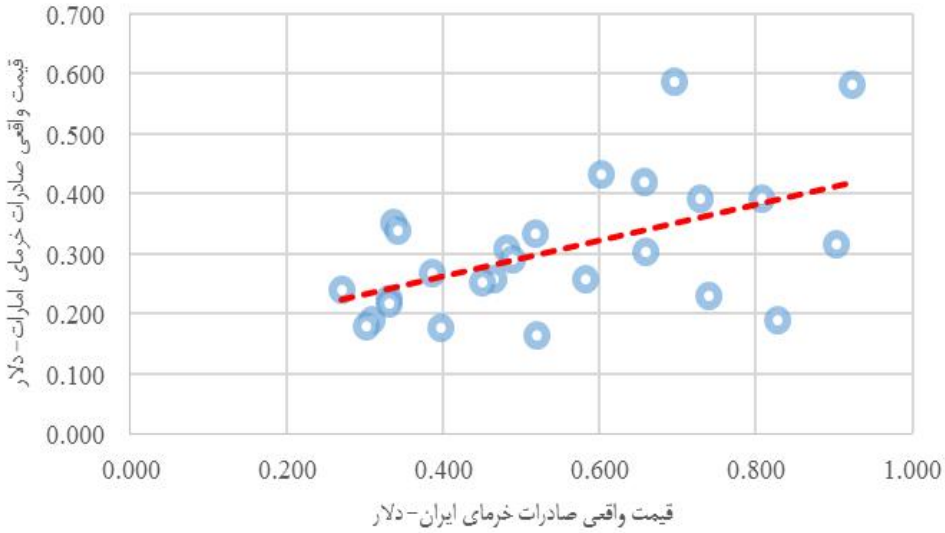
شکل ۷- ارتباط بین قیمت واقعی صادرات و سهم کشور هدف اصلی.



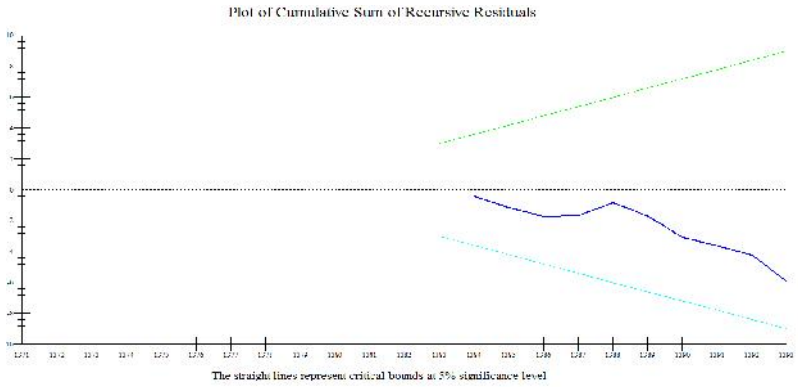
شکل ۸- ارتباط بین قیمت واقعی صادرات و تعداد کشورهای هدف.



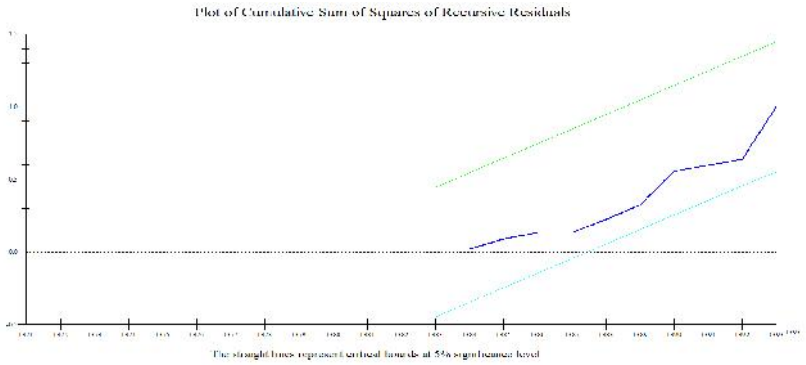
شکل ۹- ارتباط بین قیمت واقعی صادرات و تعداد کشورهای غالب هدف.



شکل ۱۰- ارتباط بین قیمت واقعی صادرات ایران و امارات.



شکل ۱۱- آزمون شکست ساختاری CUSUM.



شکل ۱۲- آزمون شکست ساختاری CUSUMQ.

جدول ۱- علیت بین تغییر قیمت صادراتی و تغییر سهم صادرات ایران.

فرضیه صفر	آماره برآوردی	سطح معنی‌داری
تغییر قیمت صادراتی ایران علت تغییر سهم صادرات ایران نیست	۰/۵۴۲	۰/۴۶۲
تغییر سهم صادرات ایران علت تغییر قیمت صادراتی ایران نیست	۰/۰۲۵	۰/۸۷۵

مأخذ: نتایج مطالعه

جدول ۲- آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته.

متغیر	آماره برآوردی	آماره بحرانی	سطح معنی داری	نتیجه
لگاریتم قیمت صادراتی ایران	-۴/۴۶۱	-۴/۳۹۴	۰/۰۰۹	I(1)
لگاریتم قیمت صادراتی امارات	-۵/۷۹۴	-۴/۳۹۴	۰/۰۰۰	I(1)
لگاریتم تعداد کشورهای هدف	-۴/۶۱۰	-۴/۳۹۴	۰/۰۰۷	I(0)
لگاریتم تعداد کشورهای غالب	-۳/۷۲۴	-۳/۷۹۱	۰/۰۵۶	I(0)
لگاریتم سهم کشور هدف اصلی	-۳/۷۴۳	-۳/۷۹۱	۰/۰۵۴	I(0)

مأخذ: نتایج مطالعه

جدول ۳- برآورد الگوی پویای ARDL(1, 1, 1, 0, 0).

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
وقفه لگاریتم قیمت صادراتی ایران	۰/۵۶۶***	۰/۱۰۵	۵/۳۶۹	۰/۰۰۰
لگاریتم قیمت صادراتی امارات	۰/۰۰۵	۰/۰۸۴	۰/۰۵۶	۰/۹۵۶
وقفه لگاریتم قیمت صادراتی امارات	۰/۱۳۸*	۰/۰۷۸	۱/۷۶۳	۰/۱۰۰
لگاریتم سهم کشور هدف اصلی	۰/۱۶۴	۰/۱۶۱	۱/۰۱۳	۰/۳۲۸
وقفه لگاریتم سهم کشور هدف اصلی	-۰/۲۶۷**	۰/۱۱۷	-۲/۲۷۸	۰/۰۳۹
لگاریتم تعداد کشورهای اصلی هدف	۰/۳۲۲**	۰/۱۲۰	۲/۶۸۰	۰/۰۱۸
لگاریتم تعداد کشورهای هدف	۰/۳۲۸	۰/۲۹۵	۱/۱۱۵	۰/۲۸۴
عرض از مبدأ	-۱/۴۱۲	۱/۱۰۴	-۱/۲۷۹	۰/۲۲۲
سال های تحریم	۰/۰۵۶***	۰/۰۱۵	۳/۶۸۲	۰/۰۰۲

R-Squared= 0.95496

F-statistic= 37.1008[.000]

Durbin's h-statistic= -0.68384[0.494]

Schwarz Bayesian Criterion=11.3049

مأخذ: نتایج مطالعه ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح یک، پنج و ده درصد می‌باشد.

جدول ۴- برآورد الگوی بلند مدت الگوی ARDL(1, 1, 1, 0, 0).

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
لگاریتم قیمت صادرات امارات	۰/۳۰۷	۰/۲۳۵	۱/۳۰۸	۰/۲۱۲
لگاریتم سهم کشور اصلی هدف	-۰/۴۵۵*	۰/۲۳۸	-۱/۹۱۰	۰/۰۶۲
لگاریتم تعداد کشورهای اصلی هدف	۰/۷۴۲**	۰/۲۷۲	۲/۷۲۶	۰/۰۱۶
لگاریتم تعداد کشورهای هدف	۰/۷۵۶	۰/۶۶۳	۱/۱۴۱	۰/۲۷۳
عرض از مبدأ	-۳/۲۴۹	۲/۴۶۱	-۱/۳۲۰	۰/۲۰۸
سال‌های تحریم	۰/۰۷۱۴**	۰/۰۳۲	۲/۲۳۱	۰/۰۴۷

مأخذ: نتایج مطالعه ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح یک، پنج و ده درصد می‌باشد.

جدول ۵- برآورد ضریب تصحیح خطا برای الگوی ARDL(1, 1, 1, 0, 0)

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
تغییرات لگاریتم قیمت صادراتی امارات	-۰/۰۰۵	۰/۰۸۴	-۰/۰۵۶	۰/۹۵۶
تغییرات لگاریتم سهم صادرات کشور اصلی هدف	۰/۱۶۴	۰/۱۶۱	۱/۰۱۳	۰/۳۲۰
تغییرات لگاریتم تعداد کشورهای اصلی هدف	-۰/۳۲۲**	۰/۱۲۰	-۲/۶۸۰	۰/۰۱۶
تغییرات وقفه تعداد کشورهای هدف	۰/۳۲۸	۰/۲۹۵	۱/۱۱۵	۰/۲۸۱
تغییرات ضریب ثابت	-۱/۴۱۲	۱/۱۰۴	-۱/۲۷۹	۰/۲۱۹
تغییرات سال‌های تحریم	۱/۲۸۹**	۰/۴۷۳	۲/۷۲۴	۰/۰۱۶
وقفه ضریب تصحیح خطا	-۰/۵۶۰***	۰/۱۵۲	-۳/۶۸۲	۰/۰۰۲

R-Squared = 0.74989
DW-statistic = 2.2461
F-statistic= 6.9958[0.001]
Schwarz Bayesian Criterion= 11.3049

مأخذ: نتایج مطالعه ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح یک، پنج و ده درصد می‌باشد.