تخمین کشش قیمتی و درآمدی تقاضای واردات سویا بر اساس تحلیل جزئی

مریم زندیه، جعفر عزیزی و رضا رستمیان[1]

چکیده

در این پژوهش، کشش قیمتی و درآمدی تقاضای واردات سویا در فاصله سال های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۸ با استفاده از مدل ARDL مورد بررسی قرار گرفته است. ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد (آزمون دیکی فولر تعمیم یافته) پایایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت و سپس آزمون های مربوط به قابلیت اطمینان و روایی الگو انجام یافت. نتایج بررسی حاضر حاکی از آن است که، کشش قیمتی تقاضای واردات سویا کشش پذیر بوده و نشان دهنده این است که وارد کنندگان واکنش خوبی نسبت به قیمت وارداتی خود نشان می دهند. همچنین کشش درآمدی آن حاکی از نرمال بودن و نشان دهنده کشش پذیر بودن درآمد داخلی ایران بر روی این محصول می باشد. به دیگر سخن رشد بیشتر منجر به واردات بیشتر این محصول می شود. همچنین وجود رابطه همجمعی میان متغیرها تایید شد و الگوی ECM[2] برای تابع تقاضای سویا محاسبه گردید. بر اساس الگوی تصحیح خطا و با توجه به ضریب تصحیح خطا، سرعت تعدیل متوسط می باشد.

طبقه بندی JEL : C13,F13

واژه های کلیدی: تقاضای واردات ، کشش قیمتی ، کشش درآمدی ، ARDL

مقدمه

بخش کشاورزی به لحاظ دارا بودن قابلیت ها و ظرفیت های قابل توجه از اهمیت خاصی برخوردار بوده و به لحاظ نقشی که در تامین مواد غذایی مردم و تهیه مواد اولیه برخی از صنایع دارد، شایان توجه است. سویا یکی از منابع مهم تأمین روغن در دنیا است. بیشترین رشد تولید دانه های روغنی به موفقیت در زراعت سویا مربوط است. لوبیای سویا دارای دو نوع روغنی و پروتئینی است. طی سالیان گذشته در ایران فقط از نوع روغنی آن در مصارف صنعتی استفاده می‌شد. اما نوع پروتئینی آن در بحث تغذیه امروز جهان و به دلیل ارزش‌های غذایی و خواص مفید سلامتی، جایگاه بسیار والایی پیدا کرده است. این گیاه یکی ازنباتات قدیمی و بومی آسیای شرقی است که بدواً درسال ۲۸۳۸ قبل ازمیلاد در چین شناخته شده و کشت آن متداول گشته و یکی از پنج دانه مقدس محسوب شده است که عبارتند از: برنج، گندم، جو، ارزن و سویا. از سال ۱۸۹۰در ایستگاههای آزمایشی امریکا مطالعه و ۸ سال بعد تکثیر شد. و اکنون کشور های آمریکا، برزیل، آرژانتین و چین عمده ترین تولیدکنندگان سویا در جهان هستند. به طوریکه بیش از ۹۰ درصد تولید جهانی سویا را در اختیار دارند. از سال ۱۹۹۹ به این سو چین به عنوان عمده ترین

---

[1] . به ترتیب مریم زندیه کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد قائمشهر ، جعفر عزیزی دانشیار اقتصاد کشاورزی و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد رشت و رضا رستمیان مربی پایه یک اقتصاد کشاورزی و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد قائمشهر

Email: zandieh_2000@yahoo.com

[2]. Error Correction Model

کشور واردکننده سویا مطرح شد و پس از چین کشورهای هلند، ژاپن، مکزیک ، آلمان و اسپانیا در رتبه های بعدی قرار دارند. در ایران نخستین بار در سال ۱۳۱۷مقداری بذرسویای علوفه ای برای ناحیه کرج وارد گردید ولی کشت آن توفیقی نیافت. درسال ۱۳۴۱گروه صنعتی بهشهر مقداری بذرسویا از ژاپن وارد کرد و پس از آن بستن قرارداد بازارعین دربالا بردن سطح زیرکشت این گیاه قرارگرفت. اخیرا سویا در ایران جزو محصولات عمده قرار گرفته است و موارد استعمال متفاوتی دارد:

۱. جایگزین‌های محصولات لبنی (شیر، ماست، پنیر، سنتی، مایونز).
۲. جایگزین‌های گوشتی، از جمله گوشت گوساله، ماکیان، غذاهای دریائی در طبخ انواع غذاها از قبیل سوپ‌ها، خورش‌ها، خوراک‌ها، کباب‌ها، سالادها و ساندویچ‌ها.
۳. تهیه انواع محصولات نانوایی، پاستاها، شیرینی‌ها، تورتیلاها، دسرها و بالاخره در تهیه انواع نوشیدنی‌های مخلوط با میوه‌ها.

با روند فزاینده سرانه مصرف و رشد جمعیت ، وابستگی به واردات دانه های روغنی روز به روز بیشتر میشود. با توجه به موارد استعمال گوناگون این گیاه و افزایش روز افزون تقاضا، دولت به ناچار سالانه مقدار چشمگیری سویا را از بازار جهانی خریداری می کند. البته در چند سال اخیر تولید این محصول در کل استانهای کشور نیز به مراتب افزایش داشته است و این خود می تواند تا حدی پاسخگوی نیازهای بشر باشد. دولت نیز با توجه به اهمیت این محصول در ایران و سیاست خودکفایی، در جهت حمایت از تولید داخلی و کاهش واردات این محصول در سالهای اخیر محدودیت هایی را در برابر واردات این محصول اعمال کرده است.

شایان ذکر می‌باشد که در مقوله تخمین تابع تقاضای واردات به خصوص تابع تقاضای واردات کل کشور در داخل و خارج ایران مطالعات متعددی انجام گرفته است،

ساجال قوش (۲۰۰۸) با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) آزمون کران رویکرد همجمعی به یک رابطه تعادل بلند مدت بین میزان واردات نفت خام، درآمد و قیمت نفت خام در هند برای محدوده زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰پرداخته است. نتایج تجربی نشان می دهد که کاهش تقاضای واردات نفت خام روی رشد اقتصادی آینده در هند در دراز مدت تاثیر نخواهد گذاشت.

سیما نارایان و پارش کومار نارایان (۲۰۰۰) بر اساس روش آزمون کران برای همجمعی- اتورگرسیون با وقفه توزیع شده و روش آزمون تصحیح خطا به برآورد کششهای تقاضای واردات کشور موریس برای دوره ۱۹۹۵ – ۱۹۶۳ و آفریقای جنوبی برای دوره ۱۹۹۶ – ۱۹۶۰ پرداختند. نتایج نشان می دهد درآمد داخلی و قیمت نسبی اثرات قابل توجهی در تقاضای واردات دو کشور در بلند مدت ، با داشتن سابقه بسیار موثر دارند و فضای همجمعی برای هر دو کشور پایدار به نظر می رسد.

واثقی و ترکمانی (۸۵) به بررسی عوامل موثر بر واردات ذرت در ایران در فاصله زمانی۱۳۸۳-۱۳۶۱ با استفاده از روش الگوی خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که قیمتهای داخلی و جهانی و نیز در آمد داخلی از جمله عوامل موثر بر تقاضای واردات هستند.

عزیززاده (۸۵) به برآورد کشش های قیمتی و درآمدی تقاضای واردات کالاهای سرمایه ای ایران به وسیله تکنیک ARDL پرداخته است. نتایج حاصل از تخمین نشان میدهد که واردات کالاهای سرمایه ای با قیمتهای نسبی رابطه معکوس و با متغیرهای تولید ناخالص داخلی بدون نفت و بودجه عمرانی دولت رابطه مستقیم دارد.

قطمیری(۷۶) با استفاده از آمار سری زمانی که به طریق تفاضل لگاریتم پایا شده به بررسی کشش های درآمدی و قیمتی کل واردات واقعی در ایران پرداخته است. نتایج حاکی از افزایش درجه باز بودن اقتصاد در دوره مورد مطالعه می باشد. همچنین این مطالعه با توجه به کشش پذیری واردات نسبت به قیمت های نسبی و درآمد، امکان به کارگیری سیاست های جایگزین نمودن تولیدات داخلی به جای واردات و کنترل تقاضا به منظور محدود نمودن واردات در شرایط محدودیت های ارزی مورد تاکید قرار می دهد.

همانطور که مشاهده می شود بیشتر مطالعات در زمینه مدلهای تقاضای واردات، مدل تقاضا را بطور کلی برای یک کشور مورد بررسی قرار داد ه اند در حالیکه کمتر کسی این مدلها را بطور جداگانه برای یک محصول خاص بکاربرده ، بنابراین برآورد تابع تقاضای واردات سویا در ایران و بررسی کشش های قیمتی و درآمدی آن از اهمیت خاصی برخوردار است.

در این تحقیق با توجه به مبانی نظری موضوع، کشش قیمتی و درآمدی تقاضای واردات سویا با توجه به متغیرهای توضیحی مناسب برای محصول مورد مطالعه به روش نوین و کارای خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) برآورد گردید و نقش و میزان تاثیر هر یک از عوامل بر توابع واردات سویا مورد ارزیابی و مقایسه قرار گرفت. همچنین از آمارهای بانک مرکزی و گمرک جمهوری اسلامی و سازمان خوارو بار جهانی در برآورد تابع تقاضای واردات سویا استفاده گردید.

۱. روش تحقیق: معرفی الگو و جمع آوری اطلاعات

در تحقیق حاضر پس از مطالعات گسترده و کتابخانه ای ملاحظه گردید که در اکثر مقالات پژوهشی منتشر شده در نشریات علمی- پژوهشی ایران و جهان از فرم لگاریتمی برای تخمین تابع تقاضای واردات استفاده شده است.

در این مطالعه ، با استفاده از داده های شاخص قیمت کالاهای داخلی P_dو شاخص قیمت کالاهای وارداتی P_m به منظور بدست آوردن قیمت نسبی (شاخص قیمت واردات به شاخص قیمت داخلی (RP))، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (Y)، نرخ ارز (ER) و واردات واقعی (M) به تحلیل رابطه بلند مدت بین متغیرها پرداخته شد. داده های لازم به صورت سری زمانی و برای دوره ۱۳۵۸-۸۸ بدست آمد.

مدل تقاضای واردات که در این مطالعه بررسی شده است یک نتیجه استاندارد با چارچوب تئوری جانشینی ناقص است. این تئوری نشان می دهد زمانی که کالاهای داخلی و خارجی تحت هزینه های ثابت یا کاهشی تولید شده اند و هر کشور هم صادر کننده و هم وارد کننده است، نه کالای داخلی و نه خارجی کل بازار را تحت پوشش قرار نمی دهند. در ادامه بصورت مختصر مدل تقاضای واردات براساس تئوری جانشینی ناقص ارائه داده می شود. براساس تئوری تقاضا، زمانیکه مصرف، مقدار مطلوبیت را با توجه به محدودیت بودجه به حداکثر می رساند، تقاضای واردات به صورت زیر تعریف می شود:

$$MD_t = f(Y_t, P_t^d, P_t^m, ER_t)$$

(۱)

تقاضا برای واردات حقیقی تابعی از درآمد (Y_t)، قیمت کالاهای داخلی (P_t^d) و قیمت کالاهای وارداتی (P_t^m) و نرخ ارز (ER_t) است. (نارایان و نارایان-۲۰۰۴)

به طور کلی تابع تقاضای واردات براساس مقادیر واقعی تعریف می شود، بدین منظور می توان معادله بالا را به این صورت بازنویسی نمود:

$$M = M\left(\frac{Y}{P_d}, \frac{P_m}{P_d}, \frac{ER}{P_d}\right)$$

(۲)

بطوریکه: #

$$y_t = \frac{Y}{P_d}, \quad RP_t = \frac{P_m}{P_d}, \quad ER_t = \frac{ER}{P_d}, \quad \frac{\delta M}{\delta y} > 0, \quad \frac{\delta M}{\delta RP} < 0, \frac{\delta M}{\delta ER} < 0$$

جهت برآورد کششهای قیمتی و درآمدی از فرم لگاریتمی مدل به صورت زیر استفاده می شود:

$$\ln M_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln (P_M/P_D) + \ln ER_t + \varepsilon_t$$

(۳)

در دوره زمانی t ، LnM لگاریتم مقدار واقعی واردات ، LnY لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت در ایران و LnRP لگاریتم قیمت نسبی و LnER لگاریتم نرخ ارز است.$\varepsilon - (t)$ ، جزء اخلال است که به خواص آماری کلاسیکی محدود می شود (نارایان و نارایان ۲۰۰۴).

علامت ضریب درآمد می تواند مثبت و یا منفی باشد. اگر واردات مانند کالایی دیگر در یک تابع مصرف وارد شود، مثبت است. اگر کالاهای وارد شده جانشینی داخلی نسبتا نزدیکی داشته باشند، ممکن است رابطه بین درآمد داخلی و تقاضای محصول منفی باشد. بنابراین، علامت ضریب درآمد نامعین است. (نارایان و نارایان،۲۰۰۴) .

بر طبق تئوری تقاضا، افزایش در قیمت واردات، تقاضا را برای واردات کم می کند و کالاهای وارداتی گرانتر می شود. فرضیات پایه دیگر این است که واردات همیشه براساس برنامه تقاضای آنها می باشد شبیه به اینکه تقاضا همیشه برابر با سطح واقعی واردات است. براساس هر تغییر در عوامل تعیین کننده، واردات برای سطح تعادلی بلندمدت به سرعت تعدیل نمی شود. این ممکن است براساس عوامل مختلفی مثل هزینه های تعدیلی، رکود و وقفه در تغییرات مشاهده شده باشد. برای بدست آوردن سرعت تعدیل، مدل تصحیح خطای زیر برآورد می شود.(نارایان و نارایان،۲۰۰۴)

$$\Delta \mathrm{LnM}_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_1 \Delta \mathrm{Ln}\, \mathrm{M}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_2 \Delta \mathrm{Ln}\, Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_3 \Delta \mathrm{Ln}\, \mathrm{RP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_4 \Delta Ln\, ER_{t-i} + \beta_5 \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

(۴)

همه متغیرها قبلا تعریف شده اند به جز $\varepsilon_(t-1)$ که یک جزء خطای تصحیح باوقفه است. ضریب $\varepsilon_(t-1)$ ، سرعت تعدیل برای بدست آوردن تعادل در اثر ایجاد شوک در سیستم را نشان می دهد. در اینجا Δ تغییرات را نمایش می دهد.

در این مطالعه به منظور استفاده از داده های سری زمانی و ارائه استنباطهای پیرامون آنها، نخست ویژگی های آماری آنها از لحاظ ایستا بودن برای دوره مورد نظر با استفاده از نرم افزار Eviews 6.0 مورد بررسی قرار گرفته و سپس مدل انتخابی با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده برای دوره مورد نظر با استفاده از نرم افزار Microfit 4.0 تخمین زده شد.

وجود هجمعی بین مجموعه ای از متغیر های اقتصاد نه تنها به این مفهوم است که یک رابطه تعادلی بلند مدت بین این متغیرها وجود دارد، بلکه می توان با استفاده از روش OLS برآورد کاملا سازگاری از ضرایب الگو بدست آورد، اما وقتی حجم نمونه کوچک است، استفاده از روش OLS دربرآورد رابطه بلند مدت به دلیل در نظر نگرفتن واکنش های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد.

بنرجی و ایندر با استفاده از روش شبیه سازی مونت کارلو نشان دادند که نمونه های کوچک، تورش برآورد ممکن است بسیار قابل توجه باشد. استاک نیز نشان داده است که مقدار تورش متناسب با $\frac{1}{n}$ بوده و در نمونه های کوچک بسیار حائز اهمیت است. بنابراین منطقی به نظر میرسد برآورد چنان الگوی کاملی را مورد توجه قرار دهیم که پویایی کوتاه مدت را در خود داشته باشد و در نتیجه موجب شود تا ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند.

برای رسیدن به اهداف فوق از الگوهای پویا استفاده می شود. در الگوهای پویا جهت از بین رفتن تورش ناشی از حجم کم نمونه، وقفه هایی از متغیر وابسته در مدل در نظر گرفته می شود که هرچه تعداد وقفه ها بیشتر باشد ضرایب تورش کمتری خواهند داشت. یکی از الگوهایی که در این زمینه بکار می رود الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) می باشد که محقق را در رسیدن به اهداف فوق کمک می کند. لذا جهت شناختن این الگو به تفسیر آن می پردازیم.

$$A(L)y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(l) x_{it} + \sigma^t w_t + u_t$$

(۵)

$$A(1) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 \ldots - \alpha_p L^p$$

(۶)

$$\beta(L) = \beta_{10} + \beta_{11} L + \beta_{12} L^2 + \cdots + \beta_{1q} L^q$$

(۷)

که در آن L عملکرد وقفه ، W_i برداری از متغیرهای غیر تصادفی (قطعی) نظیر عرض از مبدا، متغیر روند، متغیرهای مجازی با وقفه های ثابت است. Y متغیر وابسته و x_t متغیرهای مستقل هستند. الگوی فوق هنگامی پایدار است که تمام ریشه های چند جمله ای A(L) خارج از دایره واحد قرار گیرند. با پذیرش پایداری الگو، تعادل بلند مدت با میانگین مسیر y در طول زمان به صورت زیر خواهد بود. (سپانلو،۱۳۸۸)

$$E(y_t) = \sum_{l=1}^{k} D_l(1) X_{lt}$$

(۸)

$$D_l(1) = \frac{\beta_l(L)}{A(L)}$$

(۹)

نرم افزار Microfit مدل فوق را براساس OLS و به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می کند.

حداکثر تعداد وقفه ها (m) توسط محقق تعیین شده و k بیانگر متغیرهای توضیحی در مدل می باشد که براساس یکی از ضوابط آکائیک یا شوارتز-بیزین در رگرسیون های فوق انتخاب می شود. همانگونه که قبلا اشاره شد چنانچه مجموعه ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد یافت. بنابراین برای آزمون همجمعی لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد.

$$\begin{cases} H_0 : \sum_{l=1}^{p} \alpha_l - 1 \geq 0 \\ H_1 : \sum_{l=1}^{p} \alpha_l - 1 < 0 \end{cases}$$

(۱۰)

آماره مورد نظر برای آزمون فرضیه فوق (به عنوان آماره t) به صورت زیر است.

$$t = \frac{\sum_{l=1}^{p} \alpha_l \quad 1}{\sum_{l=1}^{p} S_l \alpha_l}$$

(۱۱)

که مقدار آماره فوق با کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر مقایسه شده و اگر مقدار آماره فوق از کمیت بحرانی بیشتر باشد فرضیه H_0 رد شده و در نتیجه این قضیه به اثبات می رسد که الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد یافت. در این آماره $S_l \alpha_l$ انحراف معیار ضرایب با وقفه متغیر وابسته است.

در تعریف سنتی روش ARDL، تمام متغیرها باید پایا از درجه یک باشند تا برآورد بدون تورشی از ضرایب ارائه گردد. اما پسران و شین ثابت کرده اند که کاربرد مدل ARDL جهت تخمین پارامترهای مدل، زمانی که متغیرها هم درجه نیز نباشند قابل کاربرد

است. پسران و شین در مورد تصریح وقفه های الگو به کارگیری معیار اطلاعاتی شوارتز-بیزین را پیشنهاد نموده اند. روش فوق به همراه به کارگیری آزمون های تشخیص دهنده اقتصاد سنجی، قابلیت اعتماد به روابط به دست آمده را بیشتر می کند.(نوفرستی، ۱۳۷۸)

در سال های اخیر تکنیک ARDL به عنوان یک تکنیک همگرایی جانشین مطرح شده است. بیان روش ARDL نسبت به روش های متعارف هم انباشتگی از جمله یوهانسون از مزیتهای بیشتری برخوردار می باشد.

از آن جمله می توان اشاره کرد که ARDL در نمونه های کوچک برای یافتن روابط هم انباشتگی دارای جوابهای معنی دارتری می باشد، در حالیکه یوهانسون برای اعتبار نتایج به حجم بزرگی از داده ها نیاز دارد. همچنین در حالیکه سایر تکنیکهای هم انباشتگی نیازمند آن می باشد که همه رگرسورها دارای درجه یکسان انباشتگی باشند، ARDL می تواند حتی با وجود رگرسورهای از درجه یک I(1) و صفر I(0) نیز بکار رود. در واقع ARDL توان استفاده از نتایج ترکیبی را نیز دارد. (اینکه رگرسورها ریشه واحد باشند و یا مانا). همین امر موجب می شود که در ARDL نیازی به دانستن درجه انباشتگی متغیرها و مرتب کردن آنها در درجات I(1) یا I(0) نداشته باشیم.

از آنچه تاکنون بحث شد روشن است که وقتی دو متغیر همجمع هستند یک رابطه تعادل بلند مدت بین آنها وجود دارد. البته در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادل هایی وجود داشته باشد. در این صورت می توان جمله خطای رابطه زیر را به عنوان خطای تعادل تلقی کرد.

$$y_t = \beta X_t + u_t \quad (۱۲)$$

$$u_t = y_t - \beta X_t \quad (۱۳)$$

اکنون می توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه مدت y_t با مقدار تعادلی بلند مدت آن مورد استفاده قرار دارد برای این منظور می توان الگویی به صورت زیر تنظیم کرد.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \Delta u_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t NIID(0, \sigma^2) \quad (۱۴)$$

الگوی فوق به الگوی تصحیح خطا (ECM) معروف است که در آن تغییرات در y_t به خطای تعادل دوره قبل ارتباط داده شده است. الگوی ECM جهت برآورد ضرایب کوتاه مدت استفاده می شود. روش کار بدین صورت است که پارامترهای الگوی بلند مدت از طریق ARDL برآورد می شود. سپس جمله تصحیح خطا (ECT) که همان خطای رگرسیون الگوی ایستای بلند مدت است با یک وقفه به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در الگوی ECM مورد استفاده قرار می گیرد. ضریب ECT سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می دهد و انتظار می رود از نظر علامتی منفی باشد. (نوفرستی، ۱۳۷۸)

یافته های تحقیق

به منظور سنجش پایایی متغیرهای موجود در الگوی پژوهش حاضر؛ و اطمینان از اینکه متغیرها پایا از درجه دو نباشند، و همگی از درجه پایایی صفر و یک باشند، آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده گردید.

"جدول(۱)" نتایج آزمون پایایی دیکی – فولر تعمیم یافته

متغیرها	آماره ADF	مقادیر بحرانی جدول		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
$d(LnM_t)$	-۹/۴۸	-۳/۶۷	-۲/۹۶	-۲/۶۲
LRP_t	-۴/۸۴	-۳/۶۷	-۲/۹۶	-۲/۶۲
$d(LnY_t)$	-۴/۵۲	-۳/۶۹	-۲/۹۷	-۲/۶۲
$d(LnER_t)$	-۵/۳۰	-۳/۶۷	-۲/۹۶	-۲/۶۲

"ماخذ: یافته های تحقیق"

همانطور که در جدول (۱) مشاهده می شود، به غیر از متغیر LRP_t که از درجه صفر I(0) پایا می باشد، بقیه متغیرها در مرتبه صفر پایا نبوده ، لذا با یکبار تفاضل گیری بقیه متغیرهای مورد بحث پایا شدند.

همانطور که می‌دانیم در سایر تکنیکهای هم انباشتگی نیازمند آن هستیم که همه رگرسورها دارای درجه یکسان انباشتگی باشند، اما ARDL می‌تواند حتی با وجود رگرسورهای از درجه یک I(1) و صفر I(0) نیز بکار رود. در واقع ARDL توان استفاده از نتایج ترکیبی را نیز دارد. (اینکه رگرسورها ریشه واحد باشند و یا مانا).

پس از بررسی پایایی متغیرها به تخمین تابع تقاضای سویا پرداخته شد که ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها در جدول (۲) ارائه شده است:

"جدول (۲)" خلاصه نتایج تخمین تابع تقاضای واردات سویا

عنوان تابع	متغیر	ضرایب کوتاه مدت	آماره t	ضرایب بلند مدت	آماره t
تابع تقاضای واردات سویا	LnM_{t-1}	۰/۲۹	۳/۲۷***		
	LRP_t	۱/۳۵	۸/۸۴***	۱/۹۲	۶/۱۰***
	LnY_t	۱۰/۹۷	۳/۳۰***	۱۵/۶۳	۴/۳۴***
	$LnER_t$	-۰/۵۱	-۰/۶۰	-۰/۷۳	-۰/۶۱

" ماخذ: یافته های تحقیق" *** معنی داری در سطح ۱ درصد

R^2 =۰.۹۲

DW= ۲/۰۴

شایان ذکر می‌باشد که قبل از برآورد ضرایب بلندمدت تابع تقاضای واردات لازم است آزمون وجود رابطه تعادلی بلندمدت (همجمعی) بررسی گردد.

در روش ARDL وجود رابطه بلند مدت (همجمعی) وقتی قابل تایید است که قدر مطلق کمیت آماره t از قدر مطلق مقدار بحرانی بیشتر باشد.

برای تابع تقاضای واردات سویا آماره t بصورت معادله (۴-۳) می‌باشد.

$$t = \frac{0.2900 - 1}{0.0909} = -7.72$$

(۱۴)

مقدار آماره برای تابع تقاضای واردات سویا: -۷/۷۲

از آنجا که لیست بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۹ درصد برابر با ۴/۵۹- و در سطح ۹۵ درصد برابر با ۳/۸۲- و در سطح ۹۰ درصد برابر با ۳/۴۵- می‌باشد، نتیجه می‌گیریم که فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگوی تقاضای واردات سویا رد شده و فرض مقابل پذیرفته می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که بین متغیرهای ارائه شده برای توضیح رفتار تقاضای واردات در مدل سویا، یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد.

با توجه به جدول (۲) با توجه به معیار شوارتز بیزین مدل پویا به صورت (۱،۰،۰،۰) انتخاب می شود. همانطور که ملاحظه می گردد برای این تابع چه در بلند مدت و چه در کوتاه مدت ضریب متغیر درآمد داخلی و قیمت نسبی تاثیر مثبت و معنا دار و نرخ ارز بی معنی و تاثیر گذار نمی باشد.

نتایج نشان می دهد ضریب متغیر قیمت نسبی برای تابع تقاضای واردات سویا برابر ۱/۹۲ است که در سطح ۱ درصد معنی دار است. این نتیجه نمایانگر آن است که یک درصد افزایش در قیمت نسبی ۱/۹۲ درصد افزایش در تقاضای واردات سویا را سبب می شود.

در این برآورد ضریب نسبت قیمت وارداتی سویا به قیمت داخلی آن(RP) مثبت و برخلاف معمول (رابطه معکوس قیمت و تقاضا) است. یعنی میزان واردات این محصول به قیمت آن بستگی ندارد، بلکه به مقدار و نیاز و مصرف جامعه بستگی دارد.

همچنین ضریب متغیر درآمد داخلی برای تابع تقاضای سویا برابر ۱۵/۳۶ و در سطح ۱ درصد معنی دار است. این نتیجه نمایانگر آن است که یک درصد افزایش در سطح درآمد داخلی، ۱۵/۳۶ درصد افزایش در تقاضای واردات سویا را سبب می شود.

با توجه به نتایج ، کشش قیمتی تقاضای واردات سویا در ایران ۱/۹۲ بدست آمده است که از با کشش بودن این محصول حکایت دارد.کشش پذیر بودن قیمت ممکن است باعث کاهش سهم بازاری محصول گردد. کشش پذیر بودن تقاضای واردات سویا حاکی از آن است که وارد کنندگان واکنش خوبی نسبت به قیمت وارداتی خود نشان می دهند.

همچنین کشش درآمدی سویا ۱۵/۳۶ است که حاکی از نرمال بودن این محصول است و نشان دهنده اثر با کشش درآمد داخلی ایران بر روی این محصول می باشد. به دیگر سخن رشد بیشتر منجر به واردات بیشتر این محصول می شود.

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای ECM آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. در جدول (۳) نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطا آورده شده است.

"جدول(۳)" نتایج برگرفته از مدل تصحیح خطا(ECM)

نام متغیر	ضریب	مقدار آماره t
nY_tL	۱۰/۹۷	۳/۳۰***
LRP_t	۱/۳۵	۸/۸۴***
nER_tL	-۰/۵۱	-۰/۶۰
ECM_{t-1}	-۰/۷۰	-۷/۷۲***

ماخذ: یافته های تحقیق *** معنی داری در سطح ۱ درصد

همانطور که در جداول ۳و ۴ مشاهده می شود، مقدار ضرایب درآمد و قیمت نسبی در حالت کوتاه مدت کمتر از بلند مدت هستند و درآمد و قیمت نسبی اثر معنی داری بر تقاضای واردات دارند. ولی نرخ ارز تاثیری بر تقاضای واردات سویا ندارد. ضریب ECM_{t-1} سرعت تعدیل حجم واردات سویا برای متغیرهای توضیحی قبل از اینکه به سمت سطح تعادلشان همگرا شوند را نشان

می دهد و در واقع مشخص می کند که تعدیل در واردات فورا انجام نمی شود. ضریب ECM(-1) ، معنی دار و علامت آن مورد انتظار و منفی است. ضریب ۰/۷۰ بیان می کند که حدود ۷۰ درصد از انحرافات واردات سویا از مقادیر بلند مدت خود، پس از سپری شدن یک دوره از بین خواهد رفت. بنابراین سرعت تعدیل متوسط می باشد.

نتیجه گیری و پیشنهاد به سیاستگذاری:

بررسی تقاضای واردات دانه های روغنی در ایران یکی از مهمترین زمینه های تحقیقات در حیطه تجارت محصولات کشاورزی است. چرا که صرف نظر از اهمیت دانه های روغنی در تامین نیازهای غذایی مردم ما، مطالعات اندکی در این زمینه صورت گرفته است. سیر نزولی تولیدات دانه های روغنی در کشور، سبب افزایش واردات این محصول استراتژیک در سال های اخیر شده است. که رشد فزاینده جمعیت و عملکرد پایین دانه های روغنی، زمینه تقاضای فزاینده آن را فراهم نموده است.

در زیر خلاصه‌ای از مهمترین نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها ارائه می‌گردد:

نتایج کلیدی بلند مدت تابع تقاضای واردات سویا در این مطالعه نشان می دهد که درآمد داخلی و قیمت نسبی تاثیر مثبت بر روی حجم واردات دارد و افزایش در قیمت نسبی، حجم واردات را افزایش می دهد. در این برآورد ضریب نسبت قیمت وارداتی سویا به قیمت داخلی آن(RP) مثبت و برخلاف معمول (رابطه معکوس قیمت و تقاضا) است. یعنی میزان واردات این محصول به قیمت آن بستگی ندارد، بلکه به مقدار و نیاز و مصرف جامعه بستگی دارد. و نرخ ارز تاثیری بر روی حجم واردات نمی گذارد.

کشش قیمتی تقاضای واردات سویا در واقع از کشش پذیر بودن این محصول حکایت دارد و نشان دهنده آن است که وارد کنندگان واکنش خوبی نسبت به قیمت وارداتی خود نشان می دهند.

و همچنین کشش درآمدی آن حاکی از نرمال بودن این محصول و نشان دهنده اثر با کشش درآمد داخلی ایران بر روی این محصول می باشد. به دیگر سخن رشد بیشتر منجر به واردات بیشتر این محصول می شود.

ضریب جمله تصحیح خطا، معنی دار و برابر ۰/۷۰- است و این مفهوم را نشان می دهد که در هر سال، ۷۰ در صد از نبود تعادل یک دوره تقاضای واردات سویا، در دوره بعد تعدیل می شود.

علی رغم تلاشهایی که کشورهای در حال توسعه در جهت افزایش نقش محصولات تولید شده در صادراتشان می کنند، این کشورها عمدتا به خاطر آینده غیر قابل پیش بینی، به شدت به صادرات محصولات اولیه خود متکی هستند و بیشتر محصولات مورد نیاز خود را وارد می کنند. نظر به اینکه کشورهای در حال توسعه بر این بازارها تاکید فراوان دارند. به هر حال، اقدامات حمایتی که در کشورهای پیشرفته نسبت به محصولات کشاورزی می شوند، کاملا گسترده است. این سیاستهای تجاری غالبا برای حمایت و طرفداری از سیاستهای کشاورزی داخلی خودشان صورت می گیرد و در واقع این کشورها بیشتر صادر کننده به کشورهای در حال توسعه ای مثل ایران هستند.

همانطور که تحقیقات گذشته و همچنین مطالعه حاضر نشان می دهد افزایش قیمت داخلی، باعث تشویق بازار جهانی در جهت واردات سویا به این کشور می شود و نیز کاهش قیمت وارداتی باعث افزایش تقاضا برای واردات سویا در ایران خواهد شد.

با توجه به نتایج این مطالعه و با توجه به افزایش روزافزون سطح زیر کشت این محصول باید به نوع سیاستهای دولت نیز توجه خاص شود. با در نظر گرفتن اهداف خودکفایی محصولات کشاورزی و ازدیاد روزافزون جمعیت ایران و مسئله امنیت غذایی، جز با افزایش تولیدات کشاورزی این مسائل قابل حل نخواهند بود

بطور کلی پیشنهادات برای تولید بیشتر دانه های روغنی در کشور را میتوان بصورت ذیل جمع بندی کرد:

۱. توجه به تحقیقات ، به نژادی ، فنی ومهندسی ، به زراعی گیاهان روغنی.

۲. حمایتهای مالی دولت (اختصاص یارانه حمایتی برای کشت دانه های روغنی ، حمایت از خرید دانه های روغنی داخلی ، گسترش بیشتر زیرساختهای بخش کشاورزی مانند سدسازی و شبکه های آبیاری و زهکشی.

۳. توجه به صنایع تبدیلی و فرآورده های روغنی وپروتئینی.

اجرای اینگونه فعالیتها از طرف دولت گامی موثر در زمینه افزایش کمیت و کیفیت تولید دانه های روغنی و نیز کاهش قیمت داخلی و در نهایت باعث کاهش نیاز به واردات این محصول می باشد.

منابع و مآخذ

آذربایجانی ک. و دیگران. (۱۳۸۷) تقاضای کل واردات و اجزای مخارج در ایران یک تحلیل اقتصاد سنجی، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، دوره دوازدهم*، (۳۷):۱۱۲-۱۰۴

ابریشمی، ح. (۱۳۸۰) تقاضای واردات در اقتصاد ایران با رویکرد نوین، *پژوهشنامه بازرگانی*، (۳۰):۱۲-۴

اسدی، ع. (۱۳۸۸) برآورد تابع تقاضای واردات ایران به تفکیک نوع کالاها، *پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس*

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حسابهای اقتصادی، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی سالهای مختلف، ۱۲۶-۹۶.

بانک مرکزی، بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی، سایت: http://tsd.cbi.ir/

پهلوانی، م. و دیگران. (۱۳۸۶) تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی (ARDl)، *فصلنامه بررسی های اقتصادی*، (۳):۱۰۹-۱۰۲

توفیقی، ح. و محرابیان، ا. (۱۳۸۱) بررسی عوامل موثر بر تقاضای واردات کالاهای مصرفی، سرمایه ای و واسطه ای، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، (۱۳): ۶۱-۵۹

راسخ جهرمی، ع. و عابدی، ف. (۱۳۸۸) بررسی تجاری صادرات و واردات محصولات کشاورزی در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی ARDL طی سال های ۸۶-۱۳۴۲: ۷-۲

سازمان خوار و بار جهانی، فائو.

سپانلو، ه. (۱۳۸۸) بررسی عوامل موثر بر تقاضای واردات ایران به تفکیک کالاهای واسطه ای- سرمایه ای- مصرفی، *پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.*

عزیز زاده، ی. (۱۳۸۵) برآورد کشش های قیمتی و درآمدی تقاضای واردات کالاهای سرمایه ای ایران بوسیله تکنیک ARDL. ۴۱-۳۴

قطمیری، م. (۱۳۷۶) کشش های درآمدی و قیمتی تقاضا برای واردات و توسعه اقتصادی در ایران (۱۳۴۲-۱۳۷۳)، *فصلنامه پژوهشهای بازرگانی*، (۳):۵۸-۵۶

گجراتی، دامور.، (۲۰۰۵)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه: ح. ابریشمی، جلد اول و دوم، انتشارات دانشگاه تهران،۱۳۸۴.

نوفرستی، م. (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجعی در اقتصاد سنجی، انتشارات رسا ، ۱۲۸- ۲۶

واثقی، ا. و ترکمانی، ج. (۱۳۸۵) بررسی عوامل موثر بر واردات ذرت، *مجموعه مقالات کنفرانس اقتصاد کشاورزی. ۵-۲*

وزارت جهاد کشاورزی، آمارنامه کشاورزی، جلد اول، محصولات زراعی سالهای مختلف.

Ghosh, S., (2008) Import demand of crude oil and economic growth: *EvidencefromIndia*, *Energy Policy*, 37:699-702.

Narayan, S., Narayan,P.K., (-) Import Demand Elasticities for Mauritius and South Africa: *Evidence from two recent cointegration techniques*. Monash university.

Pattichis, C. A., (1999) Price and income elasticities of disaggregated import demand: results from UECMs and an application: *Applied Economics*, 31: 1061 - 1071.

Estimates Income And price Elasticity Of Soybean Import Demand Based On Detailed Analysis

Maryam zandieh, Jafar Azizi, Reza Rostamian[3]

Abstract

In this study, income and price elasticity of import demand for soybeans is studied in the years of 1358 to 1388 by using the ARDL model. First of all, the unit root test (Augmented Dicky Fuller test) variables were examined and the reliability and validity of the model was performed. The results of this study showed that the price elasticity of import demand for soybeans were elasticity And showed a good response to the importers to import prices show. It also indicates that an income elasticity of normality and represents that domestic income in Iran is elastic on this product. In other words, the more growth of this product will be leads to more imports. An integration relationship between variables was confirmed, ECM model was calculated for demand for soybeans function. Based on error correction model and the error correction coefficient, the average speed is adjusted.

JEL: C13,F13

"**Keyword:" Import Demand , Price Elasticity , Income Elasticity , ARDL**

[3]. Respectively, Maryam Zandieh MS Agricultural Economics University Ghaemshahr, J. Azizi, professor of agricultural economics and faculty of Islamic Azad University of Rasht and R. Rostamian base coach and a faculty member of Islamic Azad University of Agriculture Economics Ghaemshahr
Email: zandieh_2000@yahoo.com