

تحلیل عوامل تأثیرگذار بر عرضهی صادرات محصولات خشکبار ایران (مطالعهی موردی کشممش)

دکتر جعفر حقیقت، رسول حسین پور و محمد خداور دیزاده*

تاریخ وصول: ۱۳۹۰/۹/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۲/۵

چکیده:

کشممش از جمله مهم‌ترین اقلام صادراتی ایران است. ایران بعد از ایالات متحده امریکا و ترکیه در رتبه سوم تولید و بعد از ترکیه در رتبه دوم صادرات کشممش جهانی قرار دارد. بنابراین، مطالعهی عوامل تأثیرگذار بر صادرات این محصول می‌تواند اهمیت قابل ملاحظه‌ای داشته باشد. برای برآورد مدل از رهیافت سری زمانی ۱۳۵۰-۸۵ استفاده شده است. بر پایهی نتایج، قیمت نسبی، مقدار تولید و نرخ ارز مؤثر اثر مثبت و صادرات کشورهای رقیب و متغیرهای مجازی انقلاب و جنگ اثر منفی روی صادرات کشممش ایران داشته است. بر همین اساس، پیشنهاد شده است که در زمینهی فرآوری، بسته‌بندی، حمل و نقل و مقوله‌های مشابه، از سوی صادرکنندگان و نیز در صورت لزوم از طرف دستگاههای اجرایی دولتی، اقدامات مقتضی در این ارتباط صورت پذیرد. همچنین، سیستم نرخ ارز باید به طریقی مدیریت و نظارت شود که در بخش تجارت و بهویژه بخش صادرات منافع کشور و از جمله صادرکنندگان به طور مفید و امیدوارکننده تأمین گردد.

طبقه‌بندی JEL: Q17, F12, C22

واژه‌های کلیدی: رهیافت ARDL، صادرات رقبا، کشممش، نرخ ارز مؤثر

* به ترتیب، دانشیار و دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشگاه تبریز و دانشجوی دوره دکтри اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس (haghigat@tabrizu.ac.ir)

۱- مقدمه

تجارت خارجی ایران با صادرات تک محصولی و وابستگی شدید اقتصاد آن به درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت شناخته می‌شود. از همین رو، از دیر باز نوسانات شدید درآمدهای حاصل از صدور نفت خام، افزایش جمعیت کشور و از همه مهم‌تر پایان پذیر بودن منابع نفتی، سیاستگذاران و برنامه ریزان کشور را به این باور رسانده است که توسعه‌ی صادرات غیر نفتی و رهایی از اقتصاد تک محصولی، ضرورتی اجتناب ناپذیر می‌باشد. صادرات محصولات کشاورزی به لحاظ ارز آوری و کاهش وابستگی کشور به درآمدهای حاصل از فروش نفت خام دارای اهمیت می‌باشد (دشتی و دیگران، ۱۳۸۹). لزوم گریز از صادرات تک محصولی و رهایی از مشکلات ناشی از آن، ایجاد تنوع در محصولات صادراتی، تأمین ارز برای سرمایه‌گذاری و افزایش سهم در تجارت جهانی و بازارهای بین‌المللی، اهمیت صادرات غیرنفتی را به وضوح نشان می‌دهد (اکبری و کریمی هستیجه، ۱۳۷۹).

کشور ایران، در زمینه‌ی تولید محصولات مختلف کشاورزی به لحاظ آب و هوایی دارای موقعیت مناسبی است که زمینه را برای تولید محصولات مختلف فراهم آورده است. از بین محصولات کشاورزی، محصولات خشکبار نظری پسته، خرما و کشمش از جمله مهم‌ترین اقلام صادراتی ایران است. با توجه به اینکه در ارتباط با دو محصول پسته و خرما مطالعات و تحقیقات متعددی صورت گرفته و به محصول کشمش کمتر پرداخته شده است، پژوهش حاضر بر روی محصول کشمش تمرکز نموده است. ایران بعد از ایالات متحده امریکا و ترکیه در رتبه‌ی سوم تولید و بعد از ترکیه در رتبه‌ی دوم صادرات کشمش جهانی قرار دارد.^۱ بنابراین، مطالعه‌ی عوامل تأثیرگذار روی صادرات این محصول می‌تواند اهمیت قابل ملاحظه‌ای داشته باشد.

۲- اطلاعات آماری در ارتباط با کشمش

بر اساس سالنامه‌های آماری بازارگانی خارجی گمرک جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۸۶، حدود ۱۵۹ هزار تن محصول کشمش به ارزش ۱۶۱ میلیون دلار (۱۴۹۷ میلیارد ریال) عمدها به کشورهای آلمان، اوکراین، امارات متحده عربی، روسیه، لهستان، پاکستان، اتریش، انگلستان، کانادا، رومانی، عراق، مجارستان، هلند،

^۱ سالنامه‌ی آماری سازمان خواربار و کشاورزی (FAO)، سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۰۶.

فیلیپین، جمهوری آذربایجان، الجزایر و مراکش صادر گردیده است.^۲ روند تولید کشممش در دوره‌ی ده ساله‌ی اخیر بیانگر آن است که ایالات متحده، ترکیه و ایران سه تولید کننده عمدۀ محصول کشممش در جهان می‌باشند. همچنین روند تقریباً افزایشی در تولید کشممش در طی این دوره در ایران وجود دارد.

به علاوه، روند صادرات کشممش برای کشورهای عمدۀ صادر کننده در دوره‌ی ده ساله‌ی نشان می‌دهد که صادرات کشممش ایران روند صعودی داشته است و در میانه‌ی دوره از میزان صادرات ایالات متحده بیشتر شده است که نشان دهنده‌ی بالا رفتن سهم ایران از بازار جهانی بوده است (سالنامه‌ی آماری سازمان خواربار و کشاورزی، ۱۹۹۶-۲۰۰۰).

۳- مبانی نظری

مطالعات تجربی متعددی روی توابع عرضه‌ی صادرات صورت گرفته است که عموماً بر پایه‌ی ویژگی حداکثرسازی سود بنگاه‌ها استوار می‌باشند (کامرون و زمان،^۳ ۲۰۰۵). تابع عرضه‌ی صادرات با فرض حداکثرسازی سود تولید کننده با قید هزینه‌ی ثابت، تعیین می‌گردد. اوتکولو^۴ و دیگران (۲۰۰۳) ابراز می‌دارند در بلندمدت، عرضه‌ی صادرات به قیمت‌های نسبی، قیمت نهاده‌ها و ظرفیت تولید بستگی دارد. بر این اساس، مشتق‌های جزئی عرضه‌ی صادرات نسبت به قیمت صادراتی مثبت و نسبت به قیمت داخلی منفی است. انتظار می‌رود تولید داخلی بیشتر با ثابت بودن بقیه‌ی عوامل، مازاد صادراتی بیشتری را نتیجه دهد (هلیم^۵ و دیگران، ۲۰۰۵). همچنین علاوه بر موارد یاد شده، عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی تحت تأثیر عواملی همچون قیمت داخلی محصول و درآمد کشورهای وارد کننده نیز واقع می‌شود. در کنار این عوامل، نوسان‌های نرخ ارز، قیمت صادراتی کالای موردنظر، شاخص بهای عمدۀ فروشی کالاهای میزان تولید داخلی کالا و تولید ناخالص ملی کشور می‌تواند اثرات مهمی بر صادرات محصولات کشاورزی داشته باشند. برخی از مطالعات نشان داده است که تغییرات نرخ ارز در

^۲ سالنامه‌ی آماری بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران، معاونت طرح و برنامه گمرک جمهوری اسلامی ایران - دفتر آمار و خدمات ماشینی، سال ۱۳۸۶.

³ Cameron and Zaman

⁴ Utkulu

⁵ Haleem

مقایسه با تغییرات اسمی تأثیر بیشتری بر عرضه‌ی صادرات کالاهای کشاورزی دارد (محمودزاده و زیبایی، ۱۳۸۳ و عزیزی و یزدانی، ۱۳۸۵). در این راستا، بیریا و جبل‌عاملی (۱۳۸۵) نشان دادند که میزان صادرات تحت تأثیر قیمت داخلی محصول، نرخ ارز، شاخص ظرفیت تولیدی، شوک‌های عرضه و قیمت جهانی و قیمت صادراتی محصول می‌باشد.

در ارتباط با این موضوع هلیم و دیگران (۲۰۰۵) در مطالعه‌ی خود پیرامون تابع عرضه‌ی صادرات برای مرکبات در پاکستان برای دوره‌ی ۱۹۷۵-۲۰۰۴ دریافت‌ههند که قیمت صادراتی، تولید داخلی و نرخ ارز روی صادرات مرکبات تأثیر می‌گذارند. کامرون و زمان (۲۰۰۵) در پژوهشی در ارتباط با برآورد تابع عرضه‌ی صادرات برای صنایع فرش پاکستان در دوره‌ی ۱۹۷۰-۲۰۰۳ صادرات را روی تولید ناخالص داخلی، قیمت نسبی (قیمت صادرات به قیمت داخلی) و نرخ ارز و نوسانات نرخ ارز برآورد نمود، نتایج نشان داد که تولید داخلی، نرخ ارز و نوسانات نرخ ارز و متغیر صادرات ایران، عرضه‌ی صادرات را تحت تأثیر قرار می‌دهد. خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای در مورد بررسی عوامل مؤثر صادرات بخش کشاورزی برای سری زمانی ۱۳۴۱-۷۸ با الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی به این نتیجه رسیده اند که تولید ناخالص داخلی کشور، قیمت‌های نسبی صادراتی و مصرف داخلی بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی تأثیر معنی‌دار دارد و نرخ مؤثر ارز بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی معنی‌دار نیست. تاجیانی و کوباهی (۱۳۸۴) در مطالعه‌ی خود پیرامون تابع عرضه‌ی صادرات زعفران ایران برای دوره‌ی ۱۳۵۳-۷۹ به این نتیجه رسیده اند که تابع عرضه‌ی صادرات نسبت به قیمت نسبی و تولید داخلی زعفران با کشش بوده است و با افزایش قیمت صادراتی نسبت به قیمت داخلی و همچنین گسترش ظرفیت تولیدی زعفران، عرضه‌ی صادرات آن افزایش می‌یابد. عزیزی و یزدانی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای در مورد صادرات پسته برای دوره‌ی ۱۹۷۰-۲۰۰۲ دریافت‌ههند که تولید داخلی و تولید ناخالص ملی و نرخ مبادله‌ی ارز تأثیر معنی‌دار روی صادرات پسته، زعفران و خرما عاملی (۱۳۸۵) در پژوهشی در مورد عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران و خرما در سبد کالاهای صادرات غیرنفتی ایران برای دوره‌ی ۱۳۷۰-۸۰ با داده‌های سری زمانی و مقطوعی دریافتند که قیمت صادراتی، قیمت داخلی، نرخ ارز و میزان تولید تأثیر معنی‌دار روی صادرات هر سه محصول دارند. پاسبان (۱۳۸۵) در مطالعه‌ی

خود در مورد عوامل مؤثر بر صادرات زعفران برای سری زمانی دوره‌ی ۱۳۵۰-۸۲ دریافته است که تولید زعفران، نرخ واقعی ارز، قیمت صادراتی زعفران و متغیر مجازی جنگ اثر معنی‌دار روی تابع عرضه‌ی صادرات زعفران دارند. فخرایی و احمدی (۱۳۹۰) عوامل مؤثر بر نوسانات درآمده‌ای ارزی صادرات غیر نفتی ایران را بررسی کرده‌اند.

۴- روش‌شناسی

مزیت به کارگیری روش خود توضیح با وقفه‌های گستردگی^۶ (ARDL)^۶ در این است که صرف نظر از اینکه متغیرهای توضیحی در سطح پایا باشند ($I(0)$) یا با یک بار تفاضل گیری پایا شوند ($I(1)$) باشند) می‌توان رابطه‌ی همجمعی بین متغیرها را به دست آورد (تشکینی، ۱۳۸۴).

یک مدل $(ARDL(P, q_1, q_2, \dots, q_k))$ را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\alpha(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta'W_t + u_t \quad (1)$$

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (2)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^{iq} \quad (3)$$

که در آن L عملگر وقفه، W_t برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای بروناز با وقفه‌های ثابت، P وقفه‌هایی به کار گرفته شده برای متغیر وابسته و q_i وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل است (ترکمنی و طراز کار، ۱۳۸۴).

رهیافت ARDL در دو مرحله انجام می‌گیرد در مرحله‌ی اول وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی مورد آزمون قرار می‌گیرد. بدین ترتیب که اگر مجموع ضرایب برآورده شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش می‌یابد. بنابراین، برای آزمون همگرایی آزمون فرضیه‌ی زیر ضروری می‌باشد:

^۶ Auto-Regressive Distributed Lag

$$\begin{aligned} H_{+} &: \sum_{i=1}^P \alpha_i - 1 \geq 0 \\ H_{\vee} &: \sum_{i=1}^P \alpha_i - 1 < 0 \end{aligned} \quad (4)$$

کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق چنین محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \bar{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\bar{\alpha}_i}} \quad (5)$$

در صورتی که کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی^۷، دولادو^۸ و مستر^۹ در سطح اطمینان مورد نظر کوچکتر از کمیت آماره‌ی t محاسباتی فوق باشد، فرض H_0 رد و در نتیجه یک رابطه‌ی تعادلی دراز مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. در مرحله‌ی دوم، تخمین و تجزیه و تحلیل ضرایب دراز مدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. ضرایب دراز مدت متغیرهای توضیح دهنده بر اساس رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شوند:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i,1} + \hat{\beta}_{i,2} + \hat{\beta}_{i,3} + \dots + \hat{\beta}_{i,\bar{q}_i}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_{\bar{p}}} \quad (6)$$

که در آن \bar{p} و \bar{q}_i برای $i = 1, 2, \dots, k$ ، مقادیر انتخاب شده \bar{p} و \bar{q}_i بر اساس یکی از ضوابط تعیین وقفه می‌باشند.

تعداد رگرسیون‌هایی که برآورد می‌گردد، از رابطه‌ی $(m+1)^{k+1}$ به دست می‌آید که در آن m حداقل وقفه و k تعداد متغیرهای توضیحی می‌باشد (خلیلیان و فرهادی، ۱۳۸۱). وجود همگموعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل تصحیح خطأ^{۱۰} را فراهم می‌آورد. الگوی تصحیح خطأ در واقع نوسان‌های کوتاه مدت (عدم تعادل کوتاه مدت) متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد (نوفrstی، ۱۳۷۸).

^۷ Banerjee

^۸ Dolado

^۹ Mestre

^{۱۰} Error Correction Model

بر اساس آنچه گفته شد، مدل پویای ARDL برای تابع عرضه صادرات به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} X_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varepsilon_i RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i PD_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^f \mu_i XC_{t-i} + \sum_{i=1}^e \phi_i REER_{t-i} + \varepsilon_0 RP_t + \gamma_0 PD_t + \\ & \mu_0 XC_t + \phi_0 REER_t + \omega_0 Dr + \psi_0 Dw + \tau_0 Dt + u_{t\alpha} \end{aligned} \quad (7)$$

که در آن X میزان صادرات کشمش (تن)، RP قیمت نسبی^{۱۱} کشمش (نسبت قیمت صادراتی ایران به قیمت جهانی)، PD میزان تولید کشمش در داخل کشور (تن)، XC صادرات کشمش دو کشور رقیب ایران یعنی ایالات متحده و ترکیه (تن)، $REER$ نرخ مؤثر واقعی^{۱۲} بر اساس شاخص SDR (ریال)، Dr متغیر مجازی^{۱۳} انقلاب (برای دوره‌ی ۱۳۵۷-۶۲ دارای ارزش یک و برای بقیه‌ی سال‌ها دارای ارزش صفر) و Dw متغیر مجازی جنگ تحمیلی (برای دوره‌ی ۱۳۵۹-۶۷ ارزش یک و برای بقیه‌ی دوره ارزش صفر) می‌باشد. در این معادله n ، m و e به ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای X_t ، RP_t ، PD_t ، XC_t و $REER_t$ و τ_0 می‌باشد. بنابراین رابطه‌ی بلند مدت عرضه صادرات را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$X_t = \delta_0 + \delta_1 RP_t + \delta_2 PD_t + \delta_3 XC_t + \delta_4 REER_t + u_{t\alpha} \quad (8)$$

معادله‌ی تصحیح خطای مدل ARDL نیز به صورت رابطه‌ی زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \Delta X_t = & \Delta \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta PD_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^f \hat{\mu}_i \Delta XC_{t-i} + \sum_{i=1}^e \hat{\phi}_i \Delta REER_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_{t\alpha} \end{aligned} \quad (9)$$

که در این رابطه Δ نشان دهنده‌ی عملگر اولین تفاضل و θ نیز ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه گیری می‌کند. با توجه به اینکه برخی از متغیرهای مدل پایا و برخی دیگر پس از تفاضل گیری پایا شده‌اند، مبادرت به برآورد مدل با استفاده از رهیافت ARDL شده است.

^{۱۱} Relative Price

^{۱۲} Real Effective Exchange Rate

^{۱۳} Special Drawing Right

^{۱۴} Dummy Variable

در این تحقیق از مدل‌های اقتصاد سنجی برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است و از نرم افزار *Microfit4* برای انجام برآورد مدل *ARDL* بهره گرفته شده است. آمار و اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق از داده‌های آماری سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد (*FAO*) و سری‌های زمانی موجود در بانک مرکزی استخراج گردیده است. دوره‌ی مطالعه تحقیق حاضر سال‌های ۱۳۵۰-۸۵ می‌باشد.

۵- نتایج و بحث

در ابتدا پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی-فولر بررسی شد. نتایج به شرح جدول (۱) است.

جدول ۱: نتایج آزمون *ADF* و *DF* برای بررسی پایایی متغیرهای مدل

متغیر	پایا در سطح (۰)	پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول (۱)
مقدار صادرات کشمش	-	✓
قیمت نسبی	-	✓
مقدار تولید	✓	-
مقدار صادرات کشمش رقبا	✓	-
نرخ ارز مؤثر واقعی	-	✓

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۱)، متغیرهای مقدار تولید و مقدار صادرات رقبا در سطح پایا هستند. همچنین متغیرهای قیمت نسبی، مقدار صادرات و نرخ ارز مؤثر واقعی با یک بار تفاضل گیری پایا گردیده‌اند. برای برآورد تابع عرضه‌ی صادرات با استفاده از مدل *ARDL* به دلیل دقت فرم لگاریتمی از این فرم استفاده گردید. نتایج حاصل در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول ۲: نتایج برآورد مدل مطالعه با رهیافت (۰،۰،۰،۰) *ARDL*

نام متغیر	ضریب	خطای معیار
Lx(-1)	* ۰/۵۳	۰/۱۲
Lrp	** ۰/۲۷	۰/۰۹
Lprod	*** ۰/۵۸	۰/۲۰
Lxc	** -۰/۵۰	۰/۱۷
Leer	*** ۰/۴۶	۰/۱۰
Dr	* -۰/۳۶	۰/۰۹
Dw	* -۰/۳۵	۰/۰۷

•/۸۰	•/۲/۷۱	عرض از مبدأ	C
$R^{\gamma} = 0.84$	$\bar{R}^{\gamma} = 0.73$	$F = 45/15(0.0\cdots)$	***

توضیح: * سطح اطمینان ۹۰٪، ** سطح اطمینان ۹۵٪ و *** سطح اطمینان ۹۹٪ است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

جدول (۲) نشان می‌دهد که قیمت نسبی کشمکش (قیمت صادراتی ایران به قیمت جهانی) اثر مثبت بر صادرات کشمکش دارد. به عبارتی، با افزایش قیمت نسبی کشمکش صادرات آن بالا می‌رود و با کاهش قیمت نسبی صادرات کشمکش پایین می‌آید. مقدار تولید کشمکش همان‌طوری که انتظار می‌رفت، تأثیر مثبتی بر روی صادرات کشمکش دارد. مقدار صادرات کشورهای رقیب یعنی ایالات متحده امریکا و ترکیه به صورت منفی صادرات کشمکش را متأثر می‌سازد. به دیگر سخن، با افزایش سهم این دو کشور رقیب در بازار جهانی، سهم ایران از بازار جهانی کشمکش کاهش می‌یابد و با کاهش سهم ایالات متحده امریکا و ترکیه از بازار جهانی کشمکش، سهم ایران بالا می‌رود. همچنین، نرخ ارز مؤثر واقعی اثر مثبت بر صادرات کشمکش دارد. بدین صورت که با افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی، ارزش ریال ایران در برابر ارزهای عمدۀ دنیا کاهش می‌یابد که این نشان دهنده‌ی آن است که قیمت کشمکش ایران بر پایه‌ی ارزهای عمدۀ کاهش یافته است. بدین ترتیب، با پایین آمدن قیمت کشمکش در بازار جهانی، قابلیت رقابت پذیری کشمکش ایران بالا می‌رود و موجب افزایش صادرات کشمکش می‌گردد. علامت متغیرهای مجازی نشان می‌دهد که در مقطع وقوع انقلاب اسلامی ایران و دوره‌ی هشت ساله‌ی جنگ تحملی، صادرات کشمکش کاهش یافته است.

در ادامه، برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل از آزمون t

استفاده می‌شود:

$$t = \frac{0.53 - 1}{0.12} = -3/91 \quad (10)$$

با توجه به اینکه کمیت بحرانی محاسبه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر برای سه متغیر توضیحی و تعداد مشاهده ۳۴، در سطح ۵ و ۱ درصد به ترتیب $3/35$ و $4/12$ - می‌باشد، پس آماره‌ی محاسباتی، از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۵ درصد بزرگتر بوده و نشان دهنده‌ی وجود

رابطه‌ی بلند مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی است. رابطه‌ی بلند مدت برای تابع عرضه‌ی صادرات کشمش به صورت زیر می‌باشد:

$$LX = ۴/۰۹ + ۰/۴۰ LRP + ۰/۶۰ LPROM - ۰/۳۲ LXC + ۰/۷۶ LREER \quad (11)$$

همچنان که رابطه‌ی (11) نشان می‌دهد، در بلندمدت قیمت نسبی، مقدار تولید، مقدار صادرات رقبا و نرخ ارز مؤثر واقعی تغییرات عرضه‌ی صادرات کشمش را موجب می‌گردند.

در ادامه، روند تعديل عدم تعادل در کوتاه مدت به بلند مدت و رابطه‌ی کوتاه مدت بین عرضه‌ی صادرات و قیمت نسبی، مقدار تولید، صادرات رقبا و نرخ ارز مؤثر واقعی با به کارگیری الگوی تصحیح خطاب مطابق جدول (۳) برآورد گردید.

جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطاب

نام متغیر	ضریب	خطای معیار
تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم قیمت نسبی کشمش	** ۰/۲۷	۰/۰۹۴
تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم مقدار تولید کشمش	*** ۰/۵۸	۰/۲۰۳
تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم مقدار صادرات کشورهای رقیب	** -۰/۵۰	۰/۱۷
تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم نرخ ارز مؤثر واقعی	*** ۰/۴۶	۰/۱۳
عرض از مبدأ	* ۲/۷۱	۰/۰۷
عبارت تصحیح خطاب	*** -۰/۵۱۴	۰/۸۰
$R^2 = ۰/۸۱$		$\bar{R}^2 = ۰/۷۰$
$F = ۴۳/۶۵(0/000)$		***

توضیح: * سطح اطمینان ۹۰٪، ** سطح اطمینان ۹۵٪ و *** سطح اطمینان ۹۹٪ است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۳) با یک واحد افزایش در قیمت نسبی کشمش، صادرات آن ۰/۲۷ واحد افزایش می‌یابد. اگر تولید کشمش یک واحد بالا رود، صادرات ۰/۵۸ واحد رشد می‌کند. با رشد یک واحدی در صادرات رقبا به اندازه‌ی ۰/۵۰ واحد صادرات ایران کاهش می‌یابد. اگر نرخ ارز مؤثر واقعی یک واحد دچار افزایش گردد، صادرات ۰/۴۶ واحد بالا می‌رود. روند تعديل عدم تعادل یا به عبارت دیگر ضریب تصحیح خطاب ۰/۵۱۴ می‌باشد که بیانگر آن است که در هر سال حدود ۵۱ درصد از عدم تعادل متغیر عرضه‌ی صادرات بهبود یافته و به سمت مقادیر بلند مدت نزدیک‌تر می‌گردد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج به دست آمده استنباط نمود که با تغییر قیمت نسبی کشمش به گونه‌ای که قیمت صادراتی کشمش ایران افزایش یابد، موجب افزایش صادرات کشمش ایران می‌گردد. افزایش قیمت صادراتی انگیزه‌ی صادرکنندگان را برای افزایش صادرات کشمش بالا می‌برد و موجب صدور بیشتر کشمش می‌گردد. با کاهش قیمت نسبی که بیانگر کاهش قیمت صادراتی کشمش است، تمایل صادرکنندگان به بازارهای خارجی کمتر شده و صادرات کشمش کاهش می‌یابد. بنابراین، قیمت صادراتی کشمش نقش چشمگیری در روند صادرات این محصول دارد که بایستی در روند تغییرات آن آگاه بود و به لحاظ کیفیت و قیمت تمام شده کشمش صادراتی دقت زیادی مبذول نمود.

مقدار تولید کشمش به طور هماهنگ صادرات کشمش را متاثر می‌سازد، به گونه‌ای که با افزایش تولید کشمش به صورت تبعی زمینه برای صادرات این محصول بالا می‌رود. با کاهش مصرف داخلی به صورت صرفه‌جویی و مصرف به مقدار اصولی، می‌توان بر میزان صادرات این محصول افروزد. مقدار صادرات کشمش از سوی کشورهای رقیب ایران (ایالات متحده امریکا و ترکیه) به صورت منفی بر روی صادرات کشمش ایران اثر می‌گذارد. به عبارتی، در زمانی که کیفیت (بسته بندی، ...) یا قیمت کشمش صادراتی این دو کشور نسبت به کشور ایران مطلوب‌تر باشد، طبیعی است که میزان صادرات کشمش ایران تحت تأثیر این رویکرد کاهش می‌یابد. بر همین اساس، باید در زمینه فرآوری، بسته‌بندی، حمل و نقل و مقوله‌های مشابه، هم از سوی صادرکنندگان و نیز در صورت لزوم از طرف دستگاه‌های اجرایی دولتی، اقدامات مقتضی در این ارتباط صورت پذیرد.

همچنین، تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی اثر مثبتی روی صادرات کشمش دارا می‌باشد. بنابراین، یکی از عمدترين عواملی که صادرات کشمش را دچار تغییر

می‌کند، نرخ ارز مؤثر واقعی است و نوسانات نرخ ارز در بازار قیمت صادراتی و به‌طور کلی درآمد صادرکنندگان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با این وصف، سیستم نرخ ارز در کشور که در اختیار بانک مرکزی و سیاست‌های پولی دولت است، باید به طریقی مدیریت و نظارت شود که در بخش تجارت و بهویژه بخش صادرات، منافع کشور و از جمله صادرکنندگان به‌طور مفید و امیدوارکننده تأمین گردد. در سال‌های اخیر سیاست‌ها و رویکردهای دولت به‌گونه‌ای بوده است که در راستای حمایت از صادرکنندگان و توسعه‌ی صادرات غیرنفتی بوده که از آن جمله می‌توان به حذف پیمان‌سپاری ارزی از سوی صادرکنندگان و جوايز صادراتی اشاره نمود.

فهرست منابع:

- اکبری، محمدرضا و حسین کریمی هسنیجه. (۱۳۷۹). تأثیر رشد صادرات بر رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه. *مجله برنامه و بودجه*، ۵۲-۸۴:۶۳.
- بی‌ریا، سهیلا و فرخنده جبل‌عاملی. (۱۳۸۵). عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران و خرما در سبد کالاهای صادراتی غیرنفتی ایران (۱۳۸۰-۱۳۷۰). *فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه*، ۵۴:۸۵-۱۰۲.
- پاسبان، فاطمه. (۱۳۸۵). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات زعفران ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۲:۱-۱۵.
- تاجیانی، هما و مجید کوباهی. (۱۳۸۴). تخمین توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران. *محله علوم کشاورزی ایران*، ۳۶(۳):۵۷۳-۵۸۰.
- ترکمانی، جواد و محمد حسن طرازکار. (۱۳۸۴). اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته: کاربرد روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL). *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۲۹:۸۳-۹۶.
- تشکینی، احمد. (۱۳۸۴). *اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit*. تهران: مؤسسه فرهنگی دیباگران، چاپ اول.
- خلیلیان، صادق و علی فرهادی. (۱۳۸۱). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۹:۷۱-۸۴.
- دشتی، قادر، محمد خداوردیزاده و رسول محمد رضایی. (۱۳۸۹). تحلیل مزیت نسبی و ساختار بازار صادرات جهانی پسته. *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۴(۱):۹۹-۱۰۶.
- عزیزی، جعفر و سعید یزدانی. (۱۳۸۵). بررسی صادرات پسته ایران: چالشها و رهیافت‌ها. *محله تحقیقات اقتصادی*، ۷۴:۲۱۷-۲۴۷.
- فخرایی، عنایت الله و حمیده احمدی. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات درآمدهای ارزی صادرات غیر نفتی ایران. *اقتصاد مقداری*، ۸(۲):۱۴۹-۱۲۳.

محمودزاده، مجید و منصور زیبایی. (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پسته ایران: یک تحلیل همگمعی. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۴۶: ۱۵۷-۱۳۷.

معاونت طرح و برنامه گمرک جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۶). *سالنامه آماری بازارگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران*، دفتر آمار و خدمات ماشینی.

نوفrstی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همگمعی در اقتصاد سنجی. چاپ اول. موسسه خدمات فرهنگی رسا. تهران.

Cameron, S. & K. Zaman. (2005). Export Supply Function Estimation for the Pakistan Carpet Industry, BCID Research paper, No. 9.

Haleem, U., K. Mushtaq, A. Abbas & A. D. Sheikh .(2005). Estimation of Export Supply Function for Citrus Fruit in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 44: 659-672.

Utkulu, U ., D. Seymen & A. Aydin .(2003). Export Supply Trade Reform: the Turkish Evidence. Dokus Eylul University, Department of Economics, Izmir, Turkey.