

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال شانزدهم، شماره ۶۲، تابستان ۱۳۸۷

برآورد تابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران با سیستم معادلات همزمان

دکتر علیرضا کرباسی*، جواد اکبرزاده**

تاریخ دریافت: ۸۵/۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۲/۲۲

چکیده

زعفران به علت اشتغالزایی بالا، صادرات، ارزآوری زیاد و نیاز آبی اندک جایگاه ویژه‌ای در بین محصولات کشاورزی دارد، از این رو در تحقیق حاضر تابع عرضه و تقاضای صادرات این محصول به روش FIML برآورد و کششهای جزئی توابع عرضه و تقاضای صادرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت محاسبه شده است. آمار و اطلاعات به کار رفته در تحقیق اسنادی بوده و از منابع کتابخانه‌ای مربوط به دوره زمانی سالهای ۱۳۶۰-۸۳ گردآوری شده است. نتایج نشان می‌دهد که کشش قیمتی تقاضای کوتاه‌مدت زعفران اندک است و ایران در کوتاه‌مدت می‌تواند برای افزایش درآمد خود در بازارهای جهانی، قیمت را افزایش دهد؛ اما کشش قیمتی بلندمدت زعفران بیشتر از یک است و لذا باید سیاستهای مناسب مرتبط با آن اعمال گردد. همچنین نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه نشان‌دهنده پایین بودن کشش قیمتی

e-mail: arkarbasi2002@yahoo.com

* استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل (نویسنده مسئول)

e-mail: jakbarzade@gmail.com

**دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

عرضه در کوتاه‌مدت است، ولی در بلندمدت کشش قیمتی عرضه صادرات بزرگتر از یک است و از این رو می‌توان گفت ارائه و اجرای ابزارهای سیاستی مناسب در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند در برقراری تعادل بین عرضه و تقاضا مفید باشد.

طبقه بندی JEL: C32

کلید واژه‌ها:

زعفران، صادرات، کشش، عرضه، تقاضا

مقدمه

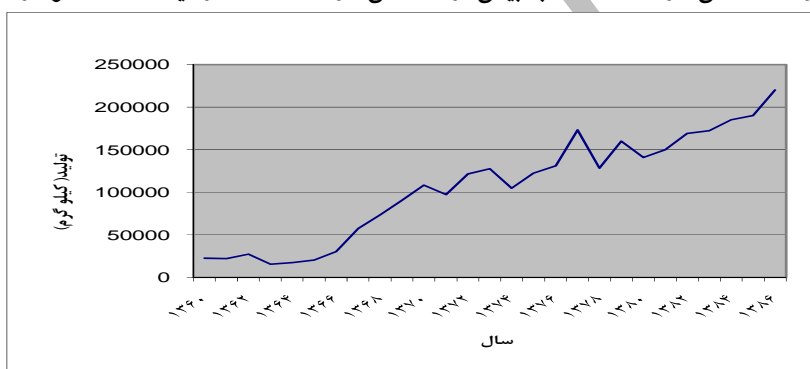
امروزه با گسترش ارتباطات و بروز پدیده جهانی شدن، مبادلات کالا، اطلاعات و فناوری بیش از پیش توسعه یافته و پیشرفت کرده است. تولیدکنندگان و صادرکنندگان کالا نسبت به گذشته فرصت بهتری یافته‌اند تا در بازارهای بین‌المللی به رقابت پردازند و فعالیتهای خود را توسعه دهند. سنتی‌ترین راه ورود به این بازارها یعنی صادرات کالا، باعث پیشرفت بیشتر، درآمدزایی بیشتر و آگاهی از آخرین تحولات فناوری و دانش روز شده است. از طرفی بالا بودن توان صادراتی موجب افزایش تولید داخلی و افزایش سطح اشتغال در زمینه‌های مختلف از جمله کشاورزی، بهبود کیفیت تولیدات و ایجاد زمینه‌های رقابت، با توجه به امکان عرضه بیشتر و بهتر محصولات تولیدی و تعادل تراز پرداخت‌ها در کشورها می‌گردد.

بخش عمده در آمد حاصل از صادرات غیر نفتی از بخش کشاورزی تأمین می‌شود و همچنین این بخش به دلیل اشتغالزایی بالا، عدم نیاز به فناوری پیشرفته در مراحل مختلف تولید و ارزیابی کمتر نسبت به دیگر بخشهای اقتصادی دارای مزیت نسبی است. از طرفی در ایران به دلیل تنوع پوشش گیاهی، استعداد بالقوه تولید انواع فراورده‌های باغی و زراعی، غلات، حبوبات، تره بار، گل و گیاهان دارویی و نظیر آن، بخش کشاورزی و منابع طبیعی می‌تواند منبع عظیمی از صادرات غیرنفتی را دربرگیرد.

برآورد تابع عرضه...

رسیدن به این امر زمانی میسر خواهد بود که شرایط نوظهور نظامهای اقتصاد جهانی و الزامات رقابت فشرده بین‌المللی در زمینه کیفیت و قیمت کالاهای صادراتی را به کار ببندیم و با محصولاتی استاندارد شده و قابل رقابت در صحنه بازارهای جهانی حضور یابیم و از این طریق حدود فعالیت خود را توسعه دهیم.

در میان محصولات کشاورزی برخوردار از مزیت نسبی، زعفران از جمله محصولات ارزشمندی است که جایگاه منحصر به فرد در سطح جهان دارد. ایران با سطح زیر کشتی حدود ۴۲ هزار هکتار با بیش از ۸۰٪ تولید جهانی، بزرگترین تولیدکننده زعفران از نظر کمیت و کیفیت می‌باشد (نجف‌زاده، ۱۳۸۰). بررسی تولید زعفران در ایران طی سالهای ۱۳۶۰-۸۶ نشان می‌دهد که روند تولید طی این دوره صعودی بوده و از حدود ۲۲/۵ تن در سال ۱۳۶۰ به بیش از ۲۰۰ تن در سال ۱۳۸۶ رسیده است (نمودار ۱).



نمودار ۱. میزان تولید زعفران در ایران بین سالهای ۱۳۶۰-۸۶

تعیین عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات زعفران با استفاده از داده‌های سری زمانی، تعیین کششهای درآمدی و قیمتی عرضه و تقاضای صادرات زعفران در کوتاه‌مدت و بلندمدت، بررسی سیاستهای تجاری مفید در زمینه صادرات زعفران و تأثیر آنها در صادرات اهداف این تحقیق هستند.

در این مطالعه با تأکید بر صادراتی بودن زعفران، به بررسی عوامل مؤثر در عرضه و تقاضای صادرات این محصول و برآورد توابع مربوط، به کمک سیستم معادلات همزمان پرداخته شده است.

در زمینه موضوع عرضه و تقاضای صادرات تحقیقات زیادی در سطح دنیا و ایران انجام شده است که در زیر به برخی از آنها اشاره می‌شود.

گیشان و اکسپوزینو (Guisan & Exposito, 2004)، 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. همچنین تولیدات کشاورزی نقش مهمی در رشد اقتصاد این کشورها داشته‌اند، زیرا کاهش واردات و افزایش صادرات (کشاورزی) سهم مهمی در تولید غیر کشاورزی و در نهایت رشد اقتصادی داشته‌اند.

شارما (Sharma, 2000) به بررسی عوامل تعیین‌کننده عملکرد صادراتی هند با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۷۰-۹۸ به روش سیستم معادلات همزمان پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که تقاضا برای صادرات هند، وقتی قیمت صادراتی نسبت به قیمت جهانی کاهش می‌یابد، افزایش یافته و با نرخ مؤثر ارز نیز رابطه منفی داشته است. عرضه صادرات نیز با قیمت نسبی دارای رابطه مثبت و با تقاضای داخلی دارای رابطه منفی بوده است.

داس (Dass, 1991) در مطالعه‌ای به بررسی صادرات قهوه در هند پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تولید داخلی تأثیر مثبت و معنیداری در صادرات این محصول داشته است؛ اما افزایش قیمت واقعی صادرات و درآمد خالص ملی سرانه باعث کاهش میزان صادرات قهوه در دوره مورد بررسی شده است. سرور و اندرسن (Sarwar & Anderson, 1990) با استفاده از نتایج برآورد همزمان توابع عرضه و تقاضای محصول سویا در آمریکا، کششهای قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات این محصول را محاسبه کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که علاوه بر قیمت و درآمد، تولید و قیمت تولیدات رقیب در ناحیه وارداتی می‌تواند تأثیر معنیداری در صادرات سویای آمریکا داشته باشد. آیسلام و سابرامانیان (Islam and Subramanian, 1989) توابع عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی را بر اساس مدل گلدشتاین و خان،

برآورد تابع عرضه...

به طور همزمان تخمین زدند. آنها با تخمین توابع تقاضای ۶ محصول قهوه، کاکائو، موز، چای، آناناس و گوجه‌فرنگی نتیجه گرفتند که کششهای درآمدی و قیمتی تقاضای محصولات سنتی فوق به غیر از آناناس، پایین و کمتر از واحد است.

کاظم زاده و ابونوری (۱۳۸۵) به برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرما ایران با یک سیستم معادلات همزمان با استفاده از داده‌های سری زمانی سالهای ۱۳۵۰-۱۳۸۲ پرداختند. نتایج حاصل از این برآورد نشان می‌دهد که در تابع تقاضای صادرات خرما، متغیرهای عرض از مبدأ، قیمت نسبی صادرات خرما، نرخ واقعی ارز، میزان تولید خرما در سایر کشورها، میزان صادرات خرما و متغیر مجازی جنگ معنیدار شده‌اند. در تابع عرضه صادرات خرما نیز متغیرهای عرض از مبدأ، مقدار صادرات، مقدار صادرات تأخیری، قیمت عمده‌فروشی داخلی، تولید داخلی خرما و ارزش صادرات تأخیری و متغیر مجازی جنگ معنیدار شده‌اند و لذا جزو متغیرهای تأثیرگذار محسوب می‌شوند. در این بررسی همچنین کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای صادراتی برابر $0/53$ - محاسبه گردید که کوچکتر از کشش قیمتی درازمدت ($1/18$) است. کشش قیمتی کوتاه‌مدت برای عرضه صادرات خرما نیز معادل $7/21$ برآورد شد.

بی‌ریا و جبل‌عاملی (۱۳۸۵) به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران، خرما در سبد کالاهای صادرات غیر نفتی ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی سالهای ۱۳۷۰-۱۳۸۰ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که سیاستهای قیمتی بر درآمدهای حاصل از صادرات غیر نفتی اثر مثبتی نداشته است. بنابراین باید سیاستهای مشوق افزایش تولید و عرضه کالاهای کشاورزی و تنوع بخشی آنها را برگزید.

کریم‌کشته، هاشمی تبار و کرباسی (۱۳۸۴) به برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات میگو با استفاده از سیستم معادلات همزمان و داده‌های سری زمانی سالهای ۱۳۵۴-۱۳۷۹ پرداختند و نشان دادند که در کوتاه‌مدت عرضه و تقاضای صادرات میگو بی‌کشش است و در بلندمدت نیز افزایش درآمد حاصل از صادرات نفت بر خلاف انتظار، صادرات میگو را محدود نکرده است. همچنین در صورت کاهش قیمت‌های داخلی، کشور برای

افزایش عرضه صادرات آمادگی لازم را ندارد.

رضائی صومعه (۱۳۷۹) به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پسته ایران به کمک معادلات عرضه و تقاضای صادرات در چارچوب یک سیستم معادلات همزمان پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که تقاضای صادرات پسته ایران نسبت به قیمت و درآمد کشش پذیر بوده ولی نسبت به نرخ ارز کشش ناپذیر می‌باشد. همچنین عرضه صادرات پسته نسبت به قیمت کشش پذیر بوده ولی نسبت به ارزش افزوده پسته نسبتاً کشش ناپذیر است.

مواد و روشها

الف) 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 (Goldstein & Khan, 1978). میزان تولید سایر کشورها نیز به عنوان یک متغیر برونزا در الگوی تقاضا در نظر گرفته شده است (Farris, 1971). بدین ترتیب تابع تقاضای صادرات به فرم لگاریتمی به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\ln X_t^d = a_0 + a_1 \ln PX_t + a_2 \ln PXW_t + a_3 \ln YW_t + a_4 \ln W_t + U_{1t} \quad (1)$$

که در آن:

$$X^d = \text{مقدار تقاضای جهانی صادرات}$$

$$PX = \text{شاخص قیمت صادراتی کالا}$$

$$PXW = \text{قیمت جهانی صادرات}$$

$$YW = \text{متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای واردکننده}$$

$$W = \text{مقدار تولید کالا در سایر کشورها}$$

$$U_1 = \text{جمله اخلال}$$

برآورد تابع عرضه...

شاخص درآمد واقعی کشورهای واردکننده در مطالعه گلدشتاین و خان (Goldstein & Khan, 1978)، بدین صورت محاسبه شده است:

$$Y^W = \sum a_i Y_i \quad , \quad i = 1, 2, \dots, n \quad , \quad \sum a_i = 1 \quad (2)$$

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 (Schuh, 1974) 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 معادله ۱ اضافه می‌گردد:

$$\ln X_t^d = a_0 + a_1 \ln PX_t + a_2 \ln PXW_t + a_3 \ln YW_t + a_4 \ln ER_t + a_5 \ln W_t + U_{1t} \quad (3)$$

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

$$a_1 < 0 \quad , \quad a_2 > 0 \quad , \quad a_3 > 0 \quad , \quad a_4 < 0 \quad , \quad a_5 < 0$$

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

$$ER_t = E_t \frac{CPI_{it}}{WPI_{US}} \quad (4)$$

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 مصرف کننده در کشور i است.

معادله ۳ تابع تقاضای صادرات را در بلندمدت نشان می‌دهد که در هر لحظه از زمان قابل دستیابی نیست. بنابراین، با استفاده از ساز و 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 می گردد:

$$\Delta \text{Ln } X_t = \gamma [\text{Ln } X_t^d - \text{Ln } X_{t-1}] + U_{2t} \quad \gamma > 0 \quad (5)$$

در معادله ۵، ضریب تعدیل است. تابع تعدیل فرض می کند که مقدار صادرات در صورت وجود مازاد تقاضا در بقیه کشورهای جهان تعدیل می شود. با نشان دادن معادله ۳ در معادله ۵، تابعی برای برآورد تقاضای صادرات به شکل زیر به دست می آید:

$$\text{Ln } X_t^d = C_0 + C_1 \text{Ln } PX_t + C_2 \text{Ln } PXW_t + C_3 \text{Ln } YW_t + C_4 \text{Ln } ER_t + C_5 \text{Ln } W_t + C_6 \text{Ln } X_{t-1} + U_{3t} \quad (6)$$

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

که در آن:

$$C_0 = \gamma a_0 \quad C_1 = \gamma a_1 \quad C_2 = \gamma a_2$$

$$C_3 = \gamma a_3 \quad C_4 = \gamma a_4 \quad C_5 = \gamma a_5$$

$$C_6 = 1 - \gamma$$

ب) تابع عرضه صادرات

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

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

$$\text{Ln } X_t^s = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(PX/P)_t + \beta_2 \text{Ln } Y_t + U_{4t} \quad (7)$$

$$X_t^s = \text{مقدار عرضه صادرات}$$

$$PX = \text{قیمت صادراتی کالا}$$

$$P = \text{قیمت داخلی کالا}$$

$$Y_t = \text{مقدار تولید کالا در داخل کشور}$$

$$U_{4t} = \text{جمله اختلال}$$

برآورد تابع عرضه...

در معادله 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 هر یک از معادلات باید متغیر درونزای متناسب در سمت چپ معادله قرار گیرد. بنابراین، رابطه ۷ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln PX_t = b_0 + b_1 \ln X_t^s + b_2 \ln Y_t + b_3 \ln P_t + U_{4t} \quad (8)$$

در حالی که:

$$b_0 = -\frac{\beta_0}{\beta_1} \quad b_1 = \frac{1}{\beta_1} \quad b_2 = -\frac{\beta_3}{\beta_1} \quad b_3 = \frac{\beta_2}{\beta_1}$$

با توجه به اینکه انتظار می‌رود ضرایب β_1 و β_2 در معادله ۸ مثبت باشند، لذا

علامت انتظاری b_i ها برابر است با:

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

به همان صورتی که مقدار صادرات نسبت به مازاد تقاضا تعدیل گردید،

قیمت صادراتی نیز نسبت به مازاد عرضه تعدیل می‌شود:

$$\Delta \ln PX_t = \lambda [\ln X_t - \ln X_t^s] + U_{5t} \quad , \quad \lambda > 0 \quad (9)$$

λ ضریب تعدیل است. در این چارچوب، قیمت صادراتی به طور معکوس با

مازاد عرضه رابطه دارد. با نشان دادن رابطه ۸ در ۹ و حل آن بر حسب PX_t خواهیم داشت:

$$\ln PX_t = d_0 + d_1 \ln X_t + d_2 \ln P_t + d_3 \ln Y_t + d_4 \ln PX_{t-1} + U_{6t} \quad (10)$$

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

که ضرایب d_i برابر است با:

$$d_0 = -\frac{\lambda \beta_0}{1 + \lambda \beta_1} \quad d_1 = \frac{\lambda}{1 + \lambda \beta_1} \quad d_2 = -\frac{\lambda \beta_2}{1 + \lambda \beta_1} \quad d_3 = \frac{\lambda \beta_1}{1 + \lambda \beta_1} \quad d_4 = \frac{1}{1 + \lambda \beta_1}$$

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

باشند.

معادلات ۶ و ۱۰ مبین الگوی عدم تعادل می‌باشند که برای به دست آوردن ضرایب

ساختاری، باید معادلات به طور همزمان حل گردند. بدین منظور فرض می شود $X_t = X^S_t = X^d_t$ است. برای به دست آوردن اثر خالص متغیرهای برونزا بر مقدار و قیمت صادراتی می توان از فرم تعدیل یافته معادلات استفاده کرد (Goldstein & Khan, 1978) که فرم تعدیل یافته معادلات ۶ و ۱۰ به صورت زیر می باشند:

$$\ln X_t = \frac{c_0 + c_1 d_0}{D'} + \frac{c_2}{D'} \ln PXW_t + \frac{c_3}{D'} \ln YW_t + \frac{c_4}{D'} \ln ER_t + \frac{c_5}{D'} \ln W_t + \frac{c_1 d_3}{D'} \ln Y_t + \frac{c_1 d_2}{D'} \ln P_t + \frac{c_1 d_4}{D'} \ln PX_{t-1} + \frac{c_6}{D'} \ln X_{t-1} + U_{7t} \quad (11)$$

$$\ln PX_t = \frac{d_0 + d_1 c_0}{D'_1} + \frac{c_2 d_1}{D'_1} \ln PXW_t + \frac{c_3 d_1}{D'_1} \ln YW_t + \frac{c_4 d_1}{D'_1} \ln ER_t + \frac{c_5 d_1}{D'_1} \ln W_t + \frac{d'_3}{D'_1} \ln Y_t + \frac{d'_2}{D'_1} \ln P_t + \frac{d_4}{D'_1} \ln PX_{t-1} + \frac{c_6 d_1}{D'_1} \ln X_{t-1} + U_{8t} \quad (12)$$

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

D' برابر با $1 - c_1 d_1$ می باشد. در تحلیل دینامیکی، ضرایب فرم تعدیل یافته، کشش درونزا را نسبت به تغییرات در متغیرهای برونزا اندازه گیری می کنند (Goldstein & Khan, 1978).

در سیستم معادلات همزمان برای بررسی خوبی برازش هر یک از معادلات نمی توان به آماره R^2 اطمینان کرد. در این مورد R^2 می تواند در بازه ۱ و ∞ - تغییر کند و عموماً به جای تعریف معمول R^2 از آماره دیگری موسوم به Carter-Nager استفاده می شود که در زیر آمده است (Khan & et al., 1981):

$$R^2_{CN} = \left[1 - \frac{MSE}{\sigma_\gamma^2} \right]$$

که در آن MSE میانگین مربع خطا و σ_γ^2 واریانس متغیر وابسته است.

همچنین می توان کششهای جزئی بلندمدت را از تقسیم کششهای جزئی کوتاه مدت بر ضریب تعدیل تابع مربوط به دست آورد (Sarwar & et al. 1990).

برآورد تابع عرضه...

در این تحقیق توابع عرضه و تقاضای صادرات فوق برای زعفران به روش FIML¹ برآورد شد. برنامه نرم‌افزاری مورد استفاده برای برآورد مدل نیز Eviews 3.0 است.

آمار و اطلاعات این تحقیق مربوط به سالهای ۱۳۶۰-۱۳۸۳ می‌باشد. آمار مربوط به میزان صادرات زعفران و قیمت صادراتی زعفران از سالنامه‌های آمار بازرگانی خارجی ایران و کتابخانه گمرک جمهوری اسلامی ایران، آمار شاخص قیمت جهانی صادرات از نقطه تجاری ایران، تولید داخلی زعفران و قیمت داخلی زعفران از سازمان جهاد کشاورزی خراسان رضوی و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نرخ واقعی ارز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تولید زعفران در سایر نقاط جهان و درآمد واقعی کشورهای واردکننده زعفران از سایتهای Iransaffron، Fao و Eia.doe.gov جمع‌آوری شده است.

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 روبه‌رو خواهد شد. به همین منظور با استفاده از آزمونهای دیکی-فولر، دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)² فیلیپس-پرون (PP)³ و آزمون پرون⁴ می‌توان ایستایی متغیرها را بررسی کرد. ولی 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 (Perron, 1989)، در این حالت آزمونهای ذکر شده مناسب نیستند.

-
1. Full information maximum likelihood
 2. augmented Dickey-Fuller test
 3. Phillips & Perron test
 4. Perron test

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

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

که در آن DU متغیر مجازی است که کمیت آن برای سالهای $t \geq TB$ برابر یک و برای سالهای قبل از آن صفر است. DTB متغیر مجازی است که برای سال $t = TB + 1$ برابر یک و برای بقیه سالها برابر صفر می باشد. t روند زمانی و DT_t متغیر مجازی روند زمانی است که کمیت آن برای سالهای $t > TB$ برابر t و برای سالهای قبل از آن معادل صفر می باشد. یادآور می شود که TB زمان شکست ساختاری است.

با بررسی وضعیت داده‌ها، از آزمون پرون در سه حالت مختلف تغییر در عرض از مبدأ تابع روند (C)، تغییر در شیب تابع روند (T) و تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند (C & T) استفاده گردید. نتایج حاصل در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون پرون برای بررسی ایستایی متغیرها در شرایط شکست ساختاری

| نام متغیر | وضعیت | مقادیر محاسباتی برای حالت سطح | مقادیر محاسباتی برای حالت تقاضا مرتبه اول | $\lambda = TB/n$ | سال شکست | مقادیر بحرانی پرون در سطح ۵٪ | ایستایی |
|-------------|----------------|-------------------------------|---|------------------|----------|------------------------------|---------|
| $\ln X_t$ | تغییر در T | -۴/۶۲ | -۵/۹۲ | ۰/۲ | ۱۳۶۴ | -۳/۸ | I(0) |
| $\ln PX_t$ | تغییر در T | -۳/۲۸ | -۴/۵۸ | ۰/۴ | ۱۳۶۸ | -۳/۹۴ | I(1) |
| $\ln PXW_t$ | تغییر در T | -۳/۸۴ | -۵/۲۸ | ۰/۴ | ۱۳۶۸ | -۳/۹۴ | I(1) |
| $\ln Y_t$ | تغییر در C & T | -۴/۹۳ | -۸/۳۵ | ۰/۳ | ۱۳۶۷ | -۴/۱۷ | I(0) |
| $\ln ER_t$ | تغییر در T | -۵/۱ | -۷/۲۴ | ۰/۳ | ۱۳۶۶ | -۳/۸۷ | I(0) |
| $\ln P_t$ | تغییر در T | -۴/۶ | -۶/۶۳ | ۰/۴ | ۱۳۶۹ | -۳/۹۴ | I(0) |
| $\ln W_t$ | تغییر در C & T | -۶/۲۶ | -۹/۲۹ | ۰/۳ | ۱۳۶۷ | -۴/۱۷ | I(0) |
| $\ln YW_t$ | تغییر در C & T | -۴/۳۲ | -۶/۳۴ | ۰/۳ | ۱۳۶۶ | -۴/۱۷ | I(0) |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برآورد تابع عرضه...

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد پرون، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها به جز متغیرهای $\ln PX_t$ و $\ln PXW_t$ ، در سطح معنیداری ۵٪ رد شده است و تمامی متغیرها به جز دو متغیر مذکور، در سطح ایستا می‌باشند که با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شدند. بعد از انجام آزمون ریشه واحد، متغیرهای مدل در یک سیستم معادلات برآورد شدند که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. ضرایب حاصل از برآورد تابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران

| حالت ایستا | حالت سطح | معادله عرضه | حالت ایستا | حالت سطح | معادله تقاضا |
|-----------------|-----------------|---|-----------------|-----------------|---|
| ۱/۰۱ (۱/۹۸) | ۱/۴ (۲/۰۴) | C | ۱/۴۱ (۲/۰۱) | ۲/۲۱ (۱/۹۹) | C |
| ۱/۵۴ (۰/۹۲) | ۱/۵۹ (۰/۸۸) | X_t مقدار عرضه صادرات | -۰/۹۸ (۰/۵۳) | -۰/۹۴ (۰/۵۲) | PX_t شاخص قیمت صادراتی کالا |
| ۱/۶۹ (۱/۱۶) | ۱/۷۷ (۱/۲۴) | P_t قیمت داخلی کالا | ۱/۷۲ (۰/۹۹) | ۱/۷۹ (۱/۰۱) | YW_t متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای وارد کننده |
| -۱/۶۸ (۰/۸۸) | -۱/۷۲ (۰/۸۹) | Y_t مقدار تولید کالا در داخل کشور | ۱/۷ (۱/۰۲) | ۱/۶۷ (۱/۰۵) | ER_t نرخ واقعی ارز |
| ۱/۱۷ (۰/۷) | ۱/۰۴ (۰/۷۱) | PX_{t-1} شاخص قیمت صادراتی کالا با یک وقفه | ۱/۵۹ (۰/۸۱) | ۱/۵۲ (۰/۶۸) | W_t تولید کالا در سایر کشورها |
| --- | ۰/۸۹ | λ ضریب تعدیل تابع عرضه | ۲/۰۲ (۱/۰۱) | ۲/۰۸ (۰/۹۵) | X_{t-1} مقدار تقاضای جهانی برای صادرات زعفران با یک وقفه |
| ----- | ----- | ----- | ۱/۲۵ (۰/۷) | ۱/۲۸ (۰/۷۱) | D71 متغیر موهومی آزاد سازی تجاری |
| ----- | ----- | ----- | ----- | ۰/۲۹ | γ ضریب تعدیل تابع تقاضا |
| ۰/۷۵ | ۰/۷۸ | R^2_{CN} | ۰/۷۹ | ۰/۸۲ | R^2_{CN} |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

R^2_{CN} محاسبه شده برای هر یک از معادلات در جدول ۲ نشان می‌دهند که متغیرهای منظور شده در هر یک از مدلها توانسته‌اند درصد زیادی از تغییرات متغیر وابسته را نشان دهند. همچنین پس از انجام آزمون همخطی بین متغیرها، متغیر $\ln PXW_t$ ، به علت داشتن رابطه همخطی کامل با متغیر $\ln PX_t$ ، از مدل حذف و مشکل همخطی برطرف شد.

نتایج به دست آمده از برآورد الگو بر حسب متغیرهای سطح نشان می‌دهد که کاهش شاخص قیمت صادراتی تقاضای صادرات زعفران برابر ۰/۹۴- است و انتظار می‌رود که ۱٪ افزایش در شاخص قیمت صادراتی زعفران ایران، تقاضای صادرات این محصول را ۰/۹۴٪ کاهش دهد و چون اثر افزایش قیمت بیشتر از اثر کاهش تقاضای زعفران می‌باشد پس می‌توان نتیجه گرفت که افزایش قیمت زعفران باعث افزایش درآمد صادراتی می‌گردد و کاهش قیمت آن باعث کاهش درآمد صادراتی و تا حدودی کاهش درآمد کشاورزان می‌شود.

در مورد نقش شاخص قیمت صادراتی در تعیین میزان صادرات زعفران در شرایط ایستا بودن (تفاضل‌گیری) هم می‌توان گفت که ۱٪ افزایش شاخص قیمت صادراتی موجب کاهش تقاضای زعفران ایران به میزان ۰/۹۸٪ می‌شود و به علت بی‌کشش بودن تقاضای قیمتی می‌توان درآمد صادراتی حاصل از بالا بردن قیمت زعفران را افزایش داد. کاهش درآمدی تقاضای صادرات زعفران در حالت ایستا بودن متغیرها در سطح به طور معنیداری متفاوت از صفر و مقدار آن برابر با ۱/۷۹ است که مبین تأثیر مثبت درآمد کشورهای متقاضی زعفران ایران در تقاضای زعفران از ایران می‌باشد و همچنین نشان می‌دهد که ۱٪ افزایش در درآمد کشورهای واردکننده زعفران، تقاضای صادرات را ۱/۷۹٪ افزایش می‌دهد. در حالت ایستا بودن متغیرها (تفاضل‌گیری) نتایج نشان می‌دهد که ۱٪ افزایش درآمد کشورهای واردکننده زعفران موجب افزایش ۱/۷۲٪ تقاضای زعفران ایران می‌شود.

برآورد تابع عرضه...

نتایج نشان می‌دهد که نوسانهای نرخ واقعی تأثیر معنی‌دار در تقاضای صادرات زعفران ایران داشته است. کشش تقاضای صادرات نسبت به نرخ واقعی ارز در الگوی برآورد شده در شرایط ایستا بودن متغیرها در سطح کمتر از کشش محاسبه شده در الگو بر حسب ایستا بودن متغیرها (تفاضل گیری) و در حدود $1/67$ است. بنا بر نظریه‌های اقتصادی، کاهش ارزش پول کشور صادرکننده از طریق کاهش قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول خارجی موجب افزایش تقاضای صادرات می‌گردد و ضریب متغیر نرخ واقعی ارز در حالت ایستا (تفاضل گیری) و ایستایی در سطح برابر $1/67$ و $1/7$ می‌باشد؛ یعنی به ازای 1% افزایش نرخ واقعی ارز، میزان تقاضا به ترتیب $1/67\%$ و $1/7\%$ افزایش می‌یابد. کشش مثبت میزان تولید کالا در سایر کشورها در حالت سطح بودن و تفاضلی بودن متغیرها نشان می‌دهد که هرچه تولید زعفران در سایر کشورها (به ویژه اسپانیا در حکم بزرگترین رقیب ایران در امر تولید و صادرات) افزایش یابد، میزان تقاضای زعفران ایران افزایش می‌یابد. به نظر می‌رسد که این امر مبین آن است که اولاً تولید در سایر کشورها از نظر کمی نسبت به تولید زعفران ایران قابل ملاحظه نیست و ثانیاً هر ساله در کل دنیا تقاضای زعفران رو به افزایش است و در نتیجه با افزایش تولید در سایر کشورها، تقاضا برای زعفران ایران با توجه به کیفیت بالای آن افزایش یافته است. از سوی دیگر بخش زیادی از زعفران ایران به کشورهای مذکور ارسال می‌شود و از طریق آنها صادرات مجدد صورت می‌گیرد.

متغیر مقدار صادرات با یک وقفه زمانی نیز در تابع تقاضای صادرات دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار و مبین درجه‌ای از تعدیل پویاست. در واقع این ضریب نشان‌دهنده وابستگی میزان صادرات دوره جاری به صادرات دوره قبل می‌باشد.

متغیر موهومی $D71$ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تقاضای صادرات زعفران داشته است؛ به این معنا که آزادسازی تجاری موجب افزایش تقاضای صادرات این محصول شده است. باید گفت که آزادسازی تجاری از سال 1371 آغاز و از آن به بعد

برای D عدد ۱ و قبل از سال ۱۳۷۱ عدد صفر منظور گردیده است.

نتایج برآورد تابع عرضه در شرایط ایستا بودن متغیرها در سطح بهتر از نتایج برآورد الگو در شرایط تفاضلی بودن متغیرهاست. کشش قیمت صادراتی (کشش قیمتی عرضه برابر است با $\frac{1}{d_1}$ که d_1 ضریب X_t در تابع عرضه صادرات است) با علامت مثبت دلالت بر این دارد که افزایش در قیمت صادراتی، عرضه صادرات را افزایش می‌دهد. مقدار به دست آمده برای این کشش نشان می‌دهد که عرضه زعفران کشش ناپذیر بوده و ۱٪ افزایش در قیمت صادراتی باعث افزایش ۰/۶۳٪ در مقدار عرضه صادراتی این محصول می‌شود.

کشش عرضه نسبت به تولید داخلی زعفران (برابر است با $-\frac{d_3}{d_1}$ که d_3 ضریب Y_t و d_1 ضریب X_t در تابع عرضه صادرات است) در تابع عرضه صادرات در حالت سطح و تفاضلی به ترتیب برابر با ۱/۰۸ و ۱/۰۹ است؛ لذا با بهبود شرایط تولید و افزایش تولید داخلی انتظار افزایش عرضه صادرات وجود دارد که علایم ضرایب موجود در مدل برآورد شده نیز مبین این مسئله است.

کشش عرضه نسبت به قیمت داخلی زعفران (برابر است با $-\frac{d_2}{d_1}$ که d_2 ضریب P_t و d_1 ضریب X_t در تابع عرضه صادرات است) در تابع عرضه صادرات در دو حالت سطح و تفاضلی برابر با ۱/۱۱- و ۱/۰۹- است، به طوری که به موازات افزایش قیمت داخلی، عرضه صادرات کاهش و در نتیجه قیمت صادراتی افزایش می‌یابد.

مقدار کشش عرضه صادرات نسبت به قیمت صادراتی با یک وقفه زمانی (برابر است با $-\frac{d_4}{d_1}$ که d_4 ضریب PX_{t-1} و d_1 ضریب X_t در تابع عرضه صادرات است) معادل ۰/۶۵- در حالت سطح بودن متغیرها و ۰/۷۵- در حالت تفاضلی بودن متغیرها می‌باشد. متغیرهای مقدار و قیمت با وقفه در هر دو مدل تقاضا و عرضه صادرات دارای تأثیر معنیدار در متغیرهای وابسته می‌باشند و می‌توان گفت که در سالهای گذشته بخشی از زعفران ایران به علت ارزآوری و درآمدزایی به صورت چمدانی صادر شده است. از

برآورد تابع عرضه...

سویی به سبب اینکه صادرات این محصول تحت انحصار چند شرکت داخلی بوده است و نیز به علت وجود مشکلاتی نظیر کمبود سرمایه و تسهیلات، موانع صادراتی، وابستگی به چند شرکت خارجی در زمینه فروش (واسطه‌ها) و... علی‌رغم بالا رفتن قیمت در یک دوره، در دوره بعد عرضه صادرات بعضاً با کاهش مواجه گردیده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

با توجه به کشش جزئی میزان تولید داخلی زعفران در تابع عرضه صادرات به این نتیجه می‌توان رسید که افزایش بی‌رویه تولید از طریق افزایش سطح زیر کشت باعث کاهش قیمت صادراتی زعفران و در نهایت موجب کاهش درآمد صادراتی به علت بیشتر بودن اثر کاهش قیمت از اثر افزایش تقاضا شده است. بنابراین با کنترل تولید و مقدار صادرات می‌توان در آمد حاصل از صادرات زعفران را افزایش داد.

کشش جزئی قیمت صادراتی در تابع تقاضای صادرات منفی و کوچکتر از یک و نشان‌دهنده این بوده است که زعفران کالایی کشش ناپذیر است و با افزایش قیمت زعفران می‌توان درآمد حاصل از صادرات آن را افزایش داد؛ چون اثر افزایش قیمت بیشتر از اثر کاهش تقاضای زعفران است.

با توجه به کشش بالا و منفی عرضه صادرات نسبت به قیمت داخلی می‌توان نتیجه گرفت که افزایش قیمت داخلی منجر به کاهش صادرات و در نتیجه افزایش قیمت صادراتی و به تبع آن کاهش تقاضا شده است و چون اثر افزایش قیمت بیشتر از کاهش تقاضا می‌باشد، در نتیجه، مسئله پیشگفته باعث افزایش درآمد صادراتی گردیده است. لذا می‌توان با اعمال سیاستهایی مانند خرید تضمینی و توافقی با قیمت‌هایی مناسب موجب افزایش درآمدهای حاصل از صادرات زعفران شد که البته تفسیر فوق در کوتاه‌مدت مد نظر می‌باشد و با توجه به افزایش تقاضای جهانی برای کسب درآمد بیشتر باید مبادرت به صادرات زعفران با کیفیت بالا و بیشتر کرد.

تابع تقاضای صادرات زعفران در کوتاه‌مدت کشش‌ناپذیر و در بلندمدت کشش‌پذیر می‌باشد؛ لذا در کوتاه‌مدت ایران می‌تواند با افزایش قیمت، سهم نسبی خود را در بازار حفظ کند، اما در بلندمدت استفاده از اصول بازاریابی در سطح بین‌المللی برای حفظ بازار ضروری به نظر می‌رسد.

منابع

۱. بی‌ریا، سهیلا و فرخنده جبل‌عاملی (۱۳۸۵)، عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران، خرما در سبد کالاهای صادرات غیر نفتی ایران (۱۳۷۰ - ۱۳۸۰)، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال چهاردهم، شماره ۵۴، ص ۸۵.
۲. رضائی صومعه، رضا (۱۳۷۹)، بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پسته ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.
۳. سازمان جهاد کشاورزی خراسان (۱۳۸۲)، مدیریت طرح و برنامه، گزارشهای داخلی سازمان، مشهد.
۴. کاظم زاده، لیلا و عباسعلی ابونوری (۱۳۸۵)، برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرما ایران با استفاده از الگوی سیستم معادلات همزمان، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال چهاردهم، شماره ۵۴، ص ۱۰۳.
۵. کریم کشته، محمدحسین، محمود هاشمی تبار و علیرضا کرباسی (۱۳۸۴)، تخمین توابع عرضه و تقاضای صادرات میگو با استفاده از سیستم معادلات، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، شماره ۱۵، صص. ۱۱۹ تا ۱۲۹.
۶. نجف زاده، ح. (۱۳۸۰)، گزارشی از تولید و صادرات زعفران، مرکز توسعه صادرات ایران، وزارت بازرگانی، تهران.
۷. وزارت بازرگانی (۱۳۸۲)، بانک اطلاعات، نقطه تجاری ایران، تهران.
۸. وزارت جهاد کشاورزی (۱۳۸۲)، بانک اطلاعات - کشاورزی جهان، اداره

9. Dass, S.R. (1991), Economic aspects of India's international trade in coffee, *Indian Journal of Agricultural Economics*, 46(2): 142-151.
10. Farris, P.L. (1971), Export supply and demand for U.S. Cattle hides, *American Journal of Agricultural Economics*, 53: 643-646.
11. Goldstein, M. and M.S. Khan (1978), The supply and demand for exports: a simultaneous approach, *The Review of Economics and Statistics*, 60: 275-286.
12. Guisan, M.C. and P. Exposito (2004), Econometric models of demand and supply of agriculture in Spain, France, Japan and USA, 1964-99, [http// Agecon. Lib.umn.edu](http://Agecon.Lib.umn.edu).
13. Islam, M. and A. Subramanian (1989), Agricultural export of developing countries: estimation of income and price elasticities of demand and supply, *Journal of Agricultural Economics*, 40: 221-231.
14. Khan, M.S. and Knight (1981), Stabilization Programs in Developing Countries: a formal frame-work, *IMF Staff Papers* 28: 1-53.
15. Perron, P. (1989), The Great Crash, the oil shock and the unit root hypothesis, *Econometric*, 57, 1361-1402.
16. Sarwar, G. and D.G. Anderson (1990), Estimating the soybean exports: a simultaneous supply/demand approach, *Journal of Economic Studies*, 17(1): 41-56.

17. Schuh, G.E. (1974), The exchange rate and the US agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*.56:1-13.
18. Sharma, K. (2000), Export growth in India: has FDI played a role?, Economic Growth enter, www.econ.yalu.edu/egcenter/
19. www.Eia.doe.gov/pub/international/iealf/table2.xls
20. www.Fao.org
21. www.Iransaffron.org

Archive of SID

**Estimation of export supply and demand functions for Iran
saffron by simultaneous equations system**

A.R. Karbasi (Ph.D)¹ & J.Akbarzadeh²

Abstract

Saffron is important because of low water requirements, high employment rate and high export value, in agricultural sector and this research is an attempt to study the factors which affect on saffron export. For this purpose, supply and demand functions of saffron for both long and short term periods were estimated by using FIML method. We use time series data during 1987-2004 and demand and supply elasticities were calculated. The results show that although Iran can increase its income in short term by increasing the price, but needs more other appropriate policies to be taken in long term. More over, supply can be affected by price policy in long term rather than short term. Finally some policies and proposals are advised so that apply a few instruments in short and long run can be conductible at this case.

JEL Classification: **C32**

Keyword: *Saffron, Export, Demand, Supply, Elasticity*

¹.Assistant Professor of Agricultural Economics Department, Zabol University, Iran.

Email:arkarbasi2000@yahoo.com

² MSc, Department of Agricultural Economics, Zabol University, Iran.

Email: jakbarzade@gmail.com