بررسی عوامل مؤثر بر توابع عرضه و تقاضای صادرات کشمش ایران

نگین کبیری، صادق خلیلیان*، محمدحسن وکیل‌پور
دانشجوی دکتری، دانشیار و استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
ایمیل نویسنده مسئول Khalil_s@modares.ac.ir

چکیده

تجارت خارجی یکی از مباحث مهم در توسعه‌ی اقتصادی هر کشور است و می‌تواند نقش مهمی در تعیین سرنوشت و آینده آن کشور ایفا نماید. بخش عمده درآمد حاصل از صادرات غیرنفتی از بخش کشاورزی تأمین می‌شود. از این‌رو توجه به صادرات محصولات غیرنفتی و بویژه محصولات کشاورزی، در راستای توسعه صادرات از اهمیت ویژه‌ای برخورداراست. در این میان کشمش یکی از مهم‌ترین محصولات صادراتی ایران است. هدف از این پژوهش شناسایی عوامل مؤثر بر توابع عرضه و تقاضای صادرات کشمش به روش $3SLS$ و برای دوره زمانی ۸۹-۱۳۵۵ می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که عواملی همچون قیمت نسبی، درآمد واقعی کشورهای واردکننده، نوسانات نرخ واقعی ارز بر تقاضای صادرات کشمش و متغیرهای مقدار صادرات، قیمت عمده فروشی کشمش، تولید داخلی کشمش، قیمت صادراتی دوره قبل و هم‌چنین متغیر مجازی آغاز جنگ بر عرضه صادرات کشمش ایران اثر دارند.

واژه‌های کلیدی: الگوی معادلات همزمان، توابع عرضه و تقاضای صادرات، کشمش، ایران

مقدمه

امروزه با گسترش ارتباطات و بروز پدیده‌ی جهانی‌شدن، مبادلات کالا، اطلاعات و فناوری بیش از پیش توسعه یافته و پیشرفت کرده است. تولیدکنندگان و صادرکنندگان کالا نسبت به گذشته فرصت بهتری یافته‌اند تا در بازارهای بین‌المللی به رقابت بپردازند و فعالیت‌های خود را توسعه دهند. سنتی‌ترین راه ورود به این بازارها یعنی صادرات کالا، باعث پیشرفت بیشتر، درآمدزایی بیشتر و آگاهی از آخرین تحولات فناوری و دانش‌روز شده است. از طرفی بالابودن توان صادراتی موجب افزایش تولید داخلی و افزایش سطح اشتغال در زمینه‌های مختلف ازجمله کشاورزی، بهبود کیفیت تولیدات و ایجاد زمینه‌های رقابت، باتوجه به امکان عرضه‌ی بیشتر و بهتر محصولات تولیدی و تعادل ترازپرداخت‌ها در کشورها می‌گردد. بخش عمده‌ی درآمد حاصل از صادرات غیرنفتی از بخش کشاورزی تأمین می‌شود و هم‌چنین این بخش به دلیل اشتغال‌زایی بالا، عدم نیاز به فناوری پیشرفته در مراحل مختلف تولید و ارزبری کمتر، نسبت به دیگر بخش‌های اقتصادی دارای مزیت‌نسبی است (کرباسی و همکاران ،۱۳۸۷). از این‌رو توجه به صادرات محصولات غیرنفتی و ازجمله محصولات کشاورزی، که سهمی بیش از یک چهارم صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده‌اند، در راستای توسعه‌ی صادرات از اهمیت ویژه‌ای برخوردارانند. در این میان به‌ویژه محصولات باغی ازجمله محصولاتی هستندکه در آینده قابلیت صادرات بیشتر و دسترسی به بازارهای جدید را دارا می‌باشند. کشمش از جمله‌ی این محصولات می‌باشد، چرا که ایران یکی از کشورهای مهم تولیدکننده‌ی انگور در دنیا می‌باشد و با میانگین تولید سالیانه بین ۲/۵ تا ۳ میلیون تن انگور و ۱۴۰ تا ۱۷۰ هزار تن کشمش، هفتمین تولیدکننده انگور در جهان به‌شمار می‌آید (کرباسی و همکاران،۱۳۸۹). از این‌رو در مطالعه‌ی حاضر به بررسی عامل‌های مؤثر در توابع عرضه و تقاضای صادرات کشمش ایران پرداخته شده است.

هدف کلی تحقیق برآورد توابع عرضه و تقاضای صادراتی محصول کشمش با استفاده از الگوی معادلات همزمان می‌باشد و اهداف جزئی آن به شرح زیر است:

۱- شناسایی عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات کشمش ایران

۲- محاسبه‌ی کشش‌های قیمتی و درآمدی مؤثر بر صادرات کشمش ایران

برای رسیدن به اهداف بالا با استفاده از معادلات عرضه و تقاضای صادرات فرضیه‌های زیر مطرح می‌شود:

۱- قیمت صادراتی و تولید داخلی کشمش بر عرضه‌ی صادرات کشمش ایران اثر مثبت دارند.

۲- قیمت داخلی کشمش رابطه‌ی منفی با عرضه‌ی صادرات کشمش دارد.

۳- نرخ واقعی ارز رابطه مثبت با تقاضای صادرات کشمش ایران دارد.

۴- کشش قیمتی تقاضا برای صادرات کشمش در درازمدت بزرگتر از کشش تقاضای کوتاه‌مدت است.

پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی در این زمینه انجام شده است که به چند نمونه از آن‌ها اشاره می‌کنیم. مکی مک و همکاران[1] (۲۰۰۸) بازار لبنیات اروپا را مطالعه کردند و تابع تقاضا برای تولیدات لبنی را با دو روش سیستمی و معادلات گرایش محاسبه نمودند. نتایج بررسی بیانگر کاهش مصرف پروتئین در اتحادیه‌ی اروپا است و اصلاحات نیز موجب افزایش مصرف چربی نسبت به پروتئین است. گیشان و اکسپوزینو[2] (۲۰۰۴)، در مطالعه‌ای به بررسی عرضه و تقاضای کشاورزی در اسپانیا، فرانسه، ژاپن و آمریکا پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که عرضه از تقاضا بیشتر افزایش داشته است. الجیری[3] (۲۰۰۴) کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات روسیه را با استفاده از تکنیک تصحیح خطا تخمین زد. او دریافت که میان صادرات روسیه و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن رابطه‌ی بلندمدت قوی‌ای وجود دارد. هم‌چنین نتیجه گرفت که ۱۰ درصد افزایش در درآمد داخلی باعث کاهش صادرات به اندازه‌ی ۱۴ درصد می‌شود. تانگ[4] (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای تابع تقاضای واردات کل ژاپن را با استفاده از داده‌های سالیانه برای دوره‌ی زمانی۹۷-۱۹۷۳ تخمین زد. نتایج نشان داد که مقدار تقاضای واردات ژاپن نسبت به درآمد کشش‌پذیر، اما نسبت به قیمت کشش‌ناپذیر است.کرباسی و کاتب (۱۳۹۰)، با استفاده از سیستم معادلات همزمان، به بررسی توابع عرضه و تقاضای انواع گوشت و غله در استان فارس پرداختند. آن‌ها برای تخمین معادلات از روش $3SLS$ استفاده کردند. نتایج تحقیقات آنها بیانگر تأثیر تکانه‌های زیربخش بازار گوشت و غله بر یکدیگر بود که این تأثیر تکانه از بازار گوشت بر غله بیشتر گزارش شد. هاتف و سروری (۱۳۸۹)، تغییرات رفاهی بازار زعفران را با تخمین توابع عرضه و تقاضای صادرات آن مورد مطالعه قرار دادند. در تابع تقاضای صادرات تنها دو متغیر نرخ‌ارز و قیمت صادراتی و در تابع عرضه‌ی صادرات نیز متغیر قیمت محصول معنی‌دار شدند. سپس با استفاده از سطوح زیر منحنی‌های عرضه و تقاضا مقادیر رفاه صادرکنندگان و واردکنندگان در اثر تغییرات ۵، ۱۰ و ۲۰ درصدی قیمت صادرات در طی سال‌های ۸۷-۱۳۵۲ و هم‌چنین پیش‌بینی این تغییرات تا سال ۱۳۹۲ انجام گردید. فیض‌آبادی، غلام‌نژاد و رمضانی (۱۳۸۸)، به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات خاویار ایران پرداختند. نتایج به‌دست آمده نشان داد که میان متغیرهای تولید داخلی و نرخ‌ارز با میزان صادرات خاویار رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری وجود دارد. پهلوانی، دهمرده و حسینی (۱۳۸۶)، به تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات در اقتصاد ایران پرداختند. در این پژوهش اثر درآمدملی، نرخ ارز و قیمت‌های نسبی وارداتی بر تابع تقاضای واردات و هم‌چنین اثر درآمد جهانی، نرخ‌ارز و قیمت‌های نسبی صادراتی بر تابع تقاضای

[1] Mechemache et al
[2] Guisan & Exposito
[3] Algeria
[4] Tang

صادرات با استفاده از روش همگرایی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده *(ARDL)* طی دوره‌ی زمانی ۸۵-۱۳۳۸ بررسی شد.

مواد و روش‌ها

در این قسمت درصدد نگرشی تئوریک بر توابع عرضه و تقاضای صادرات می‌باشیم. نخست عوامل مؤثر بر هر یک از توابع معرفی گردیده و سپس به صورت معادلات اقتصاد سنجی نمایش داده می‌شوند. در این مطالعه برای تخمین همزمان توابع عرضه و تقاضا از الگوی نبود تعادل[1] استفاده شده است. که برخلاف الگوی تعادل[2] که فرض می‌کند هیچ تأخیری در سیستم وجود ندارد و تعدیل مقادیر صادرات و قیمت‌ها برای ارزش‌های تعادلی مربوط به آنها لحظه‌ای و آنی است، فرض می‌شود تأخیری در تعدیل به وجود می‌آید و احتمالاً تعدیل واقعی در ارزش‌های تعادلی با وجود چندین تعدیل صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر، در الگوی نبود تعادل، مازاد تقاضا بر عرضه‌ی صادرات اثر می‌گذارد.

تابع تقاضای صادرات

تقاضای صادرات برای یک محصول تحت تأثیر عواملی چون قیمت صادراتی محصول، قیمت جهانی صادرات (متوسط قیمت کالا در بازارهای جهانی) و درآمد کشورهای واردکننده قرار دارد (*Helleiner, 1990*). میزان تولید سایر کشورها نیز به عنوان یک متغیر برون‌زا در الگوی تقاضا در نظر گرفته می‌شود. بدین ترتیب تابع تقاضای صادرات به فرم لگاریتمی به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$X_t^d = f\left(\frac{PX_t}{PXW_t}, YW_t\right) \quad (۱)$$

$$lnX_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 ln\left(\frac{PX}{PXW}\right)_t + \alpha_2 lnYW_t + \alpha_3 lnW_t + U_1 \quad (۲)$$

که در آن:

X^d= مقدار تقاضای جهانی صادرات،

PX = شاخص قیمت صادراتی کالا،

PXW = قیمت جهانی صادرات،

YW = متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای واردکننده،

W = مقدار تولید کالا در سایر کشورها و

$U1$ = جمله اخلال می‌باشد.

شاخص درآمد واقعی کشورهای واردکننده در مطالعه‌ی گلدشتاین و خان بدین صورت محاسبه شده است.

(۳)

[1] Disequilibrium Model
[2] Equilibrium Model

$$Y = \sum a_i Y_i \qquad i=1,2,\ldots,n \;,\sum a_i=1$$

که در آن a_i سهم کشور i از واردات کالا و Y_i درآمد واقعی کشور i (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت) است. در بسیاری از مطالعات اهمیت تأثیر نرخ ارز در صادرات محصولات کشاورزی مورد تأکید قرار گرفته است. برای مثال، شاه[1] (۱۹۷۴) نشان داده است که نوسان‌های نرخ ارز می‌تواند آثار مهمی بر صادرات محصولات کشاورزی داشته باشد. علاوه بر این، تغییرات نرخ واقعی ارز در مقایسه با تغییرات اسمی تأثیر بیشتری در تقاضای صادرات کالاهای کشاورزی خواهد داشت. بنابراین، متغیر نرخ واقعی ارز به معادله‌ی (۲) اضافه می‌گردد:

$$lnX_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 ln\left(\frac{PX}{PXW}\right)_t + \alpha_2 lnYW_t + \alpha_3 lnER_t + \alpha_4 lnW_t + U_1 \qquad (۴)$$

با توجه به الگوی فوق انتظار می رود علامت ضرایب متغیرها به صورت زیر باشد:

$a_1< 0 \; , \; a_2 >0 \; , \; a_3> 0 \; , \; a_4<0$

به منظور محاسبه نرخ واقعی ارز از رابطه زیر استفاده می‌گردد:

$$ER_t = E_t \frac{CPI_{it}}{WPI_{US}} \qquad (۵)$$

که در آن ER_t نرخ واقعی ارز، E_t نرخ رسمی ارز (بازار رسمی) بر حسب پول رایج داخلی به ازای هر دلار آمریکا، WPI_{us} شاخص قیمت عمده فروشی در آمریکا و CPI_i شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشور i است.

معادله‌ی (۴) تابع تقاضای صادرات را در بلندمدت نشان می‌دهد که در هر لحظه از زمان قابل دستیابی نیست. بنابراین، با استفاده از سازوکار تعدیل، فرض می‌شود که صادرات نسبت به اختلاف بین تقاضا برای صادرات در زمان (t) و مقدار واقعی صادرات در دوره‌ی گذشته (t-۱) تعدیل می‌گردد (*Pal, 1992*):

$$\Delta Ln\, X_t = \gamma \left[Ln\, X_t^d - Ln\, X_{t-1}\right] + U_{2t} \qquad \gamma > 0 \qquad (۶)$$

در معادله‌ی (۶)، γ ضریب تعدیل است. تابع تعدیل فرض می‌کند که مقدار صادرات در صورت وجود مازاد تقاضا در بقیه‌ی کشورهای جهان تعدیل می‌شود. با وارد کردن معادله‌ی (۶) در معادله‌ی (۷)، تابعی برای برآورد تقاضای صادرات به شکل زیر به دست می‌آید:

$$lnX_t^d = C_0 + C_1 ln\left(\frac{PX}{PXW}\right)_t + C_2 lnYW_t + C_3 lnER_t + C_4 lnW_t + C_5 lnX_{t-1} + U_{3t} \qquad (۷)$$

$U_{3t} = \gamma\, U_{1t} + U_{2t}$

که در آن:

$C_0 = \gamma\, a_0$ $\quad C_1 = \gamma\, a_1$ $\quad C_2 = \gamma\, a_2$
$C_3 = \gamma\, a_3$ $\quad C_4 = \gamma\, a_4$ $\quad C_5 = 1\text{-}\gamma$

[1] Schuh

تابع عرضه‌ی صادرات

در حالت کلی، عرضه‌ی صادرات به عواملی چون قیمت صادراتی محصول، قیمت داخلی و تولید داخلی محصول بستگی دارد (*Pesaran, 1997*). بنابراین، تابع عرضه‌ی صادرات را می‌توان به فرم لگاریتمی به صورت زیر نوشت:

$$X_t^d = f\left(\frac{PX_t}{PXW_t}, YW_t\right) \qquad (۸)$$

$$Ln\, X_t^s = \beta_0 + \beta_1\, Ln(\frac{PX}{P})_t + \beta_2\, Ln\, Y_t + U_{4t} \qquad (۹)$$

X_t^s= مقدار عرضه صادرات

PX = قیمت صادراتی کالا

P = قیمت داخلی کالا

Y_t = مقدار تولید کالا در داخل کشور

U_{4t} = جمله اختلال

در معادله‌ی عرضه فرض بر این است که وقتی قیمت کالای صادراتی نسبت به قیمت‌های داخلی افزایش می‌یابد تولید به منظور صادرات سودآورتر می‌شود. بنابراین، صادرکنندگان، محصول بیش‌تری را عرضه می‌کنند، پس انتظار می‌رود که β_1 و β_2 هر دو مثبت باشند. چون برآورد الگو به طور همزمان صورت می‌گیرد، در هریک از معادلات باید متغیر درون‌زای متناسب در سمت چپ معادله قرار گیرد. بنابراین، رابطه‌ی (۳-۱۰) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Ln\, PX = b_0 + b_1\, Ln\, X_t^s + b_2\, Ln\, Y_t + b_3\, Ln\, P_t + U_{4t} \qquad (۱۰)$$

در حالی که: $b_0 = -\frac{\beta_0}{\beta_1}$ $b_1 = \frac{1}{\beta_1}$ $b_2 = -\frac{\beta_2}{\beta_1}$ $b_3 = \frac{\beta_3}{\beta_1}$

با توجه به این‌که انتظار می‌رود ضرایب β_1 و β_2 در معادله‌ی (۹) مثبت باشند، لذا علامت انتظاری b_i ها برابر است با:

$b_1 > 0$ $b_2 < 0$ $b_3 > 0$

به همان صورتی که مقدار صادرات نسبت به مازاد تقاضا تعدیل گردید، قیمت صادراتی نیز نسبت به مازاد عرضه تعدیل می شود (*Pindyck, 1991*):

$$\Delta\, Ln\, PX_t = \lambda\, [Ln\, X_t - Ln\, X_t^s] + U_{5t} \qquad \lambda > 0 \qquad (۱۱)$$

λ ضریب تعدیل است. در این چارچوب، قیمت صادراتی به طور معکوس با مازاد عرضه رابطه دارد. با نشاندن رابطه‌ی (۱۰) در (۱۱) و حل آن بر حسب PX_t خواهیم داشت:

$$Ln\,PX_t = d_0 + d_1\,Ln\,X_t + d_2\,Ln\,P_t + d_3\,Ln\,Y_t + d_4\,Ln\,PX_{t-1} + U_{6t} \qquad (۱۲)$$

$$U_{6t} = \frac{1}{1+\lambda\beta_1}\,U_{4t} + U_{5t}$$

که ضرایب d_i برابر است با:

$$d_0 = -\frac{\lambda\beta_0}{1+\lambda\beta_1} \qquad d_1 = \frac{\lambda}{1+\lambda\beta_1} \qquad d_2 = -\frac{\lambda\beta_2}{1+\lambda\beta_1}$$

$$d_3 = \frac{\lambda\beta_1}{1+\lambda\beta_1} \qquad d_4 = \frac{1}{1+\lambda\beta_1}$$

با توجه به علائم β_i و $\lambda>0$ انتظار می‌رود که $d_1 > 0$، $d_2 < 0$، $d_3 > 0$ و $d_4 > 0$ باشند.

معادلات (۷) و (۱۲) مبین الگوی عدم تعادل می‌باشند که برای به دست آوردن ضرایب ساختاری، باید معادلات به طور همزمان حل گردند. بدین منظور فرض می‌شود $X_t = X_t^d = X_t^s$ است. برای به دست آوردن اثر خالص متغیرهای برون‌زا بر مقدار و قیمت صادراتی می‌توان از فرم تعدیل یافته معادلات استفاده کرد که فرم تعدیل یافته‌ی معادلات (۷) و (۱۲) به صورت زیر می‌باشند:

$$\begin{aligned} ln\,X_t = {} & \frac{c_0 + c_1 d_0}{\acute{D}} + \frac{c_2}{\acute{D}}\,ln\,PXW_t + \frac{c_3}{\acute{D}}\,ln\,YW_t + \frac{c_4}{\acute{D}}\,ln\,ER_t + \frac{c_5}{\acute{D}}\,Ln\,W_t \\ & + \frac{c_1 d_3}{\acute{D}}\,ln\,Y_t + \frac{c_1 d_2}{\acute{D}}\,ln\,P_t + \frac{c_1 d_4}{\acute{D}}\,ln\,PX_{t-1} + \frac{c_6 d_1}{\acute{D}}\,ln\,X_{t-1} + U_{7t} \end{aligned} \qquad (۱۳)$$

$$\begin{aligned} Ln\,PX_t = {} & \frac{d_0 + d_1 c_0}{\acute{D}} + \frac{c_2 d_1}{\acute{D}}\,Ln\,PXW_t + \frac{c_3 d_1}{\acute{D}}\,Ln\,YW_t + \frac{c_4 d_1}{\acute{D}}\,Ln\,ER_t \\ & + \frac{c_5 d_1}{\acute{D}}\,Ln\,W_t + \frac{d_3}{\acute{D}}\,Ln\,Y_t + \frac{d_2}{\acute{D}}\,Ln\,P_t + \frac{d_4}{\acute{D}}\,Ln\,PX_{t-1} + \frac{c_6 d_1}{\acute{D}}\,Ln\,X_{t-1} + U_{8t} \end{aligned} \qquad (۱۴)$$

$$U_{8t} = \frac{U_{6t} + d_1 U_{3t}}{\acute{D}} \qquad \text{و} \qquad U_{7t} = \frac{U_{3t} + c_1 U_{6t}}{\acute{D}}$$

$\acute{D}$ برابر با $1-c_1 d_1$ می‌باشد. در تحلیل دینامیکی، ضرایب فرم تعدیل یافته، کشش درون‌زا را نسبت به تغییرات در متغیرای برون‌زا اندازه‌گیری می‌کنند. هم‌چنین می‌توان کشش‌های جزئی بلندمدت را از تقسیم کشش‌های جزئی کوتاه‌مدت بر ضریب تعدیل تابع مربوط به دست آورد.

معادلات همزمان[1]

از آن‌جایی که در توابع عرضه و تقاضای بازار معمولاً یک رابطه‌ی علی دو طرفه بین قیمت و میزان تقاضا یا عرضه وجود دارد و این متغیرها در دو تابع مشترک هستند تخمین تک معادله موجب ناسازگاری در مدل خواهد شد. به طور خلاصه می‌توان گفت که در این موارد بین Y (متغیر وابسته) و متغیرهای X (متغیرهای توضیحی) یک رابطه‌ی دو طرفه وجود دارد که در نتیجه تفکیک متغیرها با متغیرهای توضیحی و وابسته، اعتبار خود را از دست می‌دهد. به این ترتیب با دسته‌بندی مجموعه متغیرهایی که به طور همزمان به وسیله‌ی بقیه متغیرها تعیین می‌شوند، مدل‌های معادلات همزمان حاصل خواهد شد. بنابراین، برخلاف مدل‌های تک معادله‌ای، در مدل‌های معادلات همزمان بدون توجه به اطلاعات حاصل از سایر معادلات سیستم، نمی‌توان به تخمین پارامترهای یک معادله‌ی منفرد پرداخت (گجراتی، ۱۳۸۷).

حال با توجه به تشریح مدل‌های عرضه و تقاضای صادرات کشمش و شناسایی اجزاء و عوامل مؤثر بر آن‌ها، با استفاده از نرم‌افزارهای آماری *Eviews* و *Excel* و با استفاده از روش *۳SLS* که یک روش سیستمی برای تخمین معادلات همزمان می‌باشد، توابع عرضه و تقاضا برآورد گردید. در نهایت با رفع مشکلات اقتصاد سنجی مدل‌های برآورد شده، بهترین مدل از میان آن‌ها انتخاب شد که در بخش بعدی به تجزیه و تحلیل این مدل‌ها خواهیم پرداخت.

نتایج و بحث

نخستین گام در تحلیل متغیرهای سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرهاست. چنانچه متغیری ایستا نباشد، به عبارتی با گذشت زمان توزیع احتمال آن متغیر تغییر کند، تحلیل‌های رگرسیونی با مشکل روبرو خواهد شد.

برای همین منظور با استفاده از آزمون‌های دیکی- فولر، دیکی-فولر تعمیم یافته (*ADF*)[2]، فیلیپس-پرون (*PP*)[3] و آزمون پرون[4] می‌توان ایستایی متغیرها را بررسی کرد. اما از آنجا که تحولاتی نظیر انقلاب و جنگ اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار داده است، در نتیجه احتمال تغییرات ساختاری در داده‌ها وجود داشته و بنا به استدلال پرون (۱۹۸۹)، در این حالت آزمون‌های ذکر شده مناسب نیستند.

آزمون پرون برای متغیری نظیر Y با برآورد معادله‌ی زیر در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته آغاز می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU + dDTB + \beta t + \gamma DT_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \theta_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad (۱۵)$$

که در آن DU متغیر مجازی است که در آن برای سال‌های $t \geq DU$ برابر یک و برای سال‌های قبل از آن صفر است. DTB متغیر مجازی است که برای سال‌های $t=TB+1$ برابر یک و برای بقیه‌ی سال‌ها برابر صفر می‌باشد. t روند زمانی

---

[1] Simultaneous Equations
[2] Augmented Dicky-Fuller Test
[3] Philips & Perron Test
[4] Perron Test

و DT_t متغیر مجازی روند زمانی که کمیت آن برای سال‌های $t \geq TB$ برابر t و برای سال‌های قبل از آن معادل صفر می‌باشد. یادآور می‌شود که TB زمان شکست ساختاری است.

نتایج حاصل از انجام این آزمون در جدول(۱) نمایش داده شده است.

جدول۱. نتایج آزمون پرون برای بررسی ایستایی متغیرها

متغیر	درجه ایستایی	روش ایستا کردن	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
قیمت صادراتی کشمش	I(1)	با یک تفاضل و متغیر روند و عرض از مبدأ	۷۹۳/۴	۲۳۷۸/۶	۴۱۹/۱	۳۵۳/۶
قیمت جهانی کشمش	I(1)	با یک تفاضل و متغیر روند و عرض از مبدأ	۱۰۲۴/۵	۲۰۵۰/۶	۹۲/۲۵	۴۸۱/۵
قیمت داخلی کشمش	I(1)	با یک تفاضل و متغیر روند و عرض از مبدأ	۱۳۸۱۶۴/۲	۸۵۰۰۰	۳۰/۱۸	۲۶۵۵۶/۲
درآمد واقعی کشورهای واردکننده	I(1)	با یک تفاضل و متغیر روند و عرض از مبدأ	۶۲/۵E+۱۱	۷۱/۹E+۱۱	۳۱/۲E+۱۱	۲۸/۲E+۱۱
نرخ واقعی ارز	I(1)	با یک تفاضل و متغیر روند و عرض از مبدأ	۲۹۹۴/۸	۱۸۰۵۴	۱/۲۴	۵۱۸/۲
تولید سایر کشورها	I(1)	با یک تفاضل و متغیر روند و عرض از مبدأ	۶۶۲۸۶۶۴۰	۵۱/۶E+۸	۱۰۱۷۵۰۰	۴۰/۱E+۸
مقدار صادرات کشمش	I(1)	با یک تفاضل و متغیر روند و عرض از مبدأ	۶۸۴۶۹/۶	۲۰۵۰/۶	۹۲/۲۵	۴۸۱/۵
تولید داخلی کشمش	I(1)	با یک تفاضل و متغیر روند و عرض از مبدأ	۱۳۸۱۶۴/۲	۲۲۲۲۸۲	۶۸۲۵۰	۴۴۳۹۵/۶

با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون ریشه واحد پرون، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها معنی‌دار شده است. و تمام متغیرهای بکار رفته در مدل، با در نظر گرفتن متغیر روند و عرض از مبدأ پایا از درجه‌ی یک می‌باشند.

دلیل بکارگیری روش همزمان در این مطالعه، وجود مقدار و قیمت صادراتی در دو طرف این معادلات و جلوگیری از تورش در برآورد بوده است. نکته‌ی قابل توجه، وجود متغیر موهومی شروع جنگ تحمیلی در مدل‌های عرضه و تقاضا می‌باشد تا طی آن تأثیر جنگ را روی معادلات مورد نظر بررسی کنیم. حال به تفسیر نتایج معادلات تخمینی پرداخته می‌شود. برای تخمین تابع تقاضای صادرات کشمش ایران، با توجه به روش و مدل ارائه شده در قسمت قبل، با استفاده از نرم‌افزارهای آماری مربوط، تابع مورد نظر تخمین زده شده است. نتایج حاصل از برآورد تابع فوق در جدول (۲)گزارش شده است.

جدول۲. نتایج برآورد تابع تقاضای صادرات کشمش ایران

متغیر	ضریب	آماره‌ی t
عرض از مبدأ	۰/۱۱	۰/۸۵
قیمت نسبی صادرات کشمش (PX/PXW)	-۰/۴۵	-۲/۳۳**
درآمد واقعی کشورهای واردکننده (YW)	۱/۰۱۷	۱/۹۷*
نرخ واقعی ارز (ER)	۰/۰۲۳	۱/۸۹*
مقدار تولید انگورسایر کشورها (W)	۰/۰۸۴	۰/۶۱
متغیر تأخیری صادرات کشمش (X_{t-1})	۰/۰۱۴	۰/۰۷۴
متغیر مجازی شروع جنگ *D(59)*	-۰/۳۵	-۱/۸۷*
ضریب تعدیل (γ)	۰/۳۶	
MSE	۰/۲۱	
R^2_{CN}	۰/۶۳	

*، ** و *** : بترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

بر اساس جدول بالا، متغیرهای عرض از مبدأ، مقدار تولید انگور در سایر کشورها و هم‌چنین مقدار صادرات دوره‌ی قبل معنی‌دار نشده‌اند. به این معنی که این متغیرها هیچ تأثیری برتابع تقاضای صادرات کشمش ندارد. ضریب متغیر قیمت نسبی صادرات برابر با ۰/۴۵- و در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده است. علامت منفی این متغیر نشان می‌دهد که با افزایش قیمت نسبی صادرات برای محصول کشمش تقاضای صادراتی این محصول در بازارهای جهانی کاهش خواهد یافت. ضریب متغیر درآمد واقعی کشورهای واردکننده برابر با ۱/۰۱ می‌باشد و همان‌طور که از علامت این متغیر پیداست با افزایش یک درصدی در درآمد کشورهای واردکننده‌ی کشمش، تقاضا برای صادرات این محصول ۱/۰۱ درصد افزایش خواهد یافت. علامت ضریب این متغیر مبین رابطه‌ی مثبت میان درآمد کشورهای وارد کننده‌ی کشمش و تقاضای صادراتی برای این محصول می‌باشد.

متغیر نرخ واقعی ارز به عنوان دیگر پارامتر اثرگذار بر تابع تقاضای صادرات محصول کشمش می‌باشد. مقدار ضریب آن برابر با ۰/۰۲۳ است و نشان می دهد که وقتی نرخ واقعی ارز یک درصد افزایش یابد، میزان تقاضای صادرات کشمش نیز ۰/۰۲۳ درصد افزایش می‌یابد. بنا بر نظریه‌های اقتصادی، کاهش ارزش پول کشور صادرکننده از

طریق کاهش قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول خارجی موجب افزایش تقاضای صادرات می‌گردد. متغیر مقدار تولید سایر کشورها در مدل معنی‌دار نشده است. متغیر تأخیری مقدار صادرات در دوره‌ی قبل نیز در این حالت معنی‌دار نشده است. اما علامت ضریب آن مطابق انتظار بوده است.

متغیر موهومی D(59) مربوط به سال‌های جنگ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی اثر جنگ و تحریم‌های اقتصادی بر تقاضای صادراتی محصول کشمش می‌باشد که این متغیر در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده و مقدار ضریب آن برابر با ۰/۳۵- است. که نشان می‌دهد شروع جنگ همراه با تخریب مناطق تولید انگور بوده که این عامل تأثیر منفی را در تابع تقاضای صادرات به همراه داشته است. میانگین مربع خطا (*MSE*)، برابر ۰/۲۱ می‌باشد که عدد کوچکی است. در رابطه با یک سیستم معادلات همزمان، R^2 بین ۱و ∞- تغییر می‌کند و عموماً به جای R^2 از آماره‌ی دیگری به نام R^2_{CN} که تفسیری شبیه به R^2 دارد استفاده می‌شود. این آماره بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$R^2_{CN} = \left[1 - \frac{MSE}{\delta^2_Y}\right] \qquad (۱۶)$$

که در آن *MSE* میانگین مربع خطا و δ^2_Y واریانس متغیر وابسته می‌باشد. R^2_{CN} در تابع تقاضای صادرات کشمش برابر ۰/۶۳ می‌باشد. که نشان از خوبی برازش مدل دارند. به عبارت دیگر، متغیرهای توضیحی موجود در مدل توانسته‌اند درصد تغییرات متغیر وابسته را به خوبی نشان دهند.

نتایج تخمین تابع عرضه‌ی صادرات کشمش به طور همزمان در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول۳. نتایج برآورد تابع عرضه‌ی صادرات کشمش ایران

متغیر	ضریب	آماره‌ی t
عرض از مبدأ	۰/۰۵	۲/۳۰**
مقدار صادرات کشمش (X)	۰/۴۹	۴/۴۵***
قیمت داخلی کشمش (P)	-۰/۱۲۴	-۱/۹۰*
تولید داخلی کشمش (Y)	-۰/۶۱	-۲/۹۱**
متغیر تأخیری قیمت صادرات کشمش (PX_{t-1})	-۰/۲۱	-۱/۸۵*
متغیر مجازی شروع جنگ $D(59)$	۰/۰۷	۳/۳۸***
ضریب تعدیل (λ)	۰/۴۷	
MSE	۰/۱۵	
R^2_{CN}	۰/۵۱	

*، ** و *** : بترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

متغیر عرض از مبدأ که در واقع تفسیری برای نشان دادن تأثیر متغیرهای ملحوظ نشده در مدل دارد در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده و مقدار ضریب آن برابر با ۰/۰۵ می‌باشد. ضریب متغیر مقدار صادرات برابر با ۰/۴۹ می‌باشد که به طور معنی‌داری مخالف صفر بوده و در سطح یک درصد معنی‌دار شده است. ضریب این متغیر با علامت مثبت دلالت بر این دارد که افزایش در قیمت صادراتی، عرضه‌ی صادرات را افزایش خواهد داد.

متغیر اثرگذار بعدی، قیمت داخلی محصول کشمش است که در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده و مقدار ضریب این متغیر برابر با ۰/۱۲۴- می‌باشد. این شاخص نشان می‌دهد هرگاه قیمت عمده فروشی داخلی برای محصول کشمش افزایش یابد به دلیل افزایش عرضه‌ی داخلی قیمت صادراتی این محصول افزایش خواهد یافت.

مقدار تولید کالای کشمش در داخل کشور متغیر دیگری است که بر روی تابع عرضه‌ی صادرات کشمش اثر دارد. ضریب این متغیر در مطالعه‌ی انجام شده ۰/۶۱- است. در تفسیر این متغیر می‌توان گفت که با بهبود شرایط تولید و افزایش عرضه‌ی داخلی انتظار بر این است که عرضه‌ی صادرات محصول کشمش افزایش یابد.

متغیر با وقفه‌ی قیمت صادراتی دوره‌ی قبل برابر با ۰/۲۱- می‌باشد و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده است و نشان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت قیمت صادراتی دوره‌ی قبل بر میزان عرضه‌ی صادرات دارد. متغیر موهومی سال‌های جنگ در سطح یک درصد معنی‌دار شده و ضریب آن برابر با ۰/۰۷ است. آماره‌های MSE و R^2_{CN} نیز با توجه به جدول بالا در بترتیب ۰/۱۵ و ۰/۵۱ می‌باشند.

کشش‌های جزئی توابع عرضه و تقاضای صادرات

از آنجایی که مدل بکار رفته در این مطالعه از نوع خطی-لگاریتمی است، ضرایب متغیرها نشاندهنده‌ی کشش‌های متغیر وابسته می‌باشد. این کشش‌ها برای توابع کوتاه‌مدت و بلندمدت محاسبه شده و نتیجه‌ی آن‌ها در جداول (۴) و (۵) گزارش شده است.

جدول٤. نتایج برآورد کشش‌های تابع تقاضای صادرات کشمش

تابع تقاضای صادرات	کوتاه‌مدت	بلندمدت
کشش قیمتی	-۰/۴۵	-۱/۲۵
کشش درآمدی	۱/۰۱	۱/۱۸

جدول٥. نتایج برآورد کشش‌های تابع عرضه‌ی صادرات کشمش

تابع عرضه‌ی صادرات	کوتاه‌مدت	بلندمدت
کشش قیمتی	۲/۰۴	۴/۳۴
کشش قیمت (داخلی)	-۰/۲۴	-۰/۵۱

چنان‌چه از جداول بالا مشخص است، کشش قیمتی تقاضای صادرات در کوتاه‌مدت برابر با ۰/۴۵ و کوچکتر از واحد می‌باشد. به این معنی که تقاضای صادرات کشمش نسبت به تغییرات قیمت در کوتاه مدت بی‌کشش است. به این معنی که افزایش قیمت صادراتی در کوتاه‌مدت باعث کاهش تقاضای جهانی برای محصول کشمش ایران می‌شود و لذا صادرکنندگان از طریق افزایش قیمت می‌توانند درآمد صادراتی خود را افزایش دهند. اما این مسئله در بلندمدت برقرار نبوده و کشش قیمتی تقاضای صادرات کشمش ایران در درازمدت بیشتر می‌شود و با افزایش قیمت مداوم در بلندمدت ایران جایگاه خود را در بازارهای جهانی از طریق کاهش تقاضای صادراتش از دست خواهد داد.در رابطه با

کشش قیمتی عرضه در کوتاه‌مدت، همان‌طور که در جدول ۵ ذکر شده است برابر با ۲/۰۴ می‌باشد که نشان می‌دهد عرضه‌ی صادرات نسبت به قیمت صادراتی در کوتاه‌مدت باکشش است. به این معنی که با افزایش یک درصد قیمت صادراتی در کوتاه‌مدت عرضه‌ی صادرات کشمش ایران بیش از یک درصد (۲/۰۴ درصد) افزایش خواهد یافت.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

عواملی هم‌چون قیمت نسبی، درآمد واقعی کشورهای واردکننده، نوسانات نرخ واقعی ارز، تقاضای صادرات کشمش ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهند. به این معنی که قیمت نسبی تأثیر منفی و درآمد کشورهای واردکننده و نرخ واقعی ارز تأثیر مثبت بر روی تقاضای صادرات کشمش ایران دارند. متغیر میزان تولید انگور در سایر کشورها، تقاضای صادرات کشمش را تحت تأثیر قرار نداده و معنی‌دار نشده است. از طرف دیگر متغیر مجازی شروع جنگ و تحریم-های اقتصادی تأثیر منفی بر میزان تقاضای صادرات کشمش ایران داشته است. دلیل این مسئله را می‌توان آغاز تحریم-ها و تبلیغاتی سوئی دانست از سمت کشورهای بیگانه علیه کشور ما انجام گرفته است.

در رابطه با تابع عرضه‌ی صادراتی کشمش می‌توان گفت متغیرهای مقدار صادرات، قیمت عمده فروشی کشمش، تولید داخلی کشمش، قیمت صادراتی دوره‌ی قبل و هم‌چنین متغیر مجازی آغاز جنگ معنی‌دار شده‌اند و بر روی عرضه‌ی صادرات کشمش ایران اثر دارند. متغیرهای قیمت صادرات، میزان تولید داخلی کشمش و قیمت صادراتی دوره‌ی قبل تأثیر مثبت و متغیرهای قیمت داخلی و متغیر مجازی تأثیر منفی بر مقدار صادرات کشمش ایران دارند. با توجه به نتایج بدست آمده از مطالعه می‌توان پیشنهادات زیر را مطرح کرد:

۱- با توجه به اینکه تابع تقاضای صادرات کشمش در کوتاه‌مدت کشش‌ناپذیر و در بلندمدت کشش‌پذیر می-باشد؛ لذا در کوتاه‌مدت ایران می‌تواند با افزایش قیمت، سهم نسبی خود را در بازارهای جهانی حفظ کند، اما در بلندمدت استفاده از اصول بازاریابی در سطح بین‌المللی جهت حفظ بازار ضروری بنظر می‌رسد.

۲- با توجه به این‌که عرضه‌ی صادرات کشمش در کوتاه‌مدت دارای کشش قیمتی بالایی می‌باشد، لذا، جهت دسترسی به صادرات بیشتر باید قیمت صادراتی این محصول افزایش یابد. دسترسی به این مهم نیز تنها از طریق اصلاح کیفیت صادرات کشمش مطابق با خواست و سلیقه‌ی بازارهای هدف، بهبود وضعیت بسته‌بندی و بازاریابی این محصول صادراتی میسر خواهد شد. بنابراین توصیه می‌شود راهبردی صادراتی برای محصول کشمش ایران با توجه به جایگاه ویژه‌ی ایران در امر صادرات این محصول، تدوین گردد تا ضمن افزایش قیمت هر واحد از این کالاها بتوان سهم صادرات غیرنفتی را نیز افزایش داد.

منابع

۱- پهلوانی مصیب، دهمرده نظر و حسینی سید مهدی (۱۳۸۶)، "تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات در اقتصاد ایران"، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره ۴، شماره ۳، ص۱۰۱تا ۱۲۰.

۲- جولایی رامتین و کاظم‌نژاد مهدی (۱۳۹۰)، "مزیت نسبی و سیاست‌های حمایتی بر تولید کشمش استان قزوین"، اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، ۲۵(۱):۲۹-۳۷.

۳- فرج‌زاده زکریا و شاه‌ولی ارکیده (۱۳۸۷) ، "بررسی عوامل موثر بر عرضه صادرات محصولات باغی ایران: مطالعه موردی بادام، خرما و سیب"، اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)، ۲(۱):۱۵۳-۱۷۱.

۴- فیض‌آبادی یاسر، مائده غلام‌نژاد و مهناز رمضانی (۱۳۸۸)،" بررسی عامل‌های مؤثر بر صادرات خاویار ایران"، مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۱، شماره ۱.

۵- کرباسی علی‌رضا، اکبرزاده جواد (۱۳۸۷)، "برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران"، اقتصادکشاورزی و توسعه، سال شانزدهم، شماره ۶۲.

۶- کرباسی علی‌رضا و کاتب معصومه (۱۳۹۰)، "بررسی اقتصادی روابط زیربخش‌های زراعت و دام در استان فارس"، اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی): (۱) ۲۵: ۴۵-۳۸.

۷- گجراتی، دامودار (۱۳۸۷)، "مبانی اقتصاد سنجی"، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

۸- هاتف حکیمه و سروری علی‌اکبر (۱۳۸۹)، "عرضه و تقاضای صادرات زعفران و پیش‌بینی تغییرات رفاه"، مجله پژوهش-های ترویج و آموزش کشاورزی، سال سوم، شماره ۱.

9- Guisan, M.C. and Exposito. P (2004). “Econometric Models of Demand and Supply of Agriculture in Spain, France, Japan and USA”. 1964-99, http// Agecon. Lib.umn.edu.

10- Helleiner, G. K. (1990). “Trade Strategy in Medium-Ter Adjustment”. World Development,VOL. 18,No.6,PP.879-897.

11- Mechemache, Z. B., Requillaert. V, Soregaroli. C, Trevisiol. A. (2008). “Demand for Products in the EU”. Food Policy. 33:644-656.

12- Pal, S, (1997) .“Agricultural Exports of India: Issues Growth Instability Ind”. Journal of Agriculture Economics, 47(2): 183-194.

13- Pesaran, H.M. (1997). “Working with Microfit 4: An Introduction to Econometrics”, Oxford University Press, London.

14- Pindyck, R.S. (1991). “Econometric Models and Economic Forecasts”, New York, Daniel L. Rubinfeld.

15- Perron, P. (1989). “The Great Crash, the Oil Shock and the Unit Root Hypothesis”, Econometric, 57, 1361-1402.

16- Schuh, G.E. (1974). “The Exchange Rate and the US Agriculture”, American Journal of Agricultural Economics.56:1-13.