اقتصاد کشاورزی/ جلد ٤/ شماره‌ی ٣/ صفحه‌های ١٦٩-١٥٣

بررسی اثر جهانی شدن بر عرضه و تقاضای صادرات زعفران

ثارالله رضاپور و سید ابوالقاسم مرتضوی*

تاریخ دریافت: ١٣٨٧/١١/٥ تاریخ پذیرش: ١٣٨٩/٦/٦

چکیده

در این مطالعه اثر جهانی شدن بر عرضه و تقاضای صادرات زعفران بررسی شد. برای این منظور از الگوی معادلات هم‌زمان عرضه و تقاضای صادرات و داده‌های سری زمانی دوره‌ی ٨٤-١٣٦١ استفاده شد. شاخص ادغام تجاری نیز به عنوان شاخص جهانی شدن مورد استفاده قرار گرفت. نتایج حاکی از با کشش بودن توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران نسبت به قیمت صادراتی است. هم‌چنین متغیر شاخص جهانی شدن، در این توابع مثبت و معنادار بوده که بیانگر تاثیر مثبت افزایش رابطه‌ی مبادله با کشورها و رفع موانع تجاری، بر عرضه وتقاضای صادرات زعفران ایران است. بنابراین در پیش گرفتن سیاست‌های مناسب قیمتی و تولیدی برای توسعه‌ی صادرات این محصول، امری اجتناب‌ناپذیر خواهد بود.

طبقه‌بندی JEL: Q17، Q21

واژه‌های کلیدی: جهانی شدن، عرضه و تقاضای صادرات، زعفران، ایران

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

*به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد و استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
Email: : rezapoursaralah@yahoo.com

مقدمه

در زمان کنونی، جهانی شدن به یک فرآیند فراگیر تبدیل شده است و شناخت ابعاد گوناگون اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی آن، ضروری به نظر می‌رسد. جهانی شدن بر تحرک فزاینده‌ی نیروی کار، سرمایه، فن‌آوری و گسترش تجارت جهانی به معنای به هم پیوستگی بازار ها و گسترش ارتباطات تاکید دارد. جهانی شدن موجب افزایش حجم و نوع مبادلات مرزی کالاها و خدمات و افزایش جریان سرمایه‌ی جهانی و هم‌چنین تسریع انتقال فن‌آوری می‌شود. (نوازیش، ۱۹۹۸) جهانی شدن در عرصه‌ی اقتصادی با به ثمر نشستن گفت‌وگوهای دور اروگویه و امضای موافقت‌نامه‌ی عمومی تعرفه و تجارت گات در سال ۱۹۹٤ و تشکیل سازمان تجارت جهانی شتاب بیش‌تری به خود گرفت. اجرای توافق‌ها پس از تشکیل این سازمان، آثار مهمی بر توسعه‌ی کشاورزی کشورهای عضو و غیرعضو داشته است و بررسی آن برای ایران که واردکننده و صادرکننده‌ی کالاهای کشاورزی است، ضروری می‌باشد (سلامی، ۱۳۷۹). نظر به اهمیت و نقش تجارت خارجی در توسعه‌ی اقتصادی و نیز تاکیدی که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بر تدوین الگوی توسعه‌ی بدون اتکا به نفت دارند، لزوم توجه بیش‌تر به صادرات غیرنفتی از طریق تقویت بخش‌های دارای مزیت نسبی ضرورت می‌یابد. از آن جا که بخش کشاورزی در طول برنامه‌های توسعه به عنوان بخش دارای مزیت نسبی در محوریت فعالیت‌های اقتصادی قرار گرفته است، شناخت جنبه‌های مزیت نسبی این بخش در جهت حفظ، تقویت و گسترش توان‌مندی آن و نیز حضور گسترده‌تر کشور در بازارهای جهانی مورد توجه قرار می‌گیرد (موسوی و صدرالاشرافی، ۱۳۸٦).

از میان محصولات کشاورزی، زعفران از جمله ارزشمندترین محصولاتی است که با توجه به ویژگی‌های خاص خود، امکان گسترش تولید و صادرات آن وجود دارد (بی‌ریا و جبل‌عاملی، ۱۳۸۵). در برنامه‌ی اول توسعه، سهم صادرات زعفران از کل ارزش صادرات غیرنفتی ۰/۳ درصد، در برنامه‌ی دوم ۰/٦ درصد و در برنامه‌ی سوم به ۱ درصد افزایش یافته که برنامه‌ی دوم نسبت به برنامه‌ی اول ۱۰۰ درصد و برنامه‌ی سوم نسبت به برنامه‌ی دوم ٦٦ درصد

رشد داشته است (پاسبان، ۱۳۸۵). روند رو به رشد سهم صادرات زعفران از کل صادرات غیرنفتی از یک سو و ایجاد درآمد و اشتغال‌زایی برای کشاورزان لزوم توجه به آن را دو چندان می‌کند.

تحقیقات انجام گرفته در زمینه‌ی صادرات در جهت الگوسازی توابع عرضه و تقاضای صادرات، بویژه در کشورهای در حال توسعه، بیش‌تر به صورت برآورد تک‌معادله‌ای از عرضه‌ی صادرات، و در برخی موارد، تقاضای صادرات بوده است. ولی در برخی از الگوهای کلان، عرضه و تقاضای صادرات به صورت هم‌زمان (در قالب یک سیستم معادلات هم‌زمان) در نظر گرفته شده است. در این حالت تخمین متغیرها به صورت انفرادی. تورش‌دار و ناسازگار خواهد بود.

در کلیه‌ی مطالعات هنگام ارایه‌ی الگوی عرضه‌ی صادرات از دو متغیر قیمت‌های نسبی و سطح تولید محصول مورد نظر به عنوان دو متغیر مهم توضیحی استفاده شده است. یکی از معروف‌ترین الگوهای مربوط به صادرات، الگوی گلدشتاین و خان (۱۹۷۸) است که از آن برای برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات کالاها از الگوی هم‌زمان استفاده شده است. در این الگو توابع عرضه و تقاضا برای یک کشور به صورت تابع خطی–لگاریتمی با وجود دو الگوی تعادلی و غیرتعادلی در نظر گرفته شده است.

سانتوز پائولینو (۲۰۰۲) تاثیر آزادسازی تجاری را بر واردات برخی کشورهای در حال توسعه مطالعه کرد. وی تاثیر کاهش موانع تعرفه‌ای را بر واردات ۲۲ کشور در حال توسعه بررسی کرد و نشان داد که درآمدهای داخلی و قیمت‌های نسبی، عوامل تعیین کننده در رشد واردات نیستند. افزون بر این، عوارض گمرکی رشد واردات را کاهش می‌دهد. این امر اثرات متفاوتی، مطابق منطقه و نوع رژیم تجاری هر کشور دارد. هم‌چنین نتایج این مطالعه نشان داد که حذف موانع تجاری، دارای تاثیر قوی و مثبت بر رشد واردات است.

تاجیانی(۱۳۸۱) طی تحقیقی به بررسی اقتصادی صادرات زعفران و نقش آن در اقتصاد ایران پرداخته و تخمین توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران و عوامل موثر بر تجارت این محصول را به کمک سیستم معادلات هم‌زمان طی دوره‌ی زمانی ۷۹–۱۳۵۳ بررسی کرده است.

نتایج این مطالعه نشان داد که قیمت صادرات زعفران ایران، درآمد واقعی کشورهای تولیدکننده و نرخ واقعی ارز، عوامل تاثیرگذار بر تقاضای صادرات بوده است و قیمت صادراتی، قیمت داخلی و تولید داخلی زعفران از عوامل موثر بر عرضه‌ی صادرات است. هم‌چنین تقاضای جهانی برای زعفران ایران، نسبت به قیمت صادراتی و درآمد واقعی با کشش است.

صامتی و هم‌کاران (۱۳۸۳) نیز به بررسی آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۳۸ پرداخته و نشان دادند که الگوی سنتی قیمت نسبی برون‌زا به دلیل محدودیت‌های وارداتی، الگوی مناسبی برای تخمین تابع تقاضای واردات نیست. هم‌چنین جهانی شدن و ادغام در اقتصاد جهانی سبب افزایش واردات ایران می‌شود.

موسوی و صدرالاشرافی (۱۳۸٦) نیز آثار جهانی شدن را بر عرضه، تقاضا و واردات گندم در ایران طی دوره‌ی ۸۳-۱۳۵۹، بررسی و به منظور تحلیل اثر جهانی شدن از شاخص ادغام تجاری استفاده کردند. نتایج حاکی از معناداری اثر جهانی شدن بر تقاضای واردات گندم است.

هدف مطالعه‌ی حاضر این است که پس از مطالعه‌ی الگوهای عرضه وتقاضای صادرات و شاخص‌های جهانی شدن اقتصاد، با وارد کردن این شاخص‌ها در توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران، تاثیر جهانی شدن بر تجارت زعفران بررسی شود تا با شناخت عوامل تاثیرگذار، زمینه‌ی ارتقای توانمندی هر چه بیش‌تر این محصول در بازارهای جهانی فراهم شود.

روش تحقیق

مسلم است که اندازه‌گیری جهانی شدن اقتصاد هنوز در گام‌های مقدماتی است، از این رو، نقطه نظرات متفاوتی وجود دارد و متغیرهای گوناگونی به عنوان شاخص مطرح شده است. تعدادی از مقاله‌ها، اثرات جهانی شدن را بر مصرف عمومی بررسی کرده‌اند که برخی از آن‌ها عبارت‌اند از: گارت (۱۹۹۵،۱۹۹۸)، کوساک (۱۹۹۷)، سوانک (۱۹۹۷)، کوین (۱۹۹۷) و رودریک (۱۹۹۷،۱۹۹۸) که به دنبال بررسی اثرات یک‌پارچگی بازار جهانی بر رفتار مصرف عمومی هستند. در این مطالعات، اختلاف زیادی در معرفی متغیرهای جهانی شدن دیده

می‌شود، به طوری که در مطالعات گارت و رودریک مجموع صادرات و واردات به GDP، در مطالعه‌ی سوانک استقراض از بازارهای جهانی و در مطالعه‌ی کوساک قدرمطلق نرمال شده‌ی تفاوت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، به عنوان شاخص مورد استفاده قرار گرفته است (کلباسی و جلائی، ۱۳۸۱).

یکی از پژوهش‌های مهم، مطالعه‌ی ماخی‌جا و هم‌کاران (۱۹۹۷) است. در این مطالعه که برای صنایع شیمیایی صورت گرفته است، از دو معیار سطح تجارت جهانی و ادغام تجارت جهانی به عنوان شاخص‌های جهانی شدن استفاده شده است که در این مطالعه نیز مورد استفاده واقع خواهند شد.

۱) شاخص سطح تجارت جهانی (LIT)[1]

این شاخص، وسعت ارتباط جهانی را برای صنعت خاص نشان می‌دهد. این شاخص به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$LIT = \frac{(X_t + M_t)}{P_t + M_t + X_t} \qquad (۱)$$

که LIT ، وسعت ارتباط جهانی صنعت مورد نظر، Xt صادرات، Mt واردات و Pt تولید صنعت مورد نظر است. اگرچه LIT شاخص بسیار مناسبی است، اما برای اندازه‌گیری جهانی شدن اقتصاد شرط لازم بوده و شرط کافی به شمار نمی‌آید.

۲) شاخص ادغام تجارت جهانی (IIT)[2]

این شاخص که همان شاخص گروبل و لوید (۱۹۷۵) است، ادغام جهانی یک صنعت را اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص به شرح زیر است:

$$IIT = 1 - \frac{|X_t - M_t|}{X_t + M_t} \qquad (۲)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1-!Level of international Trade
2- Integration of International Trade

که در آن، IIT نشان‌دهنده‌ی تجارت درون یک صنعت، Xt صادرات و Mt واردات صنعت مورد نظر است. بنابه تعریف، دیده می‌شود که شاخص IIT بین صفر (۰) و ۱ قرار دارد. صفر (۰)، نشان‌دهنده‌ی نبود تجارت در درون صنعت و ۱ بیانگر تجارت درون‌صنعتی کامل است.

به دلیل این که میزان صادرات تحت تاثیر دو عامل تقاضای خارجی و عرضه‌ی داخلی قرار می‌گیرد، از یک الگوی معادلات هم‌زمان برای توضیح میزان صادرات زعفران ایران استفاده شد تا بتوان با وارد کردن شاخص ادغام تجارت جهانی در الگو، اثر جهانی شدن بر الگوی عرضه و تقاضای صادرات زعفران بررسی شود. بر اساس تیوری‌های تجارت، تابع تقاضای صادرات تحت تاثیر متغیرهای قیمت صادراتی، قیمت صادرکنندگان رقیب و درآمد کشور واردکننده قرار می‌گیرد (هاتاکر و مگی، ۱۹٦۹).

بنابراین انتظار می‌رود یک رابطه‌ی منفی بین قیمت نسبی صادرات و مقدار تقاضای صادرات مورد انتظار وجود داشته و درآمد جهانی نیز تاثیر مثبت بر مقدار تقاضای صادرات داشته باشد. افزون بر این، نتایج مطالعات تجربی و تیوریکی، اهمیت نرخ ارز را در صادرات محصولات کشاورزی خاطرنشان می‌کند. نوسانات نرخ ارز می‌تواند تاثیر مهمی بر صادرات محصولات کشاورزی داشته باشد. به دلیل این که تغییرات نرخ اسمی ارز خارجی ممکن است به وسیله‌ی اختلافات نرخ تورم بین کشور صادرکننده و رقبای تجاری‌اش متعادل شود؛ بنابراین تغییرات واقعی، نسبت به تغییرات اسمی، تاثیر بیش‌تری بر تقاضای صادرات می‌گذارد (ساروار، ۱۹۹۰). هرچند در برخی مطالعات مانند بایرن (۲۰۰۸)، لانگلی و هم‌کاران (۲۰۰۰) و درودیان (۱۹۹۹) از نرخ ارز به طور مجزا استفاده نشده است.

معادله‌ی تقاضای صادرات را می‌توان به فرم لگاریتمی زیر نشان داد (گلدشتاین و خان، ۱۹۷۸):

$$LnX_t^d = a_0 + a_1LnPX_t + a_2LnPXW_t + a_3LnY_t + a_4LnER_t \qquad (۳)$$

در این معادله:

X_t^d= مقدار صادرات تقاضا شده در زمان t

PX_t= قیمت صادراتی در زمان t

PXW_t= قیمت صادرکنندگان رقیب (قیمت کالای صادراتی کشورهای رقیب) در زمان t

Y_t= درآمد واقعی کشورهای واردکننده در زمان t

ER_t= نرخ واقعی ارز کشورهای واردکننده در زمان t

پارامترهای a_1 و a_3 به طور مستقیم کشش‌های خودقیمتی و درآمدی تقاضای صادرات را نشان می‌دهند.

برای معرفی امکان رفتار غیرتعادلی، از مکانیسم تعدیل ارایه شده توسط هوتاکر و تیلر استفاده شده است، به گونه‌ای که صادرات به تفاوت بین تقاضا برای صادرات در دوره‌ی t و صادرات واقعی در دوره‌ی (t-1) تعدیل می‌شود:

$$\Delta LnX_t = r(LnX_t^d - LnX_{t-1}) \quad (٤)$$

$$0 < r < 1$$

در این رابطه r ضریب تعدیل و $\Delta LnX_t = LnX_t - LnX_{t-1}$ است.

$$\Delta LnX_t = rLnX_t^d - r\,LnX_{t-1} \quad (٥)$$

$$r\,LnX_t^d = \Delta LnX_t + r\,LnX_{t-1} \quad (٦)$$

$$r\,LnX_t^d = LnX_t - LnX_{t-1} + r\,LnX_{t-1} \quad (٧)$$

$$r\,LnX_t^d = LnX_t - (1-r)\,LnX_{t-1} \quad (٨)$$

$$LnX_t^d = 1/r\;\; LnX_t - (1-r)/r\;\; LnX_{t-1} \quad (٩)$$

با جانشینی معادله‌ی (۹) در (۳)، معادله‌ی تخمینی تقاضای صادرات (۱۲) به دست می‌آید:

$$1/r\;\; LnX_t - (1-r)/r\;\; LnX_{t-1} = a_0 + a_1LnPX_t + a_2LnPXW_t + a_3LnY_t + a_4LnER_t \quad (١٠)$$

$$LnX_t = ra_0 + ra_1LnPX_t + ra_2LnPXW_t + ra_3LnY_t + ra_4LnER_t + (1-r)\,LnX_{t-1} \quad (١١)$$

$$LnX_t = c_0 + c_1LnPX_t + c_2LnPXW_t + c_3LnY_t + c_4LnER_t + c_5LnX_{t-1} \quad (١٢)$$

که در آن:

$c_2 = ra_2$ $\quad$ $c_1 = ra_1$ $\quad$ $c_0 = ra_0$

$c_5 = 1 - r$ $\quad$ $c_4 = ra_4$ $\quad$ $c_3 = ra_3$

بر اساس استدلال تیوریکی، هنگام افزایش قیمت‌های صادراتی نسبت به قیمت داخلی، انتظار افزایش در عرضه‌ی صادرات وجود دارد. افزایش تقاضای داخلی، عرضه‌ی صادرات را به

سمت مصرف داخلی سوق می‌دهد و منجر به کاهش در مقدار صادرات می‌شود. بنابراین، انتظار می‌رود یک رابطه‌ی منفی بین مقدار تقاضای داخلی با مقدار عرضه‌ی صادرات وجود داشته باشد. هم‌چنین مقدار عرضه‌ی صادرات تابعی از ظرفیت تولید کشور است که با دو متغیر تولید واقعی و موجودی کالا مشخص می‌شود (ساروار، ۱۹۹۰).

معادله‌ی مقدار عرضه‌ی صادرات را می‌توان به فرم لگاریتمی زیر نمایش داد:

$$\text{Ln } X_t^s = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln } [PX_t / P_t] + \beta_2 \text{ Ln } Q_t + \beta_3 \text{ Ln } S_t \qquad (۱۳)$$

که در آن:

X_t^s= مقدار صادرات عرضه شده در زمان t

PX_t= قیمت صادراتی در زمان t

P_t= قیمت داخلی کالا (یا شاخص قیمت عمده‌فروشی) در زمان t

Q_t= مقدار تولید واقعی کالا در زمان t

S_t= موجودی اولیه‌ی کالا در زمان t

این معادله را می‌توان بر اساس قیمت صادراتی ($LnPX_t$) نرمال کرد:

$$\text{Ln } X_t^s = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln } PX_t - \beta_2 \text{Ln } P_t + \beta_3 \text{ Ln } Q_t + \beta_4 \text{ Ln } S_t \qquad (۱٤)$$

$$- \beta_1 \text{ Ln } PX_t = \beta_0 - \text{Ln } X_t^s - \beta_2 \text{ Ln } P_t + \beta_3 \text{ Ln } Q_t + \beta_4 \text{ Ln } S_t \qquad (۱۵)$$

$$\text{Ln } PX_t = - \beta_0 / \beta_1 + 1 / \beta_1 \text{ Ln } X_t^s + \beta_2 / \beta_1 \text{ Ln } P_t - \beta_3 / \beta_1 \text{ Ln } Q_t - \beta_4 / \beta_1 \text{ Ln } S_t \qquad (۱٦)$$

$$LnPX_t = b_0 + b_1 \text{ Ln} X_t^s + b_2 \text{ Ln} P_t + b_2 \text{ Ln} Q_t + b_4 \text{ Ln} S_t \qquad (۱۷)$$

که در معادله‌ی بالا ضرایب عبارت‌اند از:

$b_0 = - \beta_0 / \beta_1 \quad b_1 = 1 / \beta_1 \quad b_2 = \beta 2 / \beta_1 \quad b_3 = - \beta_3 / \beta_1 \quad b_4 = - \beta_4 / \beta_1$

همان طور که مقدارصادرات در معادله‌ی (٤) نسبت به مازاد تقاضا تعدیل شد؛ قیمت صادراتی نیز به شرایط مازاد عرضه تعدیل می‌شود:

$$\Delta \text{Ln} PX_t = \lambda (\text{Ln} X_t - \text{Ln} X_t^s) \qquad \lambda > 0 \qquad (۱۸)$$

λ ضریب تعدیل و $\Delta LnPX_t = LnPX_t - LnPX_{t-1}$ است. در این حالت قیمت صادراتی به شکل معکوس با مازاد عرضه مرتبط است.

$$LnPX_t - LnPX_{t-1} = \lambda(LnX_t - LnX_t^s) \quad (۱۹)$$

$$LnPX_t = \lambda LnX_t - \lambda LnX_t^s + LnPX_{t-1} \quad (۲۰)$$

$$\lambda LnX_t^s = \lambda LnX_t - LnPX_t + LnPX_{t-1} \quad (۲۱)$$

$$LnX_t^s = LnX_t - 1/\lambda\, LnPX_t + 1/\lambda\, LnPX_{t-1} \quad (۲۲)$$

با جانشینی معادله‌ی (۲۲) در (۱۶) معادله‌ی تخمینی عرضه‌ی صادرات (۲۶) به دست می‌آید:

$$Ln\, PX_t = -\beta_0/\beta_1 + 1/\beta_1 (LnX_t - 1/\lambda\, LnPX_t + 1/\lambda\, LnPX_{t-1}) + \beta_1/\beta_1 Ln\, P_t - \beta_2/\beta_1 Ln\, Q_t - \beta_3/\beta_1 Ln\, S_t \quad (۲۳)$$

$$Ln\, PX_t + 1/\lambda\, \beta_1\, LnPX_t = -\beta_0/\beta_1 + 1/\beta_1\, LnX_t + 1/\lambda\, \beta_1\, LnPX_{t-1} + \beta_1/\beta_1 Ln\, P_t - \beta_2/\beta_1 Ln\, Q_t - \beta_3/\beta_1 Ln\, S_t \quad (۲۴)$$

$$(\lambda\, \beta_1 + 1)/\lambda\, \beta_1\, LnPX_t = -\beta_0/\beta_1 + 1/\beta_1\, LnX_t + 1/\lambda\beta_1\, LnPX_{t-1} + \beta_1/\beta_1 Ln\, P_t - \beta_2/\beta_1 Ln\, Q_t - \beta_3/\beta_1 Ln\, S_t \quad (۲۵)$$

$$Ln\, PX_t = d_0 + d_1\, LnX_t + d_2\, LnQ_t + d_3\, LnP_t + d_4\, LnPX_{t-1} + d_5\, LnS_t \quad (۲۶)$$

که در معادله‌ی بالا ضرایب عبارت‌اند از:

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

$$d_3 = \frac{\lambda\beta_1}{1+\lambda\beta_1} \qquad d_4 = \frac{1}{1+\lambda\beta_1} \qquad d_5 = \frac{-\lambda\beta_3}{1+\lambda\beta_1}$$

برای به دست آوردن ضرایب ساختاری، معادلات (۱۲) و (۲۶) که شامل دو متغیر درون‌زای قیمت و مقدار صادراتی زعفران هستند به طور هم‌زمان حل می‌شوند (گلدشتاین و خان، ۱۹۷۸). بنابراین لازم است آزمون هم‌زمانی صورت گیرد. از این رو از آزمون هم‌زمانی هاسمن استفاده شد که مشتمل بر معادلاتی است که به صورت هم‌زمان تعیین می‌شوند. پس برای بررسی رابطه‌ی میان معادلات، افزون بر آزمون هم‌زمانی از آزمون قطری بودن جملات پس‌ماند معادله‌های یاد شده استفاده شد. در این آزمون از آماره‌ی λ به صورت زیر استفاده شد:

$$\lambda = n\sum_{i=2}^{G}\sum_{j=1}^{i-j} r_{ij}^{2} \qquad (۲۷)$$

$$r_{ij}^{2} = \frac{S_{ij}^{2}}{S_{ij}S_{jj}} \qquad (۲۸)$$

که در آن λ دارای توزیع x^2 با درجه‌ی آزادی $G(G-1)/2$ است. هم‌چنین r_{ij} ضریب هم‌بستگی میان معادلات i و j، s_{ij} و G تعداد معادلات است. قاعده‌ی آزمون به صورت زیر است:

H_0: تمامی کوواریانس بین معادلات صفر است

H_1: دست کم یکی از کوواریانس‌ها غیر صفر است

برای بررسی اثر جهانی شدن یا آزادسازی تجاری در معادلات توابع عرضه و تقاضای صادرات، شاخص ادغام تجارت جهانی به صورت یک متغیر موهومی در الگوی گلدشتاین و خان (۱۹۷۸) وارد شده سپس امکان هم‌زمانی معادلات عرضه و تقاضای صادرات زعفران با استفاده از آزمون هم‌زمانی هاسمن بررسی شد. نتایج آزمون حاکی از آن بود که معادلات عرضه و تقاضای زعفران، هم‌زمان نیستند. پس به دلیل ناهم‌زمانی معادلات، از روش برآوردگر حداقل (کمینه) مربعات سه مرحله‌ای[1] (3SLS) استفاده شد.

متغیر درآمد واقعی بر اساس رابطه‌ی زیر محاسبه شد:

$$\Sigma w_k = 1\ ,\ Y = \sum_{k-1}^{Kj} W_k Y_k \Big/ CPI_k \qquad (۲۷)$$

طبق رابطه‌ی (۲۷)، k_J تعداد کشورهای واردکننده‌ی زعفران؛ W_k سهم واردات کشور kام از زعفران ایران؛ Y_k ارزش تولیدات ناخالص داخلی کشور kام و CPI_k شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی کشور kام (۱۰۰= ۱۳٦۹) است.

متغیر نرخ واقعی ارز مربوط به معادله‌ی تقاضای صادرات نیز طبق رابطه‌ی زیر محاسبه شد:

$$\Sigma w_k = 1\ ,\ ER_j = \sum_{k=1}^{Kj} W_k ER_k \left[CPI_{us} \Big/ CPI_k \right] \qquad (۲۸)$$

1- Three stage least squares

در این رابطه ER_k نرخ ارز اسمی کشور kام، CPI_{us} شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی آمریکا (۱۰۰= ۱۳٦۹) و CPI_k شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی کشور kام (۱۰۰= ۱۳٦۹) است.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل داده‌های سری زمانی متغیرهای معرفی شده طی دوره‌ی ۱۳۸٤- ۱۳٦۱ بود که از سال‌نامه‌ی آمار بازرگانی خارجی ایران به دست آمد. قیمت صادرات زعفران اسپانیا (PXW_t) نیز به عنوان مهم‌ترین رقیب تجاری زعفران ایران، از منابع اطلاعاتی فائو جمع‌آوری شد. برای برآورد توابع از بسته‌ی نرم افزاری Eviews استفاده شد.

نتایج و بحث

برای تفسیر ضرایب موجود در معادلات (به عنوان کشش‌ها) لازم بود قبل از تخمین، نخست تمام متغیرها را جهت داشتن ریشه واحد و ایستا بودن آزمون کرد که با استفاده از آماره‌ی دیکیó فولر انجام شد. نتایج نشان داد که فرض ریشه واحد برای تمام سری‌ها در سطح ۱۰٪ معنادار بوده و قابل رد نیست. با اولین مرتبه‌ی تفاضل‌گیری، فرض صفر غیرایستایی در سطح بالایی از معناداری رد می‌شود. بنابراین سری‌ها هم انباشته از مرتبه اول بوده و منطقی است که تمام آن‌ها در معادلات وارد شوند. نتایج تخمین هم‌زمان معادلات عرضه و تقاضا با استفاده از داده‌های سالانه‌ی ۱۳۸٤-۱۳٦۱ در جدول ۱ و ۲ نشان داده شده است. ضرایب الگو با استفاده از روش برآوردگر حداقل (کمینه) مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) تخمین زده شده‌اند. بر اساس تیوری متقارن، روش 3SLS در موارد خطی با روش حداکثر (بیشینه) درست‌نمایی با اطلاعات کامل معادل است (گلدشتاین و خان، ۱۹۷۸).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۱). نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای صادرات زعفران ایران، ٨٤-۱۳٦۱

متغیر		ضریب	آماره‌ی t
C	جزء ثابت	٦/۳۷***	٤/۳۷
$LnPX_t$	قیمت صادراتی	-۲/۲۱***	-٦/۳۹
$LnPXW_t$	قیمت صادراتی کشور رقیب	۰/۲٦	۰/۹۳
LnY_t	درآمد واقعی کشور واردکننده	۱/٤۲***	۳/۲۳
$LnER_t$	نرخ واقعی ارز	-۰/۸۲***	-۳/۲٦
LnX_{t-1}	مقدار تقاضای صادراتی دوره‌ی قبل	۰/٤٥**	۲/۱٤
IIT	شاخص ادغام تجاری	۱/۳۲***	۲/۷۲
آماره‌ها	F	R^2_{cn}	R^2
	۱٤/۱۳۱***	۰/۷۳	۰/۷٥

** و *** به ترتیب معنادار در سطح ۵ و ۱ درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از برآورد تابع تقاضای صادرات زعفران ایران در جدول (۱) آمده است. شاخص ادغام تجاری (متغیر جهانی شدن) در سطح اطمینان ۹۹ درصد اثر مثبت و معناداری بر تقاضای زعفران دارد؛ به این معنا که با افزایش هم‌گرایی اقتصاد ایران به سوی اقتصاد جهانی انتظار می‌رود تقاضای زعفران افزایش یابد. با توجه به این که الگوی مورد استفاده به صورت لگاریتمی دوطرفه است، بنابراین ضرایب به دست آمده همان کشش یا حساسیت متغیر وابسته (تقاضای صادرات) در مقابل متغیرهای توضیحی است. به ازای ۱ درصد رشد در شاخص جهانی شدن، تقاضای صادرات زعفران ایران ۱/۳۲ درصد رشد می‌یابد.

همان گونه که انتظار می‌رود، قیمت اثر منفی و تاثیرگذاری بر تقاضای صادراتی زعفران دارد. کشش قیمتی تقاضای صادرات برابر ۲/۲۱-، دلالت بر این دارد که ۱٪ رشد در قیمت صادراتی زعفران ایران، رشد تقاضای صادرات را ۲/۲۱٪ کاهش می‌دهد و یا به سخن دیگر کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای صادرات ۲/۲۱ است. ارتباط معناداری بین متغیر قیمت صادراتی زعفران اسپانیا و تقاضا برای صادرات زعفران ایران وجود نداشت. اگر چه علامت

این متغیر مثبت بوده و بیانگر آن است که هم‌زمان با افزایش قیمت صادراتی زعفران اسپانیا تقاضا برای زعفران ایران افزایش می‌یابد و زعفران این کشور یک کالای جانشین زعفران ایران در بازارهای جهانی محسوب می‌شود. کشش درآمدی تقاضای جهانی برای زعفران ایران در کوتاه‌مدت ۱/٤۲ به دست آمد که بیانگر لوکس بودن این کالای مصرفی است. کشش منفی تقاضای صادرات نسبت به نرخ واقعی ارز دلالت بر آن دارد که افزایش نرخ واقعی ارز یا کاهش قدرت خرید پول ملی کشورهای واردکننده، تاثیر نامطلوب بر تقاضای صادرات زعفران ایران دارد و از قدرت خرید آن‌ها می‌کاهد. مقدار این کشش ۰/۸۲- برآورد شده است. میزان صادرات زعفران با یک وقفه‌ی زمانی نیز در تابع تقاضای صادرات دارای تاثیر مثبت و معنادار است. این ضریب نشان‌دهنده‌ی وابستگی بین میزان صادرات دوره‌ی جاری با دوره‌ی قبل است.

نتایج تابع عرضه‌ی صادرات ایران در جدول (۲) نشان داده شده است که در آن متغیر وابسته قیمت صادراتی است. مقادیر به دست آمده در جدول بیانگر آن است که عرضه‌ی محصول زعفران کشش‌پذیر است و شرایط بازار داخلی و قیمت داخلی زعفران نیز تاثیر قابل توجهی بر عرضه‌ی صادرات این محصول دارد. ضریب متغیر تولید داخلی زعفران در تابع عرضه‌ی صادرات نرمال شده بر اساس قیمت صادراتی، در سطح بالایی معنادار بوده و دارای علامت مطابق با تیوری است. در این مطالعه به علت دست‌رسی نداشتن به آمار مربوط به موجودی اولیه‌ی زعفران در ایران، این متغیر در الگو لحاظ نشد. ضریب قیمت صادراتی با وقفه، ۰/۵۷ و معنادار از لحاظ آماری است که پویایی تعدیل در قیمت صادراتی را منعکس می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۲). نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه‌ی صادرات زعفران ایران، ۸٤-۱۳٦۱

متغیر		ضریب	آماره‌ی t
C	جزء ثابت	۲/۳***	٤/۸
LnX_t	مقدار عرضه‌ی صادرات	۰/۳۱***	٤/۹
LnP_t	قیمت داخلی کالا	۰/۷٤***	۵/۹٦
LnQ_t	مقدار تولید واقعی کالا	-۰/٦۳***	-۳/۵
$LnPX_{t-1}$	قیمت صادراتی دوره‌ی قبل	۰/۵۷***	٤/۵۲
IIT	شاخص ادغام تجاری	۰/۳۳***	۳/۱۱
آماره‌ها	F	R^2_{cn}	R^2
	۱۱/۹۳٤***	۰/٦٦	۰/٦۸

*** معنادار در سطح یک درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

متغیر شاخص ادغام تجاری در سطح اطمینان ۹۹ درصد، دارای تاثیر مثبت و معنادار بر عرضه‌ی صادرات زعفران است که بیانگر اثر مستقیم سیاست‌های تشویق صادرات طی برنامه‌های توسعه‌ی اقتصادی- اجتماعی است. مقدار ضریب این متغیر ۰/۳۳ به دست آمد که نشان می‌دهد با یک درصد رشد در شاخص جهانی شدن، عرضه‌ی صادرات زعفران ایران ۰/۳۳ درصد رشد می‌یابد.

در سیستم معادلات هم‌زمان، به علت تغییر آماره‌ی R^2 در فاصله (۱ و ω-)، برای بررسی خوبی برازش هریک از معادلات از آماره‌ی R^2 دیگری موسوم به carter-nager استفاده می‌کنیم (تاجیانی و کوپاهی، ۱۳۸٤). این آماره به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$R^2_{CN} = [1 - \frac{MSE}{\sigma^2_Y}] \quad (۲۹)$$

که در آن MSE میانگین مربع خطا و σ^2_Y واریانس متغیر وابسته است. با محاسبه‌ی R_{cn}^2 در هر یک از معادلات، دیده می‌شود که هر یک از توضیح دهندگی بالایی در الگو برخوردار هستند.

نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها

برای سنجش اثرات جهانی شدن اقتصاد بر عرضه و تقاضای صادرات زعفران، با استفاده از روش برآوردگر حداقل (کمینه) مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران با لحاظ کردن شاخص ادغام تجارت جهانی برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد شاخص جهانی شدن اقتصاد، اثر مثبت و معناداری بر توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران دارد که بیانگر افزایش میزان صادرات از طریق افزایش هم‌گرایی بخش کشاورزی با اقتصاد جهانی است. مقایسه‌ی اثر شاخص ادغام تجاری بر توابع عرضه و تقاضای زعفران نشان می‌دهد که جهانی شدن تاثیر بیش‌تری بر تابع تقاضا نسبت به تابع عرضه دارد بنابراین افزایش سرمایه‌گذاری در زمینه‌ی ایجاد صنایع بسته‌بندی زعفران، مطالعه‌ی بازارها و برقراری رابطه بین صادرکنندگان و خریداران خارجی و افزایش تبلیغات برای معرفی زعفران ایران به بازارهای جهانی امری ضروری است.

بیش‌تر نتایج مطالعات تجربی به پایین بودن نسبی کشش یا حساسیت تقاضای صادرات محصولات کشاورزی کشورهای در حال توسعه اشاره می‌کنند که این امر می‌تواند نتیجه‌ی پایین بودن عمل‌کرد صادراتی این کشورها باشد. در نتیجه صادرات محصولاتی که کشش قیمتی و درآمدی تقاضای آن‌ها بالا است، می‌توانند به تسریع توسعه‌ی صادرات کمک کنند. زعفران با داشتن این مزیت از جمله محصولاتی است که می‌تواند نقش ویژه‌ای را در توسعه‌ی صادرات غیرنفتی داشته باشد و نتایج این مطالعه نیز بالابودن کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات را تایید می‌کنند. در بعد عرضه‌ی صادرات نیز می‌توان به نقش موثر قیمت نسبی و تولید داخلی زعفران اشاره کرد و این که افزایش قیمت‌های داخلی باعث افزایش سودآوری فروش این محصول در داخل و کاهش صادرات می‌شود. بنابراین در پیش گرفتن سیاست‌های مناسب قیمتی و تولیدی امری ضروری در توسعه‌ی صادرات است.

پرتال جامع علوم انسانی

منابع

بی‌نام، ترازنامه‌ی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال‌های مختلف.

بی‌نام، آمارنامه‌ی کشاورزی، وزارت جهادکشاورزی، معاونت برنامه‌ریزی و پشتیبانی، اداره‌ی کل آمار و اطلاعات، سال‌های مختلف.

بی‌نام، سالنامه‌ی آمار بازرگانی خارجی گمرک جمهوری اسلامی ایران، سال‌های مختلف.

بی‌ریا، س. و جبل‌عاملی، ف. (۱۳۸۵). عوامل موثر بر صادرات پسته، زعفران و خرما در سبد کالاهای صادرات غیر نفتی ایران. *فصل‌نامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (٥٤): ۱۰۱-۸۵.

پاسبان، ف. (۱۳۸۵). بررسی عوامل موثر بر صادرات زعفران ایران. *فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی*، سال ششم، (۲): ۱۵-۱.

تاجیانی، ه. (۱۳۸۱). بررسی اقتصادی زعفران ایران با تاکید بر صادرات. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ی کشاورزی دانشگاه تهران.

تاجیانی، ه. و کوپاهی، م. (۱۳۸٤). تخمین توابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران. *مجله‌ی علوم کشاورزی ایران*، (۳٦): ۵۸۰-۵۷۳.

سلامی، ح. (۱۳۷۹). سیاست آزادسازی تجارت محصولات کشاورزی در ایران: تحلیلی در چارچوب تعادل عمومی. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.

صامتی، م.، جلائی، ع. و صادقی، ز. (۱۳۸۳). آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران. *فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی*، (۱۲): ٥٤-۳۲.

کلباسی، ح. و جلائی، ع. (۱۳۸۱). بررسی اثرات جهانی شدن بر تجارت خارجی ایران. *فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۱۱): ۸۷-۷۳.

گجراتی د. (۱۹۸۳) مبانی اقتصادسنجی، ترجمه‌ی: ح. ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۷۸.

موسوی، ن. و صدرالاشرافی، م. (۱۳۸٦). آثار جهانی شدن بر عرضه، تقاضا و واردات گندم در ایران. *مجله‌ی اقتصاد و کشاورزی*، (۱): ۱۲۷-۱۰۱.

Byrne, J. P., Darby, D. and MacDonald, R. (2008). US trade and exchange rate volatility: A real scrotal bilateral analysis. *Journal of Macroeconomics*, 30: 238–259

Doroodian, K. (1999). Does exchange rate volatility deter international trade in developing countries? *Journal of Asian Economics*, 10: 465-474.

Food and Agricultural Organization (FAO), Web page: http://www.fao.org.

Goldestain, M. and khan, M. (1978). The supply and demand for export: A simultaneous approach. *Review Economic and Statistics*, 60: 278-286.

Grubeol, H. G. and Lioyd, P. J. (1975). Large versus small price changes and the demand for imports. *IMF Staff Paper*, 23: 200-225.

Hothaker, H. S. and Magee, S. P. (1969). Income and price Elasticity in world Trade. *Review Economic and Statistics*, 1: 111-125.

Langley, S. V., Giugale, M., Meyers, W. H. and Hallahan, C. (2000). International Financial Volatility and Agricultural Commodity Trade: A Primer. America *Journal of Agricultural Economics*, 82: 695–700.

Makhija, M. V., Kim, K. and Willimson, S. D. (1997). Measuring globalization of industrial using a national industry approach: empirical evidence across five countries and over time. Journal of international of business studies.

Nawazish, A. (1998). Globalization, its impact on import of Venezuela. *Review of Economics and Statistics*, 57: 221-224.

Santos-Paulino, A. U. (2002). Trade liberalization and export performance in selected developing countries. Journal of Development Studies.

Sarwar, G. and Anderson, D. G. (1990). Estimating the U.S. Soybean: a simultaneous supply/demand approach. *Journal of Economics Studies*, 17(1): 41-56.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی