برآورد توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته بااستفاده از یک الگوی سیستم معادلات همزمان: مورد ایران

دکتر غلامعلی شرزه‌ای ـ رخساره قنبری

به ترتیب دانشیار بخش دانشگاه شیراز ـ کارشناس ارشد برنامه‌ریزی سیستمهای اقتصادی ـ سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان آذربایجان‌غربی

چکیده:

باتوجه به اهمیت و ارزش صادرات پسته و ارزآوری آن به عنوان یکی از اقلام صادراتی غیرنفتی، شناخت عوامل مؤثر بر تقاضا و عرضه صادرات این محصول از جایگاه ویژه ای برخوردار می باشد. هدف اصلی این مقاله شناسائی و تعیین میزان تأثیرگذاری عوامل مؤثر بر توسعه صادرات محصول پسته در ایران می‌باشد.

نتایج به دست آمده نشان می دهد که تابع تقاضا برای پسته ایران در کوتاه مدت کشش ناپذیر و در بلندمدت کشش پذیر می باشد. بدین ترتیب، انتظار می رود که ایران در کوتاه مدت با افزایش قیمت بتواند سهم نسبی خود را در بازار حفظ نماید. اما در بلندمدت این توانائی قابل بحث خواهد بود. علاوه براین نتایج تحقیق حاکی از وجود تأثیر مثبت درآمد کشورهای واردکننده و همچنین نرخ واقعی ارز بر تقاضا برای صادرات پسته می باشد.

نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه صادرات نیز حاکی از کشش قابل توجه عرضه صادرات نسبت به تغییرات قیمت صادراتی است. به طوری که، افزایش قیمت صادراتی منجر به افزایش قابل ملاحظه در عرضه صادرات می گردد. بدین ترتیب به نظر می رسد که باید به مراحل فرآوری و بازاریابی توجه بیشتری مبذول و با اتخاذ سیاست های ارزی و تجاری با ثبات و مؤثر بستری مناسب برای افزایش صادرات پسته در بازارهای مصرف نهائی را فراهم آورد.

مقدمه:

صادرات محصولات کشاورزی ایران بخش وسیعی از صادرات غیرنفتی کشور را به خود اختصاص داده است. در میان تولیدات کشاورزی، محصول پسته از اهمیت خاصی برخوردار است. از ویژگی‌های بارز این محصول می توان به اشتغال زائی توأم با درآمد مناسب، بیابان زدائی و از همه مهمتر تحصیل درآمد ارزی قابل توجه اشاره کرد. پسته در نیم قرن اخیر بتدریج به عنوان یک کالای مهم تجاری و صادراتی مطرح گردیده است. کشورهای ایران، آمریکا، ترکیه، سوریه، یونان و ایتالیا از بزرگترین تولید کنندگان پسته در جهان به شمار می آیند که در این میان، کشور ایران به لحاظ حجم قابل ملاحظه تولید و حضور مستمر در بازارهای بین المللی موقعیت خاصی داشته و به لحاظ کیفیت و مرغوبیت، این محصول در گوشه و کنار جهان از طرفداران بیشماری برخوردار می باشد. پسته ایران در سال های اخیر جایگاه ویژه ای در صادرات غیرنفتی کشور پیدا کرده است بطوریکه پس از فرش دستباف دومین کالای عمده صادراتی کشور به شمار می آید. باتوجه به اهمیت و ارزش صادرات غیرنفتی و ارز حاصل از صادرات پسته، شناخت عوامل مؤثر بر توسعه صادرات این محصول از جایگاه ویژه ای برخوردار است.

در زمینه صادرات و واردات محصولات مختلف کشاورزی و عوامل مؤثر بر آنها مطالعات متعددی در کشورهای جهان صورت پذیرفته که می توان به پاره ئی از آنها اشاره نمود. Farris (۱۹۷۱) با استفاده از روش های OLS و 2SLS و 3SLS به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پوست گاو در آمریکا بین سال های ۱۹۵۶ تا ۱۹۶۹ پرداخت. Khan (۱۹۷۴) با بکارگیری آمار ۱۵ کشور در حال توسعه طی سال های ۱۹۵۶-۱۹۵۱ اقدام به محاسبه کشش های قیمتی واردات و صادرات نمود. Arize (۱۹۸۸) توابع عرضه و تقاضای صادرات و واردات نیجریه را با استفاده از آمار سال های ۸۱-۱۹۵۳ به روش 2SLS برآورد نمود. Sarwar & Anderson (۱۹۹۰) بازار سویا در ایالات متحده آمریکا را بررسی و عوامل مؤثر بر آن را مشخص نمودند. Athukorale & Riedel (۱۹۴۴) با بررسی تابع تقاضای صادرات کشور هنگ کنگ طی دوره (۷۷-۱۹۸۴) و با استفاده از روش های OLS و هم تجمعی نشان داد که این کشور در ارتباط با قیمت کالای

صادراتی یک کشور قیمت پذیر می‌باشد. Warr & Woollmer (۱۹۶۶) قیمت پذیر بودن کشور فیلیپین در مورد صادرات نارگیل را با استفاده از آمار داده‌های فصلی طی دوره ۹۰-۱۹۷۷ و با بکارگیری روش هم تجمعی مورد بررسی قرار داد.

در مقاله حاضر با استفاده از داده های سالیانه ۱۳۵۰ الی ۱۳۷۴ و با بکارگیری روش سیستمی برآوردگر حداقل مربعات سه مرحله‌ای 3SLS ، معادلات تقاضای کشورهای خارجی برای پسته ایران و عرضه صادرات این محصول برآورد، کشش های قیمتی و درآمدی محاسبه و تأثیر متغیرهای نرخ ارز، قیمت های نسبی، تولید جهانی پسته و درآمد کشورهای وارد کننده بر تقاضا و عرضه صادرات پسته مورد بررسی و مطالعه قرار می گیرد. در پایان نتیجه گیری ارائه خواهد گردید.

ساختار الگو:

در این قسمت، الگوی تقاضا و عرضه صادرات معرفی می شود. برای تخمین این توابع، از الگوی عدم تعادل[1] استفاده می گردد. در این الگو، برخلاف الگوی تعادل[2] که فرض می کند هیچ تأخیری در سیستم وجود ندارد و تعدیل مقادیر صادرات و قیمت ها برای ارزش های تعادلی مربوط به آنها لحظه ای و آنی می باشد، فرض می شود تأخیری در تعدیل به وجود می آید و این احتمال وجود دارد که تعدیل واقعی در ارزش های تعادلی با وجود چند وقفه صورت گیرد. (Goldstein & Khan, 1987)

معادله 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 وارد کننده قرار دارد.[3] در بعضی از تحقیقات کاربردی انجام شده[4]، به جای قیمت جهانی صادرات از قیمت صادراتی کالاهای رقیب استفاده شده است. در مطالعه دیگری (Farris, 1971) میزان تولید سایر کشورها به عنوان یک متغیر برونزا در الگوی تقاضا درنظر گرفته شده است. بدین ترتیب، تابع تقاضای صادرات به فرم لگاریتمی به شکل زیر تعریف می گردد.

$$\ln X_t^d = a_0 + a_1 \ln(PX / PXW)_t + a_2 \ln YW_t + a_3 \ln W_t + U_{1t} \qquad (1)$$

---

[1]- Disequilibrium Model.

[2]- Equilibrium Model.

[3]- Houthakker & Magee, (1969), Khan, (1974), Goldsein & Khan, (1978), Bond, (1987), Arize, (1987, 88), Haniotis, (1990).

[4]- Brown, (1982), Warr & Wollmer, (1969).

X^d = مقدار تقاضای جهانی برای صادرات

PX = شاخص قیمت صادراتی کالا

PXW = شاخص قیمت صادراتی کالای رقیب

YW = متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای وارد کننده

W = مقدار تولید کالا در سایر کشورها

U_1 = جمله اختلال

شاخص درآمد واقعی کشورهای وارد کننده در مطالعه تجربی که توسط گلدستین و خان (۱۹۷۸) صورت گرفته، بدین صورت محاسبه گردیده است:

$$YW = \sum_i a_i Y_i \quad , \qquad i = 1,2,...,n \quad , \qquad \sum \alpha_i = 1 \qquad (۲)$$

α_i = سهم کشور i از واردات کالا

Y_i = درآمد واقعی کشور i (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت)

در بسیاری از مطالعات اهمیت تأثیر نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی مورد تأکید قرار گرفته است. برای مثال، **Schuh** نشان داده است که نوسانات نرخ ارز می تواند اثرات مهمی بر صادرات محصولات کشاورزی داشته باشد.

علاوه براین تغییرات نرخ واقعی ارز در مقایسه با تغییرات اسمی تأثیر بیشتری بر تقاضای صادرات کالاهای کشاورزی خواهد داشت.[5] بنابراین، متغیر نرخ واقعی ارز به معادلهٔ (۱) اضافه می گردد:

---

[5]- Schuh, (1974), Konandreas et al., (1978), Chambers & Just, (1981), Sarwar, (1990), Pick & Vollrath, (1994).

$$\ln X_t^d = a_0 + a_1 \ln(PX / PXW)_t + a_2 \ln YW_t + a_3 \ln ER_t + a_4 \ln W_t + U_{1t}$$

(۳)

ER = نرخ واقعی ارز

U_1 = جمله اختلال معادله اول

باتوجه به الگوی فوق انتظار می رود علامت ضرائب متغیرها به صورت زیر باشد:

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

به منظور محاسبه نرخ واقعی ارز از رابطهٔ زیر استفاده می گردد[6]:

$$ER_t = E_t \cdot \frac{WPI_{US}}{CPI_{it}}$$

(۴

ER = نرخ واقعی ارز

E = نرخ رسمی ارز (بازار رسمی) برحسب پول رایج داخلی به ازای هر دلار آمریکا

WPI_{us} = شاخص قیمت عمده فروشی در آمریکا

CPI_i = شاخص قیمت مصرف کننده در کشور i

---

[6]- Ghura & Grennes, (1993).

معادله (۳) تابع تقاضای صادرات را در بلندمدت نشان می دهد کـه در هـر لحظـه از زمان قابل دستیابی نیست. بنابراین، با استفاده از مکانیسم تعدیل، فرض می شود که صـادرات نسبت به اختلاف بین تقاضا بـرای صـادرات در زمـان (t) و مقـدار واقعـی صـادرات در دوره گذشته (t-1) تعدیل می گردد:

$$\Delta \ln X_t = \gamma\left[\ln X_t^d - \ln X_{t-1}\right] + U_{2t} \qquad (۵)$$
$$\gamma > 0$$

$\Delta \ln X_t$ = تغییرات لگاریتم تقاضای صادرات

در معادلهٔ (۵)، γ ضریب تعدیل است. تابع تعدیل فرض می کند که مقدار صادرات در صورت وجود مازاد تقاضا در بقیه کشورهای جهان تعدیل می شود.[۷] با جـایگزینی معادلـه (۳) در معادله (۵) تابعی برای تخمین تقاضای صادرات به شکل زیر به دست می آید:

$$\ln X_t = C_0 + C_1 \ln(PX / PXW)_t + C_2 \ln YW_t + C_3 \ln ER_t + C_4 \ln W_t + C_5 \ln X_{t-1} + U_{3t}$$
$$U_{3t} = \gamma U_{1t} + U_{2t} \qquad (۶)$$

[7]- Goldstein & Khan, (1978).

که در آن:

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

معادله عرضه صادرات:

در حالت کلی عرضه صادرات به عواملی چون قیمت صادراتی محصول، قیمت داخلی و تولید داخلی محصول بستگی دارد.[8]

بنابراین، تابع عرضه صادرات را می توان به فرم لگاریتمی به صورت زیر نوشت:

$$\ln X_t^s = \beta_0 + \beta_1 \ln(PX / P)_t + \beta_2 \ln Y_t + U_{4t} \qquad (۷)$$

X^s = مقدار عرضه صادرات

PX = قیمت صادراتی کالا

P = قیمت داخلی کالا

Y = مقدار تولید کالا در داخل کشور

U_4 = جمله اختلال

---

[8]- Farris, (1971), Khan, (1974), Goldstein & Khan, (1978), Bond, (1987), Arize, (1987, 88), Sarwar, (1990).

در معادلهٔ عرضه فرض براین است که وقتی قیمت کالای صادراتی نسبت بـه قیمـت هـای داخلـی افزایـش مـی یـابد تولیـد بـه منظـور صـادرات سـودآورتر مـی شـود. بنـابراین، صادرکنندگان محصول بیشتری را عرضه می کنند، پس انتظار می رود کـه ضرائـب متغیرهـایی β_1 و β_2 هر دو مثبت باشد. چون برآورد الگو بطور همزمان صورت می گیرد، در هریـک از معادلات باید متغیر درونزای متناسب در سمت چپ معادله قرار گـیرد. بنـابراین رابطـه (۷) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln PX_t = b_0 + b_1 \ln X_t^s + b_2 \ln Y_t + b_3 \ln P_t + U_{4t} \qquad (۸)$$

در حالی که:

$$b_0 = \frac{\beta_0}{\beta_1} \qquad b_1 = \frac{1}{\beta_1} \qquad b_2 = \frac{\beta_2}{\beta_1} \qquad b_3 = \frac{\beta_1}{\beta_1}$$

باتوجه به اینکه انتظار می رود ضرائـب β_1 و β_2 در معادلـه (۷) مثبـت باشـند، لـذا علامت انتظاری b_i برابرند با:

$$b_1>0 \qquad b_2<0 \qquad b_3>0$$

به همان صورتی که مقدار صادرات نسـبت بـه مـازاد تقاضـا تعدیـل گردیـد، قیمـت صادراتی نیز نسبت به مازاد عرضه تعدیل می شود:

$$\Delta \ln PX_t = \lambda\left[\ln X_t - \ln X_t^s\right] + U_{5t} \qquad (۹)$$
$$\lambda > 0$$

$\Delta \ln X_t$ = تغییرات لگاریتم قیمت صادراتی

λ ضریب تعدیل می باشد. در این چارچوب، قیمت صادراتی به طور معکوس با مازاد عرضه رابطه دارد. با جایگذاری رابطه (۸) در (۹) و حل آن بر حسب PX خواهیم داشت:

$$\ln PX_t = d_0 + d_1 \ln X_t + d_2 \ln P_t + d_3 \ln Y_t + d_4 \ln PX_{t-1} + U_{6t}$$

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

(۱۰)

که ضرائب d_i برابر است با:

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

$$d_3 = \frac{\lambda\beta_2}{1+\lambda\beta_1} \qquad d_4 = \frac{1_0}{1+\lambda\beta_1}$$

که باتوجه به علائم β_i و $\lambda > 0$ انتظار می رود که $d_4 > 0$ و $d_3 < 0$ و $d_2 > 0$ و $d_1 > 0$ باشند.

معادلات (۶) و (۱۰) بیانگر الگوی عدم تعادل می باشند که برای به دست آوردن ضرائب ساختاری، باید معادلات به طور همزمان حل گردند. بدین منظور فرض می شود $X_t^d = X_t^s = X_t$ به منظور بدست آوردن اثر خالص متغیرهای برونزا بر مقدار و قیمت

صادراتی می توانیم از فرم تعدیل یافته معادلات استفاده نمائیم (Goldstein & Khan, 1978) . فرم تعدیل یافته معادلات (۶) و (۱۰) به صورت زیر می باشد:

$$\ln X_t = \frac{c_0 + c_1 d_0}{D'} - \frac{c_1}{D'}\ln PXW_t + \frac{c_2}{D'}\ln YW_t + \frac{c_3}{D'}\ln ER_t + \frac{c_4}{D'}\ln W_t + \frac{c_1 d_3}{D'}\ln Y_t + \frac{c_1 d_2}{D'}\ln P_t + \frac{c_1 d_4}{D'}\ln PX_{t-1} + \frac{c_5}{D'}\ln X_{t-1} + U_{7t}$$

(۱۱)

$$\ln PX_t = \frac{d_0 + d_1 c_0}{D'} - \frac{c_1 d_1}{D'}\ln PXW_t + \frac{c_2 d_1}{D'}\ln YW_t + \frac{c_3 d_1}{D'}\ln ER_t + \frac{c_4 d_1}{D'}\ln W_t + \frac{d_3}{D'}\ln Y_t + \frac{d_2}{D'}\ln P_t + \frac{d_4}{D'}\ln PX_{t-1} + \frac{c_5 d_1}{D'}\ln X_{t-1} + U_{8t}$$

(۱۲)

$$U_{7t} = \frac{U_{3t} + c_1 U_{6t}}{D'} \quad , \qquad U_{8t} = \frac{U_{6t} + d_1 U_{3t}}{D'}$$

که $D' = 1 - c_1 d_1$ می باشد. در تحلیل دینامیکی، ضرائب فرم تعدیل یافته، Impact Multipliers نامیده می شوند. این ضرائب کشش متغیرهای درونزا را نسبت به تغییرات در متغیرهای برونزا اندازه گیری می کنند (Goldstein, 1978).

برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج:

برآورد معادلات الگو با استفاده از داده های سالانه در دوره ۱۳۷۴-۱۳۵۰ انجام گردیده است. تخمین ضرائب الگو با استفاده از روش برآوردگر سه مرحله ای حداقل مربعات 3SLS در دو وضعیت ایستا بودن متغیرها (متغیرها برحسب تفاضل مرتبه اول) و سطح بودن متغیرها برآورد شده است. در این روش معادلات الگو به طور همزمان برآورد شده اند، لذا فاقد هرگونه تورش ناشی از روابط دو طرفه بین مقادیر و قیمت های صادراتی می باشند. از میان متغیرهای الگو، تنها متغیرهای Y میزان تولید پسته در ایران، W میزان تولید پسته در سایر کشورها و PXW شاخص قیمت صادراتی خشکبار بدون پسته ایستا می‌باشند. به عبارت دیگر، در مورد متغیرهای مذکور آماره دیکی ـ فولر فرضیهٔ وجود یک ریشه واحد را حداکثر در سطح اعتماد ۵ درصد رد می‌کند. لذا، به منظور ایستا کردن بقیه متغیرها، تفاضل مرتبه اول این متغیرها مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج جدول شماره (۱)، که از آزمون جملات تفاضلی با وقفه با وارد کردن یک جمله ثابت در رگرسیون و یک روند زمانی خطی (T,1) حاصل شده است، نشان می دهد حداکثر در سطح اعتماد ۱۰ درصد تمام متغیرها ایستا می باشند. برای برآورد الگو تحت شرائط ایستا بودن متغیرها، کلیه متغیرهای الگو به صورت تفاضل مرتبه اول در نظر گرفته شده است.

نتایج آماری حاصل از برآورد معادلات در جداول شماره (۲) و (۳) ارائه گردیده است. در این جداول، اعداد داخل پرانتز نشاندهندهٔ آمارهٔ (t) ضرائب برآورد شده می باشند. این آماره ها در شرائط سطح بودن متغیرها نشان می دهند که تمامی ضرائب به غیر از ضریب

متغیرهای قیمت نسبی صادراتی پسته $(\frac{PX}{PXW})$ در معادله تقاضا و قیمت صادراتی پسته با یک وقفه (PX_{-1}) در معادله عرضه صادرات، حداکثر در سطح ۱۰ درصد معنی دار می باشند. قیمت نسبی صادرات پسته حداکثر در سطح ۱۴ درصد معنی دار می باشد. همچنین تمام ضرائب، به استثنای ضریب متغیر تولید پسته در سایر کشورها (W) در معادله تقاضا و مقدار تولید پسته ایران (Y) در معادله عرضه صادرات دارای علامت مورد انتظار می‌باشند.

نتایج بدست آمده در شرائط ایستا بودن متغیرها مشابه با نتایج بدست آمده در شرائط سطح بودن متغیرها می باشد. بطوری که تمام ضرائب به استثنای ضریب متغیر قیمت نسبی صادراتی پسته $(\frac{PX}{PXW})$در معادله تقاضا و قیمت صادراتی پسته با یک وقفه زمانی (PX_{-1}) در معادله عرضه صادرات در سطح اعتماد ۱ درصد معنی دار می باشند. همچنین، تمام ضرائب برآوردی به جز متغیرهای تولید پسته سایر کشورها در سال قبل (W_{-1}) در معادله تقاضا و مقدار تولید پسته ایران (Y) در معادله عرضه دارای علامت مورد انتظار می باشند.

همانطور که در جداول (۲) و (۳) ملاحظه می گردد، میانگین مربع خطا در هر دو معادله عرضه و تقاضا بسیار کوچک می باشد. این مقادیر همراه با آماره های R^2_{CN}[1] محاسبه شده برای هریک از معادلات نشان می‌دهند که معادلات برآورد شده توانسته اند درصد زیادی از تغییرات متغیرهای وابسته را توضیح دهند.

نتایج بدست آمده از الگو برحسب متغیرهای سطح نشان می دهد که کشش قیمتی تقاضا برای صادرات پسته در کوتاه مدت کوچکتر از واحد می باشد. کشش قیمتی تقاضای صادرات برای این کالا در بلندمدت همان طوری که انتظار می رود بزرگتر از کشش کوتاه مدت بوده و در حدود ۱/۳۱ برآورد گردیده است[2]. به دلیل بی کشش بودن تقاضای جهانی نسبت به قیمت صادراتی در کوتاه مدت انتظار می رود که افزایش قیمت صادراتی منجر به افزایش درآمد حاصل از فروش به میزان بیش از افزایش در قیمت گردد. در مورد نقش قیمت های نسبی در تعیین میزان صادرات محصول پسته ایران در شرائط تفاضلی بودن متغیرها به دلیل معنی دار نبودن این متغیر نمی توان اظهار نظر نمود.

کشش درآمدی تقاضا برای صادرات به طور معنی دار متفاوت از صفر می باشد. همان طوری که انتظار می رود کشش درآمدی تقاضا برای صادرات در الگو برحسب سطح بودن متغیرها در بلندمدت بیش از کشش درآمدی کوتاه مدت بوده و نزدیک به ۰/۱۴ می باشد. این ضریب در شرائط تفاضلی بودن متغیرها، بیش از کشش برآوردی در الگو برحسب متغیرهای سطح و در حدود ۰/۵۴ می باشد. بنابراین می توان نتیجه گرفت که تقاضا برای صادرات پسته ایران متناسب با افزایش درآمد کشورها وارد کننده افزایش نمی یابد، به طوری که افزایشی در درآمد کشورهای وارد کننده میزان تقاضا برای پسته را به نسبت کمتری افزایش می دهد.

نتایج نشان می دهند که نوسانات نرخ واقعی ارز، تأثیر معنی داری بر تقاضا برای صادرات پسته در ایران داشته است. کشش تقاضای صادرات نسبت به نرخ واقعی ارز در الگوی برآورد شده در شرائط تفاضلی بودن متغیرها بیش از کشش محاسبه شده در الگو برحسب سطح بودن متغیرها و درحدود ۱/۷۹ می باشد. بنابر نظریه های اقتصادی، کاهش ارزش پول از طریق کاهش قیمت کالاهای صادراتی برحسب پول خارجی موجب افزایش تقاضا برای صادرات می گردد.

میزان تولید پسته در سایر کشورها در طول دوره مطالعه، برخلاف انتظار دارای تأثیر منفی بر تقاضا برای پسته ایران نمی باشد و ضرائب برآورد شده نشاندهندهٔ کشش پائین تقاضای جهانی برای صادرات پسته ایران نسبت به تولید پسته در سایر کشورها است. نتایج مذکور تائیدی براین موضوع است که پسته صادراتی ایران در بازارهای جهانی دارای جایگاه محکم و با ثباتی می باشد، به طوری که افزایش تولید جهانی پسته خللی در بازار صادراتی پسته ایران وارد نمی کند. این موضوع در هر دو برآورد مورد تأئید می باشد.

ضریب متغیر مقدار تقاضا برای صادرات سال قبل بیانگر درجه‌ای از تعدیل پویا می باشد. این ضریب نشاندهنده وابستگی بین میزان صادرات جاری با صادرات دوره قبل می باشد.

ضریب متغیر مجازی D59 نشان می دهد که قطع واردات پسته توسط برخی از کشورها به ویژه کشورهای عربی از جمله بحرین، عراق، لیبی، و مصر و ... در سال های بعد از جنگ دارای تأثیر منفی و معنی دار بر تقاضا برای صادرات پسته ایران بوده است.

نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه صادرات در شرائط تفاضلی بودن متغیرها مشابه با نتایج بدست آمده در الگو برحسب متغیرهای سطح می باشد. ضریب برآورد شده برای عرضه صادرات در وضعیت سطح بودن متغیرها مثبت بوده و در سطح ۲ درصد بطور معنی دار متفاوت از صفر می باشد که بیانگر شیب مثبت تابع عرضه است. کشش قیمتی عرضه صادرات در کوتاه مدت ۱۶/۶۶ برآورد گردیده است[۳]، که نشان می دهد یک درصد افزایش در قیمت های صادراتی موجب افزایش صادرات پسته به میزان تقریباً ۱۷ درصد می گردد. باتوجه به این نکته که، سطح تولید پسته در کشور بسیار بالاتر از میزان صادرات آن می‌باشد، این کشش بیانگر آمادگی کشور برای افزایش عرضه صادرات درصورت افزایش قیمت صادراتی پسته است.

ضریب تولید داخلی محصول پسته در هر دو برآورد در سطح ۱ درصد معنی دار می باشد. ولی کشش عرضه صادرات نسبت به تولید داخلی برخلاف انتظار دارای علامت منفی و برابر با ۱/۳۳ [۴] می باشد که می‌تواند نتیجه مشکلات موجود بر سرراه صادرات باشد. شاخص قیمت داخلی پسته در هر دو برآورد دارای رابطه مثبت و معنی دار با شاخص قیمت صادراتی می باشد. به طوری که به موازات افزایش قیمت های داخلی پسته به دلیل شرائط تورمی کشور و افزایش تقاضای داخلی، قیمت صادراتی آن نیز افزایش یافته است.

در هر دو الگو ضریب قیمت صادراتی با یک وقفه زمانی دارای علامت مورد انتظار نبوده و در سطح اعتماد ۱۰ درصد نیز معنی دار نمی‌باشد. عرضه صادرات نسبت به قیمت صادراتی با یک وقفه زمانی بی‌کشش بوده و کشش آن در کوتاه مدت برابر ۰/۹۲ می باشد[۵]. ضریب متغیر روند زمانی در معادله عرضه صادرات نشان می دهد که روند زمانی تأثیر منفی و معنی دار بر قیمت صادراتی پسته داشته است.

نتیجه گیری:

این مقاله با استفاده از یک الگوی معادلات همزمان بازار صادرات پسته ایران در شرائط عدم تعادل را مورد بررسی قرار داده است. نتایج کلی بدست آمده نشان می دهد که تابع تقاضا برای پسته ایران در کوتاه مدت کشش ناپذیر و در بلندمدت کشش پذیر است. بدین ترتیب، انتظار می رود که ایران در کوتاه مدت با افزایش قیمت بتواند سهم نسبی خود را در بازار حفظ نماید. اما در بلندمدت این توانائی قابل بحث خواهد بود. از سوی دیگر، درآمد کشورهای وارد کننده، یکی از عوامل مؤثر در تعیین میزان تقاضا برای پسته ایران می باشد. نرخ واقعی ارز، عامل دیگری است که دارای تأثیر مثبت بر تقاضا برای صادرات پسته ایران می باشد. همچنین نتایج حاکی از آن است که کشش تقاضای جهانی برای صادرات پسته ایران نسبت به تولید پسته در سایر کشورها نسبتاً پائین است.

نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه صادرات نیز حاکی از کشش بالای عرضه صادرات نسبت به تغییرات قیمت صادراتی است. به طوری که، افزایش قیمت صادراتی منجر به افزایش قابل ملاحظه در عرضه صادرات می گردد. باتوجه به نتایج بدست آمده به نظر می رسد که باید باتوجه به مراحل فراوری و بازاریابی همراه با اتخاذ سیاست های ارزی و تجاری با ثبات و مؤثر بستری مناسب برای افزایش صادرات پسته در بازارهای مصرف نهائی فراهم آورد.

توضیحات:

۱- در یک سیستم معادلات همزمان R^2 بین $(-\infty, 1)$ می تواند تغییر نماید و عموماً به جای تعریف معمول از R^2، از آماره دیگری موسوم به Carter-Nagar که تفسیر آن شبیه R^2 می باشد استفاده می گردد. این آماره به صورت $R^2_{CN} = \left[1 - MSE / \sigma^2_Y\right]$ تعریف می شود که در آن MSE میانگین مربع خطا و σ^2_Y واریانس متغیر وابسته می باشد. (Khan & Knight, 1981)

۲- کشش قیمتی تقاضای بلندمدت از تقسیم کشش قیمتی تقاضای کوتاه مدت به ضریب تعدیل (γ) بدست آمده است. (Sarwar, 1990)

۳- کشش عرضه صادرات نسبت به قیمت برابر $(d_1)^{-1}$ می باشد. (Goldstein & kHAN, 1978)

۴- کشش عرضه صادرات نسبت به تولید داخلی برابر با $-d_2(d_1)^{-1}$ می باشد.

۵- کشش عرضه صادرات نسبت به قیمت صادراتی با یک وقفه زمانی، برابر با $b_4(b_1)^{-1}$ می باشد. (Bond, 1987)

جدول شماره (۱)

نتایج آزمون ریشهٔ واحد

نام متغیر	آمارهٔ دیکی ـ فولر	مقدار بحرانی	ایستا در سطح اعتماد
D(lnX)	-3.53	-3.25	10%
D(lnPX)	-5.68	-4.44	1%
D(lnP)	-5.41	-4.44	1%
lnY	-3.71	-3.62	5%
D(lnYW)	-4.35	-3.63	5%
D(lnER)	-4.24	-3.63	5%
lnW	-5.88	-4.42	1%
lnPXW	-4.89	-4.42	1%

جدول شماره (۲) نتایج برآورد تابع تقاضای صادرات پسته ایران

معادله تقاضا	الگوی اولیه	در حالت ایستا
شرح متغیرهای مستقل	ضرایب و آمارهٔ t	ضرایب و آمارهٔ t
C	-۳/۰۷***	۰/۰۳
	(-۲/۲۳)	(۰/۲۱)
$\frac{PX}{PXW}$	-۰/۴۶	-۰/۲۸
	(-۱/۵۰)	(-۰/۹۴)
YW	۰/۱۴***	۰/۵۴*
	(۱/۷۲)	(۷/۷۲)
ER	۰/۶۰**	۱/۷۹*
	(۲/۴۰)	(۶/۲۲)
W	۰/۱۴**	--
	(۲/۱۳)	
W_{-1}	--	۰/۲۲*
		(۴/۸۳)
X_{-1}	۰/۶۵*	--
	(۸/۰۸)	
D59	-۰/۷۱*	--
	(-۳/۳۶)	
γ	۰/۳۵	--
AR(1)	--	۰/۲۰
MSE	۰/۱۱	۰/۲۸
R^2_{CN}	۹۰/۶۸	۷۵/۰۱

الف: اعداد داخل پرانتز نشاندهندهٔ آمارهٔ t ضرایب می باشند.

*، **، *** به ترتیب نشاندهندهٔ معنی دار بودن متغیرها در سطح اطمینان کمتر از یک درصد، کمتر از ۵ درصد و کمتر از ۱۰ درصد میباشد. C: عدد ثابت PX: شاخص قیمت صادراتی پسته (۱۰۰ = ۱۳۶۹)

PXW: شاخص قیمت صادراتی خشکبار بدون پسته (۱۰۰ = ۱۳۶۹)

YW: شاخص درآمد واقعی واردکنندگان پسته (۱۰۰ = ۱۳۶۹) ER: نرخ واقعی ارز

W: تولید پسته سایر کشورها (تن) X: مقدار صادرات پسته ایران (تن) γ: ضریب تعدیل

جدول شماره (۳) نتایج برآورد تابع عرضه صادرات پسته ایران

معادله عرضه	الگوی اولیه	در حالت ایستا
شرح متغیرهای مستقل	ضرایب و آمارهٔ t	ضرایب و آمارهٔ t
C	-۱/۶۴* (-۵/۸۰)	-۰/۰۳* (-۲/۸۷)
X	۰/۰۶* (۲/۵۳)	--
X_{-1}	--	۰/۱۰* (۶/۷۰)
Y	۰/۰۸* (۳/۶۷)	۰/۰۹* (۷/۷۸)
P	۱/۱۵* (۱۵/۰۵)	۱/۰۵* (۳۴/۷۴)
PX_{-1}	۰/۰۵ (۱/۱۳)	۰/۰۲ (۰/۵۹)
Trend	-۰/۰۵* (-۲/۷۷)	--
λ	۰/۴۰	--
AR(1)	--	-۰/۵۶
MSE	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲
R^2_{CN}	۹۹/۸۵	۹۹/۹۰

الف: اعداد داخل پرانتز نشاندهندهٔ آمارهٔ * ضرایب می باشند.

* نشاندهندهٔ معنی دار بودن متغیرها در سطح اطمینان کمتر از یک درصد میباشد.

C: مقدار ثابت X: مقدار صادرات پسته ایران (تن) Y: تولید پسته ایران (تن)

P: شاخص قیمت داخلی پسته ایران Trend: روند زمانی λ: ضریب تعدیل

فهرست منابع

الف:منابع فارسی

- ابریشمی، محمدحسن (۱۳۷۳) پسته ایران، شناخت تاریخی، مرکز نشر دانشگاهی، تهران.

- تقوی نژاد، عباس و امیر البرزی منش (۱۳۷۴) الگوهای و پیش‌نیازهای مدل برنامه ریزی بخش بازرگانی، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.

- سازمان برنامه و بودجه استان کرمان (۱۳۷۴) صادرات استان کرمان و امکانات توسعه آن، معاونت هماهنگی و برنامه ریزی، گروه مطالعات اقتصادی، کرمان.

- قنبری عربلو، رخساره (۱۳۷۷) برآورد توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته در یک الگوی سیستم معادلات همزمان: مورد ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۷۴، پایان نامه کارشناسی ارشد، بخش اقتصاد دانشگاه شیراز.

- وزارت کشاورزی (۱۳۷۴) بانک اطلاعات کشاورزی جهان، اداره کل آمار و اطلاعات، تهران.

- وزارت کشاورزی (۱۳۷۶) جایگاه ایران در کشاورزی جهان، اداره کل آمار و برنامه ریزی، تهران.

ب: منابع انگلیسی

- Arize, A. (1988) "The Demand and Supply for Export in Nigeria in a Simultaneous Model", Indian Economic Journal, Vol. 35, No., 4, pp. 33-43.

- Athukorala, P. & J. Riedel (1994) "Demand and Supply Factors in the Determination of NIE Exports: A Simultaneous Error-Correction Model for Hong Kong". The Economic Journal, Vol. 104, No. 427, pp. 1411-1417.

- Farris, P.L. (1971) "Export Supply and Demand for U.S. Cottle Hides", American Journal of Agricultural Economics, Vol. 53, No. 4, pp. 643-646.

- Ghura, D. & T. J. Grennes (1993) "The Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance in Sub-Saharan Africa", Journal of Development Economics, Vol. 42, No. 1, pp. 155-174.

- Goldstein, M. & M.S. Khan (1978) "The Supply and Demand for Export: A Simultaneous Approach", Review of Economics and Statistics, Vol. 60, No. 2, pp. 275-286.

- Khan, M.S. (1974) "Import and Export Demand in Developing Countries", IMF Staff Papers, Vol. 21, No. 3, pp. 678-694.

-Khan, M.S. & M. Kbuggt (1981) "Stabilization Programs in Developing Countries: A Formal Frame-Work", IMF Staff Papers, Vol. 28, pp. 1-53.

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

- Sarwer, G. & G.D. Anderson (1990) "Estimating US Soybean Exports: A Simultaneous Supply-Demand Approach", Journal of Economics Studies, Vol. 17, No. 1, pp. 41-56.

- Warr, P. & F. Wollmer (1996) "The Demand or LDC Exports of Primary Commodities: The Case of the Philippines", Australian Journal of Agricultural Economics, Vol. 40, No. 1, pp. 37-49.