

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

دکتر جعفر حقیقت، رسول حسین پور و محمد خداوردی‌زاده*

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

چکیده:

کشمش از جمله مهم‌ترین اقلام صادراتی ایران است. ایران بعد از ایالات متحده آمریکا و ترکیه در رتبه‌ی سوم تولید و بعد از ترکیه در رتبه‌ی دوم صادرات کشمش 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 کشمش 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 به‌طور مفید و امیدوارکننده تأمین گردد.

طبقه بندی JEL: C22، F12، Q17

واژه‌های کلیدی: رهیافت ARDL، صادرات رقیب، کشمش، نرخ ارز مؤثر

* به ترتیب، دانشیار و دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشگاه تبریز و دانشجوی دوره دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
haghighat@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 هسنیجه، 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 نظیر 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 آمریکا 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 بازرگانی خارجی گمرک جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۸۶، حدود ۱۵۹ هزار تن محصول کشمش به ارزش ۱۶۱ میلیون دلار (۱۴۹۷ میلیارد ریال) عمدتاً 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 ۲۰۰۶-۱۹۹۶.

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

به‌علاوه، روند صادرات کشمش برای کشورهای عمده‌ی صادر کننده در دوره‌ی ده ساله‌ی نشان می‌دهد که صادرات کشمش 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، ۲۰۰۰-۱۹۹۶).

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 تولیدکننده 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 عمده‌فروشی کالاها، 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.

^۳ Cameron and Zaman

^۴ Utkulu

^۵ Haleem

مقایسه با تغییرات اسمی تأثیر بیشتری بر عرضه 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 عرضه صادرات برای مرکبات در پاکستان برای دوره‌ی ۲۰۰۴-۱۹۷۵ دریافته‌اند که قیمت صادراتی، تولید داخلی و نرخ ارز روی صادرات مرکبات تأثیر می‌گذارد. کامرون و زمان (۲۰۰۵) در پژوهشی در ارتباط با برآورد تابع عرضه صادرات برای صنایع فرش پاکستان در دوره‌ی ۲۰۰۳-۱۹۷۰ 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، عرضه صادرات را تحت تأثیر قرار می‌دهد. خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای در مورد بررسی عوامل مؤثر صادرات بخش کشاورزی برای سری زمانی ۷۸-۱۳۴۱ با الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی به این نتیجه رسیده‌اند که تولید ناخالص داخلی کشور، قیمت‌های نسبی صادراتی و مصرف داخلی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی تأثیر معنی‌دار دارد و نرخ مؤثر ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی معنی‌دار نیست. تاجیانی و کوپاهی (۱۳۸۴) در مطالعه‌ی خود پیرامون تابع عرضه صادرات زعفران ایران برای دوره‌ی ۷۹-۱۳۵۳ به این نتیجه رسیده‌اند که تابع عرضه 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، عرضه صادرات آن افزایش می‌یابد. عزیزی و یزدانی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای در مورد صادرات پسته برای دوره‌ی ۲۰۰۲-۱۹۷۰ دریافته‌اند که تولید داخلی و تولید ناخالص ملی و نرخ مبادله‌ی ارز تأثیر معنی‌دار روی صادرات دارند. بی‌ریا و جبل‌عاملی (۱۳۸۵) در پژوهشی در مورد عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران و خرما در سبد کالاهای صادرات غیرنفتی ایران برای دوره‌ی ۸۰-۱۳۷۰ با داده‌های سری زمانی و مقطعی 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 ۸۲-۱۳۵۰ دریافت 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 گسترده ($ARDL$)^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 ($I(1)$) 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:

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

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_L L - \alpha_r L^r - \dots - \alpha_p L^p \quad (2)$$

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

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 برون‌زا با وقفه‌های ثابت، P وقفه‌های به کار گرفته شده برای متغیر وابسته و q_i وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل است (ترکمانی و طراز کار، ۱۳۸۴).

رهیافت $ARDL$ در دو مرحله انجام می‌گیرد در مرحله اول وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی مورد آزمون قرار می‌گیرد. بدین ترتیب که اگر مجموع ضرایب برآورد 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:

⁶ Auto-Regressive Distributed Lag

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0 \quad (4)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

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

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

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:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i_1} + \hat{\beta}_{i_2} + \hat{\beta}_{i_3} + \dots + \hat{\beta}_{i_{\hat{q}_i}}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_{\hat{p}}} \quad (6)$$

که در آن \hat{p} و \hat{q}_i برای $i = 1, 2, \dots, k$ ، مقادیر انتخاب شده \hat{p} و \hat{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 حداکثر وقفه و k تعداد متغیرهای توضیحی می‌باشد (خلیلیان و فرهادی، ۱۳۸۱). وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل تصحیح خطا^{۱۰} را فراهم می‌آورد. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان‌های کوتاه مدت (عدم تعادل کوتاه مدت) متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

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

⁷ Banerjee

⁸ Dolado

⁹ Mestre

¹⁰ Error Correction Model

$$\begin{aligned}
X_t = & \alpha. + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varepsilon_i RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i PD_{t-i} \\
& + \sum_{i=1}^f \mu_i XC_{t-i} + \sum_{i=1}^e \phi_i REER_{t-i} + \varepsilon. RP_t + \gamma. PD_t + \\
& \mu. XC_t + \phi. REER_t + \omega Dr + \psi Dw + \tau Dt + u_{1t}
\end{aligned} \quad (7)$$

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)،^{۱۳} Dr متغیر مجازی^{۱۴} انقلاب (برای دوره‌ی ۶۲-۱۳۵۷ دارای ارزش یک و برای بقیه‌ی سال‌ها دارای ارزش صفر) و Dw متغیر مجازی جنگ تحمیلی (برای دوره‌ی ۶۷-۱۳۵۹ ارزش یک و برای بقیه‌ی دوره ارزش صفر) می‌باشد. در این معادله m ، n ، k ، f و e به ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای X_t ، RP_t ، PD_t ، XC_t و $REER_t$ می‌باشد. بنابراین رابطه‌ی بلند مدت عرضه‌ی صادرات را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$X_t = \delta. + \delta_1 RP_t + \delta_2 PD_t + \delta_3 XC_t + \delta_4 REER_t + u_{1t} \quad (8)$$

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

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

که در این رابطه Δ نشان دهنده‌ی عملگر اولین تفاضل و θ نیز ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری 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. در این تحقیق از مدل‌های اقتصادسنجی 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

¹¹ Relative Price

¹² Real Effective Exchange Rate

¹³ Special Drawing Right

¹⁴ Dummy Variable

خواروبار کشاورزی ملل متحد (FAO) و سری‌های زمانی موجود در بانک مرکزی استخراج گردیده است. دوره‌ی مطالعه تحقیق حاضر سال‌های ۸۵-۱۳۵۰ 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 $I(0)$	پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول $I(1)$
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 $ARDL(1,0,0,0,0)$

نام متغیر	ضریب	خطای معیار
Lx(-1)	$0/53^*$	$0/12$
Lrp	$00/27^{**}$	$0/09$
Lprod	$000/58^{***}$	$0/20$
Lxc	$00/50^{**}$	$0/17$
Lreer	$000/46^{***}$	$0/10$
Dr	$0-/36^*$	$0/09$
Dw	$0-/35^*$	$0/07$
C	$02/71^*$	$0/80$
*** $F = 45/15(0/100)$		
$\bar{R}^2 = 0/73$		
$R^2 = 0/84$		

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

جدول (۲) نشان می‌دهد که قیمت نسبی کشمش (قیمت صادراتی ایران به قیمت جهانی) اثر مثبت بر صادرات کشمش دارد. به عبارتی، با افزایش قیمت نسبی کشمش صادرات آن بالا می‌رود و با کاهش قیمت نسبی صادرات کشمش پایین می‌آید. مقدار تولید کشمش همان‌طوری که انتظار می‌رفت، تأثیر مثبتی بر روی صادرات کشمش داراست. مقدار صادرات کشورهای رقیب یعنی ایالات متحده، امریکا و ترکیه به صورت منفی صادرات کشمش را متأثر می‌سازد. به دیگر سخن، با افزایش سهم این دو کشور رقیب در بازار جهانی، سهم ایران از بازار جهانی کشمش کاهش می‌یابد و با کاهش سهم ایالات متحده امریکا و ترکیه از بازار جهانی کشمش، سهم ایران بالا می‌رود. همچنین، نرخ ارز مؤثر واقعی اثر مثبت بر صادرات کشمش دارد. بدین صورت که با افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی، ارزش ریال ایران در برابر ارزهای عمده دنیا کاهش می‌یابد که این نشان دهنده‌ی آن است که قیمت کشمش ایران بر پایه‌ی ارزهای عمده کاهش یافته است. بدین ترتیب، با پایین آمدن قیمت کشمش در بازار جهانی، قابلیت رقابت پذیری کشمش ایران بالا می‌رود و موجب افزایش صادرات کشمش می‌گردد. علامت متغیرهای مجازی نشان می‌دهد که در مقطع وقوع انقلاب اسلامی ایران و دوره‌ی هشت ساله‌ی جنگ تحمیلی، صادرات کشمش 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 ۳/۳۵- و ۴/۱۲- 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:

$$LX = 41.09 + 0.40LRP + 0.60LPROD - 0.32LXC + 0.76LREER \quad (11)$$

همچنان که رابطه‌ی (۱۱) نشان می‌دهد، در بلندمدت قیمت نسبی، مقدار تولید، مقدار صادرات رقبا و نرخ ارز مؤثر واقعی تغییرات عرضی صادرات کشمش را موجب می‌گردند.

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

جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

خطای معیار	ضریب	نام متغیر
۰/۰۹۴	**۰/۲۷	<i>dlrp</i> تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم قیمت نسبی کشمش
۰/۲۰۳	***۰/۵۸	<i>dlprod</i> تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم مقدار تولید کشمش
۰/۱۷	**۰/۵۰	<i>dlxc</i> تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم مقدار صادرات کشورهای رقیب
۰/۱۳	***۰/۴۶	<i>dlreer</i> تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم نرخ ارز مؤثر واقعی
۰/۰۷	*۲/۷۱	<i>c</i> عرض از مبدأ
۰/۸۰	***۰/۵۱۴	<i>Ecm (-1)</i> عبارت تصحیح خطا
*** $F = ۴۳/۶۵(۰/۰۰۰)$ $\bar{R}^2 = ۰/۷۰$ $R^2 = ۰/۸۱$		

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 تعدیل عدم تعادل یا به عبارت دیگر ضریب تصحیح خطا ۰/۵۱۴ می‌باشد که بیانگر آن است که در هر سال حدود ۵۱ درصد از عدم تعادل متغیر عرضی 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 کاشمش به گونه‌ای که قیمت صادراتی کاشمش ایران افزایش یابد، موجب افزایش صادرات کاشمش ایران می‌گردد. افزایش قیمت صادراتی انگیزه‌ی صادرکنندگان را برای افزایش صادرات کاشمش بالا می‌برد و موجب صدور بیشتر کاشمش می‌گردد. با کاهش قیمت نسبی که بیانگر کاهش قیمت صادراتی کاشمش است، تمایل صادرکنندگان به بازارهای خارجی کمتر شده و صادرات کاشمش کاهش می‌یابد. بنابراین، قیمت صادراتی کاشمش نقش چشمگیری در روند صادرات این محصول دارد که بایستی در روند تغییرات آن آگاه بود و به لحاظ کیفیت و قیمت تمام شده کاشمش صادراتی دقت زیادی مبذول نمود.

مقدار تولید کاشمش به‌طور هماهنگ صادرات کاشمش را متأثر می‌سازد، به‌گونه‌ای که با افزایش تولید کاشمش به‌صورت تبعی زمینه برای صادرات این محصول بالا می‌رود. با کاهش مصرف داخلی به‌صورت صرفه‌جویی و مصرف به مقدار اصولی، می‌توان بر میزان صادرات این محصول افزود. مقدار صادرات کاشمش از سوی کشورهای رقیب ایران (ایالات متحده امریکا و ترکیه) به صورت منفی بر روی صادرات کاشمش ایران اثر می‌گذارد. به عبارتی، در زمانی که کیفیت (بسته بندی، ...) یا قیمت کاشمش صادراتی این دو کشور نسبت به کشور ایران مطلوب‌تر باشد، طبیعی است که میزان صادرات کاشمش 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 کاشمش دارا می‌باشد. بنابراین، یکی از عمده‌ترین عواملی که صادرات کاشمش 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 جوایز 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، ۶۳: ۸۴-۵۲.
- بی‌ریا، سهیلا و فرخنده جبل‌عاملی. (۱۳۸۵). عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران و خرما در سید کالاهای صادراتی غیرنفتی ایران (۱۳۸۰-۱۳۷۰). فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه، ۵۴: ۱۰۲-۸۵.
- پاسبان، فاطمه. (۱۳۸۵). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات زعفران ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، ۲: ۱۵-۱.
- تاجیانی، هما و مجید کوپاهی. (۱۳۸۴). تخمین توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران. مجله علوم کشاورزی ایران، ۳۶(۳): ۵۸۰-۵۷۳.
- 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: ۹۶-۸۳.
- تشکیینی، احمد. (۱۳۸۴). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit^۴. 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: ۸۴-۷۱.
- دشتی، قادر، محمد خداوردیزاده و رسول محمد رضایی. (۱۳۸۹). تحلیل مزیت نسبی و ساختار بازار صادرات جهانی پسته. اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۴(۱): ۱۰۶-۹۹.
- عزیزی، جعفر و سعید یزدانی. (۱۳۸۵). بررسی صادرات پسته ایران: چالشها و رهیافتها. مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۴: ۲۴۷-۲۱۷.
- فخرایی، عنایت‌الله 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 همجمعی. فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه، ۴۶: ۱۵۸-۱۳۷.
- معاونت طرح و برنامه گمرک جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۶). سالنامه آماری بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران، دفتر آمار و خدمات ماشینی.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی 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.