# آزمون پایداری تراز تجاری بخش کشاورزی ایران

محسن صالحی کمرودی[1]، اسماعیل پیش‌بهار[2]، حسین راحلی[3]
۱- دانشجوی دکترای گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز
salehi205@gmail.com
۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز
۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

## چکیده

از دیدگاه الگوهای جدید رشد و نظریات نوین تجارت بین‌الملل، هم صادرات و هم واردات نقش مهمی را در یک اقتصاد پویا ایفا می‌نمایند. از نظر اقتصادی، نمی‌توان صرفاً بر تراز تجاری مثبت تاکید کرد و مزایای واردات را نادیده گرفت و نیز نمی‌توان تراز تجاری منفی را توصیه نمود؛ بلکه دغدغه اصلی سیاست‌گذاران در زمینه تجارت بین‌الملل باید برقراری پایداری و تعادل بلندمدت در تراز تجاری باشد. به ویژه کسری تراز تجاری بخش کشاورزی می‌تواند خطری برای امنیت غذایی کشور باشد. از این رو، هدف اصلی این مطالعه آزمون پایداری تراز تجاری بخش کشاورزی ایران در دوره ۱۹۶۱-۲۰۰۱ (۱۳۴۰-۱۳۹۰) است. در این راستا، بعد از تأیید وجود هم‌انباشتگی به وسیله آزمون گریگوری – هانسن، الگوهای هاستد و آریز با استفاده از روش‌های OLS، FMOLS و DOLS برآورد و مشخص گردید می‌توانیم پایداری تراز تجاری بخش کشاورزی ایران را در دوره مطالعه مورد تأیید قرار دهیم. همچنین برآورد الگوی تصحیح خطا نشان داد در بلندمدت رابطه علّتی دو طرفه میان صادرات و واردات در بخش کشاورزی وجود دارد؛ در حالی که در کوتاه‌مدت تنها صادرات علیت واردات است.

**کلیدواژه‌ها: الگوی آریز، الگوی هاستد، بخش کشاورزی، پایداری، تراز تجاری**

**مقدمه**

صادرات و واردات در کنار یکدیگر نقش مهمی را در یک اقتصاد پویا ایفا می‌نمایند. نظریه‌های جدید رشد، توسعه صادرات را کلید اصلی رشد می‌دانند؛ زیرا صادرات موجب ارتقای بهره‌وری می‌گردد، ارز لازم را برای واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای فراهم می‌سازد، با ایجاد رقابت به روند تخصیص بهینه منابع سرعت می‌بخشد و صنایع صادراتی را مجبور می‌سازد که هزینه های تولید را کاهش داده و فناوری تولیدشان را ارتقا بخشند (لوین و رات[1] ۱۹۹۷). اما اهمیت صادرات بدان معنی نیست که باید همانند مرکانتیلیست‌ها[2] تنها بر تراز تجاری مثبت تاکید کرد و مزایای واردات را نادیده گرفت؛ زیرا از دیدگاه نظریه‌های تجارت بین‌الملل و نظریه مزیت نسبی می‌توان کالاهایی را که تولیدشان در داخل کشور پرهزینه است ارزان‌تر وارد نمود. از این رو، بر اهمیت واردات به اندازه صادرات برای رشد تاکید می‌شود. به عبارت دیگر، بهتر است صادرات و واردات به عنوان مکمل یکدیگر در نظر گرفته شوند تا جانشین یکدیگر (گرجی و علی‌پوریان ۱۳۸۴). البته اهمیت واردات نیز دلیلی بر داشتن تراز تجاری منفی نیست؛ زیرا در بلندمدت این مسئله می‌تواند برای اقتصاد و اقتدار ملی یک کشور زیان‌آور باشد. از این رو می‌بایست دغدغه اصلی سیاست‌گذاران در زمینه تجارت بین‌الملل برقراری پایداری و تعادل بلندمدت در تراز تجاری باشد. این مسئله در مورد تراز تجاری بخش کشاورزی از اهمیت بیشتری برخوردار است؛ زیرا تراز تجاری منفی برای بخش کشاورزی می‌تواند امنیت غذایی یک کشور را تهدید نماید (بختیاری و حقی۱۳۸۲).

با وجود موج بزرگ و نا گریز جهانی شدن، شناخت ارتباط بلندمدت بین صادرات و واردات می‌تواند به سیاست‌گذاران برای وضع سیاست‌های تجاری کارا در جهت پایداری تراز تجاری - از جمله تراز تجاری بخش کشاورزی - کمک نماید. از آن جا که حجم تجارت خارجی کشور بازتابی از سیاست‌های اقتصاد کلان است، با شناخت ارتباط بین واردات و صادرات بهتر می‌توان تأثیر سیاست‌های کلان را بر بخش تجارت بین‌الملل بررسی نمود. اگر بین واردات و صادرت هم‌انباشتگی[3] وجود داشته باشد، می‌تواند بدین معنا باشد که سیاست‌های اقتصاد کلان توانسته‌اند به طور کارا بین صادرات و واردات تعادل بلندمدت ایجاد نمایند. هم‌انباشتگی بین صادرات و واردات یک عنصر مهم برای قاعده‌مند ساختن سیاست‌های تجاری در جهت دستیابی به تراز تجاری است (اودین،[4] ۲۰۰۹).

از لحاظ نظری بین صادرات و واردات می‌تواند رابطه علّیتی دوطرفه وجود داشته باشد. واردات از طریق ایجاد رقابت می‌تواند به اقتصاد داخلی کمک نماید. واردات با ایجاد رقابت تولیدکننده‌ی داخلی را مجبور می‌سازد که با ارتقای

[1] Levin & Raut
[2] Mercantilists
[3] Cointegration
[4] Uddin

فناوری، کالاهای باکیفیت‌تر و با کاهش هزینه‌های تولید، کالاهای ارزان‌تر تولید نموده و همچنین با به‌کارگیری نهاده‌های واسطه‌ای که در داخل در دسترس نیستند، کمیت و تنوع کالاهای داخلی را بهبود بخشیده و شرایط را برای حضور خود در بازارهای جهانی را فراهم سازد (طیبی و همکاران، ۱۳۸۷). از طرف دیگر ارز حاصل از صادرات شرایط را برای واردات بیشتر فراهم می‌سازد (لی و هوانگ[5] ۲۰۰۲) علاوه بر این صادرات با افزایش رشد اقتصادی خواسته‌های اقتصادی یک کشور را افزایش داده و ظرفیتش را برای واردات بیشتر می‌سازد (کاراهاسان[6] ۲۰۰۹).

با توجه به بحث مطرح‌شده هدف این مطالعه بررسی برقراری تعادل بلندمدت و پایداری تراز تجاری بخش کشاورزی و همچنین بررسی رابطه علّیتی میان صادرات محصولات کشاورزی و واردات این محصولات است.

## پیشینه تحقیق

در مورد بررسی ارتباط بین واردات و صادرات در داخل کشور مطالعات اندکی انجام شده است که از جمله می‌توان به مطالعه خوارزمی و صمدی(۱۳۸۳) اشاره کرد. ایشان به ارزیابی رابطه بلندمدت بین صادرات و واردات و آزمون پایداری[7] کسری خارجی در کشورهای عضو اوپک طی سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۶۰ با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن[8] پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از این بود که رابطه بلندمدت بین صادرات و واردات در کشورهای ایران، عربستان، کویت و گابن وجود ندارد اما در کشورهای اندونزی، امارات، الجزایر و نیجریه این رابطه مشاهده می‌شود. با این حال تعداد مطالعات خارجی در زمینه آزمون هم‌انباشتگی بین واردات و صادرات قابل توجه می باشد. حسین و همکاران[9] (۲۰۰۹) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین صادرات، واردات و تولید ناخالص داخلی کشور بنگلادش در دوره زمانی ۲۰۰۸- ۱۹۷۳ با استفاده از روش جوهانسن پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که رابطه علیت از سمت صادرات به سمت رشد تولید است و نهایتا اینکه این صادرات است که هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت بر واردات تأثیر می‌گذارد. یولا و همکاران[10] (۲۰۰۹) وجود هم‌انباشتگی و رابطه علّیتی را بین رشد اقتصادی و صادرات و واردات کشور پاکستان را در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۰ با استفاده از آزمون انگل- گرنجر[11] مورد بررسی قراردادند و دریافتند که بین رشد اقتصادی و صادرات و واردات و رابطه علّیتی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به سمت صادرات و واردات وجود دارد. امی و همکاران[12] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای وجود هم‌انباشتگی در صادرات و واردات

[5] Lee & Huang
[6] Karahasan
[7] Sustainability
[8] Johansen
[9] Hossain et al
[10] Ullah et al
[11] Engle - Granger
[12] Emmy et al

محصولات جنگلی کشور مالزی (شامل: خمیر چوب، سوخت چوب، کاغذ، اره بازیافت کاغذ و.....) را با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن مورد مطالعه قراردادند. نتایج حاکی از وجود هم‌انباشتگی بین صادرات محصولات جنگلی و واردات محصولات جنگلی بوده و آزمون علیت گرنجری وجود رابطه علّتی دو طرفه را بین صادرات و واردات محصولات جنگلی در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثبات نمود.

**سؤالات تحقیق**

سؤال‌های این تحقیق را می‌توان به صورت ذیل بیان کرد:

۱- آیا میان صادرات و واردات در بخش کشاورزی ایران تعادل بلندمدت وجود دارد؟

۲- آیا تراز تجاری بخش کشاورزی ایران پایدار[۱۳] است؟

۳- رابطه علّیتی میان صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران چگونه است؟

**روش‌شناسی**

هاستد[۱۴] (۱۹۹۲) یک چهارچوب نظری برای نشان دادن ارتباط بین صادرات و واردات فراهم آورده است. این الگو از قید بودجه جاری[۱۵] به صورت زیر به دست می‌آید:

$$C_t = Y_t + B_t - I_t(1+r)B_{t-1} \qquad (۱)$$

که در آن $C_t$، $Y_t$، $B_t$، $I_t$ و $r$ به ترتیب نشان‌دهنده‌ی مصرف، تولید، استقراض خارجی، سرمایه‌گذاری و نرخ بهره در بازارهای بین‌المللی می‌باشند. با اعمال چند فرض و انجام چند عملیات ریاضی او الگوی زیر را برای آزمون تجربی پایداری[۱۶] ارائه نمود:

$$X_t = \alpha_1 + \beta M_t + e \qquad (۲)$$

آریز[۱۷] (۲۰۰۲) الگوی زیر را به عنوان جایگزین ارائه نمود:

$$M_t = \alpha_2 + b M_t + \varepsilon \qquad (۳)$$

در روابط (۲) و (۳) $X_t$ و $M_t$ به ترتیب صادرات و واردات، $\beta$ و $b$ ضرایب شیب، $\alpha$ عرض از مبدأ، $e$ و $\varepsilon$ اجزای اخلال می‌باشند. اگر هم‌انباشتگی بین صادرات و واردات (شرط لازم) تأیید شود و از نظر آماری $\beta = 1$ یا

[13] Sustainable
[14] Husted
[15] Current Budget Constraint
[16] Sustainability
[17] Arize

$\alpha = 1$ باشد، می‌توان نتیجه گرفت که کشور در بلندمدت از محدودیت بودجه بین‌المللی[18] تخطی نکرده، تراز تجاری پایدار[19] بوده و در بلندمدت کسری تجاری وجود ندارد و نیز کشور می‌تواند استقراض خارجی را جبران نماید. برعکس اگر هم انباشتگی وجود نداشته باشد، بدین معناست که تراز تجاری ناپایدار بوده و محدودیت بودجه بین‌المللی رعایت نشده است.

بر اساس مطالب فوق آشکار می‌گردد که پاسخگویی به سؤال‌های تحقیق مستلزم بررسی وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای صادرات و واردات است؛ زیرا از یک طرف اگر دو سری زمانی نا مانا[20] باشند (که معمولاً این گونه است)، شرط لازم برای برقراری تعادل بلندمدت در تراز تجاری و پایداری هم‌انباشته بودن متغیرهاست و از طرف دیگر انتخاب روش مناسب برای بررسی رابطه علّیتی به وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی بستگی دارد. برخی از معروف‌ترین این آزمون‌های هم‌انباشتگی عبارت‌اند از: انگل – گرنجر، جوهانسن و رهیافت خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده[21]. اما متأسفانه در این آزمون‌ها تدبیر مشخصی برای لحاظ کردن شکست ساختاری[22] اندیشه نشده است. با توجه به وقوع وقایعی مانند جنگ، انقلاب و افزایش ناگهانی درآمد نفتی در دوره مطالعه ممکن است نتایج این رهیافت‌ها گمراه‌کننده باشد. از این رو، در این پژوهش از آزمون گریگوری - هانسن[23](۱۹۹۶ a و b) استفاده می‌شود که این امکان را به ما می‌دهد که وجود هم‌انباشتگی را با در نظر گرفتن شکست ساختاری بررسی کنیم. همچنین برای بررسی وجود ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری از آزمون زیوت و اندروز[24] (۱۹۹۲) استفاده خواهد شد. در ادامه به معرفی هر یک از این آزمون‌ها خواهیم پرداخت.

**آزمون ریشه واحد زیوت – اندروز:** در صورتی که در آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته۲۵ ( $ADF$ ) وجود شکست ساختاری در نظر گرفته نشود، نتایج آن می‌تواند به سمت عدم رد فرضیه مانایی۲۶ داده‌ها تورش داشته باشد. به عبارت دیگر قدرت آزمون مذکور کاهش خواهد یافت. از این رو، زیوت و اندروز روشی برای تعیین یک شکست درون‌زای بالقوه ارائه دادند که در آن بررسی می‌شود که اگر شکست درون‌زایی در داده‌ها اتفاق افتاده باشد بیش‌ترین احتمال وقوع آن در چه زمانی است. اگر $Y_t$ را سری زمانی مورد مطالعه، $\alpha$ را عرض از مبدأ و $e$ را جز اخلال در نظر بگیریم، فرضیه صفر آزمون را به صورت زیر می‌توان بیان کرد:

---

[18] International Budget Constraint
[19] Stable
[20] Non-Stationary
[21] Auto Regressive Distributed Lag Method
[22] Structural Failure
[23] Gregory - Hansen Test
[24] Zivot & Andrews
[25] Augmented Dickey–Fuller Test
[26] Stationary

$$H_0 : Y_t = \alpha + Y_{t-1} + e_t \qquad (۴)$$

که در آن هیچ شکست ساختاری لحاظ نشده و بیانگر وجود ریشه واحد است. فرضیه مقابل بسته به فرضمان درباره این که شکست ساختاری در عرض از مبدأ و روند اتفاق افتاده به یکی از سه صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_1^A : Y_t = \alpha + \theta DU_t(T_b) + \omega t + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{L} \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \qquad (۵)$$

$$H_1^B : Y_t = \alpha + \gamma DT_t(T_b) + \omega t + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{L} \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \qquad (۶)$$

$$H_1^C : Y_t = \alpha + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + \omega t + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{L} \delta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \qquad (۷)$$

در روابط فوق $\theta$، $\omega$، $\rho$، $\delta$ و $\gamma$ ضرایب شیب، $t$ متغیر روند، $T_b$ زمان (سال) وقوع شکست ساختاری و $L$ طول وقفه است. $DU$ و $DT_t$ متغیرهای مجازی هستند که به ترتیب شکست ساختاری را در عرض از مبدأ و زمان نشان می‌دهند. بنابراین روابط (۵)، (۶) و (۷) در واقع رگرسیون $ADF$ هستند که در آن‌ها به ترتیب شکست ساختاری در عرض از مبدأ، شکست ساختاری در روند و شکست ساختاری در عرض مبدأ و روند لحاظ شده است. مقدار $DU$ برای سال‌های بعد از $T_b$ ($t > T_b$) برابر با یک و برای بقیه سال‌ها صفر است. همچنین مقدار $DT$ برای $t > T_b$ برابر با $t - T_b$ و برای بقیه سال‌ها صفر است. رگرسیون‌های سه‌گانه فوق با توجه به مقادیر مختلف $T_b$ با روش $OLS$ تخمین زده می‌شود و هر مقداری از $T_b$ که کمترین مقدار آماره $t$ را برای ضریب $\rho$ به دست دهد به عنوان سال شکست ساختاری در نظر گرفته می‌شود و اگر مقدار این آماره $t$ محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آزمون باشد، فرضیه صفر رد شده و سری زمانی مانا خواهد بود (ملکیان و خاتمی، ۱۳۹۰).

**آزمون هم‌انباشتگی گریگوری – هانسن:** در این آزمون امکان وجود یک تغییر ساختاری درون‌زا در بردار هم‌انباشتگی تعبیه شده است. رگرسیون هم انباشتگی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{1t} = \alpha + \delta y_{2t} + e_t \qquad (۸)$$

که در آن $y_{2t}$ بردار $m$ بعدی از متغیرهای $I(1)$ و $e_t$ جز اخلال $I(0)$است. الگوسازی تغییرات ساختاری به سه شکل زیر انجام می‌شود:

$$y_{1t} = \alpha + \theta D_{tb} + \delta y_{2t} + e_t \qquad (۹)$$

$$y_{1t} = \alpha + \theta D_{tb} + \delta y_{2t} + \omega t + e_t \qquad (۱۰)$$

$$y_{1t} = \alpha + \theta D_{tb} + \delta y_{2t} + \gamma (y_{2t} \times D_{tb}) + e_t \qquad (۱۱)$$

که در آن‌ها $D_{tb}$ متغیر مجازی است که برای سال‌های بعد از سالی که احتمال می‌رود شکست ساختاری وجود داشته باشد عدد ۱ و برای سایر سال‌ها عدد صفر می‌گیرد. روابط (۹)، (۱۰) و (۱۱) به ترتیب به الگوهای تغییر در سطح[۲۷]، تغییر در سطح همراه با روند[۲۸] و تغییر رژیم[۲۹] معروف هستند. در الگوی اول تغییر ساختاری در عرض از مبدأ، در دومی تغییر در عرض از مبدأ و روند و در سومی تغییر در عرض از مبدأ و شیب اتفاق می‌افتد. گریگوری و هانسن (۱۹۹۶ a) برای تعیین نقاط شکست ساختاری و بررسی وجود هم‌انباشتگی و با اصلاح آماره آزمون فیلیپس[۳۰] (۱۹۸۷) و *ADF* آماره‌های جدیدی ارائه کردند. کمترین مقادیر این آماره برای سال‌های مختلف نقطه بالقوه شکست ساختاری را معرفی می‌کند[۳۱] و معنادار بودن آن باعث رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی خواهد شد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۵). گریگوری و هانسن (۱۹۹۶ b) الگوی چهارمی به نام تغییر در رژیم و روند[۳۲] نیز معرفی کردند که در آن فرض می‌شود که شکست ساختاری هم در عرض از مبدأ، هم در شیب و هم در روند رخ دهد.

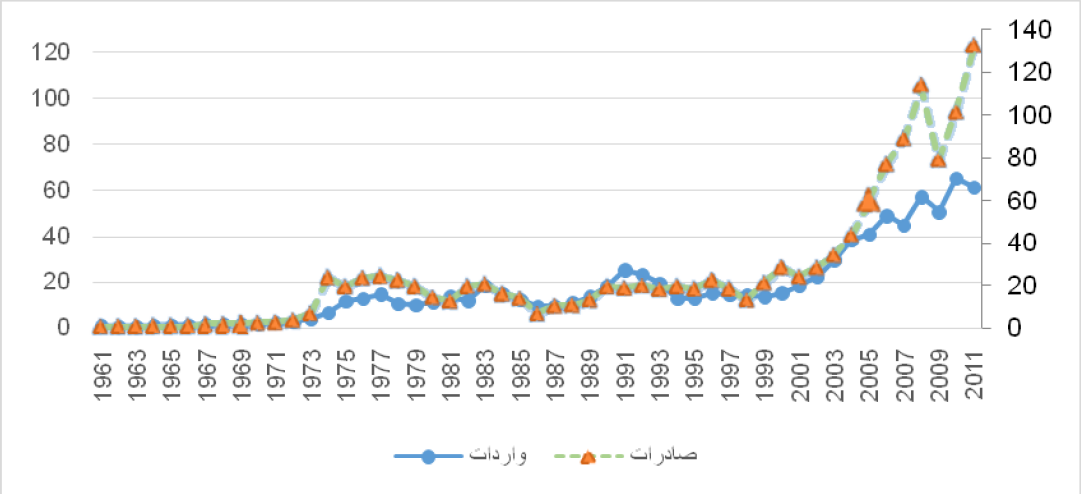
## تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش داده‌های واردات ( $M$ ) و صادرات( $X$ ) محصولات کشاورزی بر حسب دلار و متعلق به سال‌های ۱۹۶۱-۲۰۱۱ (۱۳۴۰-۱۳۹۰) بوده و از تارنمای سازمان خوار و بار ملل متحد[۳۳] (فائو ۲۰۱۴) به دست آمده است. با ترسیم نمودارآن‌ها (نمودار ۱) مشخص می‌گردد که از نظر ارزش مبادلات روند تجارت خارجی بخش کشاورزی را می‌توان به چهار دوره تقسیم نمود. دوره اول به قبل از افزایش شدید قیمت نفت (قبل از سال ۱۹۷۳ میلادی) مربوط می‌شود. در این دوره ارزش بازرگانی خارجی ایران با نرخ ملایمی در حال افزایش است. بعد از افزایش بی‌سابقه درآمدهای نفتی و با بالا رفتن تقاضای مواد غذایی، واردات محصولات کشاورزی به نحو چشم‌گیری افزایش پیدا کرد، به طوری که از ۳۶۸۸ میلیارد دلار در سال ۱۹۷۳ (۱۳۵۲) به ۱۲۷۶۶ میلیون دلار در سال ۱۹۷۶ (۱۳۵۵) رسید. اما

---

[27] Level Shift Model
[28] Level Shift with Trend Model
[29] Regim Shift Model
[30] Philips
[31] جهت آشنایی با نحوه محاسبه این آماره‌ها به مقاله صمدی و همکاران (۱۳۸۵) رجوع فرمایید.
[32] Regim & Trend Shift
[33] Food and Agriculture Organization of the United Nations

با نزدیک شدن کشور به تلاطم انقلاب و مشکلات ناشی از محدودیت ظرفیت بندرها و حمل‌ونقل کالاها از سال ۱۳۵۵ به بعد دیگر ادامه این روند میسر نبود. در دوره ۷۷-۱۹۷۳ صادرات نیز رشد قابل توجهی را تجربه نمود. این اتفاق احتمالاً به دلیل بهبود توان صادراتی در نتیجه‌ی افزایش قابل توجه واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای رخ داده است. در دوره سوم (۱۹۹۸-۱۹۷۶) شاهد افت رشد تجارت خارجی و نوسانات زیاد در واردات و صادرات محصولات کشاورزی هستیم که علت آن به شرایط خاص دوران انقلاب، جنگ و بازسازی بر می گردد. از سال ۱۹۹۸ (۱۳۷۷) به بعد افزایش مستمر و چشمگیر در ارزش تجارت خارجی بخش کشاورزی مشاهده می گردد. به طوری که ارزش تجارت خارجی از ۳۴۴۶۳ میلیون دلار در سال ۱۹۹۹ میلادی به ۱۹۳۷۶۰ میلیون دلار در سال ۲۰۱۱ افزایش یافت.




**نمودار ۱– روند ارزش صادرات و واردات بخش کشاورزی کشور در سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۶۱ (واحد میلیارد دلار)**

ارزش صادرات در محور عمودی سمت راست و ارزش واردات در محور عمودی سمت چپ نمایش داده‌شده‌اند.

نمودار ۱ نشان می‌دهد که اولاً صادرات و واردات در بخش کشاورزی در طی زمان به خوبی همدیگر را دنبال می کنند؛ بنابراین احتمال وجود هم‌انباشتگی میان آن‌ها زیاد است. ثانیاً احتمالاً شکست ساختاری در داده‌ها وجود دارد و بهتر است تجزیه و تحلیل داده‌ها با روش‌هایی انجام گیرد که این واقعیت را مورد توجه قرار دهند. ثالثاً میانگین و واریانس سری ها در طول زمان ثابت نبوده و احتمالاً مانا نیستند؛ بنابراین برای مصون ماندن از مشکل رگرسیون کاذب[۳۴] بایستی درجه مانایی متغیرها مشخص گردد. به این خاطر با استفاده از آزمون ریشه واحد زیورت – اندروز

[34] Spurious Regression

مانایی متغیرهای صادرات بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته که نتایج آن در **Error! Not a valid bookmark self-reference.** به نمایش درآمده است.

**جدول ۱– نتایج آزمون ریشه واحد زیوت – اندروز**

| متغیر | | الگوی اول: شکست ساختاری در عرض از مبدأ | | الگوی دوم: شکست ساختاری در روند | | الگوی سوم: شکست ساختاری در عرض از مبدأ و روند | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | سال شکست ساختاری بالقوه (Tb) | حداقل آماره t | سال شکست ساختاری بالقوه ($T_b$) | حداقل آماره t | سال شکست ساختاری بالقوه ($T_b$) | حداقل آماره t |
| lnM | لگاریتم طبیعی واردات محصولات کشاورزی | ۱۹۷۳ | -۳/۴۷ | ۱۹۷۵ | -۳/۶۱ | ۱۹۷۳ | -۳/۸۶ |
| lnX | لگاریتم طبیعی صادرات محصولات کشاورزی | ۱۹۸۴ | -۲/۹۳ | ۱۹۷۴ | -۲/۴۵ | ۱۹۷۹ | -۲/۸۴ |
| ΔlnM | تفاضل اول لگاریتم واردات | ۱۹۷۸ | -۵/۴۴*** | ۱۹۹۵ | -۴/۷۵*** | ۱۹۷۶ | -۵/۵۹*** |
| ΔlnX | تفاضل اول لگاریتم صادرات | ۱۹۷۷ | -۷/۲۵*** | ۱۹۸۶ | -۶/۵۶*** | ۱۹۷۵ | -۷/۹۳*** |

*** بیان‌گر معناداری در سطح خطای ۱ درصد - برای تعیین وقفه بهینه از معیار اطلاعاتی شوارز[35] استفاده شده است.

همان طور که در نمودار ۱ نشان می‌دهد که اولاً صادرات و واردات در بخش کشاورزی در طی زمان به خوبی همدیگر را دنبال می‌کنند؛ بنابراین احتمال وجود هم‌انباشتگی میان آن‌ها زیاد است. ثانیاً احتمالاً شکست ساختاری در داده‌ها وجود دارد و بهتر است تجزیه و تحلیل داده‌ها با روش‌هایی انجام گیرد که این واقعیت را مورد توجه قرار دهند. ثالثاً میانگین و واریانس سری‌ها در طول زمان ثابت نبوده و احتمالاً مانا نیستند؛ بنابراین برای مصون ماندن از مشکل رگرسیون کاذب بایستی درجه مانایی متغیرها مشخص گردد. به این خاطر با استفاده از آزمون ریشه واحد زیورت – اندروز مانایی متغیرهای صادرات بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته که نتایج آن در **Error! Not a valid bookmark self-reference.** به نمایش درآمده است.

[35] Schwarz Information Criterion

**جدول ۱** مشاهده می‌گردد، آماره آزمون ریشه واحد برای مقادیر سطح هر دو متغیر مورد مطالعه در معنادار نیستند و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد نمی‌گردد اما برای تفاضل اول هر دو متغیر آماره t در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بوده و فرضیه وجود ریشه واحد رد می‌گردد. به بیان دیگر هر دو متغیر مورد مطالعه مانا از درجه یک یعنی I(1) هستند. بنابراین با آسودگی می‌توان از آزمون‌های هم‌انباشتگی گریگوری – هانسن که مبتنی بر I(1) بودن متغیرها هستند استفاده نمود. نتایج مربوط به این آزمون در جدول ۲ گزارش شده است. همان طور که ملاحظه می‌گردد، برای هر چهار الگوی آزمون دو آماره $Z_t^*$ و $Z_\alpha^*$ (که اصلاح‌شده‌ی آماره‌های فیلیپس (۱۹۸۷) هستند) در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار هستند اما آماره $ADF^*$ معنادار نیست. بنابراین در مجموع می‌توان وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای صادرات بخش کشاورزی و واردات محصولات کشاورزی را تأیید کرد. از این رو، می‌توان به سؤال اول تحقیق جواب مثبت داد: تراز تجاری بخش کشاورزی در دوره مطالعه در تعادل بلندمدت قرار داشته است.

**جدول ۲– نتایج آزمون هم‌انباشتگی گریگوری – هانسن**

| نوع آماره | الگوی اول: تغییر در سطح | | الگوی دوم: تغییر در سطح با روند | | الگوی سوم: تغییر در رژیم | | الگوی چهارم: تغییر در رژیم و روند | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | سال شکست ساختاری بالقوه | مقدار آماره | سال شکست ساختاری بالقوه | مقدار آماره | سال شکست ساختاری بالقوه مقدار آماره | مقدار آماره | سال شکست ساختاری بالقوه | مقدار آماره |
| $Z_t^*$ | ۱۹۷۹ | -۴/۹۵** | ۱۹۸۱ | -۵/۷۷*** | ۱۹۸۱ | -۵/۴۱** | ۱۹۸۴ | -۷/۱۳*** |
| $Z_\alpha^*$ | ۱۹۷۹ | -۵/۰۰** | ۱۹۸۱ | -۵/۸۳*** | ۱۹۸۱ | -۵/۴۷** | ۱۹۸۴ | -۷/۲۱*** |
| $ADF^*$ | ۱۹۷۹ | -۳۵/۳۹ | ۱۹۸۱ | -۴۲/۰۰ | ۱۹۸۱ | -۳۸/۷۵ | ۱۹۸۴ | -۵۱/۶۴ |

*** و ** به ترتیب بیان‌گر معناداری در سطح خطای ۱ درصد – برای تعیین وقفه بهینه از معیار اطلاعاتی شوارز[36] استفاده شده است.

از نظر برخی از اقتصاددانان وجود هم‌انباشتگی شرط لازم برای برقراری پایداری تراز تجاری است و بایستی شرط کافی که همان برابر یک بودن ضریب شیب در الگوی هاستد یا آریز است برقرار باشد. برای بررسی این مسئله، دو الگوی مذکور با روش‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته ($OLS$)، حداقل مربعات معمولی پویا[37] ($DOLS$) و حداقل

[36] Schwarz Information Criterion
[37] Dynamic Ordinary Least Square

مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده[38] ( $FMOLS$ ) برآورد[39] و نتایج آن در جدول ۳ ارائه شد. در ستون‌های دوم و چهارم این جدول ضرایب شیب برآوردی به همراه خطای معیارشان گزارش شده است. ملاحظه می‌گردد که همه ضرایب نزدیک به یک و معنادار هستند. همچنین در ستون‌های سه و پنج ملاحظه می‌گردد که فرضیه صفر مبنی بر یک بودن ضریب شیب الگوها در همه موارد نمی‌تواند رد شود؛ زیرا آماره‌های آزمون والد[40] مربوطه معنادار نمی‌باشند. بنابراین شرط کافی نیز برای پایداری تراز تجاری بخش کشاورزی ایران در دوره مورد مطالعه برقرار است.

**جدول ۳– نتایج برآورد الگوهای هاستد و آریز**

| روش برآورد | الگوی هاستد | | الگوی آریز | |
|---|---|---|---|---|
| | ضریب شیب | آماره والد ( $\chi^2$ ) برای آزمون فرضیه $H_0:\beta=1$ | ضریب شیب | آماره والد ( $\chi^2$ ) برای آزمون فرضیه $H_0:b=1$ |
| $OLS$ | ۰/۸۸* | ۰/۰۵ | ۰/۹۸*** | ۰/۰۳ |
| | (۰/۰۵) | (۰/۸۱) | (۰/۳۱) | (۰/۸۵) |
| $DOLS$ | ۱/۰۷*** | ۰/۰۵ | ۱/۰۰*** | ۰/۰۰ |
| | (۰/۰۹) | (۰/۴۵) | (۰/۰۷) | (۰/۹۶) |
| $FMOLS$ | ۱/۰۰*** | ۰/۰۰ | ۱/۰۴*** | ۰/۴۰ |
| | (۰/۰۶) | (۰/۹۹) | (۰/۰۶) | (۰/۵۲) |

*** و ** و * به ترتیب معنادار در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد – برای تعیین وقفه یا lead بهینه از آماره شوارز استفاده شده است – اعداد داخل پرانتز در ستون‌های دوم و چهارم خطای معیار و در ستون‌های سوم و پنجم سطح احتمال هستند.

تأیید وجود هم‌انباشتگی راه را برای برآورد الگوی تصحیح خطا[41] بازمی‌نماید (جدول ۴). در تخمین این الگو با توجه به نتایج جدول ۲ دو متغیر مجازی برای لحاظ شکست ساختاری در الگوی هاستد استفاده شده است: ۱– متغیر $D8211$ برای سال‌های ۱۹۸۲–۲۰۱۱ یک و برای بقیه سال‌ها صفر می‌گیرد و شکست ساختاری در عرض از مبدأ را نشان می‌دهد. ۲– متغیر $D8211\times\ln M$ شکست ساختاری در شیب را در نظر می‌گیرد. برای الگوی آریز نیز ابتدا

[38] Fully Modified Ordinary Least Square

[39] جهت آشنایی بیشتر با روش‌های FMOLS و DOLS به ترتیب مراجعه کنید به Hansen, 1992 و Stock & Watson , 1993.

[40] Wald

[41] Error Correction Model

این متغیرها استفاده شد اما به علت معنادار نبودن حذف شدند. همان طور که در جدول ۴ ملاحظه می‌گردد چه زمانی که تفاضل لگاریتم صادرات متغیر وابسته است و چه زمانی که تفاضل لگاریتم واردات، ضریب تصحیح خطا منفی، کوچک‌تر از یک و معنادار است.

بنابراین می‌توان نتیجه گرفت هم صادرات علیت واردات در بخش کشاورزی است و هم واردات محصولات کشاورزی علیت صادرات بخش کشاورزی. علت این اتفاق شاید این باشد: زمانی که درآمدهای صادراتی افزایش می‌یابد با ارز حاصل از آن واردات افزایش می‌یابد و از طرفی دیگر با افزایش واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای لازم برای بخش کشاورزی به خصوص صنایع غذایی فراهم می‌گردد که از آن‌ها برای افزایش تولید و صادرات استفاده می‌شود. همچنین مشاهده می‌گردد که ضریب متغیر $\Delta \ln M_{t-1}$ در الگوی هاستد معنادار نیست؛ حال آن که ضریب متغیر $\Delta \ln X_{t-1}$ در الگوی آریز معنادار است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه‌مدت رابطه علّیتی یک‌طرفه از صادرات به سمت واردات وجود دارد. ضریب تصحیح خطای الگوی هاستد نشان می‌دهد که تقریباً ۶۰ درصد از انحراف صادرات از تعادل بلندمدت خود در هر دوره تعدیل می‌شود. همچنین ضریب تصحیح خطای مدل آریز نشان می‌دهد که تقریباً ۵ دوره طول می‌کشد تا پس از وارد شدن شوک، واردات به تعادل بلندمدت خود بازگردد.

**جدول ۴ – نتایج برآورد الگوهای تصحیح خطا**

| متغیر | الگوی تصحیح خطا برای الگوی هاستد<br>متغیر وابسته: $\Delta \ln X_t$ | الگوی تصحیح خطا برای الگوی آریز<br>متغیر وابسته: $\Delta \ln M$ |
|---|---|---|
| $ecm_{t-1}$ | -/۶۰*** | -۰/۱۷* |
| | (۰/۲۳) | (۰/۱۰) |
| $\Delta \ln X_{t-1}$ | ۰/۲۷ | ۰/۲۱* |
| | (۰/۲۰) | |
| $\Delta \ln M_{t-1}$ | -۰/۰۱ | ۰/۱۵ |
| | (۰/۲۴) | (۰/۱۴) |
| $D8211$ | -۳/۴۳** | -- |
| | (۱/۷۸) | |
| $D8211 \times \ln M$ | ۰/۱۹* | -- |
| | (۰/۱۰) | |
| عرض از مبدأ | ۰/۲۱*** | ۰/۰۶*** |
| | (۰/۰۸) | (۰/۰۳) |

| | | |
|---|---|---|
| $R^2$ | ۰/۱۸ | ۰/۳۰ |

*** و ** و * به ترتیب معنادار در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد – برای تعیین وقفه بهینه از آماره شوارز استفاده شده است.

اعداد داخل پرانتز خطای معیار هستند – برای الگوی آریز متغیرهای مجازی معنادار نبودند، بنابراین حذف شدند.

## بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه در پی سه هدف بودیم. اول بررسی این که آیا در بلندمدت واردات و صادرات در بخش کشاورزی ایران در تعادل هستند یا نه. به بیان دیگر به دنبال پاسخ به این سؤال بودیم که آیا واردات محصولات کشاورزی و صادرات محصولات کشور در بلندمدت نسبت به یکدیگر همگرا هستند یا واگرا. جهت دستیابی به این هدف بعد از تعیین I(1) بودن متغیرها به وسیله آزمون ریشه واحد زیوت – اندروز با استفاده از آزمون گریگوری – هانسن هم‌انباشتگی میان متغیرها را در بوته آزمون نهادیم. با عنایت به تأیید وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها نتیجه گرفتیم تعادل بلندمدت میان واردات و صادرات وجود دارد. این نتیجه در تضاد با یافته خوارزمی و صمدی (۱۳۸۳) قرار دارد که پایداری تراز تجاری کل کشور را مورد مطالعه قرار داده‌اند. هدف دوم تحقیق آزمون پایداری تراز تجاری بخش کشاورزی ایران بود. برای پایدار بودن علاوه بر تأیید وجود هم‌انباشتگی نیاز بود بر طبق پیشنهاد هاستد (۱۹۹۲) صادرات بر روی واردات برازش شده و آزمون گردد که آیا ضریب شیب از نظر آماری برابر با ۱ هست یا خیر. روش دیگر طبق پیشنهاد آریز (۲۰۰۲) این است که واردات روی صادرات برازش شده و آزمون گردد که آیا ضریب صادرات از نظر آماری برابر با ۱ هست یا نه. ما با استفاده از سه روش برآورد بردار هم‌انباشتگی یعنی OLS، FMOLS و DOLS الگوهای هاستد و آریز را برآورد کرده و فروض مذکور را با استفاده از آزمون والد محک زدیم. نتایج باقدرت حاکی است که ضرایب شیب در هر دو الگو از نظر آماری برابر با ۱ است و فرضیه پایداری تراز تجاری بخش کشاورزی را نمی‌توان رد نمود.

بنابراین می‌توان گفت در دوره مطالعه روی‌هم‌رفته واردات به گونه‌ای نبوده که موجب ناپایداری تراز غذایی و تهدید امنیت غذایی از این رهگذر بوده باشد. هدف سوم این پژوهش بررسی رابطه علّیتی میان صادرات و واردات در بخش کشاورزی بوده است. با به‌کارگیری الگوی تصحیح خطا مشخص شد که اولاً واردات علیت صادرات است. با توجه به مثبت بودن ضریب واردات در الگوی هاستد می‌توان گفت که احتمالاً افزایش واردات تأثیر مثبت بر صادرات دارد. از این می‌توان استنباط کرد تا زمانی که وابستگی به واردات نهاده‌ها، مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای مورد نیاز در بخش کشاورزی وجود دارد، برای تشویق صادرات چاره‌ای جز واردات این کالاها نیست. ثانیاً صادرات علیت واردات است و با توجه به مثبت بودن ضریب صادرات در الگوی آریز می‌توان نتیجه گرفت رونق صادرات و افزایش درآمدهای ارزی موجب افزایش واردات می‌شود. این رابطه ظاهراً در کوتاه‌مدت نیز برقرار است.

در این راستا، پیشنهاد می گردد درآمدهای ارزی حاصل از صادرات هر چه بیش‌تر به سمت واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای هدایت شوند.

## منابع


۱- بختیاری، صادق. حقی، زهرا. (۱۳۸۲)، «بررسی امنیت غذایی و توسعه انسانی در کشورهای اسلامی»، اقتصاد کشاورزی و توسعه ۱۱ (۴۳ و ۴۴)، ۲۱-۵۱.

۲- خوارزمی، ابوالقاسم. صمدی، علی حسین. (۱۳۸۳)، بررسی رابطه بلندمدت بین صادرات و واردات و آزمون پایداری کسری حساب جاری در کشورهای عضو اوپک (۱۹۹۸-۱۹۶۰)»، مجله برنامه و بودجه ۹(۴)، ۳۷-۵۰.

۳- صمدی، علی‌حسین. حقیقت، علی. امین زاده، کاظم. (۱۳۸۵)، «تورم بهره وری و شکست ساختاری؛ شواهد تجربی از اقتصاد ایران ۱۳۳۸-۱۳۸۰»، پژوهش‌های اقتصادی ۸(۲۷)، ۶۵-۸۷.

۴- طیبی، کمیل. عماد زاده، مصطفی. و شیخ بهایی، آزیتا. (۱۳۸۷)، «تاثیرات صادرات صنعتی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای عضو OIC»، فصلنامه اقتصاد مقداری ۵(۲)، ۸۵ - ۱۰۶.

۵- گرجی، ابراهیم. علی پوریان، معصومه. (۱۳۸۵)، «بررسی اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی ایران ( و سایر کشورهای اوپک)». پژوهش‌نامه بازرگانی (۴۰)، ۱۸۷ - ۲۰۴.

۶- ملکیان، سید نظام‌الدین. خاتمی، سمانه. (۱۳۹۰)، «بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای منطقه منا (۲۰۰۸-۱۹۸۰)»، پژوهش‌های اقتصادی ۱۱(۳)، ۱۳۵-۱۵۷.

7- Arize, C. Augustine (2002), “Imports and exports in 50 countries: test of cointegration and structural breaks”, International Review of Economics and Finance (11), 101-115.

8- Emmy, F.A. Baharom, A.H. Radam, A. and Illisriyani, I. (2009), “Export and Import Cointegration in Forestry Domain: The Case of Malaysia”, Munich Personal Repec Archive 4.

9- FAO. 2012. Website FAO, Available at: http://faostat.fao.org.

10- Gregory, Allan W. and Bruce E. Hansen (1996 a). “Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”, Journal of Econometrics 70(1), 99-126.
11- Gregory, Allan W. and Bruce E. Hansen (1996 b). “Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 58 (3), 555-60.
12- Hansen, B. E. (1992). “Efficient estimation and testing of cointegrating vectors in the presence of deterministic trends”, Journal of Econometrics 53(1), 87-121.
13- Hossain, Mohammad Amzad. Haseen, Laila. and Jabin, Nazneen (2009), “Dynamics and Causality among Exports and Income in Bangladesh”, The Bangladesh Development Studies (2).
14- Husted, Steven (1992), “The emerging U. S. Current Account deficit in 1980: cointegration analysis”, The Review of Economics and Statistics (74), 159-166.
15- Karahasan, Burahan Kan (2009), “Causal Links between Trade and Economic Growth Evidence from Turkey and European Union Countries”, Munich Personal RePEc Archive 29809.
16- Lee, Chien-Hui. and Huang, Bwo-Nung (2002), “The Relationship between Exports and Economic Growth in East Asian Countries: a Multivariate Threshold Autoregressive Approach”, Journal of Economic Development, 27(2).
17- Levin, A. and Raut, Lakshmi.K (1997), “Complementarities between Exports and Human Capital in Economic Growth: Evidence from the Semi-industrialized Countries”, Economic Development and Cultural Change, (44), 155-174.
18- Memon, Manzoor Hussain. Baig, Waqar Saleem. and Ali, Muhammad (2008), “Causal Relationship Between Exports and Agricultural GDP in Pakistan”, Munich Personal RePEc Archive, 11845.
19- Phillips, P. C. (1987), “Time series regression with a unit root”, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 277-301
20- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1993). “A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems”, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 783-820.
21- Uddin, Jashim (2009), “Time Series Behavior of Imports and Exports of Bangladesh: Evidence from Cointegration Analysis and Error Correction Model”, International Journal of Economics and Finance, 1(2).
22- Ullah, Sami. Zaman, edi-uz. Farooq, Muhammad. and Javid, Asif (2009), “Cointegration and Causality between Exports and Economic Growth in Pakistan”, European Journal of Social Sciences, 10(2).
23- Andrews, D. Zivot, E. 1992. “Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis”. Journal of Business and Economic Statistics 10, 251-70.