

شناسایی جریان‌های تجاری بخش کشاورزی در ایران

رضا رستمیان، رضا مقدسی و سید مهریار صدرالاشرفی*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۸/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۱۰/۱

چکیده

این مقاله به بررسی جریان‌های تجاری بخش کشاورزی در ایران در دوره‌ی زمانی ۱۳۵۵-۱۳۸۳ می‌پردازد. از آنجا که کشور ایران در بخش کشاورزی با هر دو گروه از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته دارای تبادلات تجاری است، بنابراین شناسایی جریان‌های تجاری بخش کشاورزی و متغیرهای موثر بر آن می‌تواند در تعیین الگوی تجارت کشاورزی ایران با این گروه از کشورها اهمیت فراوانی داشته باشد. برای تحلیل روابط بلندمدت میان حجم واردات و صادرات محصولات کشاورزی و عوامل اثرگذار بر آن‌ها از تکنیکی نوین در عرصه‌ی آزمون هم‌گرایی موسوم به آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که میان حجم واردات و صادرات محصولات کشاورزی و عوامل اثرگذار بر آن‌ها در بلندمدت یک رابطه‌ی تعادلی برقرار است. توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی با به کارگیری رویکرد الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) تخمین زده شده است که بر این اساس کشش‌های بلندمدت درآمدی، قیمتی و نرخ ارز در تابع تقاضای واردات به ترتیب برابر با $0/21$ ، $-0/95$ و $-0/14$ و در تابع تقاضای صادرات به ترتیب برابر با $1/15$ ، $-0/92$ و $-0/11$ تخمین زده شد. بر اساس شرط مارشال-لرنر از آنجا که مجموع کشش‌های قیمتی در توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی بزرگ‌تر از ۱ است، بنابراین تضعیف پولی می‌تواند باعث به‌بود تراز تجاری بخش کشاورزی شود.

طبقه‌بندی JEL: Q17

واژه‌های کلیدی: تابع تقاضای واردات، تابع تقاضای صادرات، آزمون کرانه‌ها

*به ترتیب دانشجوی دکترا، استادیار و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

تهران.

E-mail: rostamian74@yahoo.com

مقدمه

امروزه تجارت جهانی به دلیل افزایش درجه‌ی پیوستگی کشورها در مجموعه‌ی اقتصاد جهانی، از اهمیت خاصی برخوردار است. اکنون کشورها برای حفظ تجارت سالم و به دور از انحراف با چالش‌های وسیعی روبه‌رو شده‌اند و موضوع پیوستگی اقتصاد، سیاست‌گذاران را ناچار کرده است تا به شناسایی جریان‌های تجاری و عوامل اثرگذار بر آن در کشورهای گوناگون بپردازند (Bahmani-oskooee, Kara, 2005).

تاکنون اقتصاددانان تعدادی از متغیرهایی را معرفی کرده‌اند که جریان‌های تجاری را تحت تاثیر قرار می‌دهند. سطوح قیمت، نرخ مبادله، سطوح درآمد، موافقت‌نامه‌های تجاری و موانع تجاری از مهم‌ترین آن‌ها به شمار می‌روند (Algieri, 2004).

این تحقیق به بررسی جریان‌های تجاری بخش کشاورزی در ایران با ابرام بر سه متغیر سطوح درآمد، قیمت و نرخ مبادله می‌پردازد و یکی از هدف‌های آن بررسی شرط مارشال-لرنر و اثر تضعیف پولی بر تراز تجاری بخش کشاورزی است. بر اساس این شرط چنان‌چه مجموع کشش‌های قیمتی در توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی بزرگ‌تر از ۱ باشد، تضعیف پولی می‌تواند باعث به‌بود تراز تجاری بخش کشاورزی شود. بنابراین تخمین کشش‌های تجاری و تحلیل آن‌ها برای دسترسی به هدف گفته شده از ضروریات انجام این تحقیق محسوب می‌شود.

اقتصاددانان معتقدند که کشش‌های تجاری به دلیل دارا بودن مفاهیم سیاستی کاربردی، بسیار مهم هستند (Marquez, 1990).

از آن‌جا که کشور ایران در بخش کشاورزی با هر دو گروه از کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته دارای مبادله‌های تجاری است، بنابراین شناسایی جریان‌های تجاری بخش کشاورزی و متغیرهای موثر بر آن می‌تواند در تعیین الگوی تجارت کشاورزی ایران با این گروه از کشورها اهمیت فراوانی داشته باشد.

در ارتباط با شناسایی جریان‌های تجاری در کشورهای مختلف مطالعات زیادی صورت گرفته است که می‌توان در این‌جا به تعدادی از آن‌ها اشاره کرد:

تانگ^۱ (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای تابع تقاضای واردات کل ژاپن را با استفاده از داده‌های سالیانه برای دوره‌ی زمانی ۱۹۷۳-۱۹۹۷ تخمین زد. آزمون هم‌گرایی به کار رفته در این تحقیق، روش آزمون کرانه‌ها بود. این آزمون رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان مقدار واردات و عوامل موثر بر آن را تایید کرد. نتایج نشان داد که مقدار تقاضای واردات ژاپن نسبت به درآمد کشش‌پذیر، اما نسبت به قیمت کشش‌ناپذیر است.

هموریس^۲ (۲۰۰۳) تابع تقاضای واردات و صادرات ماداگاسکار و موريس را با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها تحلیل کرد. مطالعه‌ی او وجود رابطه‌ی هم‌گرایی را میان متغیرها تایید کرد. کشش‌های درآمدی و قیمتی بلندمدت برای ماداگاسکار به ترتیب برابر با ۰/۸۵۵ و ۰/۴۸۷- و برای موريس برابر با ۰/۶۷۱ و ۰/۶۴۴- بوده است. او هم‌چنین دریافت که شرط مارشال- لرنر برای موريس برقرار بوده در حالی که این شرط برای ماداگاسکار برقرار نبوده است.

الجیری^۳ (۲۰۰۴) کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات روسیه را با استفاده از تکنیک تصحیح خطا تخمین زد. او دریافت که میان صادرات روسیه و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن رابطه‌ی بلند مدت قوی وجود دارد. وی نشان داد که کاهش ۱۰ درصدی ارزش پول باعث افزایش ۲۴ درصدی صادرات می‌شود. او هم‌چنین بیان کرد که رشد ۱۰ درصدی در درآمد جهانی منجر به ۳۲ درصد افزایش در صادرات می‌شود و در پایان نتیجه گرفت که ۱۰ درصد افزایش در درآمد داخلی باعث کاهش صادرات به اندازه‌ی ۱۴ درصد می‌شود.

چانگ^۴ و هم‌کاران (۲۰۰۶) تابع تقاضای واردات کره‌ی جنوبی را برای تحلیل روابط بلندمدت میان تقاضای واردات و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن با استفاده از داده‌های سالیانه برای دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۰ تخمین زد. آن‌ها با به کارگیری آزمون کرانه‌ها نشان دادند که حجم واردات، درآمد واقعی و قیمت‌های نسبی هم‌گرا هستند. کشش‌های درآمدی و قیمتی بلندمدت

1 - Tang

2- Hamoris

3 - Algieri

4 - Chang

(کوتاه‌مدت) به ترتیب برابر با $1/86$ ($0/86$) و $0/2$ - ($0/05$) شد. آن‌ها پیشنهاد کردند که دولت کره‌ی جنوبی باید توسعه‌ی صنایع داخلی و کاهش حجم واردات را مد نظر قرار دهد و استفاده از سیاست‌های پولی و مالی به عنوان ابزارهایی برای حفظ تراز تجاری در طی این دوره مطلوب نیست.

کالیونکو^۱ (۲۰۰۶) تابع تقاضای واردات کل ترکیه را با استفاده از داده‌های فصلی در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۴-۲۰۰۳ تخمین زد. او در تحلیل خود از روش‌های هم‌گرایی و مدل تصحیح خطا استفاده کرد. نتایج او وجود رابطه‌ی تعادلی را میان مقدار واردات، قیمت‌های نسبی و تولید ناخالص ملی نشان داد. ضریب تصحیح خطا که بیانگر سرعت تعدیل است برابر با $0/28$ - است. تخمین کشش‌های تجاری نشان می‌دهد که کشش‌های قیمتی تقاضا برای واردات بیش‌تر از کشش‌های درآمدی واردات است.

نصراللهی (۱۳۸۳) تابع تقاضای واردات ایران را با روی‌کرد آزمون کرانه‌ها در سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۷۹ بررسی کرد. نتایج به دست آمده از تخمین تابع تقاضای واردات با به‌کارگیری الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، بیانگر آن است که تقاضا برای واردات در ایران نسبت به قیمت‌های نسبی چه در بلندمدت و چه در کوتاه‌مدت باکشش است. کشش قیمتی واردات در بلندمدت $1/44$ و در کوتاه‌مدت $1/12$ - است، در حالی که تقاضا برای واردات نسبت به درآمد واقعی در بلندمدت باکشش ($1/59$) و در کوتاه‌مدت بی‌کشش ($0/804$) است. نتایج الگوی تصحیح خطا نیز نشان می‌دهد که ضریب تصحیح به سرعت نسبت به تعادل تعدیل می‌شود، به طوری که نزدیک به ۷۹ درصد از خطا در هر دوره به سمت تعادل تصحیح می‌شود.

فطرس (۱۳۷۵) در تحقیق خود با عنوان «بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی دولت بر متغیرهای عمده‌ی بخش کشاورزی» به این نتیجه رسید که سیاست مالی دولت اثر معناداری بر صادرات بخش کشاورزی نگذاشته، اما سیاست پولی دولت به ویژه سیاست ارزی (تضعیف پول داخلی) اثر مثبت و قابل توجهی بر افزایش صادرات بخش کشاورزی گذاشته است.

خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱) عوامل موثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران را با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و تکنیک هم‌گرایی در دوره‌ی ۱۳۴۱-۱۳۷۸ بررسی کردند. نتایج تجربی تحقیق نشان داد که تولید ناخالص داخلی کشور، قیمت‌های نسبی صادرات و مصرف داخلی بر عرضه‌ی محصولات کشاورزی تاثیر معنادار داشته که از این میان تغییرات تولید ناخالص داخلی کشور اثر بیش‌تری در مقایسه با سایر عوامل بر صادرات محصولات کشاورزی داشته است. هم‌چنین اثر نرخ ارز موثر صادراتی بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی معنادار نبوده است که این خود دلیل نامناسب بودن سیاست‌های ارزی دولت در زمینه‌ی صادرات محصولات کشاورزی در دوره‌ی مطالعه شده، بوده است. آن‌ها در این تحقیق ضریب تصحیح خطا را ۰/۶۲- برآورد کردند.

با توجه به مطالعه‌های بالا می‌توان چنین نتیجه گرفت مهم‌ترین عواملی که بر توابع تقاضای واردات و صادرات یک کشور اثرگذار هستند، عبارتند از: سطح درآمد، قیمت‌های نسبی و نرخ ارز. از آن جا که تحلیل کشش‌های تجاری به دلیل دارا بودن مفاهیم سیاستی کاربردی دارای اهمیت فراوانی هستند، بیش‌تر مطالعه‌های گفته شده به این مهم پرداخته اند. گفتنی است که بیش‌تر مطالعه‌ها، جریان‌های تجاری کل بخش‌های اقتصادی یک کشور را تحلیل کرده اند و مقالاتی که به بررسی این موضوع به طور انحصاری در بخش کشاورزی بپردازد، بسیار اندک بوده است و بیش‌تر در زمینه‌ی تعدادی از محصولات مختلف کشاورزی مصداق دارد.

این مقاله دو هدف اصلی را دنبال می‌کند: اول، آزمون هم‌گرایی میان حجم واردات و صادرات محصولات کشاورزی و عوامل اثرگذار بر آن با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها و دوم، تخمین توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی در ایران و تحلیل کشش‌های تجاری حاصله.

روش تحقیق

برای تخمین توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی در ایران از مدل جانشینی ناقص^۱ استفاده شده است. این مدل فرض می‌کند که کالاهای خارجی جانشین کامل کالاهای داخلی نیستند. به سخن دیگر این مدل می‌گوید که بازار، نه به طور کامل به وسیله‌ی کالاهای داخلی و نه به طور کامل به وسیله‌ی کالاهای خارجی پر می‌شود و این به آن معنا است که هر کشور هم واردکننده و هم صادرکننده‌ی کالاهای تجاری است. بر اساس این مدل تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\ln M_t^d = a + b \ln Y_t + C \ln \left(\frac{P_M}{P_D} \right)_t + d \ln E_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن M_t^d تقاضای واردات، Y درآمد ملی، P_M قیمت واردات، P_D قیمت کالاهای داخلی، E نرخ ارز واقعی و ε_t جمله‌ی خطا است.

دلیل این که چرا معادله‌ی تقاضای واردات به طور عموم به صورت لگاریتمی تصریح می‌شود، این است که این فرم به مقدار واردات اجازه می‌دهد تا به طور نسبی به افزایش و یا کاهش در متغیرهای توضیحی واکنش نشان دهد. (Tang, 2003)، (Chang & Ho, 2006)، (Hamoris, 2003).

در معادله‌ی (۱) انتظار می‌رود که تخمین b مثبت باشد و این به آن معنا است که میزان واردات با افزایش سطح درآمد، افزایش می‌یابد. با این حال، اگر افزایش در درآمد منجر به افزایش در تولید کالاهای جانشین واردات شود، در این صورت یک کشور ممکن است کم‌تر وارد کند و روشن است که تخمین b منفی خواهد بود. انتظار می‌رود که افزایش در قیمت واردات نسبت به سطح قیمت داخلی، حجم واردت برای یک کشور را کاهش دهد و تخمین C منفی باشد. سرانجام وقتی که نرخ ارز واقعی کاهش یابد - که به عنوان تعدادی از واحدهای پول رایج خارجی به ازای هر واحد از پول رایج داخلی تعریف می‌شود - یا پول داخلی

تضعیف^۱ شود، حجم واردات مورد انتظار کاهش می‌یابد. بنابراین انتظار می‌رود که تخمین d مثبت باشد.

معادله‌ی (۱) رابطه‌ی بلندمدت را میان متغیرهای تابع واردات نشان می‌دهد. برای معرفی مدل کوتاه‌مدت معادله‌ی (۱)، از روش پسران و هم‌کاران (۲۰۰۱) استفاده شده است و این معادله به شکل الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده به این صورت بیان می‌شود:

$$\Delta \text{LnM}_t^d = \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta \text{LnY}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta \text{Ln}\left(\frac{\text{PM}}{\text{PD}}\right)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_i \Delta \text{LnE}_{t-i} \quad (2)$$

$$+ \sum_{i=0}^n \theta_i \Delta \text{LnM}_{t-i}^d + \delta_1 \text{LnY}_{t-1} + \delta_2 \text{Ln}\left(\frac{\text{PM}}{\text{PD}}\right)_{t-1} + \delta_3 \text{LnE}_{t-1} + \delta_4 \text{LnM}_{t-1} + U_t$$

تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی از لحاظ ساختاری بسیار شبیه به تابع تقاضای واردات است (Algiri, 2004)، (Bahmani-oskooee & Kara, 2005)، (Carone, 1996). این تابع به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\text{LnX}_t^d = \alpha + b \text{LnY}_{Wt} + C \text{Ln}\left(\frac{P_X}{P_{XW}}\right)_t + d \text{LnE}_t + w_t \quad (3)$$

بر اساس این تابع X^d مابقی تقاضای جهان برای صادرات یک کشور، Y_W سطح درآمد جهانی، P_X قیمت صادراتی کشور تحت بررسی، P_{XW} قیمت جهانی صادرات، E نرخ ارز واقعی و w_t جمله‌ی خطا است. با این حال، چنان‌چه افزایش در درآمد جهانی منجر به افزایش در صادرات کالاهای رقیب شود، این رابطه می‌تواند منفی شود و $b < 0$ باشد.

انتظار می‌رود که رابطه‌ی منفی میان صادرات و قیمت نسبی (قیمت صادراتی یک کشور بر قیمت جهانی صادرات) وجود داشته باشد و این به آن معنا است که تخمین C منفی خواهد بود ($C < 0$). چنان‌چه نرخ ارز واقعی (E) کاهش یابد و یا پول داخلی تضعیف شود، افزایش صادرات مورد انتظار است. بنابراین انتظار می‌رود که تخمین d منفی باشد ($d < 0$).

به مانند تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی، معادله‌ی (۳) به صورت الگویی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده بیان می‌شود (Bahmani-oskooee & Kara, 2005).

$$\Delta \text{Ln} X_t^d = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta \text{Ln} YW_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta \text{Ln} \left(\frac{PX}{PXW} \right)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \lambda_i \Delta \text{Ln} E_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_i \Delta \text{Ln} X_{t-i}^d + \theta_1 \text{Ln} YW_{t-1} + \theta_2 \text{Ln} \left(\frac{PX}{PXW} \right)_{t-1} + \theta_3 \text{Ln} E_{t-1} + \theta_4 \text{Ln} M_{t-1} + V_t \quad (4)$$

آزمون هم‌گرایی

برای بررسی وجود رابطه‌ی هم‌گرایی میان حجم واردات و صادرات محصولات کشاورزی و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن‌ها از روشی جدید به نام آزمون کرانه‌ها^۱ استفاده می‌شود که اولین بار توسط پسران و هم‌کاران (۲۰۰۱) ارائه شد. این روش بر پایه‌ی تخمین یک مدل تصحیح خطای غیر مقید^۲، با استفاده از برآوردگر حداقل (کمینه) مربعات معمولی طراحی می‌شود. این روش نسبت به دیگر روش‌های هم‌گرایی دارای دو مزیت اصلی است:

۱- بدون توجه به اینکه متغیرهای توضیحی مدل $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، صورت می‌گیرد. یعنی دیگر نیازی به $I(1)$ بودن کلیه‌ی متغیرهای توضیحی مدل نیست. این مسأله‌ی نبود اطمینان ناشی از یک مرحله‌ی پیش‌آزمون^۳، برای تعیین مرتبه‌ی هم‌گرایی، متغیرهای تحت بررسی را از بین می‌برد.

۲- این آزمون برای تحلیل هم‌گرایی درمورد مطالعاتی نیرومند است که دارای نمونه‌ی کوچک هستند.

روش الگوی توسعه یافته‌ی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده در دو مرحله اجرا می‌شود: در مرحله‌ی نخست وجود هم‌گرایی میان متغیرها با استفاده از آماره‌ی F بررسی می‌شود. براساس معادله‌های (۲) و (۴)، نخست یک آزمون معناداری مشترک انجام می‌گیرد که فرضیه‌های صفر (حالت نبود هم‌گرایی) و فرضیه‌های مقابل (حالت وجود هم‌گرایی) برای تعیین هم‌گرایی میان متغیرها در هر معادله عبارتند از:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0 \quad H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq 0$$

1 - Bounds Test

2 - Unrestricted Error Corection Model

3 - Pre Testing

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0 \quad H_1 : \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq \theta_4 \neq 0$$

توزیع مجانبی از آماره‌ی F تحت فرضیه‌ی صفر نبود هم‌گرایی، صرف نظر از این که رگرس‌کننده‌های اصلی $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، غیر استاندارد است.

پسران و هم‌کاران (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی مناسبی را برای تعداد مختلفی از رگرس‌کننده‌ها و این که آیا الگو دارای یک عرض از مبدا و یا یک روند است، ارائه کردند. آن‌ها دو مجموعه از مقادیر بحرانی را پیشنهاد دادند. یک مجموعه فرض می‌کند که همه‌ی متغیرها، $I(0)$ و مجموعه‌ی دیگر فرض می‌کند که همه‌ی متغیرها، $I(1)$ هستند.

چنان چه آماره‌ی F محاسباتی بیش‌تر از مقدار بحرانی کرانه‌ی بالا، $I(1)$ باشد، آن گاه فرضیه‌ی صفر رد می‌شود و رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی وجود دارد.

اگر آماره‌ی F محاسباتی پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه‌ی پایین $I(0)$ باشد، آن‌گاه فرضیه‌ی صفر نبود هم‌گرایی پذیرفته می‌شود و هیچ رابطه‌ی بلندمدتی بین متغیرهای تحت بررسی وجود ندارد.

هم‌چنین در صورتی که آماره‌ی F محاسباتی بین کرانه‌های بالا و پایین قرار بگیرد، نمی‌توان درکی قطعی از وجود هم‌گرایی میان متغیرهای تحت بررسی داشت و پیش از آن‌که استنباط قطعی صورت بگیرد، دانستن مرتبه‌ی هم‌گرایی متغیرها، لازم است.

مرحله‌ی دوم، تخمین معادله‌ها (۲) و (۴) است. در این مرحله، الگوها بر اساس یکی از معیارهای \bar{R}^2 ، آکاییک^۱، شوارتز-بیزین^۲ و حنان-کوین^۳ تخمین زده می‌شود و سرانجام یک الگوی مناسب انتخاب می‌شود.

منابع داده‌ها و معرفی متغیرها

در این مطالعه برای ارزیابی نتایج از روش‌های مدل‌سازی اقتصادسنجی استفاده شده است. بیش‌تر اطلاعات مورد نیاز تحقیق به صورت کتابخانه‌ای و با استفاده از اطلاعات موجود در

1 -Akaike

2 -Schwarz - Bayesian

3 -Hanan - Quinn

سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد^۱، صندوق جهانی پول^۲، سازمان ملل متحد^۳، بانک جهانی^۴ و بانک اطلاعاتی آمارهای جهانی مالی^۵ تهیه و گردآوری شده است. همچنین در تخمین معادله‌ها و بررسی آماری آن‌ها از بسته‌ی نرم‌افزاری میکروفیت^۶ استفاده شده است. دوره‌ی زمانی مورد مطالعه از ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۳ است. متغیرهای به کار رفته در توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی به صورت زیر تعریف می‌شود:

M : مقدار واردات محصولات کشاورزی که به صورت شاخص حجم واردات بیان می‌شود.

X : مقدار صادرات محصولات کشاورزی که به صورت شاخص حجم صادرات بیان می‌شود.

Y : تولید ناخالص داخلی واقعی که به صورت شاخص بر اساس سال پایه (۱۰۰=۲۰۰۰) است.

Y_w : شاخص تولیدات صنعتی برای ۲۲ کشور به عنوان نماینده‌ی درآمد جهانی.

P_M : قیمت واردات کشاورزی به صورت شاخص ارزش واحد واردات.

P_X : قیمت صادرات کشاورزی به صورت شاخص ارزش واحد صادرات.

P_D : سطح قیمت داخلی که از شاخص خرده‌فروشی (CPI) استفاده شده است.

P_{XW} : قیمت جهانی صادرات کشاورزی به صورت شاخص.

E : نرخ ارز واقعی که به صورت شاخص بر اساس سال پایه (۱۰۰=۲۰۰۰) بیان می‌شود و اطلاعات مربوط به این متغیر از بانک اطلاعاتی آمارهای جهانی مالی (IFS) استخراج شده است.

نتایج و بحث

در این بخش نخست باید هم‌گرایی متغیرهای به کار رفته در مطالعه آزمون شود. می‌توان با استفاده از الگوی توسعه‌یافته‌ی خود توضیح با وقفه‌های گسترده، به طور مستقیم هم‌گرایی را

1-Food and Agricultural Organization of the United Nations (FAO)

2 - International Monetary Fund (IMF)

3 - United Nations (UN)

4 - World Bank (WB)

5 - International Financial Statistics (IFS)

6 - Microfit

شناسایی جریان‌های تجاری بخش کشاورزی در ایران ۲۱۳

آزمون کرد. اولین مرحله در این آزمون وارد کردن وقفه‌های مختلف بر تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها است و در مرحله‌ی بعد باید در ارتباط با لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی مانند عرض از مبدا و روند زمانی در معادله تصمیم‌گیری شود. در این جا هر معادله در دو حالت، یکی با عرض از مبدا و بدون روند زمانی و دیگری با عرض از مبدا و روند زمانی با استفاده از وقفه‌های مختلف به روش حداقل (کمینه) مربعات معمولی تخمین زده می‌شود.

به‌ترین معادله به طور معمول بر اساس یکی از معیارهای اطلاعاتی آکاییک، شوارتز-بیزین و حنا-کویین تعیین می‌شود.

معیار اطلاعاتی که در گزینش به‌ترین معادله در این تحقیق مد نظر قرار گرفته است، ملاک شوارتز-بیزین است؛ زیرا این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی کرده و به طور معمول در مواردی که حجم نمونه کوچک‌تر از ۱۰۰ است (مانند نمونه‌های موجود در این مطالعه) به کار می‌رود.

جدول (۱) نتایج آزمون کرانه‌ها را برای تحلیل هم‌گرایی نشان می‌دهد. گفتنی است که حالت عرض از مبدا و روند زمانی در هر دو معادله‌ی واردات و صادرات محصولات کشاورزی بر اساس معیار شوارتز-بیزین تایید می‌شود.

جدول (۱). نتیجه‌ی آزمون کرانه‌ها برای بررسی هم‌گرایی میان متغیرها

تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی	تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی	F محاسباتی
۵/۹۷	۵/۱۹	
	کرانه‌ی پایین $I(0): ۲/۷۱$ کرانه‌ی بالا $I(1): ۳/۸۰$	مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۹۰٪
	کرانه‌ی پایین $I(0): ۳/۲۱$ کرانه‌ی بالا $I(1): ۴/۳۷$	مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۹۵٪
	کرانه‌ی پایین $I(0): ۴/۳۸$ کرانه‌ی بالا $I(1): ۵/۶۱$	مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۹۹٪

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس این جدول، از آن جا که F محاسباتی (۵/۱۹) در تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی از مقدار بحرانی کرانه‌ی بالا (۴/۳۷) در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد بزرگ‌تر است، بنابراین فرضیه‌ی صفر نبود هم‌گرایی رد می‌شود و میان حجم واردات و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن رابطه‌ای بلندمدت وجود دارد و چون مقدار F محاسباتی (۵/۹۷) در تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد از مقدار بحرانی کرانه‌ی بالا (۵/۶۱) بزرگ‌تر است، بنابراین فرضیه‌ی صفر نبود هم‌گرایی رد می‌شود و می‌توان گفت که به مانند تابع تقاضای واردات، هم‌گرایی میان حجم صادرات محصولات کشاورزی و عوامل اثرگذار بر آن تایید می‌شود.

تخمین توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی

پس از آزمون هم‌گرایی در مورد متغیرهای تحت بررسی و تایید هم‌گرا بودن آن‌ها، برای تخمین توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی از روش توسعه‌یافته‌ی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده استفاده می‌شود که توسط پسران و هم‌کاران (۲۰۰۱) ارائه شد. با به کارگیری معیار اطلاعاتی شوارتز- بیزین و به وسیله‌ی جست‌وجو از میان ۶۲۵ (۵^۴) مدل $ARDL$ که توسط نرم افزار مایکروفیت صورت گرفته است، سرانجام الگوی $ARDL(4,4,4,4)$ برای تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی به دست می‌آید. تابع تخمین زده شده به صورت زیر بیان می‌شود:

جدول (۲). برآورد تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی t
$\ln Y$	۰/۲۰۸۰۰	۰/۰۷۲۲۹۸	۲/۸۷۷۰
$\ln RPM$	-۰/۹۵۲۳۲	۰/۰۸۵۰۷۸	-۱۱/۱۹۳۵
$\ln E$	-۰/۱۴۰۷۳	۰/۰۳۲۲۵۱	-۴/۳۶۳۷

ادامه جدول (۲). برآورد تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
C	۹/۳۵۰۴	۰/۶۹۹۸۸	۱۳/۳۶۰۱
T	-۰/۱۸۷۳۹	۰/۲۰۹۷۵	-۸/۹۳۴۱
R ² = ۰/۸۹۵۶۸			D.W = ۲/۰۶۸۲
F = ۱۱/۳۰۳۳			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

$$\text{LNM}^d = 9.35C - 0.19T + 0.21\text{LNY} - 0.95\text{LNRPM} - 0.14\text{LNE} + \hat{\varepsilon}_t$$

$$(13.36) \quad (-8.93) \quad (2.88) \quad (-11.19) \quad (-4.36)$$

❖ اعداد داخل پرانتز نسبت t را نشان می‌دهد.

از آنجا که این تابع به صورت لگاریتمی خطی تصریح شده است، بنابراین ضرایب متغیرهای LNY، LNRPM و LNE به ترتیب کشش‌های بلندمدت درآمدی، قیمتی و نرخ ارز را نشان می‌دهد.

همان گونه که دیده می‌شود کشش درآمدی برابر با ۰/۲۱، کشش قیمتی برابر با ۰/۹۵- و کشش نرخ ارز ۰/۱۴- است. بر اساس کشش درآمدی می‌توان گفت که واردات محصولات کشاورزی دارای درآمد کشش‌ناپذیر بوده و یک درصد افزایش در درآمد، واردات این محصولات را به میزان ۰/۲۱ درصد افزایش می‌دهد.

تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی نسبت به قیمت کشش‌ناپذیر است. در واقع افزایش یک درصدی در قیمت کالاهای وارداتی، واردات این محصولات را به میزان ۰/۹۵ درصد کاهش می‌دهد.

افزایش یک درصدی در نرخ ارز واقعی، واردات این محصولات را به میزان ۰/۱۴ درصد کاهش می‌دهد و این مطلب را تایید می‌کند که تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی نسبت به نرخ ارز کشش‌ناپذیر است.

نکته‌ی قابل توجه در این قسمت این است که کشش‌های بلندمدت درآمدی و قیمتی در تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی علایم مورد انتظار (علامت مثبت برای کشش

درآمدی و منفی برای کسش قیمتی) را دارا هستند. همان گونه که در گذشته نیز گفته شد، چنان چه یک کشور پول داخلی قوی داشته باشد آن گاه کالاهای وارداتی ارزان می‌شوند و در نتیجه تقاضا برای کالاهای وارداتی بیش تر می‌شود. بنابراین می‌توان چنین گفت که افزایش در نرخ ارز سبب افزایش تقاضای واردات می‌شود و انتظار می‌رود علامت این متغیر در تابع تقاضای واردات مثبت باشد. اما همان گونه که دیده می‌شود این ضریب علامت منفی را به خود گرفته است. دلیل این امر را می‌توان به اثر منحنی J نسبت داد. در واقع چنان چه ارزش پولی کشوری کاهش یابد، نخست حجم واردات کاهش می‌یابد. حال چنان چه این کشور مجبور باشد همان مقدار واردات را داشته باشد، اوضاع تراز تجاری در آغاز بدتر می‌شود. با گذشت زمان که حجم تجارت با کاهش ارزش پولی تطبیق می‌یابد صادرات افزایش و در بلندمدت اوضاع تراز تجاری به‌بود می‌یابد. این طرح تطبیق را اثر منحنی J گویند. به مانند تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی و به کمک معیار اطلاعاتی شوارتز-بیزین و نرم‌افزار مایکروفتیت، الگوی $ARDL(4,1,0,0)$ برای تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی تخمین زده و به صورت زیر ارائه می‌شود:

جدول (۳). برآورد تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
$\ln YW$	۱/۱۵۲۹	۰/۵۹۸۳۱	۱/۹۲۶۹
$\ln RPX$	-۰/۹۱۹۵۱	۰/۱۰۳۱۱	-۸/۹۱۷۶
$\ln E$	-۰/۱۱۱۹۹	۰/۰۳۵۱۹۸	-۳/۱۸۷۱
C	-۲/۰۲۰۱	۵/۰۲۱۴	-۰/۴۰۲۳۰
T	۰/۰۷۷۹۸۲	۰/۰۲۵۲۷۸	۳/۰۸۴۹
$R^2 = ۰/۹۱۰۸۶$			$D.W = ۲/۰۹۳۷$
$F = ۱۸/۶۸۱۱$			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

$$\text{LN}X^d = -2.02C + 0.07T + 1.15\text{LNYW} - 0.92\text{LNRPX} - 0.11\text{LNE} + \hat{V}_t$$

(-0.40) (3.08) (1.93) (-8.92) (-3.19)

❖ اعداد داخل پرانتز نسبت t را نشان می‌دهد.

در تابع بالا ضرایب متغیرهای LNYW ، LNRPX و LNE به ترتیب کشش‌های بلندمدت درآمدی، قیمتی و نرخ ارز را نشان می‌دهد. کشش‌های بلندمدت درآمدی، قیمتی و نرخ ارز به ترتیب برابر با $1/15$ ، $-0/92$ و $-0/11$ هستند. هر سه ضریب به دست آمده، علامت‌های مورد انتظار را دارا هستند. تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی نسبت به درآمد کشش‌پذیر ولی نسبت به قیمت و نرخ ارز کشش‌ناپذیر است.

در پایان ضریب تصحیح خطا برای توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی برآورد شد. در اصل پس از وارد آمدن یک شوک به اقتصاد (برای نمونه تغییر در سیاست‌ها) فرایند تعدیل گریزناپذیر است و متغیرهای اقتصادی به مقادیر تعادلی بلند مدتش باز می‌گردد.

سرعت جریان تعدیل به وسیله‌ی ضریب تصحیح خطا داده می‌شود. مقدار این ضریب بین صفر و یک بوده و علامت آن منفی است. هر چه این مقدار به لحاظ قدر مطلق بزرگ‌تر و به عدد ۱ نزدیک‌تر باشد تعدیل سریع‌تر و هر چه این مقدار کوچک‌تر شود فرایند تعدیل آهسته‌تر می‌شود و با سرعت کندتری صورت می‌گیرد. ضریب تصحیح خطا در تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی برابر با $-0/77$ و در تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی برابر با $-0/51$ شده است. مقایسه‌ی این ضرایب نشان می‌دهد که در صورت وارد آمدن یک شوک، تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی در مقایسه با تابع تقاضای صادرات آن سریع‌تر به سمت تعادل، تعدیل می‌شود.

با تخمین تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی مشخص شد که متغیرهای درآمد، قیمت نسبی صادرات و نرخ ارز اثر معناداری بر صادرات محصولات کشاورزی داشته‌اند که از این میان متغیر درآمد، بیش‌ترین اثر را دارد که این موضوع با نتیجه‌ی مطالعه‌ی خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱) مطابقت دارد. از آن جا که ضریب نرخ ارز در تابع تقاضای صادرات

محصولات کشاورزی معنادار شده است، بنابراین سیاست‌های مناسب ارزی دولت می‌تواند اثر قابل توجهی بر افزایش صادرات محصولات کشاورزی داشته باشد. این موضوع نتیجه‌ی مطالعه‌ی فطرس (۱۳۷۵) را تایید می‌کند؛ اما با نتیجه‌ی تحقیق خلیلیان و فرهادی (۱۳۸۱) مبنی بر نامناسب بودن سیاست ارزی دولت مغایرت دارد.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی و شناسایی جریان‌های تجاری بخش کشاورزی در ایران پرداخته شد. نخست توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی و عوامل اثرگذار بر آن‌ها شناسایی شد و سپس با استفاده از آزمون کرانه‌ها، هم‌گرایی میان حجم واردات و صادرات محصولات کشاورزی و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن تایید شد. نتایج به دست آمده از تخمین توابع بالا با به کارگیری رویکرد ARDL نشان داد که تابع تقاضای واردات محصولات کشاورزی نسبت به هر سه متغیر اثرگذار بر آن کشش‌ناپذیر است، در حالی که تابع تقاضای صادرات نسبت به درآمد کشش‌پذیر ولی نسبت به سطح قیمت و نرخ ارز کشش‌ناپذیر است.

پیش‌نهادها

با توجه به این که کشش بلندمدت درآمدی در تابع تقاضای صادرات محصولات کشاورزی بزرگ‌تر از ۱ است، می‌توان با استفاده از سیاست تشویق صادرات، زمینه‌ی رشد اقتصادی کشور را فراهم کرد. بر اساس شرط مارشال-لرنر از آن جا که مجموع کشش‌های قیمتی در توابع تقاضای واردات و صادرات محصولات کشاورزی بزرگ‌تر از ۱ است، بنابراین تضعیف پولی می‌تواند باعث به‌بود تراز تجاری بخش کشاورزی شود. اما این که چرا کشور ما با ارزش پول پایین در سال‌های متمادی گذشته دارای تراز تجاری مناسبی در بخش کشاورزی نبوده، این است که عوامل گوناگونی به طور مستقیم یا غیر مستقیم بر روی صادرات و واردات محصولات کشاورزی اثرگذار بوده و تراز تجاری بخش کشاورزی را تحت تاثیر قرار داده

است. در نتیجه انواع سیاست‌های دولت (مالی یا پولی) که باعث افزایش واردات و یا کاهش صادرات محصولات کشاورزی شود، می‌تواند بر تراز تجاری بخش کشاورزی اثرگذار باشد.

منابع

- ابریشمی، ح. و مهرآرا، م. (۱۳۸۱). اقتصادسنجی کاربردی: رویکردهای نوین. چاپ اول، انتشارات دانشگاه تهران، تهران.
- خلیلیان، ص. و فرهادی، ع. (۱۳۸۱). بررسی عوامل موثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران. فصل‌نامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۷۱: ۴۸-۳۹.
- دورنبوش، ر. و فیشر، ا. (۱۹۸۵). اقتصاد کلان. ترجمه‌ی م. ح. تیزهوش تابان، انتشارات سروش، تهران (۱۳۷۵).
- فطرس، (۱۳۷۵). بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی دولت بر متغیرهای عمده‌ی بخش کشاورزی، مجموعه‌ی مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. جلد اول، انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان، ۲۴۹-۲۱۳.
- نصراللهی، م. (۱۳۸۳). تابع تقاضای واردات کل ایران: یک ارزیابی مجدد با رویکرد آزمون کرانه‌ها، مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۶: ۱۱۲-۹۱.
- نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه‌واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. انتشارات رسا، تهران.
- Algieri, B. (2004). Price and Income Elasticities of Russian Exports, *The European Journal of Comparative Economics*, 1(2):175-193.
- Bahmani-oskooee, M. and Kara, O. (2005). Income and Price Elasticities of Trade, *International Trade Journal*, 19:165-178.
- Carone, G. (1996). Modeling the U. S. Demand for Imports through Co-integration and Error Correction, *Journal of Policy Modeling*, 18(1):1-48.
- Chang, T. and Ho, Y. H. (2006). A Reexamination of South Korea's Aggregate Import Demand Function: *The Bounds Test Analysis*, 30(1):119-128.
- Dutta, D. and Ahmed, N. (1999). An Aggregate Import Demand Function for Bangladesh: A Co-integration Approach, *Applied Economics*, 31: 465-472.
- Hamoris, S. (2003). Import Demand Function: Some Evidence from Madagascar and Mauritius, *Journal of African Economics*, 14(3):411-434.

- Kalyoncu, H. (2006). An Aggregate Import Demand Function For Turkey: A Cointegration Analysis.
- Mah, J. (2000). An Empirical Examination of the Disaggregated Import Demand of Korea: the case of information technology products, *Journal of Asian Economics*, 11: 237–244.
- Marquez, J. (1990). Bilateral Trade Elasticities, *The Review of Economics and Statistics*, 72(1): 70-77.
- Pattichis, C. A. (1999). Price and Income Elasticities of Disaggregated Import Demand: Results from UECMs and an Application, *Applied Economics*, 31: 1061–1071.
- Pesaran, M. H. and Pesaran, B. (1997). *Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, (Oxford University Press, Oxford).
- Pesaran, M. H., Shin, Y. C. and Smith, R. (2001). Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- Tang, T. C. (2003). Japanese Aggregate Import Demand Function: Reassessment from the Bounds Testing Approach, *Japan and the World Economy Journal*, 15: 419-436.