نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۴، شماره ۴، بهار ۱۳۸۹، ص. ۴۷۸-۴۷۱

Journal of Economics and Agricultural Development
Vol. 24, No. 4, Winter 2011, p 741-428

بررسی عوامل موثر بر عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران

محمدرضا پاکروان[1*]- حسین مهرابی بشرآبادی[2]- امید گیلانپور[3]

تاریخ دریافت:۸۸/۱۲/۲۶
تاریخ پذیرش:۹۰/۱/۱۴

چکیده

صادرات کالاهای غیرنفتی در فعالیتهای اقتصادی اهمیت ویژه‌ای داشته و اثر آن بر اقتصاد و رشد نسبی انکار ناپذیر است. لذا، تکیه بر توسعه و گسترش صادرات بخش کشاورزی می‌تواند زمینه مناسبی را برای حضور ایران در بازارهای جهانی در امر صادرات کالاهای غیرنفتی فراهم آورد. هدف اصلی پژوهش حاضر شناسایی سیاست‌های مورد نیاز جهت افزایش توان صادراتی محصولات کشاورزی کشور است. لذا برای دستیابی به این اهداف، متغیرهای تاثیرگذار بر عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران طی دوره زمانی۸۶-۱۳۴۵ با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای[4] بررسی شدند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ ارز واقعی، قیمت‌های نسبی، مقدار تولید، قیمت‌های داخلی و متغیر مجازی جنگ، متغیرهای تاثیر گذار بر توابع عرضه و تقاضای صادرات هستند. همچنین کشش قیمتی[5] تقاضای صادرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۱/۸۳- و ۲/۱۲- محاسبه شدند. کشش قیمتی عرضه صادرات در کوتاه مدت نیز ۲/۱۷ به دست آمد.

واژه های کلیدی: بخش کشاورزی، تابع تقاضای صادرات، تابع عرضه صادرات، سیستم معادلات همزمان[6]
طبقه بندی JEL : Q19 ،Q17، Q11، F11، F10

مقدمه

بحث تجارت خارجی از مباحث مهم در توسعه یک کشور است (۲). یکی از بخش‌های مهم اقتصادی کشور، بخش کشاورزی است که همواره دارای اهمیت بوده و نقش مهم و اساسی را در اقتصاد کشور ایفا می‌کند. از آنجائیکه بخش کشاورزی در ایران دارای مزیت-ها و مشخصه‌های مهمی چون تنوع آب و هوایی، تنوع زمین، نیروی کار ارزان و غیره می‌باشد، وابستگی کمتری به داشتن فن‌آوری پیچیده و امکانات گسترش تولید دارد (۶). همچنین با توجه به روند جهانی‌شدن و نوسانات درآمدهای ارزی کشور و کسری تجاری در تجارت محصولات کشاورزی (بانک مرکزی، ۱۳۸۶) لازم است سیاست‌گذاری‌هایی در حوزه افزایش صادرات محصولات کشاورزی انجام پذیرد که مستلزم شناسایی و تشخیص عوامل موثر و مهم بر آنهاست. یکی از روش‌های شناسایی این عوامل و موانع، بررسی توابع عرضه و تقاضای صادرات می‌باشد که در مطالعه حاضر در مورد کل صادرات محصولات کشاورزی به آن می‌پردازیم. بررسی میزان صادرات بخش کشاورزی کشور نشان می‌دهد که صادرات این بخش با ارزشی حدود ۶۲ میلیون دلار در سال ۱۹۶۱ به ۱۲۳۵ میلیون دلار در سال ۲۰۰۷ رسیده است (سایت فائو، ۲۰۰۸).

در زمینه بررسی توابع عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی به صورت تک محصولی مطالعات بسیاری انجام گرفته که به تعدادی از آنها اشاره شده است. به طور مثال، می‌توان به مطالعه کاظم‌زاده و ابونوری (۳) در مورد بررسی عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران، کرباسی و اکبرزاده (۴)، در مورد بررسی عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران، سرور و اندرسون (۲۱)، در بررسی صادرات سویای آمریکا طی دوره ۱۹۸۵-۱۹۵۵، پال (۱۹) در بررسی عوامل موثر بر عرضه صادرات در محصولات قهوه، چای، کتان و پنبه، شکر و تنباکو، فونتاس و بردین (۱۳) به منظور مطالعه تاثیر تغییرات نرخ ارز بر صادرات ایرلند به انگلستان، تامبی (۱۹۹۰) در

۱و۲- دانشجوی دکتری و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان
(*- نویسنده مسئول: Email:mohammadrezapakravan@gmail.com)
۳- استادیار و مدیر گروه پژوهشی بازاریابی و تجارت خارجی موسسه پژو هش های برنامه ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی

4- Tree – Stage Least Squares
5- Price Elasticity
6- Simultaneous Equation

بررسی مدل همجمعی و تصحیح خطای عرضه صادرات کشاورزی در کامرون برای ۳ محصول کاکائو، قهوه و کتان، داس (۱۲)، در مورد بررسی عوامل موثر بر صادرات قهوه در طی دوره ۱۹۸۶-۱۹۷۲، لامب (۱۷)، در مورد عوامل موثر بر صادرات محصولات غذایی و واکنش سیاست‌های کوتاه‌مدت کشاورزی در ۱۴ کشور آفریقایی در ۱۹۹۵-۱۹۷۵، آیدین و همکاران (۹) در بررسی تقاضای واردات و عرضه صادرات برای اقتصاد ترکیه، آکال (۷) در بررسی ساختار صادارت و واردات کشور ترکیه و مطالعه لوئی کی و همکاران (۱۸) در مورد عرضه و تقاضای صادرات و واردات برای ۴۲۰۰ کالا (۶ رقم HS) در ۱۱۷ کشور جهان اشاره داشت.

با توجه به اهمیت صادرات محصولات کشاورزی و همچنین شناسایی عوامل و متغیرهای موثر بر صادرات این محصولات به منظور انجام سیاست‌گذاریهای موثر در جهت تصمیم‌گیریهای دولت برای گسترش تجارت محصولات کشاورزی، پاسخ به این سوال که چه متغیرهایی می‌تواند بر عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی موثر باشد، می‌تواند برای شناسایی این عوامل اثرگذار باشد. لذا در مطالعه حاضر، به تبعیت از این مهم، به بررسی عوامل و متغیرهای موثر بر توابع عرضه و تقاضای محصولات کشاورزی پرداختیم.

مواد و روش ها

به طور کلی در ادبیات اقتصادی توابع عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی بسیاری برای کشورهای مختلف برآورد شده است. در این قسمت مدل‌های مورد استفاده برای عرضه و تقاضای صادرات را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

تابع تقاضای صادرات

بر طبق مطالعات انجام گرفته تقاضای صادرات برای یک محصول تحت تاثیر عوامل مختلفی چون قیمت صادراتی محصول، قیمت جهانی (متوسط قیمت کالا در بازارهای جهانی) و درآمد واقعی کشورهای واردکننده می‌باشد:

$$X_t^d = f(PX_t/PW_t, YW_t) \qquad (۱)$$

با نوشتن شکل لگاریتمی تابع مشخص بالا، تابع تقاضای صادرات بدست آمده همان مدل خان (۱۹۷۴) می‌باشد که برای کشورهای منحصر به فردی با بگارگیری داده‌های سالیانه با استفاده از روش OLS به دست آورد (خان، ۱۹۷۴):

$$\log X_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log(PX_i/PW)_t + \alpha_2 \log YW_t + V_t \qquad (۲)$$

در این تابع X_t میزان تقاضای صادرات کشور i، PX_t قیمت صادراتی محصول کشور i، PW_t قیمت جهانی محصول و YW_t متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای واردکننده محصولات کشاورزی ایران [1] می‌باشد. در بسیاری از مطالعات نظری و تجربی که پس از خان انجام گرفت، بر اهمیت تاثیرگذاری نرخ ارز بر میزان صادرات محصولات کشاورزی تاکید شده است. به طور مثال چمبرز و جاست، (۱۱) سرور و اندرسون(۲۱)، فونتاس و بردین(۱۳) هر کدام به اشکال مختلف نشان دادند که نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی اثرات مهمی می‌گذارد. همچنین، وارنر و کرینین (۲۵) نیز مدل مشابهی مانند خان برای صادرات محصولات کشاورزی به کار بردند و علاوه بر متغیرهای موجود در مدل خان و نرخ ارز موثر، نرخ انتظاری از تغییرات نرخ ارز را نیز به عنوان عامل تاثیر گذار بر صادرات، به تابع تقاضای صادرات اضافه کردند.

در پژوهش حاضر از نقاط قوت مطالعات پیش گفته سودجسته و تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی در ایران این گونه معرفی می شود:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{PX_t}{PW_t}\right) + \alpha_2 \ln YW + \alpha_3 \ln ER + \alpha_4 \ln W_t + \alpha_5 D_1 + \alpha_6 D_2 + \alpha_7 D_3 + U_{1t} \qquad (۳)$$

که در مدل بالا، PX_t: شاخص قیمت صادراتی کالا، PW_t: شاخص قیمت صادراتی کالاهای رقیب (شاخص قیمت صادراتی اتحادیه اروپا و آمریکا)، YW: متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای واردکننده محصولات کشاورزی ایران، ER : نرخ ارز سایه‌ای، W_t: مقدار تولید کالا در سایرکشورها، D_1: متغیرمجازی آغاز جنگ تحمیلی، D_2: متغیر مجازی پیروزی انقلاب اسلامی، D_3: متغیر مجازی شوک نفتی سال ۱۳۵۲، U_{1t}: جمله اخلال معادله. معادله فوق تقاضای صادرات را در بلندمدت نشان می‌دهد که طبیعتا در هر لحظه از زمان قابل دستیابی نیست، بنابراین برای معرفی رفتارهای تاخیری در مدل، با استفاده از ساز و کار تعدیل فرض می‌شود که صادرات نسبت به اختلاف بین مقدار تقاضا برای صادرات در زمان (t) و مقدار واقعی صادرات در دوره‌ی گذشته (t-1) تعدیل می‌گردد و بنابراین قیمت صادرات در کشور صادرکننده تعیین می‌گردد (۱۹):

$$\Delta \ln X_t^d = \lambda\left[\ln X_t^d - \ln X_{t-1}\right] + U_{2t} \qquad (۴)$$

که در رابطه (۴) $\Delta \ln X_t$ لگاریتم تقاضای صادرات و λ ضریب تعدیل [2] می‌باشد.با جایگزینی شرایط تعدیل تابع نهایی برای تخمین تقاضای صادرات به شکل زیر حاصل می‌شود (۲۲):

1- Average weight of real Income of Importer Countries
2- Adjusting Coefficient

$$\ln X_t^d = b_0 + b_1 \ln\left(\frac{PX_t}{PW_t}\right) + b_2 \ln YW + b_3 \ln ER + b_4 \ln W_t + b_5 \ln X_{t-1} + b_6 D_1 + b_7 D_2 + b_8 D_3 + U_{3t} \quad (۵)$$

که در این تابع :

$$U_{3t} = U_{2t} + \lambda U_{1t} \quad (۶)$$

و همچنین:

$$b = \begin{cases} b_n = \lambda a_n & 0 \le n \le 4 \\ b_n = 1-\lambda & n = 5 \\ b_n = \lambda a_{n-1} & 6 \le n \le 8 \end{cases} \quad , n \in Z \quad (۷)$$

علاوه بر متغیرهای معرفی شده در حالت قبل از تعدیل (معادله ۳)، در رابطه (۵) که حالت نهایی تابع تقاضای صادرات پس از تعدیل می‌باشد، X_{t-1} : مقدار واقعی صادرات در دوره گذشته، U_{3t} : جمله اخلال معادله نهایی[1]، U_{1t} : جمله اخلال معادله اولیه تقاضای صادرات محصولات کشاورزی بدون تعدیل، U_{2t}: جمله اخلال معادله تعدیل شده و λ ضریب تعدیل می‌باشد. برای محاسبه نرخ سایه‌ای ارز می‌توان از نظریه برابری قدرت خرید (ppp) در دو حالت مطلق و نسبی استفاده کرد. با بهره‌گیری از روش مطلق برابری قدرت خرید (ppp)، نرخ سایه‌ای ارز (نرخ برابری ریال در برابر دلار) از رابطه (۸) به دست می‌آید.

$$E = \frac{P_{ig}}{P_{dg}} \quad (۸)$$

که P_{Ig} و p_{dg} به ترتیب قیمت یک اونس طلا در بازار داخلی (برحسب ریال) و بازار جهانی (برحسب دلار) است. با بهره‌گیری از روش نسبی برابری قدرت خرید (ppp)، نرخ سایه‌ای ارز (نرخ برابری ریال در برابر دلار) از رابطه زیر به دست می‌آید.

$$E = \frac{P_i}{P^*_i} \times E_\circ \quad (۹)$$

که در آن $p_{_I}$ شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی و P_I^* شاخص قیمت مصرف‌کننده خارجی و E_0 نرخ آزاد ارز در سال مبدا است (بانک مرکزی، ۱۳۸۶). از آنجا که شاخص قیمت مصرف‌کننده از توان و قدرت بیشتری برای بیان قدرت خرید مصرف‌کننده برخوردار است و از سوی دیگر قیمت طلا در ایران به دلیل سیاست‌های دخالتی دولت از پویایی کافی برخوردار نیست، در این تحقیق از روش نسبی برای محاسبه نرخ سایه‌ای ارز استفاده شد. همچنین، برای محاسبه متغیر خالص درآمد کشورهای واردکننده محصولات کشاورزی ایران از رابطه $Y_W = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i Y_i$ که $\sum \alpha_i = 1$ می‌باشد، استفاده شد. در این را بطه α_i سهم کشور i از واردات کالاهای کشاورزی ایران در سالهای ۸۶-۱۳۴۵ و Y_i درآمد واقعی کشور واردکننده i ام (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۹۹۷) می‌باشد. شاخص قیمت صادراتی تا ۶ رقم HS با استفاده از شاخص قیمتی پاشه محاسبه شد. برای محاسبه شاخص قیمت محصولات کشاورزی مبادله شده در جهان نیز، ابتدا شاخص حجم صادراتی و ارزش صادراتی کلیه محصولات کشاورزی مبادله شده در جهان با استفاده از گزارشات سازمان تجارت جهانی (WTO) محاسبه شد. سپس از تقسیم شاخص ارزش بر شاخص حجم، شاخص قیمت صادراتی مورد نظر به دست آمد. همچنین در این مطالعه مجموع فصل‌های اول و دوم صادراتی، به عنوان صادرات محصولات کشاورزی مورد توجه قرار گرفت.

تابع عرضه صادرات

عرضه صادرات برای محصولات کشاورزی تحت تاثیر عوامل مختلفی چون قیمت صادراتی محصول، قیمت داخلی و تولید داخلی محصول بستگی دارد (۲۵):

$$X_t^s = f(PX_t, P_t, Y_t) \quad (۱۰)$$

که نمایش لگاریتمی معادله (۱۰) به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln X_t^s = a_0 + a_1 \ln PX_t + a_2 \ln P_t + a_3 \ln Y_t + V_t \quad (۱۱)$$

که در رابطه (۱۱) X^s شاخص مقدار عرضه صادرات محصولات کشاورزی، PX_t شاخص قیمت صادراتی کالاهای کشاورزی، P_t قیمت داخلی کالا و Y_t مقدار تولید کالا در کشور است. در ادامه، بهمنی اسکوئی (۱۰) و اریز (۸) در مطالعات خود نشان دادند که نرخ ارز نیز می‌تواند بر عرضه صادرات تاثیرگذار باشد. لذا مطابق مطالعات انجام گرفته و همچنین شرایط حاکم بر ایران در حالت کلی تابع عرضه صادرات محصولات کشاورزی را می توان به صورت زیر نشان داد:

$$\ln X_t^s = \beta_0 + \beta_1 \ln PX_t + \beta_2 \ln P_t + \beta_3 \ln Y_t + \beta_4 \ln QX + \beta_5 \ln ER + \beta_6 D_1 + \beta_7 D_2 + \beta_8 D_3 + U_{4t} \quad (۱۲)$$

که در مدل بالا، X_t^s شاخص مقدار عرضه صادرات کشاورزی، PX_t شاخص قیمت صادراتی محصولات کشاورزی، P_t شاخص قیمت داخلی، Y_t تولید داخلی محصولات باغی در بخش کشاورزی، QX درآمدهای نفتی، ER نرخ واقعی ارز، D_1 متغیر مجازی آغاز جنگ تحمیلی، D_2 متغیر مجازی پیروزی انقلاب اسلامی، D_3 متغیر مجازی شوک نفتی سال ۱۳۵۲ و U_{1t} جمله اخلال معادله (معادله قبل از تعدیل). حال اگر رابطه ی (۱۲) را به دلیل آنکه در هر

1- Disturbance in Final Equation

لحظه از زمان قابل دستیابی نیست، نسبت به قیمت صادرات نرمال کنیم رابطه (۱۰) به صورت زیر به دست می آید:

$$\ln PX_t = b_0 + b_1 \ln X^s + b_2 \ln P_t + b_3 \ln Y_t + b_4 \ln QX + b_5 \ln ER + b_6 D_1 + b_7 D_2 + b_8 D_3 + U_{5t} \quad (۱۳)$$

که در رابطه (۱۳):

$$U_{5t} = \frac{1}{\beta_1} U_{4t} \quad (۱۴)$$

$$b = \begin{cases} b_n = \dfrac{\beta_n}{\beta_1} & 0 \le n \le 8 \ , \ n \ne 1 \\ b_n = \dfrac{1}{\beta_n} & n = 1 \end{cases} \quad , n \in Z \quad (۱۵)$$

معادله (۱۳) نیز در هر لحظه از زمان قابل دستیابی نیست و باید تعدیل شود.به همان نحوی که مقدار صادرات نسبت به مازاد تقاضا تعدیل شد، قیمت صادراتی نیز باید نسبت به مازاد عرضه تعدیل شود (صدیقی و همکاران، ۲۰۰۰):

$$\Delta \ln PX_t = \gamma \left[\ln X_t - \ln X_t^s \right] + U_{3t} \quad \gamma > 0 \quad (۱۶)$$

که در رابطه (۱۶) $\Delta \ln PX_t$ لگاریتم تقاضای صادرات و γ ضریب تعدیل می باشد. با جاگذاری شرایط تعدیل (۱۶) در معادله (۱۳) تابع نهایی برای عرضه صادرات محصولات کشاورزی به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\ln PX_t = \delta_0 + \delta_1 \ln X^s + \delta_2 \ln P_t + \delta_3 \ln Y_t + \delta_4 \ln QX + \delta_5 \ln ER + \delta_6 \ln PX_{t-1} + \delta_7 D_1 + \delta_8 D_2 + \delta_9 D_3 + U_{6t} \quad (۱۷)$$

که در رابطه (۱۷):

$$U_{6t} = U_{7t} + \gamma \frac{1}{\beta_1} U_{4t} \quad (۱۸)$$

در تابع بالا که حالت نهایی آن پس از تعدیل می‌باشد، به جز متغیرهای معرفی شده در مدل (۱۳) که حالت قبل از تعدیل تابع فوق می‌باشد و در این مدل نیز صادق هستند، PX_{t-1} : قیمت صادراتی در دوره گذشته، U_{6t} جمله اخلال تابع پس از جاگذاری در شرایط تعدیل و U_{4t} جمله اخلال تابع قبل از شرایط تعدیل است. ضرایب معادله عرضه صادرات نیز پس از برقراری شرایط تعدیل به صورت رابطه (۱۹) تغییر می‌کنند:

$$\delta = \begin{cases} \delta_n = \dfrac{\gamma \beta_n}{1 + \gamma \beta_1} & 0 \le n \le 9 \ , \ n \ne 1 \\ \delta_n = \dfrac{\gamma}{1 + \gamma \beta_1} & n = 1 \end{cases} \quad , n \in Z \quad (۱۹)$$

در سیستم معادلات همزمان، برای بررسی خوبی برازش، آماره‌ی R^2 تک تک معادلات نمی‌تواند قابل اطمینان باشد. به همین منظور از آماره‌ی دیگری موسوم به Carter-Negar استفاده می‌شود که به صورت رابطه‌ی (۲۰) است (۱۶):

$$R_{CN}^2 = \left[1 - \frac{MSE}{\sigma_\gamma^2} \right] \quad (۲۰)$$

که در آن MSE میانگین مربع خطا و σ_γ^2 واریانس متغیر وابسته است. با توجه به تشریح مدلهای عرضه و تقاضای صادرات و شناسایی اجزای تشکیل دهنده آنها، آمار مورد نیاز برای دوره زمانی۸۶-۱۳۴۵ از وزارت جهاد کشاورزی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایت اینترنتی فائو جمع‌آوری و مدلهای مناسب به روش اقتصاد سنجی و با استفاده از نرم‌افزارهای آماری EVIEWS, EXCEL, MICROFIT برآورد گردید. با رفع مشکلات اقتصاد سنجی مدلهای برآورد شده و انتخاب بهترین مدل، در بخش نتایج، تجزیه وتحلیل این مدلها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

نتایج و بحث

براساس روش‌شناسی ارائه شده، توابع عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران و نقاط ضعف و قوت آن تحلیل می‌شود. معادلات الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی طی سالهای ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۶ مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه ابتدا با استفاده از آماره ی دیکی- فولر (ADF)، مانایی متغیرها و همگرایی مدل مورد بررسی قرار گرفت. بعضی از متغیرها مانند شاخص مقدار عرضه صادرات، تولید داخلی، شاخص قیمت صادراتی مانا[1] بوده و برخی از آنها نیز مانند شاخص قیمت داخلی محصولات کشاورزی، نرخ ارز و خالص درآمد شرکای تجاری محصولات کشاورزی ایران با یک بار تفاضل گیری ایستا شدند. نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در مطالعه‌ی حاضر، در جدول ۱ ارائه شده است.

پس از مشخص شدن وضعیت متغیرها از نظر ایستایی و ناایستایی و همچنین همگرایی مدل[2]، شرایط برای تخمین توابع عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی با استفاده از الگوی معادلات همزمان مهیا می‌باشد. در این پژوهش از روش برآوردگر سه مرحله‌ای حداقل مربعات استفاده شده است.

تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی

معادله (۵) برای تقاضای صادرات برآورد شده که نتایج مربوط به آن در جدول (۲) گزارش شده است. چون تابع تقاضای صادرات در دراز مدت تخمین زده می‌شود که در هر لحظه از زمان قابل محاسبه نیست، بنابراین با استفاده از سازو کار تعدیل فرض می‌شود که صادرات نسبت به اختلاف بین تقاضا برای صادرات در زمان (t) و مقدار واقعی صادرات در دوره گذشته (t-1) تعدیل می‌گردد.

1- Stationary
2- Convergence of the Model

مقدار R^2_{CN} برای مدل تقاضای صادرات ۰/۸۲ محاسبه شده است که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل موجود در مدل توانسته‌اند درصد بالایی از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که متغیر قیمت نسبی صادرات محصولات کشاورزی (PX_t/PW_t) در سطح ۱ درصد معنی‌دار[1] شده و مقدار آن ۱/۸۳- به دست آمده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Significant

جدول ۲- نتایج بررسی پایایی متغیرهای مدل صادرات محصولات کشاورزی ایران

متغیرها	آماره‌ی ADF	سطح معنی‌داری	وضعیت پایایی
تولید داخلی	۳/۲	۰/۰۳۴	I (۰)
مقدار تولید کالا در سایرکشورها	۳/۵۹	۰/۰۵۸	I (۰)
شاخص مقدار صادرات	۵/۰۴	۰/۰۰۰	I (۰)
شاخص قیمت صادراتی	۸/۲۸	۰/۰۰۰	I (۰)
خالص درآمد شرکای تجاری	۳/۸۹	۰/۰۰۰	I (۱)
نفت	۳/۳	۰/۰۸۱۸	I (۱)
نرخ ارز	۳/۰۳	۰/۰۴	I (۱)
شاخص قیمت داخلی	۳/۷۸	۰/۰۲۸	I (۱)

ماخذ: نتایج تحقیق

این ضریب نشان می‌دهد، وقتی قیمت صادراتی محصولات کشاورزی نسبت به قیمت صادراتی محصولات رقیب در سایر کشورهای جهان (در این پژوهش شاخص قیمت صادراتی اتحادیه اروپا و آمریکا مورد توجه قرار گرفته است) افزایش یابد، مقدار تقاضای جهانی برای صادرات محصولات کشاورزی کشور کاهش می‌یابد. همچنین، متغیر خالص درآمد کشورهای شریک تجاری ایران که در این پژوهش به طور عمده آمریکا و کشورهای اتحادیه اروپا مد نظر قرار گرفته، در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده و مقدار آن ۰/۰۹۲ به دست آمده که این مقدار نشان می‌دهد، با افزایش یک درصدی در درآمد کشورهای شریک تجاری ایران در محصولات کشاورزی، تقاضای آنان برای صادرات محصولات کشاورزی ۰/۰۹۲ درصد افزایش می‌یابد، اما از آنجا که مقدار این ضریب بسیار کم ونزدیک به صفر می‌باشد، درآمد کشورهای واردکننده‌ی محصولات کشاورزی ایران تاثیر زیادی بر تقاضای آنان از کشورمان ندارد. همچنین بین نرخ واقعی ارز ومیزان تقاضای صادرات محصولات کشاورزی، رابطه مستقیم و مثبت وجود دارد. بنابر نظریه‌های اقتصادی، کاهش ارزش پول کشور صادرکننده از طریق کاهش قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول خارجی موجب افزایش تقاضای صادرات می‌گردد. مقدار ضریب نرخ ارز در سطح ۱۰ درصد معنی دار شده و مقدار عددی آن ۱/۰۴ بدست آمده است و حاکی از آن است، یک درصد افزایش در مقدار نرخ ارز، مقدار تقاضای صادراتی از محصولات کشاورزی ایران را ۱/۰۴ درصد افزایش می دهد. ضریب متغیر تاخیری[1] صادرات محصولات کشاورزی (X_{t-1}) در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده است. مقدار محاسبه شده ضریب مذکور برابر ۱/۱۲ می‌باشد، یعنی هرگاه متغیر تاخیری صادرات محصولات کشاورزی یک درصد افزایش یابد، میزان تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران، ۱/۱۲ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر میزان تولید جهانی محصولات کشاورزی در معادله تقاضای صادرات معنی‌دار نشده است. همچنین از بین متغیرهای مجازی معرفی شده در مدل، متغیرهای پیروزی انقلاب اسلامی و شوک نفتی معنی‌دار نبودند، اما متغیر مجازی آغاز جنگ تحمیلی در سال ۱۳۵۹ در سطح کمتر از یک درصد معنی‌دار شده و ضریب محاسبه شده آن برابر ۰/۵۳- می‌باشد که با علامت منفی بر عرض از مبدا موثر است. با شروع جنگ تحمیلی و کاهش ارزش دلار در مقابل ریال که سبب افزایش قیمت کالاهای داخلی در برابر قیمت های خارجی شده و همچنین ایجاد یکسری تحریم‌های اقتصادی[2] از سوی شرکای جنگی علیه ایران و نیز، کاهش امنیت در تجارت از دید سایر کشورها، تقاضای صادرات ازمحصولات کشاورزی کشور نیز تحت تاثیر قرار گرفت که علامت برآورد شده مطابق انتظار بوده است.

تابع عرضه صادرات محصولات کشاورزی

تابع عرضه صادرات نیز پس از رفع مشکلاتی از جمله ناایستایی برخی از متغیرها و بررسی همگرایی مدل، به طور همزمان برآورد گردید. مقدار R^2_{CN} مدل عرضه صادرات ۰/۷۸ محاسبه شده است که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل موجود در مدل توانسته‌اند درصد بالایی از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. در این تابع مقدار عرض از مبدا برابر ۴۸/۶ می‌باشد که در سطح کمتر از یک درصد معنی‌دار شده است.

ضریب متغیر مقدار صادراتی محصولات کشاورزی (X^s) در سطح ۵ درصد معنی‌دار و برابر ۰/۴۶ می‌باشد، یعنی هرگاه مقدار صادرات محصولات کشاورزی ۱ درصد افزایش یابد، مقدار قیمت صادراتی آنها ۰/۴۶ درصد افزایش می‌یابد. ریب میزان تولیدداخلی محصولات کشاورزی براساس مقدار t محاسبه شده در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده و مقدار آن برابر ۱/۰۲ می‌باشد و مثبت بودن این ضریب مطابق با انتظار بوده است، زیرا با بهبود شرایط تولید و افزایش تولید داخلی، انتظار افزایش مقدار عرضه صادرات وجود دارد.

1- Delay Variable

2- Economical Prohibitions

جدول ۲- ضرایب تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران طی سال های ۱۳۸٦-۱۳٤٥

متغیر وابسته	تقاضای صادرات		
متغیرهای مستقل	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t
C	۳۶/۳۳***	۱۳/۱۸	۲/۷۵
P_x/P_w	−۱/۸۳***	−۰/۳۱	۵/۹
Y_w	۰/۰۹۲*	۰/۰۸	۱/۱۵
Er	۱/۰۴**	۰/۴۷	۲/۲۱
X_{t-1}	۱/۱۲*	۰/۶۴	۱/۷۳
W_t	۰/۰۵۸	۰/۰۴۲	۱/۳۵
D_1	−۰/۵۳***	−۰/۱۸	۲/۸۲
λ =۰/۸۶	R^2_{CN} =۰/۸۲	$D.W$ = ۲/۱۳	

ماخذ: نتایج تحقیق

*،**،*** – به ترتیب معنیدار در سطح ۱۰٪ ، ۵٪ و ۱٪

جدول۳- ضرایب تابع عرضه صادرات محصولات کشاورزی ایران طی سال های ۱۳۸٦-۱۳٤٥

متغیر وابسته	شاخص قیمت صادراتی		
متغیرهای مستقل	ضرایب مدل	انحراف معیار	آماره‌ی t
C	۴۸/۶***	۱۷/۱۷	۲/۸۳
X_s	۰/۴۶**	۰/۲۲	۲/۰۹
Y_t	۱/۰۲**	۰/۴۲	۲/۴
Er	−۰/۸۱**	−۰/۳۸	۲/۱۳
P_t	۱/۰۲	۰/۸	۱/۲۷
PX_{t-1}	۰/۸۲*	۰/۴۷	۱/۷۳
D_1	−۱/۸۲***	−۰/۵۳	۳/۴۳
γ = ۰/۴۵	R^2_{CN} =۰/۷۸	$D.W$ = ۲/۲۹	

ماخذ: نتایج تحقیق

*،**،*** – به ترتیب معنیدار در سطح ۱۰٪ ، ۵٪ و ۱٪

ضریب متغیر تاخیری شاخص قیمت صادراتی محصولات کشاورزی(PX_{t-1}) برابر با ۰/۸۲ بدست آمده است که در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد که افزایش ۱ درصدی در قیمت صادراتی دوره (t-1)، مقدار قیمت صادراتی در دوره (t) را ۰/۸۲ درصد افزایش می‌دهد. ضریب شاخص قیمت‌های داخلی در این تابع معنی‌دار نبوده است. ضریب نرخ ارز واقعی با توجه به انتظاری که از پیش می‌رفت، در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده و مقدار آن ۰/۸۱− می‌باشد که این ضریب با این علامت حاکی از آن است که ۱ درصد افزایش در نرخ ارز واقعی، قیمت صادراتی را ۰/۸۱− درصد کاهش می‌دهد. زیرا با افزایش نرخ ارز، میزان عرضه صادراتی افزایش می‌یابد و این مازاد عرضه باعث کاهش قیمت صادراتی محصولات کشاورزی خواهد شد. در این تابع نیز، ضریب متغیرهای مجازی پیروزی انقلاب اسلامی و شوک نفتی ۱۳۵۲ معنی‌دار نشده‌اند ولی ضریب متغیر مجازی آغاز جنگ تحمیلی در سطح کمتر از یک درصد معنی‌دار شده است و مقدار آن ۱/۸۲− به دست آمده است. یکی از مهمترین دلایلی که سبب شده تا این متغیر با علامت منفی در تابع ظاهر شود، افزایش ارزش ریال در برابر دلار بوده است که این مسئله سبب شد، تولیدکنندگان داخلی تمایل بیشتری برای عرضه محصولات کشاورزی خود به داخل کشور داشته باشند.

کشش های قیمتی[1] کوتاه مدت و بلند مدت

محاسبه کشش‌های قیمتی می‌تواند در به کارگیری سیاستهای مناسب قیمتی برای سیاستگذاران بخش کشاورزی مفید باشد. بر این اساس کشش‌های قیمتی مورد نظر در این مطالعه محاسبه شدند. کشش قیمتی تقاضای صادرات در کوتاه مدت برابر با ۱/۸۳− درصد می‌باشد که نشان می‌دهد، تقاضای صادراتی نسبت به قیمت در کوتاه مدت باکشش است. به عبارت دیگر افزایش در قیمت می‌تواند در کوتاه‌مدت سبب کاهش تقاضای جهانی برای محصولات کشاورزی

1- Price Elasticity

ایران گردد. کشش قیمتی تقاضای صادرات در دراز مدت ۲/۱۲- درصد می‌باشد که از تقسیم کشش قیمتی کوتاه‌مدت بر ضریب γ حاصل می‌شود. این کشش هم بزرگتر از واحد بوده و نشان می‌دهد که اثر افزایش قیمت بر مقدار تقاضای جهان از محصولات کشاورزی، همانند حالت کشش کوتاه‌مدت بوده اما تاثیرش بیشتر می‌باشد. کشش قیمتی عرضه صادرات در کوتاه‌مدت برابر با ۲/۱۷ می‌باشد که مقداری بزرگتر از یک بوده و باکشش است و نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در قیمت، عرضه صادرات را ۲/۱۷ درصد افزایش می‌دهد. این مقدار کشش عرضه در کوتاه‌مدت حاکی از آن است که صادرکنندگان محصولات کشاورزی ایران در کوتاه‌مدت واکنش خوبی به افزایش قیمت صادراتی از خود نشان می‌دهند.

جمع‌بندی و پیشنهادات

بر اساس مطالعات انجام شده، در پژوهش حاضر برای اولین بار عوامل موثر بر عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی کشور مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی، متغیرهای قیمت نسبی صادرات، خالص درآمد کشورهای وارد کننده‌ی محصولات کشاورزی ایران و همچنین نرخ ارز واقعی، متغیر تاخیری مقدار صادراتی و متغیر مجازی آغاز جنگ تحمیلی معنی‌دار شده‌اند، اما متغیرهای مجازی پیروزی انقلاب اسلامی و شوک نفتی ۱۳۵۲ معنی‌دار نشدند. تقاضای صادرات چه در حالت کوتاه‌مدت و چه در حالت درازمدت دارای کشش قیمتی بزرگتر از یک می‌باشند که نشان می دهد، صادرکنندگان داخلی برای اینکه هم چنان تقاضای جهانی از کالاهای خود را داشته باشند، نباید قیمت صادراتی کالاهای خود را افزایش دهند، زیرا کشش‌پذیر بودن قیمت می‌تواند موجب کاهش سهم بازاری محصولات کشاورزی ایران شود. همچنین نرخ ارز واقعی به عنوان مهمترین عامل تاثیرگذار بر تقاضای صادرات ایران می‌باشد که حاکی از اهمیت فوق‌العاده نظام ارزی در هر کشور در جهت رشد و برقراری ثبات سیاسی و اقتصادی است. تابع عرضه صادراتی تخمین زده شده نیز دارای متغیرهای معنی‌دار مقدار صادراتی محصولات کشاورزی، میزان تولید داخلی، شاخص تاخیری قیمت صادراتی، نرخ ارز واقعی و متغیر مجازی آغاز جنگ تحمیلی بوده است. افزایش تولید یکی از متغیرهای تاثیرگذار بر عرضه صادرات می‌باشد، از این رو سرمایه-گذاریهای برنامه‌ریزی شده در بخش کشاورزی، باعث افزایش تولید و به دنبال آن منجر به افزایش عرضه صادرات محصولات کشاورزی می‌شود و این مسئله به افزایش صادرات غیرنفتی و بهبود تراز بازرگانی و رهایی از وابستگی به درآمدهای نفتی کمک شایانی می‌نماید. عرضه صادرات در کوتاه‌مدت دارای کشش قیمتی بالایی می‌باشد و پرکشش بودن این تابع در کوتاه‌مدت حاکی از آن است که افزایش قیمت صادراتی، تولیدکنندگان داخلی را برای صادرات بیشتر محصولاتشان و کسب درآمد بالاتر ترغیب می‌کند، لذا افزایش قیمت صادراتی نیز تنها با اصلاح معیارهای بهداشتی صادرات محصولات کشاورزی مطابق با خواست بازارهای هدف، بهبود روش‌های بازاریابی و استفاده از ارقام مناسب در تولید امکان‌پذیر می‌باشد. بنابراین توصیه می‌شود که راهبردهای صادراتی برای بخش کشاورزی ایران تدوین شود تا بتوان ضمن افزایش قیمت‌های صادراتی، سهم ایران از بازارهای جهانی محصولات کشاورزی را افزایش داد. درجه موفقیت سرمایه‌گذاری در صادرات بخش کشاورزی در مرحله نخست منوط به پایداری قوانین، مقررات و آئین‌نامه‌های مربوطه می‌باشد. بنابراین تصمیمات سریع، پی‌درپی و بعضا" متناقض دولت در زمینه تدوین آئین‌نامه‌های مربوط به صادرات کالاهای کشاورزی اختلالاتی در فعالیت این بخش ایجاد خواهد کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.(سالهای مختلف)،گزارش اقتصادی وترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران ، تهران.

۲- خلیلیان ص. و فرهادی ع. ۱۳۸۱. بررسی عوامل موثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دهم، شماره ۳۹، ص ۷۱-۸۴.

۳- کاظم زاده ل. و ابونوری ع.ع. ۱۳۸۵. برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران با استفاده از الگوی سیستم معادلات همزمان. اقتصادکشاورزی و توسعه، سال چهاردهم، شماره ۵۴، تابستان ۱۳۸۵.

۴- کرباسی ع.ر. و اکبرزاده ج. ۱۳۸۷. برآورد تابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران با سیستم معادلات همزمان، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال شانزدهم، شماره ۶۲، ص ۵۲-۳۳.

۵- وزارت جهادکشاورزی. ۱۳۸۶. آمارنامه کشاورزی ایران ۸۶-۱۳۸۵، انتشارات اداره کل آمار و اطلاعات وزارت جهادکشاورزی ایران، تهران.

۶- هژبرکیانی ک. و نیک‌اقبالی س. ۱۳۷۹. بررسی اثر عدم تعادل نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۶، بهار و تابستان ۱۳۷۹، ص ۵۳-۳۹۸.

7- Akal M. 2006. " Estimating Mining Export and Import Structures: Price and Output Elasticities in Turkey", Journal of Economic and Social Research, 7 (1): 71-97, In farsi.
8- Arize A.C. 1995. The effect of exchange rate volatirity on U. S. export an empirical investigation, Southern Journal, 62: 34-430.
9- Aydýn M.F., Ciplak U., and Yucel E.M. 2004. "Export Supply and Import Demand Models for the Turkish Economy, Researchers, Research Department, The Central Bank of the Republic of Turkey.
10- Bahmani-Oskooee M. 1986. Determinants of international trade flow: the case of developing countries, journal of development economics, 20: 403-407.
11- Chambers R.G., and Just R.E. 1982. "An Investigation of the Effect of Monetary Factors on Agriculture." Monetary Economics 9: 235-247.
12- Dass S.R. 1991. "Economic aspects of India's international trade in coffee", Economic Aspect of Agricultural Economic, 46(2): 142-151.
13- Fountas S., and Berdin D. 1998." Exchange rate volatility and exports: The case of Ireland", Applied Economics Letters, 5: 301-304.
14- Food and Agricultural Organization (FAO). Web page: http://www.fao.org.
15- Khan M. 1974. " Import and export demand in developing countries". IMF Staff Papers 211, 678– 693.
16- Khan M., and Knight M.D. 1981. "Stabilization Programs in Developing Countries: a formal frame-work", Staff Papers - International Monetary Fund 28 (1): 1-53
17- Lamb R.l. 2000. "Food crops, export & the short- run policy response of agricultural in Africa" Agricultural Economics Journal, 22 (3): 271-298.
18- Looi Kee H., Nicita A., and Olarreaga M. 2004." Estimating Import Demand and Export Supply Elasticities".Development Research Group, the World Bank, Washington.
19- Pal S. 1992. "Agricultural exports of India: Issues growth instability", Indian Journal of Agricultural Economics, 47(2): 183-194
20- Pindyck R.S. 1991. "Econometric models and economic forecasts", New York, Daniel L. Rubinfeld.
21- Sarwar Gh., and Anderson D.G. 1990." Estimating US Soybean Exports: A simultaneous Supply/Demand approach, Journal of Economic Studies, 17(1).
22- Seddighi H.R., Lawyer K.A., and Katos A.V. 2000. "Econometrics: A practical approach", Routledge, London.
23- Tambi N.E. 1999. "Co-integration and error-correction modeling of agricultural export supply in Cameroon". Agricultural Economics, 20 (1): 57-67.
24- Warr P.G., and Wollmr F. 1996. "The Demand or LDC Exports of Primary Commodities: the CAS of Philippines", Australian Journal of Agricultural Economics, 40 (1): 37-49.
25- Warner D., and Kreinin M.E. 1983. "Determinants of International Trade Flows", the Review of Economics and Statistics, 65:96-104.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی