علل نوسانات قیمت صادراتی محصول پسته ایران در فرایند رقابت با آمریکا

حامد اکبرپور، سید شهاب میرباقری[1]

akbarpoor_hamed@ut.ac.ir

چکیده

مسئله نوسانات قیمت محصولات کشاورزی یکی از عوامل مهم ایجادکننده ریسک قیمت، صادرات ایران را همواره با چالشهای جدی روبه رو کرده است نوسان قیمتهای صادراتی علاوه بر افزایش ریسک صادر کنندگان ایران، برنامه‌ریزی برای صادرات را با مشکل روبرو کرده و در نهایت جایگاه کشور را در بازارهای جهانی با مخاطره روبه رو خواهد شد. لذا هدف پژوهش حاضر بررسی عوامل موثر بر نوسانات قیمت صادراتی محصول پسته ایران می‌باشد. با توجه به ماهیت داده‌ها که همگی پایا از درجه یک بودند و همچنین با توجه به نتایج آزمون همجمعی در این مطالعه از رهیافت تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سهم صادراتی ایران طی سالهای ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۴ در بازارهای اروپا (بویژه آلمان به عنوان مهمترین بازار هدف ایران در سالهای گذشته) کاهش چشم گیری داشته به طوریکه از ۵۵/۱۴ درصد به ۵/۱۶ درصد رسیده است و در مقابل آن، این سهم صادراتی در بازار هنگ کنگ از ۱/۳۴ درصد به ۳۵/۸ درصد رسیده است مشخص است که دقیقا از سال ۲۰۰۳ (سالهای تشدید تحریم های جهانی علیه ایران) سهم هنگ کنگ نسبت به آلمان در سبد صادراتی ایران پیشی گرفته است همچنین که قیمت صادراتی آمریکا رابطه منفی و معنیداری در سطح یک درصد با قیمت صادراتی پسته ایران داشته است.. برآورد ضریب تصحیح خطا نیز بیانگر آن است که چنانچه شوکی در کوتاه مدت به قیمت‌های صادراتی ایران در بازارهای جهانی وارد شود، در دوره بلندمدت اثر این شوک در هر دوره ۴۳/۳ درصد تعدیل خواهد شد و در نتیجه برای تعدیل کامل اثر شوک به بیش از دو دوره زمان احتیاج خواهد بود.. لذا از دست‌رفتن بازارهای صادراتی به نفع آمریکا در بلند مدت آثار جبران ناپذیری بر قیمتهای صادراتی ایران خواهد داشت. توجه به روند قیمتهای رقیب بویژه در بازارهای هدف مشترک ضرورتی انکار ناپذیر خواهد بود.

طبقه بندی JEL: Q22, Q130

واژه‌های کلیدی: نوسانات قیمت صادراتی، پسته، تصحیح خطای برداری

---

[1] دانشجویان دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

مقدمه

صادرات به‌عنوان موتور محرک رشد اقتصادی شناخته می‌شود و در شرایط کنونی، حضور در بازارهای جهانی امری اجتناب‌ناپذیر است. از طرفی بالا بردن توان صادراتی باعث افزایش تولید ناخالص داخلی، اشتغال و بهبود کیفیت کالاهای تولیدی می‌شود و همچنین می‌تواند تراز پرداخت‌ها را بهبود ببخشد (زواره، ۱۳۸۲). مسئله نوسانات قیمت محصولات کشاورزی به‌عنوان عامل ایجادکننده ریسک قیمت، از دیرباز موردتوجه اقتصاددانان کشاورزی و سیاست‌گذاران این بخش بوده است. ریسک قیمت علاوه بر کاهش رفاه تولیدکنندگان، یکی از عوامل جلوگیری از پیشرفت و گسترش تکنولوژی نیز به شمار می‌آید. نوسانات قیمت همچنین کاربرد بعضی از تکنیک‌های برنامه‌ریزی تولید را مشکل و حتی غیرممکن می‌سازد. کشاورزی که در ابتدای فصل کشت، نتواند هیچ برآوردی از قیمت فروش محصول در زمان برداشت داشته باشد، قادر نخواهد بود منابع در دسترس خود را به‌درستی و در جهت کسب حداکثر سود مدیریت کند (نجفی و حاجی رحیمی،۱۳۹۰). هرچه دامنه نوسانات قیمت شدیدتر باشد، تأثیرات منفی آن بیشتر خواهد بود و زیان بیشتری را در وهله اول متوجه زارعین، و در وهله دوم متوجه کل جامعه خواهد نمود. به‌طورکلی، در سال‌های اخیر پدیده نوسانات محصولات کشاورزی در اکثر کشورهای جهان تشدید شده است. عامل این مسئله، سرایت‌پذیری بیشتر نوسانات بین‌المللی به نوسانات داخلی در سال‌های اخیر می‌باشد. زیرا بسیاری از کشورهای جهان، سیاست‌هایی در جهت آزادسازی بازار داخلی حذف موانع تجارت خارجی را در دستور کار خود قرار داده‌اند. در این شرایط نوسانات قیمت جهانی محصولات با راحتی بیشتری به بازارهای داخلی سرایت می‌کند و درنتیجه باعث افزایش دامنه نوسانات داخلی می‌گردد (کویروز و والدس، ۱۹۹۵). پیری و صبوحی (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی محصولات کشاورزی با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت بیشتری نسبت به مقادیر صادراتی بر روی قیمت‌های صادراتی زعفران داشته‌است. در بلندمدت متغیرهای نرخ واقعی ارز و میزان صادرات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی قیمت‌های صادراتی زعفران داشته در حالی‌که متغیر مقدار تولید داخلی تأثیر معنی‌داری بر روی قیمت صادراتی زعفران نداشته‌است. با در نظر گرفتن نتایج به‌دست آمده و با توجه به اهمیت و تأثیرگذاری نرخ ارز بر قیمت‌های صادراتی زعفران، برای کاهش نوسان قیمت صادراتی و در نتیجه افزایش میزان صادرات زغفران می‌توان راه‌کارهایی نظیر اعمال سیاست‌های کنترل و تثبیت نرخ ارز، ارایه نمود. فخرایی و احمدی (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی ایران در طی دوره ۱۳۵۰-۸۶ با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه مدت رابطه‌ی مثبتی بین تمرکز جغرافیایی، بی‌ثباتی نرخ ارز موثر واقعی و بی-ثباتی درآمدهای ارزی صادرات نفت با بی‌ثباتی درآمدهای ارزی صادرات غیر نفتی ایران وجود دارد. کشش درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی نسبت به متغیرهای مذکور 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. به‌طوریکه عکس‌العمل 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 نوسانات 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 (بصورت دلاری) بررسی نشده است. در مطالعه خاصی هم که در مؤسسه پژوهش‌های اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی (۱۳۹۴) انجام گرفت، در واقع ترجمه مطالعه‌ایی جهانی است و اثرات تحولات جهانی بر قیمتهای جهانی بررسی شده و خاص کشور ایران نمی‌باشد. بر این اساس، طبق این مطالعه، بسیاری دلایل که مهمترین آنها عبارتند از افزایش ذخایر جهانی موجود محصولات، کاهش قیمت-های انرژی، نگرانی‌ها بابت پدیده ال نینو و مواردی از این قبیل منجر به افت قیمت‌های جهانی شده است. این در حالی است که تمام موارد فوق 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 نمود. برای این منظور بزرگترین صادرکننده محصولات صادراتی برای هر محصول به عنوان نماینده اصلی قیمت رقیب 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 منجر به نوسان جهانی قیمت محصولات کشاورزی شده است. 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 نوسانات قیمتی می گردد. از آنجایی‌که همکاری‌های بین المللی در پی بوجود آوردن ثبات قیمت در بازار می باشد، کشورها باید بطور گسترده به زمینه های 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] سعی در مدل‌سازی و تعیین نحوه قیمت‌گذاری در بازارهای هدف پرداختند. این سه کشور در بازار منطقه قفقاز در محصول گندم به نسبت از قدرت بازاری خوبی برخوردار هستند اما بطور عمومی قدرت قابل ملاحظه‌ای در سطح جهانی ندارند. پاول و همکاران (۲۰۱۵)، با استفاده از رابطه علیت

[1] Pricing-to-Market

گرنجر[1] 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. باتوجه به داده‌های موجود نوسانات غیرطبیعی در روند قیمت‌های صادراتی در سال‌های ۲۰۰۷، ۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۳ مشاهده شد. برای مدل‌سازی صادرات پیاز از مدل SARIMA[2] و با توجه به ناهمسانی شرطی و عدم تقارن نوسانات مدل GARCH[3] استفاده گردید. نتایج نشان می‌دهد که قیمت‌های داخلی ارتباطی دو سویه با قیمت‌های صادراتی دارد. بنابر مطالب گفته شده شناسایی چالش‌ها و عوامل مؤثر بر نوسانات قیمتی می‌تواند در امر تصمیم‌گیری برای مدیران و مجریان برنامه‌ریز جهت اتخاذ سیاست-هایی جهت جلوگیری و انتقال نوسانات قیمت صادراتی محصولات کشاورزی موردتوجه و از اهمیت خاصی برخوردار باشد. لذا هدف پژوهش حاضر بررسی عوامل موثر بر نوسانات قیمت صادراتی محصول پسته ایران می‌باشد

مواد و روش‌ها

در این تحقیق به بررسی عوامل موثر بر نوسانات قیمت صادراتی محصول پسته ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۳ پرداخته شده است. با توجه به ماهیت داده‌ها و نتایج آزمون پایایی متغیرها، تمامی متغییرها پایا از درجه یک (I(1)) بوده و همچنین با توجه به نتایج آزمون‌های همجمعی مبنی بر ارتباط بلند مدت متغییرها بنابراین در این مطالعه از رهیافت تصحیح خطای برداری[4] (VECM) با بهره گیری از نرم افزار Eviews7 استفاده شده است. ابتدا الگوی VAR برای دست یابی به الگوی VECM توضیح داده خواهد شد و سپس به توضیح الگوی VECM پرداخته شده است.

الگوی سری زمانی VAR(p) به‌صورت زیر می‌باشد(Nielsen et al. 2008) :

$$Y_t = \Psi_1 Y_{t_1} + \cdots + \Psi_m Y_{t_m} + \Omega Z_t \qquad (1)$$

که در رابطه (۱)، Y_t بردار متغیر و Z_t بردار متغیرهای تعیین‌کننده Y_t می‌باشد. یک مرحله اساسی در برآورد الگوی VAR، تعیین تعداد وقفهٔ بهینه (p) در الگو است. پس از تعیین وقفه بهینه، ضرایب الگوی VAR برآورد می‌گردند که این ضرایب، درواقع نشان‌دهنده روابط کوتاه‌مدتی است که بین متغیرهای موجود در الگو وجود دارد. این در حالی

[1] Granger Causality

[2] Seasonal Auto Regressive Moving-Average

[3] Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedastic

[4] Vector Error Correction Model

است که ضرایب بلندمدت، نشان‌دهنده روابط تعادلی بین متغیرها هستند و نقش تعیین‌کننده‌ای در تحلیل‌های اقتصادی دارند (گجراتی، ۱۹۹۵). چنانچه متغیرها انباشته از درجه‌یک ((I(1)) باشد، الگوی VAR(p) به الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) به‌صورت زیر تبدیل می‌شود (Nielsen et al. 2008):

$$\Delta Y_t = \alpha\beta' Y_{t_m} + \sum \eta_i \Delta Y_{t_1} + \Omega D_t \qquad (۲)$$

یک الگوی خود توضیح برداری را در شکل ماتریسی می‌توان به‌صورت زیر نشان داد: (لوتکپول، ۲۰۰۵)

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \ldots\ldots\ldots + A_p Y_{t-p} + U_t \qquad (۴)$$

که در این رابطه Yt و وقفه‌های آن بردارهای k×۱ مربوط به الگو هستند و Ai برای i=1…P، ماتریس‌های K×K ضرایب الگو هستند و Ut بردار K×۱ مربوط به جملات اخلال الگو هستند. اکنون برای ارتباط دادن رفتار کوتاه‌مدت Yt به مقادیر تعادلی بلندمدت، می‌توان رابطهٔ زیر را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری به‌صورت زیر درآورد: (لوتکپول، ۲۰۰۵)

$$\Delta Y_t = B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \ldots\ldots\ldots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} + \Pi Y_{t-p} + U_t \qquad (۵)$$

$$\Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{1,t-1} + u_t \qquad (۶)$$

به‌طوری‌که $\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$ ماتریس ضرایب تعدیل روابط کوتاه‌مدت به بلندمدت، ماتریس $\beta' = [1, -\beta_1]$ نشان‌دهنده بردار هم‌جمعی و ماتریس $\prod_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11,1} & \gamma_{12,1} \\ \gamma_{21,1} & \gamma_{22,1} \end{bmatrix}$ ضرایب کوتاه‌مدت بین متغیرهاست (گجراتی،۱۹۹۵). در روش جوهانسن برای تعیین تعداد روابط بلندمدت، ابتدا مقادیر ویژهٔ ماتریس برآورد شده و بردارهای مشخصهٔ مرتبط با هر یک بدست می‌آید (مدسن، ۲۰۰۸):

این فرض عنوان می‌کند که فقط مقدار ویژۀ r مخالف صفر بوده و بقیه صفر هستند. دو آمارۀ آزمون اثر[1] و حداکثر مقدار ویژه[2] برای این آزمون ارائه‌شده است: (مدسن، ۲۰۰۸):

$$H_0: Y_i = 0 \qquad i = r + l \dots \dots k \tag{۷}$$

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^{k} Ln(1 - \lambda_i) \tag{۸}$$

$$\lambda_{max} = -nLog(1 - \lambda_{r+1}) \tag{۹}$$

یک مرحله مهم در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری، تعیین وقفه مناسب در الگوست (والترس، ۲۰۰۶). انتخاب وقفه در الگو باید به‌گونه‌ای صورت گیرد که از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا و توزیع نرمال آن اطمینان حاصل نمود. برای تعیین تعداد وقفه مناسب ابتدا باید یک حداکثر وقفه برای آزمون در نظر گرفته شود و سپس با استفاده از آزمون LR[3] و یا معیارهایی نظیر آکاییک (AIC[4]) و شوارتز (SIC[5]) وقفه مناسب (که خطای پیش-بینی را حداقل می‌کند) انتخاب گردد. بر اساس نظر ایوانو و کیلیان برای الگوهایی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰، مناسب‌ترین معیار شوارتز است. در شرایطی که هدف، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) باشد، معیار شوارتز برای هر حجم نمونه، بهترین ملاک برای انتخاب وقفه الگوست. فیلیپس و پرون نیز بر اساس مطالعات شبیه‌سازی نشان دادند که در انتخاب وقفه، معیار شوارتز عموماً بهتر از معیار آکاییک است (لوتکپول، ۲۰۰۵).

1 Trace

[2] Maximum Eigenvalue

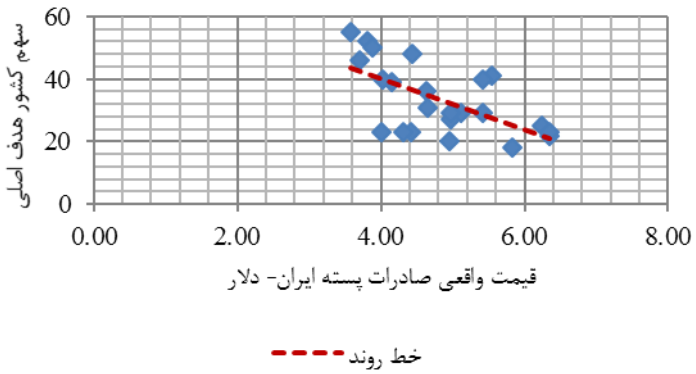
[3] Likelihood Ratio

[4] Likelihood Ratio

[5] Schwarz Information Criterion

نتایج

در این بخش ابتدا به تحلیل نگاره یی عوامل اثرگذار بر نوسان قیمت‌های صادراتی ایران در بازارهای جهانی پرداخته شده است. همان‌گونه که نگاره‌ی (۱) 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 اول، قیمت‌های واقعی [۱]صادرات ایران در مورد پسته در بازارهای جهانی با کاهش روبرو بوده است. براین 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.

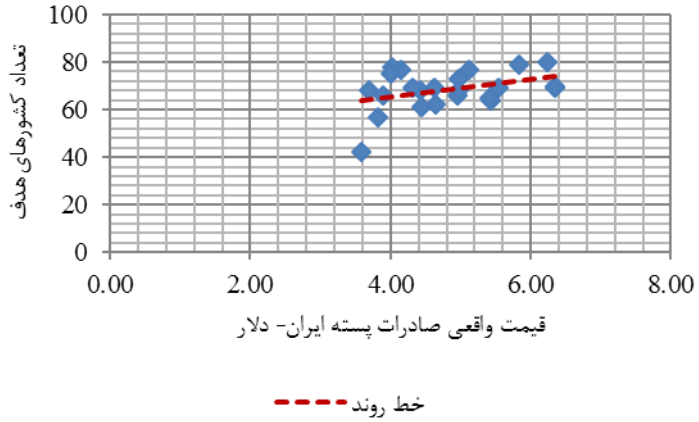


نگاره ی۱.. ارتباط بین قیمت واقعی صادرات و سهم کشور هدف اصلی

نگاره‌ی (۲) نشان دهنده رابطه قیمت واقعی صادرات و تعداد کشورهای هدف می‌باشد، همانگونه که مشاهده می‌شود 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 پسته در بازارهای جهانی با افزایش روبرو بوده است. لذا انتظار می‌رود با توسعه بازارهای هدف، قیمت‌های صادراتی ایران در رقابت بین کشورهای هدف افزایش یابد. 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 گردد.

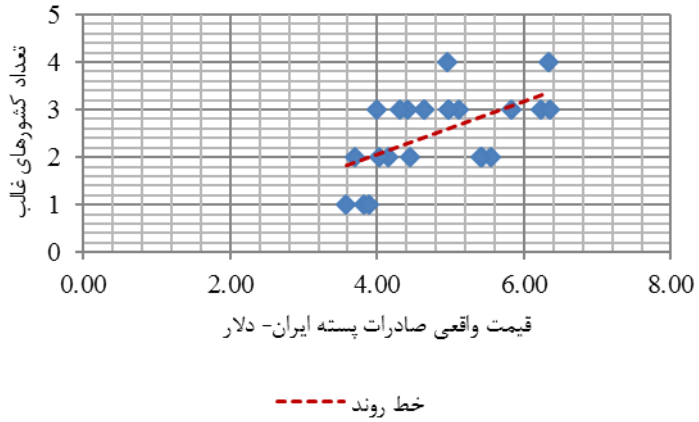
---

[۱]قیمت های واقعی از تقسیم قیمتهای اسمی به شاخص صادراتی ایران (استخراج شده از FAO) محاسبه شده است.



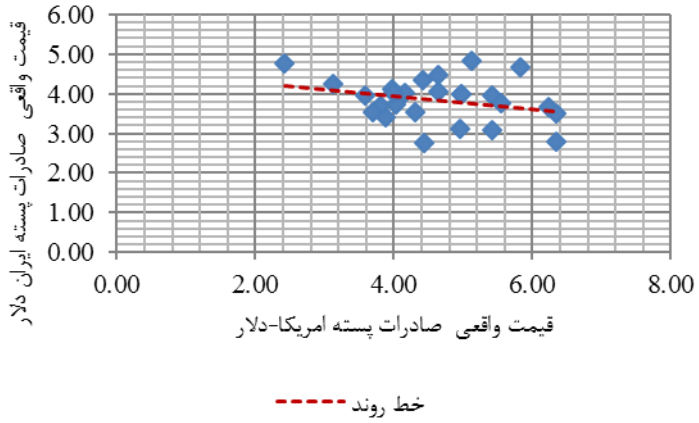
نگاره‌ی۲. ارتباط بین قیمت واقعی صادرات و تعداد کشورهای هدف

همان‌گونه که نگاره‌ی (۳) 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 پسته در بازارهای جهانی با افزایش روبرو بوده است. لذا انتظار می‌رود با توسعه بازارهای غالب هدف، قیمت‌های صادراتی ایران در رقابت بین این کشورها افزایش یابد. 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.



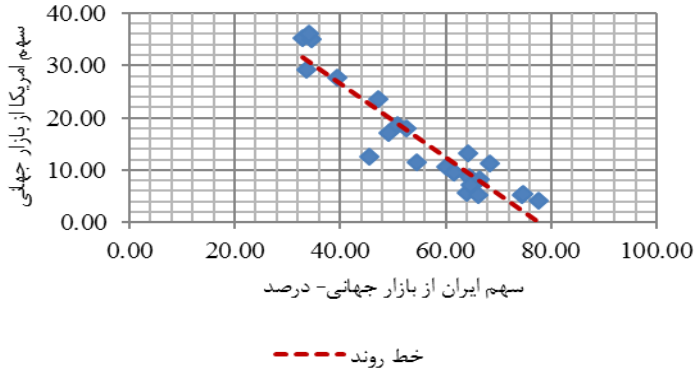
نگاره‌ی ۳. ارتباط بین قیمت واقعی صادرات و تعداد کشورهای غالب هدف

همان‌گونه گه قبلاً گفته شد، کشور مسلط بر بازارهای جهانی (که باید کشوری غیر از ایران انتخاب شود) در این مطالعه رقیب اصلی ایران در بازارهای هدف نیز می‌باشد، همان‌گونه که نگاره‌ی (۴) نشان می‌دهد، بین قیمت‌های واقعی صادرات ایران و قیمت‌های واقعی پسته امریکا رابطه منفی وجود دارد. این رابطه به دلیل رقابت بسیار قابل توجه ایران و امریکا در بازارهای جهانی است. به این معنی که با افزایش تقاضای پسته امریکا، قیمت‌های واقعی صادرات برای این کشور افزایش یافته و لذا افزایش تقاضا برای پسته امریکا منجر به کاهش تقاضا برای پسته ایران خواهد شد و در نهایت کاهش قیمت‌های واقعی پسته ایران را نیز به همراه خواهد داشت. یکی از مهم‌ترین دلایل کاهش تقاضای پسته ایرانی در سال‌های اخیر، افزایش حجم تولید و کیفیت پسته تولیدی رقبا در عین کاهش قیمت تمام‌شده امریکا بوده و در نتیجه بازارهای پرطرفداری چون اروپا و کشورهای عربی را از دست ایران خارج ساخته و منجر به کاهش قیمت‌های صادراتی ایران بویژه در این کشورها شده است. براین اساس انتظار می‌رود در الگوی بلندمدت که در ادامه برآورد خواهد شد، ارتباط بین قیمت‌های واقعی صادرات و قیمت کشور رقیب یک رابطه منفی برآورد گردد.



نگاره‌ی ۴. ارتباط بین قیمت واقعی صادرات ایران و امریکا

برای درک بهتر ارتباط معکوس قیمتی بین ایران و امریکا توجه به نگاره‌ی (۵) جالب توجه خواهد بود. همان‌گونه که نگاره‌ی (۵) نشان می‌دهد، رابطه سهم صادراتی ایران و امریکا کاملاً منفی بوده و با افزایش سهم صادراتی امریکا، سهم صادراتی ایران کاهش چشمگیری داشته است. بطوریکه افزایش تقاضا برای محصولات امریکایی (و در نتیجه افزایش قیمت‌های واقعی پسته امریکا)، تقاضا برای پسته ایرانی کاهش یافته و در نتیجه با افزایش کاهش تقاضا، قیمت‌های واقعی پسته ایرانی در بازارهای جهانی باتوجه به هزینه تمام شده این محصولات نسبت به محصولات مشابه امریکایی، کاهش خواهد یافت.



نگاره‌ی ۵. ارتباط بین سهم صادراتی ایران و امریکا از بازارهای جهانی

حال به منظور برآورد الگوی بلندمدت عوامل مؤثر بر قیمتهای صادراتی پسته ایران در ابتدا به تعیین پایایی متغیرهای مورد بررسی پرداخته شده است. براین اساس در قدم اول پایایی[1] متغیرهای مورد بررسی آزمون شده است. در مورد پسته بر مبنای جدول (۱)، متغیرهای مورد بررسی پایا از مرتبه اول I(1) بوده و شرایط اولیه برای برآورد الگوهای همجمعی[2] و الگوهای تصحیح خطای برداری (VECM) را خواهند داشت. جدول (۱) آزمون پایایی متغیرهای الگو را نشان می‌دهد.

جدول۱.آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره برآوردی	آماره بحرانی	سطح معنی داری
قیمت صادراتی ایران	-۴/۶۷۰	-۴/۳۹۴	۰/۰۰۶
قیمت صادراتی رقیب	-۴/۲۰۵	-۳/۶۱۲	۰/۰۱۵
تعداد کشورهای هدف	-۵/۵۵۳	-۴/۳۹۴	۰/۰۰۰
تعداد کشورهای غالب	-۵/۶۲۲	-۴/۴۱۶	۰/۰۰۰
سهم کشور هدف اصلی	-۸/۱۰۶	-۴/۴۶۷	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج مطالعه

در مرحله بعد لازم است تا وقفه بهینه جهت برآورد الگوهای همجمعی تعیین شود. براین اساس این وقفه بهینه با برآورد الگوی VAR اولیه آزمون شده است که نتایج جدول(۲) بیان‌گر آن می‌باشد که وقفه بهینه در این الگو، یک خواهد بود. لازم به ذکر است که باتوجه به محدودیت سری زمانی داده‌ها در کشور، همواره آماره شوارتز (SC) به این دلیل که تعداد وقفه‌های کمتری را پیشنهاد می‌دهد، همواره مناسب خواهد بود.

[1] Stationary Test
[2] Co-integration

جدول ۲. آزمون تعیین وقفه بهینه برمبنای الگوی VAR

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۱۷۵.۶۳۹۶	---	۳۲.۸۹۹۸۳	۱۷.۶۷۹۹۶	۱۸.۱۷۷۳۵	۱۷.۷۸۷۹
۱	-۱۲۹.۴۱۷۴	۶۱.۶۲۹۴۸*	۴.۹۶۲۰۶۲	۱۵.۶۵۸۸۰	۱۷.۳۹۹۶۷*	۱۶.۰۳۶۶۲
۲	-۹۶.۳۸۶۵۱	۲۸.۳۱۲۲۳	۴.۴۲۲۴۶۵*	۱۴.۸۹۳۹۵*	۱۷.۸۷۸۳۰	۱۵.۵۴۱۶۳*

مأخذ: نتایج مطالعه

در ادامه با تعیین وقفه بهینه، الگوی همجمعی بین متغیرهای الگو آزمون خواهد شد. در الگوی همجمعی این موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد که آیا متغیرهای الگو در بلندمدت باهم ارتباط دارند؟ اگر این ارتباط اثبات شود آن‌گاه برآورد الگوی تصحیح خطای برداری برای تحلیل آثار بلندمدت اهمیت خواهد داشت. لازم به ذکر است که باتوجه به برآورد وقفه بهینه یک برای الگوی VAR، الگوی بلندمدت بی وقفه خواهد بود. نتایج برآورد الگوی همجمعی نشان می‌دهد که وجود یک رابطه بلندمدت در هر دو آزمون اثر و حداکثرمقدار ویژه تأئید می‌شود. لذا این فرضیه تأئید می‌شود که بین قیمت‌های صادراتی ایران و متغیرهای تعداد کشورهای هدف، تعداد کشورهای غالب هدف، سهم کشور اصلی هدف و قیمتهای کشور مسلط، رابطه بلندمدت و معنی‌داری در سطح پنج درصد وجود دارد.

جدول۳. نتایج برآورد الگوی همجمعی و رابطه بلندمدت در سطح پنج درصد

فرض صفر	آزمون اثر			آزمون حداکثر مقدار ویژه		
	آماره اثر	آماره بحرانی	سطح معنی داری	آماره اثر	آماره بحرانی	سطح معنی داری
عدم وجود رابطه بلندمدت*	۸۱.۲۸۹۱۶	۶۹.۸۱۸۸۹	۰.۰۰۴۶	۳۶.۵۳۱۳۸	۳۳.۸۷۶۸۷	۰.۰۲۳۵
بیش از یک رابطه بلندمدت	۴۴.۷۵۷۷۷	۴۷.۸۵۶۱۳	۰.۰۹۴۹	۲۳.۹۸۵۱۱	۲۷.۵۸۴۳۴	۰.۱۳۵۲
بیش از دو رابطه بلندمدت	۲۰.۷۷۲۶۶	۲۹.۷۹۷۰۷	۰.۳۷۲	۱۶.۳۶۹۱۶	۲۱.۱۳۱۶۲	۰.۲۰۴
بیش از سه رابطه بلندمدت	۴.۴۰۳۵۰۰	۱۵.۴۹۴۷۱	۰.۸۶۸۴	۳.۳۳۰۲۳۵	۱۴.۲۶۴۶۰	۰.۹۲۲۴
بیش از چهار رابطه بلندمدت	۱.۰۷۳۲۶۵	۳.۸۴۱۴۶۶	۰.۳۰۰۲	۱.۰۷۳۲۶۵	۳.۸۴۱۴۶۶	۰.۳۰۰۲

مأخذ: نتایج مطالعه

در ادامه باتوجه به وجود رابطه بلندمدت در الگوی همجمعی، الگوی ضریب تصحیح خطای برداری برآورد گردید. همان‌گونه که برآورد الگوی VECM در این گزارش نشان می‌دهد، در بلندمدت تعداد کشورهای هدف رابطه مثبت و معنی‌داری با قیمت صادرات پسته ایران داشته است. بطوریکه این اثر در سطح یک درصد معنی‌دار بوده است. براین اساس با افزایش یک کشور به کشورهای هدف، قیمت واقعی صادراتی پسته ایران ۰/۰۶ دلار افزایش خواهد یافت. ضریب کشش برآوردی این متغیر نیز نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی در تعداد کشورهای هدف ایران در بازارهای جهانی پسته، قیمت‌های واقعی صادراتی ایران در بازارهای جهانی ۰/۸۹ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین در بلندمدت تعداد کشورهای غالب هدف (یعنی تعداد کشورهایی که در مجموع ۵۰ درصد صادرات ایران را به خود اختصاص داده‌اند) رابطه مثبت و معنی‌داری با قیمت صادرات پسته ایران داشته است. بطوریکه این اثر نیز در

سطح یک درصد معنی‌دار بوده است. این نتیجه از این جهت قابل تأمل است که با افزایش یک کشور به کشورهای غالب هدف، قیمت واقعی صادراتی پسته ایران ۱/۱۲ دلار قابلیت افزایش خواهد داشت. ضریب کشش برآوردی این متغیر نیز نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی در تعداد کشورهای غالب هدف ایران در بازارهای جهانی پسته، قیمت‌های واقعی صادراتی ایران در بازارهای جهانی ۰/۶۱ درصد افزایش خواهد یافت. در مورد قیمت‌های کشور مسلط بر بازار (به عنوان نماینده‌ای از قیمت‌های جهانی) نیز، نتایج نشان می‌دهد که قیمت صادراتی امریکا رابطه منفی و معنی‌داری با قیمت صادرات پسته ایران داشته است. بطوریکه این اثر نیز در سطح یک درصد معنی‌دار بوده است. این نتیجه نشان‌دهنده آن است که با افزایش یک دلاری در قیمت‌های صادراتی امریکا (به دلیل افزایش تقاضای بازار برای این کشور)، با از دست رفتن بازارهای طرف تقاضای ایران، قیمت واقعی صادراتی پسته ایران ۰/۷۸ دلار کاهش خواهد یافت. ضریب کشش برآوردی این متغیر نیز نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی در قیمت واقعی صادراتی امریکا در بازارهای جهانی پسته، قیمت‌های واقعی صادراتی ایران در بازارهای جهانی ۰/۶۵ درصد کاهش خواهد یافت. در نهایت مطابق نتایج الگوی تصحیح خطای برداری، در بلندمدت سهم کشور اصلی هدف رابطه منفی و معنی‌داری با قیمت صادرات پسته ایران داشته است. بطوریکه این اثر در سطح ده درصد معنی‌دار بوده است. براین اساس با افزایش یک واحدی در سهم کشور اصلی هدف، قیمت واقعی صادراتی پسته ایران ۰/۰۲۳ دلار کاهش خواهد یافت. ضریب کشش برآوردی این متغیر نیز نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی در سهم کشور اصلی هدف ایران در بازارهای جهانی پسته، قیمت‌های واقعی صادراتی ایران در بازارهای جهانی ۰/۱۷ درصد کاهش خواهد یافت. همان‌گونه که نتایج این الگو نشان داد، مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر قیمت‌های صادراتی ایران باتوجه به کشش برآوردی، متغیر تعداد کشورهای هدف بوده است و از این حیث توجه به تنوع بخشی در کشورهای هدف در مورد صادرات پسته بیش از هر سیاست دیگری اثرگذار خواهد بود. همان‌گونه که پیش‌تر بیان شد، امریکا در سال‌های اخیر بازارهای پرطرفداری چون اروپا و کشورهای عربی را از دست ایران خارج ساخته و منجر به کاهش قیمت‌های صادراتی ایران به‌ویژه در این کشورها شده است. برآورد ضریب تصحیح خطا نیز بیانگر آن است که چنانچه شوکی در کوتاه مدت به قیمت‌های صادراتی ایران در بازارهای جهانی وارد شود، در دوره بلندمدت اثر این شوک در هر دوره ۴۳/۳۱۳ درصد تعدیل خواهد شد و در نتیجه برای تعدیل کامل اثر شوک به بیش از دو دوره زمان احتیاج خواهد بود. لذا همان‌گونه که مشخص است ورود شوک به قیمتهای صادراتی ایران، عواقب نامطلوبی در بلندمدت برای صادرکنندگان ایرانی خواهد داشت. نتایج برآورد کوتاه‌مدت الگو نیز نشان می‌دهند که تمرکز روی ترکیب کشورهای آسیایی و اروپایی نتایج اثربخش‌تری بر افزایش قیمتهای صادراتی ایران خواهد داشت. این اثر در سطح ده درصد معنی‌دار بوده است. در سال‌های تشدید تحریم‌ها هرچند طبق جداول قیمت‌های واقعی صادرات ایران افزایش یافته اما طبق جدول(۴) تغییرات یا رشد این قیمت‌ها در دوره تشدید تحریم‌ها کاهش یافته است. هرچند این اثر در سطح مناسبی معنی‌دار نبوده است. نتایج برآورد الگوی کوتاه مدت هم‌چنین نشان می‌دهد که تمام برنامه‌های توسعه نسبت به برنامه اول با تغییرات کاهشی قیمتهای واقعی صادراتی (نماینده رشد قیمت‌های صادراتی) مواجه بوده‌اند.

این نتیجه در تأئید جداول قبل بوده که هرچند قیمتهای صادراتی افزایش یافته اما رشد قیمتهای واقعی روندی کاهشی داشته است. این اثر در برنامه دوم و سوم توسعه در سطوح پنج درصد معنی‌دار است. در نهایت آماره برآوردی F نیز بیانگر معنی‌داری کل الگوی مورد نظر بوده و سایر آماره‌های مورد نظر نیز تأئیدکننده آن می‌باشند.

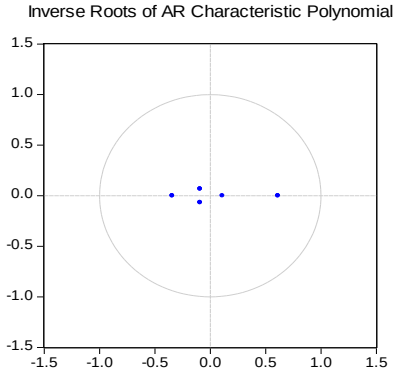
جدول ۴. برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

برآورد بلندمدت		
تعداد کشورهای هدف	ضریب برآوردی	۰.۰۶۱۳۴
	انحراف استاندارد	۰.۰۱۲۸۱
	آماره t	[۴.۷۸۶۴۶]
	کشش بلندمدت	۰.۸۸۶۶
تعداد کشورهای غالب	ضریب برآوردی	۱.۱۱۸۱۵
	انحراف استاندارد	۰.۱۷۸۵
	آماره t	[۶.۲۶۳۹۶]
	کشش بلندمدت	۰.۶۰۹۶۱
قیمت پسته امریکا	ضریب برآوردی	-۰.۷۷۶۱۳۷
	انحراف استاندارد	۰.۱۴۹۸۱
	آماره t	[-۵.۱۸۰۷۳]
	کشش بلندمدت	-۰.۶۴۵۹۳
سهم کشور هدف اول	ضریب برآوردی	-۰.۰۲۳۴۴
	انحراف استاندارد	۰.۰۱۳۲
	آماره t	[-۱.۷۷۶۳]
	کشش بلندمدت	-۰.۱۶۹۴۴
عرض از مبدأ	ضریب برآوردی	-۰.۰۱۸۱۰۷
ضریب تصحیح خطا		
ضریب برآوردی	ضریب برآوردی	-۰.۴۳۳۱۳
	انحراف استاندارد	۰.۱۲۴۷۸
	آماره t	[-۳.۴۷۱۰۷]
برآورد کوتاه مدت		
عرض از مبدأ	ضریب برآوردی	۰.۸۶۶۱۳۳
	انحراف استاندارد	۰.۳۳۸۲۵
	آماره t	[۲.۵۶۰۶۴]
کشورهای آسیایی هدف	ضریب برآوردی	-۰.۵۹۰۶۷
	انحراف استاندارد	۰.۴۷۶۹۱
	آماره t	[-۱.۲۳۸۵۳]
کشورهای آسیایی- اروپایی	ضریب برآوردی	۰.۵۸۳۴۹۸
	انحراف استاندارد	۰.۳۳۶۰۸
	آماره t	[۱.۷۳۶۱۹]
تشدید تحریم	ضریب برآوردی	-۰.۴۴۵۵۵

	انحراف استاندارد	۰.۴۲۵۰۲
	آماره t	[-۱.۰۴۸۳۰]
برنامه دوم توسعه	ضریب برآوردی	-۱.۱۷۸۷
	انحراف استاندارد	۰.۴۳۶۱۳
	آماره t	[-۲.۷۰۲۶۴]
برنامه سوم توسعه	ضریب برآوردی	-۱.۷۱۵۷۳
	انحراف استاندارد	۰.۵۲۴۴۳
	آماره t	[-۳.۲۷۱۶۰]
برنامه چهارم توسعه	ضریب برآوردی	-۰.۳۷۰۴۴
	انحراف استاندارد	۰.۵۰۱۶۱
	آماره t	[-۰.۷۳۸۵۱]
برنامه پنجم توسعه	ضریب برآوردی	-۰.۰۵۹۳۷
	انحراف استاندارد	۰.۴۵۷۱۵
	آماره t	[-۰.۱۲۹۸۷]
R-Squared		۸۲.۶۲۳
F-statistic		۴.۳۰۸۲۲۷
Determinant resid covariance (dof adj.)		۹.۶۹۳۹۶۴
Determinant resid covariance		۰.۶۹۸۴۰۱
Log likelihood		-۱۵۲.۱۳۵
Akaike information criterion		۱۸.۳۷۵۸۸
Schwarz criterion		۲۰.۸۵۵۵۲

مأخذ: یافته‌های مطالعه

در ادامه آزمون‌های الگوی تصحیح خطای برداری آورده شده است. آزمون ثبات الگو با استفاده از رهیافت آزمون ریشه معکوس مورد بررسی قرار گرفت. ملاحظه می‌شود که نقاط برآوردی در دامنه نقاط بحرانی قرار داشته و از این نظر الگوی برآورد ضریب تصحیح خطای برداری و ضرایب برآوردی آن ثبات لازم را داشته‌اند.



نگاره‌ی۶.آزمون ریشه معکوس جهت بررسی ثبات نتایج براوردی

در ادامه بررسی فروض کلاسیک در الگوی برآوردی نیز بیانگر عدم وجود مشکلات مختلف کلاسیک در نتایج می-باشد. نتایج آزمون نرمال بودن اجزای اخلال در جدول(۵) بیانگر آن است که اجزای اخلال در الگوی مورد نظر از توزیع نرمال تبعیت می‌نمایند. لذا آماره‌های t و F در الگوی برآوردی از اعتبار مناسبی برخوردارند.

جدول ۵. نتایج آزمون نرمال بودن جملات پسماند در رابطه خودتوضیح برداری

اجزاء	آماره جارکوبرا	درجه آزادی	سطح احتمال
۱	۱/۳۷	۲	۰/۵۰
۲	۴/۱۸	۲	۰/۱۲
۳	۳/۳۹	۲	۰/۱۸
۴	۲/۶۶	۲	۰/۲۶
۵	۳/۲۸	۲	۰/۱۹
آماره مشترک	۶/۸۷۳۰۰۸	۴	۰/۱۴۲۸

مأخذ: یافته‌های مطالعه

نتایج آزمون خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس نیز در جدول(۶) بیان‌گر آن است که در الگوی برآوردی همبستگی سریالی اجزای اخلال و همسانی واریانس وجود نداشته و از این حیث نیز فروض کلاسیک در نتایج برآوردی برقرار می‌باشند.

جدول ۶. نتایج آزمون‌های همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس جملات پسماند در رابطه بلندمدت

نوع آزمون	آماره	مقدار میانگین آماره	سطح احتمال میانگین
Residual Serial Correlation LM Tests	LM-Stat	۲۱/۴۷	۰/۶۷
Residual Heteroskedasticity Tests	Chi-sq	۱۳۸/۳۹	۰/۴۰

مأخذ: یافته‌های مطالعه

نتایج برآورد تجزیه واریانس نشان می‌دهد که در دوره کوتاه مدت سهم نوسان قیمت‌های صادراتی بر خطای پیش-بینی همین متغیر، ۷۹/۲۶ درصد بوده[۱] و سهم نوسان قیمت‌های صادراتی رقیب در خطای پیش بینی قیمت‌های صادراتی ایران ۶/۳۲ درصد، سهم نوسان متغیر سهم کشور هدف اصلی به اندازه کمتر از یک درصد، سهم نوسان متغیر تعداد کشورهای هدف ۴/۶۱ درصد و در نهایت سهم نوسان متغیر تعداد کشورهای هدف غالب نیز ۸/۹۰ در خطای پیش بینی قیمت‌های صادراتی ایران خواهد بود. مشخص است که در کوتاه مدت پس از اثر نوسان خودرگرسیو قیمت‌های صادراتی، سهم اصلی موثر بر خطای پیش بینی قیمت‌های صادراتی ایران، مربوط به نوسان متغیر تعداد کشورهای هدف غالب و پس از آن، مربوط به نوسان قیمت صادراتی امریکا می‌باشد. اما در بلندمدت هرچند هم‌چنان اولویت‌بندی فوق برقرار بوده اما میزان این سهم متفاوت شده است. مشخص است که با فاصله گرفتن از دوره کوتاه مدت و ورود به دوره‌های بلندمدت، اثر خودرگرسیو نوسان قیمت‌های صادراتی کاهش می‌یابد.

[۱]. سهم نوسان قیمتهای صادراتی بر خطای پیش بینی همین متغیر، همواره در دوره اول ۱۰۰ است و سایر متغیرها سهمی در این خطا در دوره اول ندارند. به همین منظور دوره کوتاه مدت پس از دوره اول (دوره دوم) در نظر گرفته می‌شود (سلمان پور و همکاران، ۱۳۸۸).

بطوریکه این سهم از ۱۰۰ درصد در دوره اول به حدود ۷۷ درصد در دوره آخر کاهش یافته است. هرچند که هم-چنان در بلندمدت اثر خودرگرسیو نوسان قیمت‌های صادراتی، سهم بیشتری از سایر متغیر بر خطای پیش بینی قیمت‌های صادراتی در بلندمدت خواهد داشت. در بلندمدت سهم تعداد کشورهای هدف، تعداد کشورهای هدف غالب، قیمت رقیب اصلی و سهم کشور غالب هدف روی خطای پیش بینی قیمتهای صادراتی ایران، به ترتیب معادل ۵/۱۱، ۹/۸۶، ۷ و ۱/۰۱ درصد بوده‌اند. لذا پس از وقفه آثار قیمت‌های واقعی ایران، مهمترین متغیر موثر بر خطای پیش بینی قیمت‌های صادراتی ایران، تعداد کشورهای هدف غالب خواهد بود. لذا پیش‌بینی نامناسب این متغیر، منجر به نوسان بالا و ریسک قیمتی بیشتر صادرکنندگان ایرانی در بازارهای جهانی خواهد شد.

جدول ۷.آماره تجزیه واریانس

دوره زمانی	انحراف استاندارد	قیمت ایران	تعداد کشورهای هدف	تعداد کشورهای غالب	قیمت امریکا	سهم کشور غالب
۱۳۶۸	۰.۴۴	۱۰۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰
۱۳۶۹	۰.۶۱	۷۹.۲۶	۴.۶۱	۸.۹۰	۶.۳۲	۰.۹۱
۱۳۷۰	۰.۷۴	۸۰.۵۵	۴.۳۲	۸.۳۵	۵.۹۳	۰.۸۵
۱۳۷۱	۰.۸۵	۷۸.۹۰	۴.۶۹	۹.۰۶	۶.۴۳	۰.۹۲
۱۳۷۲	۰.۹۴	۷۸.۷۰	۴.۷۴	۹.۱۴	۶.۴۹	۰.۹۳
۱۳۷۳	۱.۰۳	۷۸.۲۸	۴.۸۳	۹.۳۲	۶.۶۲	۰.۹۵
۱۳۷۴	۱.۱۱	۷۸.۰۸	۴.۸۷	۹.۴۱	۶.۶۸	۰.۹۶
۱۳۷۵	۱.۱۸	۷۷.۹۰	۴.۹۱	۹.۴۹	۶.۷۴	۰.۹۷
۱۳۷۶	۱.۲۵	۷۷.۷۶	۴.۹۴	۹.۵۴	۶.۷۸	۰.۹۷
۱۳۷۷	۱.۳۲	۷۷.۶۵	۴.۹۷	۹.۵۹	۶.۸۱	۰.۹۸
۱۳۷۸	۱.۳۸	۷۷.۵۶	۴.۹۹	۹.۶۳	۶.۸۴	۰.۹۸
۱۳۷۹	۱.۴۴	۷۷.۴۹	۵.۰۰	۹.۶۶	۶.۸۶	۰.۹۹
۱۳۸۰	۱.۵۰	۷۷.۴۲	۵.۰۲	۹.۶۹	۶.۸۸	۰.۹۹
۱۳۸۱	۱.۵۵	۷۷.۳۷	۵.۰۳	۹.۷۲	۶.۹۰	۰.۹۹
۱۳۸۲	۱.۶۱	۷۷.۳۲	۵.۰۴	۹.۷۴	۶.۹۱	۰.۹۹
۱۳۸۳	۱.۶۶	۷۷.۲۸	۵.۰۵	۹.۷۵	۶.۹۲	۰.۹۹
۱۳۸۴	۱.۷۱	۷۷.۲۴	۵.۰۶	۹.۷۷	۶.۹۴	۱.۰۰
۱۳۸۵	۱.۷۶	۷۷.۲۰	۵.۰۷	۹.۷۸	۶.۹۵	۱.۰۰
۱۳۸۶	۱.۸۰	۷۷.۱۸	۵.۰۷	۹.۸۰	۶.۹۶	۱.۰۰
۱۳۸۷	۱.۸۵	۷۷.۱۵	۵.۰۸	۹.۸۱	۶.۹۶	۱.۰۰
۱۳۸۸	۱.۹۰	۷۷.۱۲	۵.۰۸	۹.۸۲	۶.۹۷	۱.۰۰
۱۳۸۹	۱.۹۴	۷۷.۱۰	۵.۰۹	۹.۸۳	۶.۹۸	۱.۰۰
۱۳۹۰	۱.۹۸	۷۷.۰۸	۵.۰۹	۹.۸۴	۶.۹۸	۱.۰۰
۱۳۹۱	۲.۰۳	۷۷.۰۶	۵.۱۰	۹.۸۴	۶.۹۹	۱.۰۰

۱۳۹۲	۲.۰۷	۷۷.۰۵	۵.۱۰	۹.۸۵	۶.۹۹	۱.۰۰
۱۳۹۳	۲.۱۱	۷۷.۰۳	۵.۱۱	۹.۸۶	۷.۰۰	۱.۰۱

مأخذ: یافته‌های مطالعه

در هر صورت آنچه مسلم است، الگوی صادرات پسته ایران تغییر کرده و کشورهای هدف ایران از کشورهای اروپایی به کشورهای آسیایی محدود شده است. یکی از مهمترین این علل، تشدید تحریم‌های بین‌المللی علیه ایران بویژه از سال ۱۳۸۳ بوده است. دقیقاً پس از همین سال، هنگ‌کنگ و آسیا اولین بازار هدف پسته ایران بوده‌اند.

جدول ۸. الگوی صادرات پسته ایران به ۱۰ کشور اول هدف در سال ۱۳۷۱

کشور	سهم- درصد	قیمت هر کیلوگرم-دلار
آلمان	۵۵.۱۴	۳.۵۲
امارات متحده عربی	۹.۳۵	۳.۷۵
انگلستان	۶.۶۴	۳.۵۳
ایتالیا	۴.۷۴	۳.۶۳
فرانسه	۲.۶۹	۳.۹۸
ژاپن	۲.۶۶	۳.۶۵
لوگزامبورگ	۲.۴۲	۳.۴۵
فنلاند	۲.۲۷	۳.۶۵
جمهوری عربی سوریه	۲.۳۶	۳.۲۹
هنگ کنگ	۱.۳۴	۳.۶۹

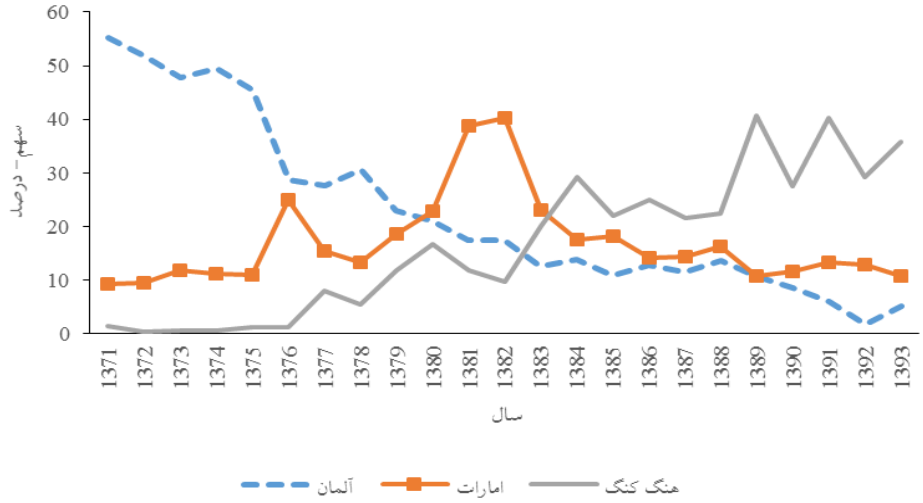
مأخذ: گمرک جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۴ و یافته‌های مطالعه

جدول ۹. الگوی صادرات پسته ایران به ۱۰ کشور اول هدف در سال ۱۳۹۳

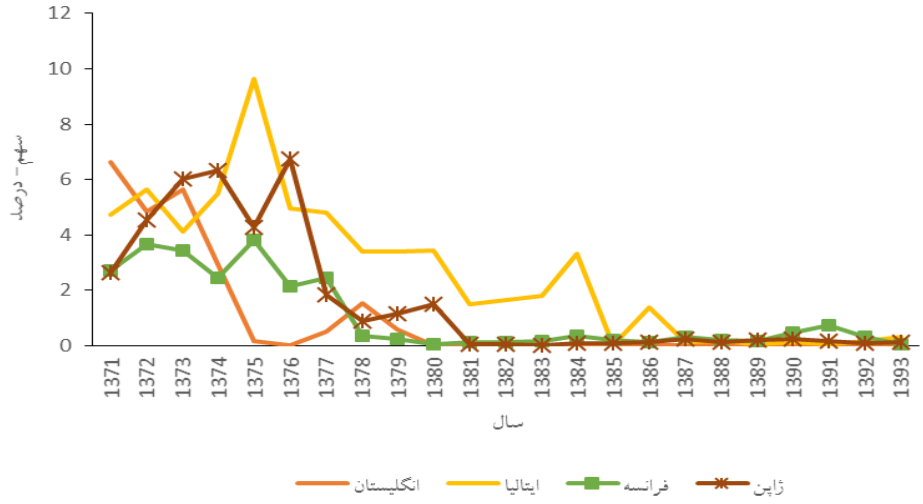
کشور	سهم- درصد	قیمت هر کیلوگرم-دلار
هنگ کنگ	۳۵.۸	۷.۹۵
ویتنام	۱۱.۲۸	۷.۹۲
امارات	۱۰.۸۷	۹.۶۲
ترکیه	۸.۰۴	۹.۵۳
قزاقستان	۵.۲۶	۸.۱۸
آلمان	۵.۱۶	۹.۳۴
عراق	۳.۸۶	۹.۰۴
هند	۳.۲۴	۸.۴۸
پاکستان	۱.۹۷	۸.۱۷
لبنان	۱.۷۱	۹.۱۲

مأخذ: گمرک جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۴ و یافته‌های مطالعه

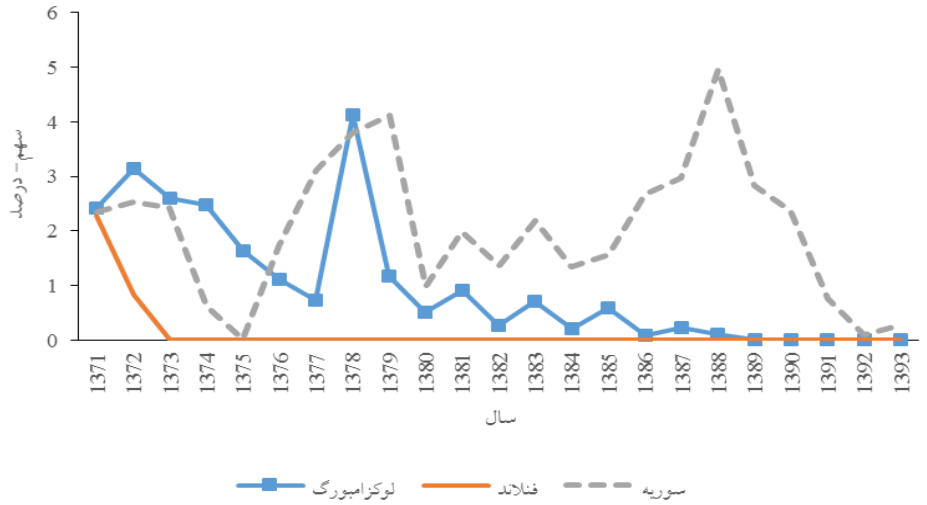
در نگاره ی ۷ نیز کاملاً مشخص است که سهم صادراتی ایران در بازارهای اروپا (بویژه آلمان به عنوان مهمترین بازار هدف ایران در سال‌های گذشته) کاهش چشمگیری داشته و در مقابل آن، این سهم صادراتی در بازار هنگ کنگ افزایش قابل ملاحظه‌ای داشته است. مشخص است که دقیقاً از سال ۱۳۸۳ سهم هنگ کنگ نسبت به آلمان در سبد صادراتی ایران پیشی گرفته است.



نگاره ۷ .روند سهم مقادیر صادرات در کشورهای هدف اصلی ایران



ادامه نگاره ۷.روند سهم مقادیر صادرات در کشورهای هدف اصلی ایران



ادامه نگاره ۷.روند سهم مقادیر صادرات در کشورهای هدف اصلی ایران

نکته بعدی که در نوسان قیمت‌های صادراتی پسته ایران مؤثر است آن است که کشور آلمان بزرگ‌ترین بازار وارداتی پسته می‌باشد اما ایران برخلاف سالیان گذشته در حال حاضر به این کشور صادرات قابل توجهی نداشته و به اصلاح بیشتر رو به کشورهایی آورده که سهم کمتری از واردات جهانی پسته داشته‌اند

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج براورد مدل، ضریب متغیر سهم کشور هدف اصلی رابطه منفی و معنیداری در سطح ۱۰ درصد و ضریب تعداد کشور هدف رابطه مثبت و معنیداری در سطح ۱ درصد با قیمتهای صادراتی ایران داشته اند لذا پیشنهاد میشود که سیاست کاهش اتکا به کشور هدف اول و انتقال بخشی از این سهم به کشورهای اصلی دیگر در دستور کار قرار بگیرد.

با توجه به ضریب متغیر تعداد کشورهای هدف غالب در الگو که رابطه مثبت و معنیداری در سطح ۱ درصد با قیمتهای صادراتی ایران دارد می‌توان پیشنهاد کرد که سیاست تنوع بخشی در کشورهای هدف غالب (که مجموع ۵۰ درصد سهم صادراتی ایران را شامل می‌شوند) میتواند باعث افزایش و کاهش نوسانات قیمت صادراتی پسته ایران گردد.

توجه به قیمت‌های کشور رقیب، با توجه به ضریب براوردی این متغیر که رابطه منفی و. معنی داری در سطح ۱ درصد با قیمتهای صادراتی ایران دارد. لذا از دست رفتن بازارهای صادراتی به نفع آمریکا در بلند مدت، آثار جبران ناپذیری بر قیمتهای صادراتی ایران خواهد داشت. بنابر این توجه به روند قیمتهای رقیب بویژه در بازارهای هدف مشترک ضرورتی انکار ناپذیر خواهد بود.

همچنین به منظور مدیریت مناسبتر بازارهای هدف صادراتی، استفاده از موافقتنامه‌های ترجیحی در کاهش نوسانات سهم و درنتیجه قیمت صادراتی بویژه در کشورهای هدف اصلی حائز اهمیت خواهد بود.

نتایج این مطالعه بویژه در تحلیل های نموداری نشان داده که ایران از کشورهای هدف اروپایی به کشورهای هدف آسیایی متمرکز شده است این نتیجه پیامد عدم توجه به استانداردهای کیفی(بویژه کنترل سم آفلاتوکسین) از طرف صادر کنندگان ایرانی بوده است همچنین نمیتوان آثار تحریم‌های بین المللی در تغییر بازارهای هدف ایران را نادیده گرفت. در واقع با تحریم بیشتر ایران، نقل و انتقالات پولی در بازارهای اوپایی با چالشهای بسیاری روبرو بود. لذا صادرکنندگان ایران حضور در بازارهای اسیایی را علی رغم بی‌ثباتی بیشتر این بازارها، ترجیه داده‌اند. در همین راستا بهبود روابط بین المللی ایران می‌تواند در انتخاب مناسب تر کشورهای هدف و کاهش نوسان قیمتهای صادراتی موثر باشد.

منابع

۱- 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.

۲- پیری، م و صبوحی، م. (۱۳۸۶). بررسی تاثیر نرخ ارز بر قیمت صادراتی محصولات کشاورزی ایران (مطالعه موردی زعفران). ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی، مشهد، انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.

۳- زواره، م. (۱۳۸۲) بررسی نوسانات صادرات محصولات کشاورزی؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

۴- فخرایی، ع و احمدی، ح. (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر نوسانات درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی. فصلنلمه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۸، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۰، ص ۱۲۱ تا ۱۴۷.

۵- گجراتی. د. (۱۹۹۵). مبانی اقتصاد سنجی جلد دوم. ح. ابریشمی. انتشارات دانشگاه تهران. ۱۳۸۳.

۶- موسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی. (۱۳۹۴). دو گزارش شاخص قیمت غذایی فائو و چشم انداز کشاورزی OECD-FAO برای سال های۲۰۱۵-۲۰۲۴.

۷- نجفی، ب و حاجی رحیمی، م. (۱۳۷۹). نوسانات قیمت محصولات کشاورزی : عوامل ایجاد کننده و عواقب رفاهی. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، جلد دوم.

8- Abbot, P.C, Hurt, C, Tyner, W.E. (2009). What's driving food prices, Farm Foundation, Oak Brook. IL, March.

9- Gafarova G, Perekhozhuk, O and Glauben, T. (2013). Pricing behavior of Kazakh, Russia and Ukranian exporters in the international wheat market, Center for International Development and Environmental Research

10- Lütkepohl, H. (2006). "Forecasting with VARMA Models". In: Elliott, G. Granger, C.W.J. Timmerman, A. (Eds.), Handbook of Economic Forecasting. Elsevier, Amsterdam, pp. 287–325. Chapter 6, volume 1.

11- Madsen, H. (2008). "Time Series Analysis" Technical University of Denmark, Published by CRC Press.

12- Nielsen. M, Smit. J, and Guillen, J. (2008). Market Integration of Fish in Europe, Journal of Agricultural Economics, Vol. 60, 367–385.

13- Paul K. R, Saxena. R, Chaurasia, S. Zeeshan. M and 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.

14- Quiroz, J. and Valdes A. (1995). Agricultural diversification and policy reform. Food policy. 20(3) .245-255.