بررسی بازار واردات موز در ایران

سیدابوالقاسم مرتضوی*[۱]، سیده سمانه عباس میری[۱]، امیرحسین چیذری[۲]، محمد کاوسی کلاشمی[۲]، محمدحسن وکیل‌پور[۱]

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۳/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۸/۱۶

چکیده

موز یکی از مهم‌ترین میوه‌های وارداتی ایران محسوب شده و سهم بالایی از واردات میوه را همه ساله به خود اختصاص می‌دهد. پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های ماهیانه‌ی فروردین ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۸۹ و الگوسازی اقتصادسنجی فصلی، بررسی بازار واردات موز ایران و ساختار تقاضای وارداتی آن را مدنظر قرار داده است. در این راستا، بررسی رفتار قیمت وارداتی این محصول نسبت به مقدار واردات با استفاده از معکوس سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل و سنجش ساختار بازار واردات با استفاده از مدل تقاضای باقی‌مانده صورت گرفت. نتایج حاصل از انعطاف‌های خود مقداری نشان داد که کشورهای امارات متحده عربی و فیلیپین، نسبت به افزایش مقدار واردات موز حساسیت کم و کشورهای ترکیه و اکوادور واکنش بیشتری را نسبت به افزایش واردات نشان می‌دهند. همچنین، با توجه به نتایج الگوی تقاضای باقی‌مانده در بازار واردات موز ایران با امارات و اکوادور، درجاتی از انحصار وجود دارد. بدین‌ترتیب پیشنهاد می‌شود که اولویت واردات موز ایران به‌ترتیب از کشورهای امارات متحده عربی، فیلیپین، اکوادور و ترکیه باشد. بدیهی است با افزایش سهم بازار برای دیگر کشورها می‌توان انحصار موجود در بازار واردات موز ایران از امارات را از بین برد.

طبقه‌بندی JEL: *Q13,Q17*

واژه‌های کلیدی: قدرت بازاری، موز، معکوس سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل، تابع تقاضای باقی‌مانده، ایران.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- به ترتیب استادیار و کارشناسان ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.

۲- به ترتیب استادیار و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران، کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: samortazavi898@yahoo.com

پیشگفتار

بررسی روند واردات تا سال ۱۳۸۳ (قبل از شروع برنامه‌ی چهارم توسعه) نشان می‌دهد که عمده واردات محصولات باغی به موز و نارگیل اختصاص داشته است، در این سال از حدود ۲۹۹هزار تن میوه وارداتی به کشور، ۲۷۶ هزار تن(۹۲٪) موز و ۱۷ هزار تن نارگیل بوده است و ۶ هزار تن دیگر نیز بیشتر شامل محصولاتی مانند انبه، شاه‌بلوط، آناناس و دیگر محصولاتی که اغلب در ایران تولید نمی‌شدند، بود. در سال ۱۳۸۷ مقدار ۸۳۱ هزار تن میوه وارد کشور شده است(۲/۸ برابر واردات میوه سال ۱۳۸۳) که ۶۳۷ هزار تن آن (۷۷٪ کل واردات) را موز تشکیل می‌داد. در طول سال ۱۳۸۷ سه محصول موز، مرکبات و نارگیل ۷۹۶ هزار تن (۹۶٪) از واردات میوه و سایر میوه‌ها ۳۴ هزار تن (حدود ۴٪) از واردات را تشکیل داده‌اند. در منطقه‌ی خاورمیانه پس از امارات متحده عربی، ترکیه بزرگ‌ترین صادرکننده‌ی میوه به ایران است و از محصولات سردسیری چون هلو و شلیل که خود تولیدکننده و صادرکننده است تا موز که در نقش صادرکننده مجدد آن ظاهر می‌شود، در بازار کشور ما وارد شده است. اما بررسی کشورهای مبدا واردات میوه بیانگر تعدد آنها از آمریکای لاتین تا شرق آسیا است(گمرک جمهوری اسلامی ایران،۱۳۹۰).

از آنجا که واردات بسیاری از میوه‌ها از سال ۱۳۸۴ شروع شده است؛ بررسی روند واردات و کشورهای واردکننده می‌تواند کمک شایان توجهی به سیاست‌گذاران در جهت بهبود سیاست‌های واردات محصولات کشاورزی نماید. با توجه به شرایط آب و هوایی در ایران، تولید موز در داخل با مشکلاتی همراه بوده و برای از بین بردن فاصله‌ی بین میزان تقاضای موز و میزان عرضه این محصول واردات موز باید صورت گیرد. با وجود این شرایط، بررسی بازار واردات موز می‌تواند در اتخاذ و بهبود سیاست‌های مربوط به واردات این محصول مؤثر باشد.

میزان تولید موز در جهان روندی ثابت اما افزایشی را داشته است(نمودار۱). تا سال ۱۹۷۹ ایران جزء تولیدکنندگان موز نبود اما از سال ۱۹۸۰ تولید موز به میزان اندک در داخل شروع شد و تا سال ۲۰۰۸ روند تولید موز در ایران، افزایشی بوده است. تولید موز ایران در سال ۲۰۰۹ نسبت به سال ۲۰۰۸ کمتر بوده است. همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده شده، میزان واردات موز ایران، طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۹ نوسانات شدیدی را داشته است.

با توجه به نوسانات واردات موز ایران بررسی رفتار قیمت وارداتی و تحلیل علل آن ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است. در این مطالعه از معکوس سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل(IAIDS)[1] برای بررسی رفتار قیمت وارداتی نسبت به مقدار واردات استفاده شده است. علت استفاده از معکوس سیستم

1 Inverse Almost Ideal Demand System.

تقاضا به‌جای سیستم تقاضای مستقیم این است که برای محصولات فسادپذیر با توجه به شرایط انبارداری، فرض قیمت‌های از پیش تعیین شده، فرض صحیحی نبوده و این قیمت‌ها هستند که باید تعدیل شوند تا تعادل بین عرضه و تقاضا ایجاد شود. برای ارزیابی قدرت بازار از تابع تقاضای باقی‌مانده که یکی از انواع مدل‌های (NEIO)[1] می‌باشد و ارتباط بین کشش تقاضای باقی‌مانده و قدرت بازار را بیان می‌کند، استفاده کردیم. مزیت این مدل این است که دیگر نیازی به محاسبه‌ی مستقیم هزینه‌ی نهایی نیست و همچنین برای ارزیابی قدرت بازار از یک پارامتر در داخل مدل استفاده می‌کند(سانگ و همکاران،۲۰۰۹).

تاکنون محققین بسیاری از این توابع استفاده کردند. برای مثال چیاسینسو(۲۰۱۱) به بررسی بازار موز در آمریکا، با کمک داده‌های فصلی و با استفاده از مدل(NEIO) و معکوس سیستم معادلات تقاضای تقریبا ایده‌آل پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که بازار واردات موز در آمریکا رقابت کامل نیست و دو متغیر قیمت خرده‌فروشی و میزان مصرف سرانه‌ی موز تأثیرات مثبتی روی مقدار واردات دارد.

سقاییان و میخاییل(۲۰۰۴)، در مقاله‌ی خود با استفاده از مدل تقاضای باقی‌مانده، ساختار بازار را برای کشورهای صادرکننده‌ی گوشت گاو به ژاپن محاسبه کردند و در این مطالعه از داده‌های ماهانه استفاده کردند.

بیکر و برسناهان(۱۹۸۸) مدل کشش تقاضای باقی‌مانده(RDE)[2] را با کمک گرفتن از شاخص لرنر توسعه دادند که این مدل قدرت بازاری یک واحد در یک بازار غیر رقابتی را مورد اندازه‌گیری قرار می‌دهد. گلدبرگ و کنتر(۱۹۹۹) با اتخاذ مدل کشش تقاضای باقی‌مانده(RDE) که توسط بیکر و برسناهان ارائه شده بود، درجه‌ی رقابت در بخش صادرات را مورد اندازه‌گیری قرار دادند. آنها از یک مورد کلی شروع کردند که فرض شده است تولیدات همگن هستند و با یک گروه صادرکننده مواجه هستند و یک بازار خارجی و تابع تقاضای باقی‌مانده را گسترش دادند.

از مطالعات داخلی در زمینه‌ی کاربرد مدل IAIDS تنها می‌توان به مطالعه‌ی حسن‌پور(۱۳۸۴)، که با استفاده از این الگو به بررسی رفتار قیمت محصولات سیب‌زمینی، پیاز و گوجه‌فرنگی پرداخته است و سلامی و رضایی(۱۳۸۹) که با استفاده از این الگو چگونگی تغییرات در قیمت انواع گوشت را مورد بررسی قرار داده است، اشاره کنیم. در زمینه‌ی بررسی ساختار بازار در بازارهای بین‌المللی، مطالعات صورت گرفته تنها از شاخص هرفیندال و شاخص نسبت‌های تمرکز استفاده کرده‌اند. باتوجه به اهمیت مطالب فوق، پژوهش حاضر با استفاده از الگوی IAIDS به بررسی بازار واردات

1 New Emprical Industrial Organization
2 Residual Demand Model

ایران با هریک از کشورهای عمده صادرکننده پرداخته و همچنین با کمک تابع تقاضای باقی‌مانده ساختا بازار واردات ایران را با هریک از کشورهای صادرکننده‌ی فوق مورد بررسی قرار داده است.

روش تحقیق

در این تحقیق ابتدا با کمک مدل IAIDS بازار واردات موز ایران با هریک از کشورهای صادرکننده طی دوره فروردین ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۸۹ مورد ارزیابی قرار گرفت و سپس با استفاده از مدل تقاضای باقی‌مانده ساختار بازار واردات ایران با هریک از کشورهای صادرکننده به‌طور مجزا در طی این دوره مورد بررسی قرار گرفت. از آنجا که داده‌های مورد استفاده ماهانه بوده، برای بررسی ویژگی آماری و ایستایی متغیرها از آزمون(HEGY)[1] استفاده شد. پس از تعیین ریشه‌های فصلی، داده‌های فیلتر شده در برازش الگوها به‌کار گرفته شد. بسته‌های نرم‌افزاری مورد استفاده در این پژوهش شامل Eviews، Shazam و Excel می‌باشد.

داده‌های مربوط به مقدار واردات و قیمت‌های وارداتی از اداره‌ی گمرک جمهوری اسلامی ایران گردآوری شد و داده‌های مربوط به میزان درآمد غیر قابل تصرف در ایران و داده‌های ماهانه مربوط به نرخ ارز(بازاری) نیز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری گردید.

از دلایلی که در این مطالعه داده‌های ماهانه مورد استفاده قرار گرفت، این بود که تقریبا در تمام ماه‌های سال این محصول مصرف و وارد می‌شود و همچنین بر طبق آمار گمرک، واردات این محصول برای یک دوره‌ی ۳۰ ساله(۱۳۵۹ تا ۱۳۸۹) به‌صورت متوالی صورت نگرفته است و سال‌های بین ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۸ و ۷۵ تا ۷۹ واردات نداشتیم.

معکوس سیستم معادلات تقاضای تقریبا ایده‌آل(IAIDS)

مدل AIDS سنتی که اولین بار توسط دیتون و مولبر در سال ۱۹۸۰ پایه‌گذاری شد، یکی از رایج‌ترین مدل‌های تقاضای مورد استفاده در کارهای تجربی است. معکوس این سیستم اولین بار توسط ایلز و انور(۱۹۹۴) ارائه کرد.

در مدل IAIDS ترجیهات مصرف‌کننده از تابع فاصله‌ای به‌دست می‌آید و تابع فاصله‌ای dual (دوگانه) تابع هزینه در مدل AIDS است.

$U(q)$ تابع مطلوبیت مستقیم می‌باشد و q بردار مقادیر است و تابع فاصله‌ای$F(u,q)$ به‌صورت زیر نشان داده می‌شود، u سطح مطلوبیت می‌باشد(دیتون،۱۹۷۹).

1

$$U\left[\frac{q}{F(u,q)}\equiv U\right]$$

معکوس تابع تقاضا که ایلز و انور(۱۹۹۴) آن را IAIDS نامیدند، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$w_i=\alpha_i+\sum\gamma_{ij}\ln q_j+\beta_i\ln Q \qquad (۱)$$

w_i سهم مخارج کالا(و یا کشور) iام و j نیز نماینده یک گروه کالایی(و یا کشور) مشخص می‌باشد و β_i، γ_{ij} و α_i ضرایب(پارامترها) بوده است و $\ln Q$ به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\ln Q=\alpha_0+\sum_{k=1}^{n}\alpha_k\ln q_k+\frac{1}{2}\sum_{k=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\gamma_{kj}\ln q_k\ln q_j \qquad (۲)$$

برای تامین شرایط همچون همگنی از درجه یک و تقارن ثانویه پارامترها، محدودیت‌های زیر بر مدل تحمیل شد:

شرط تقارن: $$\gamma_{ij}=\gamma_{ji} \qquad (۳)$$

شرط جمع‌پذیری: $$\sum_{k=1}^{n}\alpha_i=1,\sum_{i=1}^{n}\beta_i=0\ \sum_i\gamma_{ij}=0 \qquad (۴)$$

شرط همگنی $$\sum_j\gamma_{ij}=0 \qquad (۵)$$

شرط تقارن اسلاتسکی نشان از اثرپذیری یکسان سهم واردات هر کشور به ازای یک درصد تغییر در قیمت وارداتی از کشور دیگر دارد و شرط هم‌جمعی یا جمع‌پذیری نشان از این دارد که مجموع سهم مخارج باید برابر یک باشد. در یک سیستم معادلات همزمان، با حذف یکی از معادلات از سیستم، این محدودیت به‌طور خودکار اعمال می‌شود. به‌طوری که سیستم تحت تاثیر این معادله‌ی حذف شده قرار نمی‌گیرد و می‌توان معادله‌ی حذف شده را با استفاده از شرط جمع‌پذیری و از پارامترهای دیگر معادلات به‌دست آورد. این شرط بدین مفهوم است که مجموع کشش‌های درآمدی تقاضا که با سهم هزینه‌ی هر کالا اندازه‌گیری می‌شود، برابر واحد خواهد بود و بر طبق شرط همگنی، معادلات تقاضا باید در قیمت‌ها و مخارج همگن از درجه صفر باشند. یعنی هنگامی که در تابع تقاضا، قیمت‌ها و میزان مخارج صرف شده بر روی اقلام تقاضا شده به یک میزان افزایش یابد، میزان کالای تقاضا شده بدون تغییر باقی بماند.

تخمین سیستم IAIDS در معادله‌ی ۱ به یک روش تخمین غیر خطی نیاز دارد. زیرا شاخص مقداری $\ln Q$ غیرخطی است، برای تخمین این سیستم لازم است از یک تقریب خطی این شاخص

استفاده شود، در نتیجه از شاخص مقداری استون $\sum_i w_i \ln q_i$ استفاده می‌شود(موسچینی و ویـزا، ۱۹۹۲).

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left\{\gamma_{ij} - \beta_i w_j\right\} / w_i \qquad (۶)$$

$$\eta_i = -1 + \beta_i / w_i \qquad (۷)$$

معادله‌ی ۶ انعطاف‌پذیری خودی و متقاطع(own and cross flexibilities) را نشان مـی‌دهـد. انعطاف‌پذیری خودی توضیح می‌دهد که اگر مقدار تقاضای کـالای i ام یـک درصـد افـزایش یابـد، قیمت کالای i ام چند درصد تغییر می‌کند. تقاضا برای کالای i ام زمانی انعطاف‌پذیر است که یـک درصد افزایش در مصرف کالا بیشتر از یک درصد کـاهش در ارزش مصـرف نهـایی آن کـالا باشـد. انعطاف‌پذیری متقاطع، درصد تغییرات در قیمت یک کالا را زمانی که مقـدار تقاضـا از یـک کـالای دیگر یک درصد افزایش یابد، نشان می‌دهد. معادله‌ی ۷ انعطاف‌پذیری مخارج را نشـان مـی‌دهـد و تعبیر آن همانند تعبیر کشش مخارج در مدل AIDS می‌باشد و نشان‌دهنده‌ی این می‌باشد که اگر یک درصد کل مخارج افزایش یابد، قیمت کالای i ام چند درصد تغییر می‌کند(چیاسینسو،۲۰۱۱).

مهم‌ترین کشورهای صادرکننده موز به ایران، کشورهای امـارات متحـده عربـی، فیلیپـین، ترکیـه و اکوادور بوده که این کشورها طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ بیش از ۹۸٪ از کل واردات موز به ایران را به‌خود اختصاص داده‌اند. لازم به توضیح است که در الگوی معکوس تابع تقاضای تقریبـا ایـده‌آل، علاوه بر این چهار کشور سهم مخارج صادرات برای سایر کشورها نیز لحاظ شده است.

معکوس سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل برای محصول موز

معادلات مدل با اعمال کامل محدودیت‌ها به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned}
wf &= \alpha_f + \gamma_{ff} lef + \gamma_{fm} lem + \gamma_{ft} let + \gamma_{fk} lek - (\gamma_{ff} + \gamma_{fm} + \gamma_{ft} + \gamma_{fk}) lr + \beta_f lQ1 \\
wm &= \alpha_m + \gamma_{mf} lef + \gamma_{mm} lem + \gamma_{mt} let + \gamma_{mk} lek - (\gamma_{mf} + \gamma_{mm} + \gamma_{mt} + \gamma_{mk}) lr + \beta_m lQ1 \\
wt &= \alpha_t + \gamma_{tf} lef + \gamma_{tm} lem + \gamma_{tt} let + \gamma_{tk} lek - (\gamma_{tf} + \gamma_{tm} + \gamma_{tt} + \gamma_{tk}) lr + \beta_t lQ1 \\
wk &= \alpha_k + \gamma_{kf} lef + \gamma_{km} lem + \gamma_{kt} let + \gamma_{kk} lek - (\gamma_{kf} + \gamma_{km} + \gamma_{kt} + \gamma_{kk}) lr + \beta_k lQ1
\end{aligned} \qquad (۸)$$

که در آن:

Lef : لگاریتم میزان صادرات موز از فیلیپین به ایران.
Lem : لگاریتم میزان صادرات موز از امارات به ایران.
Let : لگاریتم میزان صادرات موز از ترکیه به ایران.
Lr : لگاریتم میزان صادرات موز ازسایر کشورها به ایران.
Lek : لگاریتم میزان صادرات موز از اکوادور به ایران.
Lq1 : شاخص استون ° جری.
Wf : سهم مخارج صادرات کشور فیلیپین در کل واردات موز به ایران.
Wm : سهم مخارج صادرات کشور امارات در کل واردات موز به ایران.
Wt : سهم مخارج صادرات کشور ترکیه در کل واردات موز به ایران.
Wk : سهم مخارج صادرات کشور اکوادور در کل واردات موز به ایران.

همچنین از آنجا که در اینگونه سیستم معادلات $\sum_{i=1}^{n} w_i = 1$، یعنی حاصل‌جمع سهم مخارج نهاده‌ها(کشورها) از کل مخارج انجام شده برابر یک است؛ لذا در این حالت ماتریس واریانس، کوواریانس جملات اختلال واحد بوده و بنابراین با مشکل شرایط تکینی و عدم امکان برآورد مواجه هستیم. روال عادی در برآورد اینگونه سیستم معادلات این است که یکی از معادلات که در اینجا معادله مربوط به سایر کشورها می‌باشد را با توجه به اهمیت کمتر آن(سهم کمتری از واردات موز به ایران را به‌خود اختصاص داده است) حذف نماییم. البته ضرایب این معادله با استفاده از شرط حاصل‌جمع معکوس سیستم معادلات تقاضای تقریبا ایده‌آل محاسبه شده است(هژبرکیانی و صیامی،۱۳۸۷).

مدل تابع تقاضای باقی‌مانده(Residual Demand Model)

در یک بازار غیر رقابت کامل، میزان رقابت به‌عنوان حاشیه‌ی فروش بالاتر از هزینه‌ی نهایی(یا شاخص لرنر) در نظر گرفته می‌شود. بیشتر مطالعات به بررسی و اندازه‌گیری شاخص قدرت در بازارهای داخلی و بین‌المللی پرداخته‌اند(بیکر و برسناهان،۱۹۹۸؛ بارنت و همکاران،۱۹۹۷؛ گیل و پاراجا،۲۰۰۰؛ گلوبن و لوی،۲۰۰۰؛ گلدبرگ و کنتر،۱۹۹۹ و ۱۹۹۷و کنتر،۱۹۹۳و ۱۹۸۹).
معمولا محاسبه‌ی مستقیم شاخص لرنر به‌خاطر اینکه داده‌های مربوط به هزینه‌های نهایی اندک و یا غیر محاسبه می‌باشد، مشکل می‌باشد(سقاییان و میخاییل،۲۰۰۴).
گلدبرگ و کنتر(۱۹۹۹) نشان دادند که استفاده از داده‌های محاسباتی برای میزان هزینه‌های نهایی می‌تواند منجر به یک اریب در محاسبه‌ی میزان قدرت بازار شود. در مورد بازارهای بین‌المللی

مشکلات مربوط به محاسبه‌ی هزینه‌ی نهایی جدی‌تر می‌باشد، زیرا صادرکنندگان با صادرکنندگان دیگر در بازار مواجه می‌شوند و شرایط تقاضا در بازارهای هدف متفاوت می‌باشد.

معکوس تابع تقاضای وارداتی(Residual Demand) که توسط گلدبرگ و کنتر در سال ۱۹۹۹ توسعه یافت، برای یک صادرکننده به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\ln P_{mt}^{ex} = \lambda_m + \eta_m \ln Q_{mt}^{ex} + \alpha'_m \ln Z_{mt} + \beta' \ln W_{mt}^{N} + \varepsilon_{mt} \qquad (۹)$$

m : نشان‌دهنده‌ی بازار هدف می‌باشد و N : تعداد صادرکنندگانی که یک صادرکننده با آنها در بازار روبرو می‌شود.

قیمت‌های واحدهای صادراتی و تغییردهنده‌های تقاضا به واحدهای پول رایج کشور هدف بیان می‌شود.

از آنجا که معادلات به‌صورت لگاریتم دو طرفه هستند، در نتیجه ضرایب به‌عنوان کشش در نظر گرفته می‌شود و فرض شده که جملات خطا مستقل و به‌طور مشخص توزیع شده‌اند.

متغیر مقدار صادرات درون‌زا است و با متغیر قیمت صادراتی به‌طور همزمان تعیین می‌شود. متغیر مقدار صادرات نیاز به یک متغیر ابزاری دارد و آزمون درون‌زایی باید انجام شود. عوامل تغییردهنده میزان عرضه‌ی صادرکنندگان و میزان نرخ ارز مبادله بین کشورهای صادرکننده و بازار هدف به‌طور طبیعی متغیر ابزاری هستند.

ضریب مقدار صادرات معکوس کشش تابع تقاضای باقی‌مانده را نشان می‌دهد و اگر مقدار این ضریب برابر با صفر باشد، یک رفتار رقابتی و قدرت بازاری اندک را در بازار نشان می‌دهد و اگر از نظر آماری معنی‌دار باشد، نشان از قدرت بازاری می‌باشد.

در اینجا عوامل تغییردهنده‌ی تقاضای بازار، روند زمانی، درآمد غیر قابل تصرف و سطح قیمت‌ها در بازار هدف و عوامل تغییردهنده‌ی هزینه‌ی صادرکنندگان، قیمت انواع نهاده‌ها مانند دستمزدها و قیمت مواد خام شامل می‌شود.

گلدبرگ و کنتر در سال ۱۹۹۹، پیشنهاد کردند که جزئیات عوامل تغییردهنده‌ی هزینه‌های صادرکنندگان در سطح بین‌المللی مهم و ضروری نیست و نرخ ارز به‌عنوان جانشینی برای عوامل تغییردهنده‌ی هزینه‌های صادرکنندگان در نظر گرفته می‌شود. زیرا نرخ ارزهای مختلف هزینه‌های صادراتی در بازار هدف را تغییر می‌دهد.

پس تابع تقاضای وارداتی(Residual Demand)، برای یک کشور صادرکننده به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\ln P_{t,k}^{i} = \lambda_k + \eta_k \ln Q_{t,k}^{i} + \alpha_k \ln T_t + \beta_k \ln\left(\frac{DY_t}{CPI_t}\right) + \sum_{j \neq i} \delta_k^j \ln e_{t,k}^{j} + \varepsilon_{t,k} \qquad (۱۰)$$

t : شاخص زمان. i,j شاخص کشورها.T : متغیر روند زمانی. e : نرخ ارز مبادله بین کشور هدف و کشور صادرکننده و DY: میزان درآمد غیر قابل تصرف در ایران است.

تابع تقاضای باقی‌مانده(Residual Demand)، برای محصول موز با استفاده از معادله‌ی ۱۰ برای چهار کشور فیلیپین، اکوادور، امارات و ترکیه به‌صورت زیر می‌باشد:

$$lvf = \lambda_f + \eta_f lef + \alpha_f t + \beta_f ldy + \delta_f^{\ k} lrk + \delta_f^{\ m} lrm + \delta_f^{\ t} lrt$$

$$lvk = \lambda_k + \eta_k lek + \alpha_k t + \beta_k ldy + \delta_k^{\ f} lrf + \delta_k^{\ m} lrm + \delta_k^{\ t} lrt$$

$$lvm = \lambda_m + \eta_m lem + \alpha_m t + \beta_m ldy + \delta_m^{\ f} lrf + \delta_m^{\ k} lrk + \delta_m^{\ t} lrt \quad (۱۱)$$

$$lvt = \lambda_t + \eta_t let + \alpha_t t + \beta_t ldy + \delta_t^{\ f} lrf + \delta_t^{\ k} lrk + \delta_t^{\ m} lrm$$

که در آن:

Lvf : لگاریتم ارزش یک کیلوگرم موز صادراتی از فیلیپین به ایران.

Lvk : لگاریتم ارزش یک کیلوگرم موز صادراتی از اکوادور به ایران.

Lvm : لگاریتم ارزش یک کیلوگرم موز صادراتی از امارات به ایران.

Lvt : لگاریتم ارزش یک کیلوگرم موز صادراتی از ترکیه به ایران.

Ldy : لگاریتم میزان درآمد غیر قابل تصرف در ایران است.

Lrf : لگاریتم نرخ مبادله بین ایران و فیلیپین (پزو فیلیپین).

Lrm : لگاریتم نرخ مبادله بین ایران و امارات (درهم امارات).

Lrt : لگاریتم نرخ مبادله بین ایران وترکیه (لیر ترکیه).

Lrk : لگاریتم نرخ مبادله بین ایران و اکوادور (دلار آمریکا).

T : متغیر روند زمانی می‌باشد.

برای تعیین نوع روش تخمین، برای تخمین معکوس سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل و تابع تقاضای باقی‌مانده از آزمون هاسمن و بروش‌پاگان استفاده شده است. همچنین آزمون بروش‌پاگان، گلچسر و وایت برای تعیین وجود ناهمسانی واریانس در جز اخلال، آزمون تجزیه واریانس به‌منظور تعیین رابطه‌ی همخطی و همچنین آماره‌ی DW به‌منظور بررسی وجود خود همبستگی در جز اخلال صورت گرفته است.

نتایج و بحث

هیلبرگ و همکاران(۱۹۹۰) برای اولین‌بار آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی را بر روی سری‌های زمانی فصلی انجام دادند. این آزمون بعدها به‌وسیله‌ی بولیو و مایرن(۱۹۹۳) برای سری‌های زمانی ماهانه گسترش داده شد. این آزمون می‌تواند ریشه‌های موجود در سری‌های زمانی را مشخص کند که باعث ناایستایی شده است. پس برای ایستایی الگو کافی است که از فیلتر مخصوص به همان ریشه استفاده شود. به‌طور کلی اگر Δ_s فیلتر تفاضل‌گیری مورد نیاز برای ایستا کردن یک سری زمانی باشد، سری زمانی باید هم‌انباشته فصلی از درجه s باشد. هدف در نظر گرفتن یک فیلتر مناسب برای شناسایی ریشه‌های فصلی یک سری‌زمانی است. برای این منظور می‌توان نوشت:

$$\Delta_s = (1-L^s)$$

برای تعیین ریشه‌های مشخص باید معادله‌ی زیر را حل کرد:

$$(1-L^s)=0 \qquad (۱۲)$$

جواب عمومی معادله بالا را می‌توان به‌صورت زیر برای K=1,2,هر.. نوشت. معادله بالا S راه‌حل خواهد داشت.

$$\{1, \cos(2\pi k/s) + i\sin(2\pi k/s)\}$$

اولین ریشه به‌عنوان ریشه‌ی غیر فصلی و S- ۱ ریشه فصلی خواهیم داشت(HEGY, 1990).
فراوانی هریک از این ریشه‌های واحد(k) به‌وسیله‌ی معادله‌ی (۲۹) محاسبه می‌گردد(تیلور، ۱۹۹۸):

$$\omega_k = 2\pi k/12 \quad , \quad k = 0,1,2,...,11 \qquad (۱۳)$$

بولیو و مایرن[BM](۱۹۹۳) معادله رگرسیونی(۱۴) را جهت آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی ارائه نموده‌اند.

$$(1-L^{12})x_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11}\delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12}\pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p}\phi_j (1-L^{12})x_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

p درجه تعمیم[1] معادله‌ی (۱۴) جهت تامین خصوصیت نوفه سفید اجزای اخلال معادله $(\varepsilon_t \sim (iid(0,\sigma^2))$ و $y_{i,t}$ تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های x_t هستند که در هریک از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مورد نظر حفظ و بقیه ریشه‌های واحد در سایر فراوانی‌ها حذف شده‌اند. این متغیرهای به‌منظور آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراوانی‌های مربوطه ایجاد می‌گردند.

1. Augmented

در عمل برای بهره‌گیری از آزمون BM، نخست می‌بایست معادله‌ی (۱۴) ، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS برآورد شود و سپس آزمون معنی‌داری پارامترهای Π_i به‌وسیله‌ی آماره‌ی t و F سنجیده می‌شوند، در این آزمون معناداری Π_1, Π_2 از آماره‌ی t و برای آزمون معناداری دیگر ضرایب از آماره‌ی F و آزمون مرکب استفاده می‌شود.

فرضیه نبود

$$\pi_{11} = \pi_{12} = 0, \pi_{10} = \pi_9 = 0, \pi_8 = \pi_7 = 0, \pi_6 = \pi_5 = 0, \pi_4 = \pi_3 = 0$$

به‌ترتیب دلالت بر وجود ریشه واحد در فراوانی‌های $\pm \frac{\pi}{2}$ (چهارماهه) ، $\pm \frac{2\pi}{3}$ (سه ماهه)، $\pm \frac{\pi}{3}$ (شش ماهه[1])، $\pm \frac{5\pi}{6}$ (دو و نیم ماهه) و $\pm \frac{\pi}{6}$ (۱۲ ماهه یا سالانه[2]) دارند. اگر بیش از یک ریشه واحد در سری زمانی ظاهر شود، در آن صورت می‌بایست از حاصل‌ضرب فیلترهای تفاضل‌گیری مربوط برای ایستاسازی استفاده شود. آنکه باید در انجام آزمون‌های بالا مورد توجه قرار بگیرد، انتخاب مناسب وقفه‌ها در الگو است. انتخاب تعداد وقفه‌ها در الگوهای ماهانه یا فصلی سه ماهه باید به‌گونه‌ای باشد که مشکل خودهمبستگی در وقفه‌های اول و دوازده در داده‌های ماهانه و وقفه‌های اول و چهارم در داده‌های فصلی سه ماهه وجود نداشته باشد.

نتایج مربوط به معکوس سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل برای محصول موز

بر اساس نتایج به‌دست آمده از آزمون هاسمن، هیچ کدام از معادلات سیستم IAIDS، دچار اریب همزمانی نیستند و همچنین بر اساس آزمون بروش‌پاگان، معادلات در داخل سیستم باید به‌طور سیستمی تخمین زده شوند، نتایج مربوط به برآورد سیستم IAIDS در جدول ۳ آمده است.

معادله‌ی مربوط به سایر کشورها، با توجه به شرایط حاکم بر مدل IAIDS (شرط همگنی، تقارن و جمع‌پذیری) به‌صورت زیر می‌باشد:

lQ1-۰/۰۲۵ lr -۰/۰۰۹lek+۰/۰۰۰۹let+۰/۰۰۹lem-۰/۰۰۶lef =۰/۲۷+۰/۰۰۵wr

نتایج حاصل از کشش‌های خودی و متقاطع و کشش‌مقیاس با استفاده از معادله‌ی ۶ و ۷ در جدول ۴ گزارش شده است.

در جدول ۴، نتایج حاصل از کشش‌های خود مقداری و کشش‌های تقاطعی مقداری آمده است و همه کشش‌های خودمقداری طبق تئوری منفی هستند و کشش‌های خودمقداری مربوط به کشورهای فیلیپین، امارات و سایرکشورها کوچکتر از یک می‌باشند و نشان‌دهنده‌ی این است که

1. Semi-annual
2. Annual

۱٪ افزایش در مقدار واردات موز از کشور فیلیپین، امارات و سایر کشورها منجر به کاهش قیمت‌های وارداتی موز فیلیپین، امارات و سایر کشورها به‌ترتیب در حدود ۰,۶۸٪ ، ۰,۱۲٪ و ۰,۹۸٪ می‌شود و برای کشورهای ترکیه و اکوادور ۱٪ افزایش در مقدار واردات موز ترکیه و اکوادور قیمت‌های وارداتی موز آنها بیشتر از ۱٪ افزایش می‌یابد و یا به‌عبارت دیگر کشور اکوادور و ترکیه نسبت به قیمت‌های وارداتی سایر کشورها، تاثیر بیشتری از میزان تغییر در مقدار ورودی موز به ایران می‌پذیرند و همچنین واردات موز بهتر است به‌ترتیب از کشورهای امارات، فیلیپین، اکوادور و ترکیه صورت گیرد.

کشش‌های تقاطعی مقداری بین کشورهای امارات و فیلیپین، فیلیپین و امارات، فیلیپین و ترکیه، امارات و ترکیه، فیلیپین و اکوادور، امارات و اکوادور، فیلیپین و سایر کشورها، سایرکشورها و (فیلیپین، امارات، ترکیه و اکوادور) مثبت و کوچکتر از یک است که نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی مکملی ضعیف بین آنها است و کشش تقاطعی مقداری بین امارات و سایر کشورها مثبت و بزرگتر از یک است که نشان از رابطه‌ی مکملی نسبتا قوی بین آنها است. کشش‌های تقاطعی مقداری بین سایر کشورها با یکدیگر کوچکتر از یک می‌باشند که نشان‌دهنده‌ی این موضوع می‌باشد که موزهای وارداتی جانشین‌های ضعیفی برای یکدیگر هستند، به عبارت دیگر یک درصد افزایش در مقدار واردات موز ترکیه، با فرض ثابت بودن قیمت‌های واردات موز سایر کشورها، قیمت‌های وارداتی موز فیلیپین کمتر از ۱٪(در حدود ۰,۷۵٪) کاهش می‌یابد. یعنی اگر هدف کاهش قیمت‌های وارداتی موز کشور فیلیپین باشد، این عمل با افزایش واردات موز از کشور ترکیه امکان‌پذیر نیست و تنظیم قیمت‌های وارداتی موز کشور فیلیپین از طریق افزایش و یا کاهش مقدار واردات موز خود کشور فیلیپین امکان‌پذیر است. انعطاف‌های مقیاس کشورهای مورد مطالعه در ستون آخر جدول مندرج است. مقادیر کشش مقیاس درصد تغییرات در قیمت وارداتی موز یک کشور در واکنش به افزایش در مقدار واردات موز از تمامی کشورهای صادرکننده را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر انعطاف مقیاس درصد تغییرات در قیمت یک کالا در نتیجه‌ی یک درصد تغییر در کل مخارج را نشان می‌دهد. یعنی چند درصد باید قیمت‌ها کاهش یابند تا مقادیر اضافی در بازار جذب شود و بازار از کالا خالی و تعادل عرضه و تقاضا دوباره برقرار شود.

همه انعطاف‌های مقیاس مطابق با انتظار منفی می‌باشند و بین ۱,۰۰۲- تا ۱,۰۰۳- تغییر کرده است و برای تمامی کشورهای وارد کننده‌ی موز به ایران تقریبا برابر می‌باشد و با ۱٪ تغییر در کل واردات، قیمت وارداتی موز برای هرکشور را در حدود ۱,۰۰۲ ٪ کاهش می‌یابد.

نتایج مربوط به کشش‌های تابع تقاضای باقی مانده برای محصول موز

بر اساس آزمون هاسمن هیچ یک از معادلات مربوط به سیستم تقاضای باقی‌مانده دارای اریب هم‌زمانی نمی‌باشند و بر طبق آزمون بروش‌پاگان معادلات باید به‌صورت سیستمی تخمین بزنیم و در نتیجه معادلات را به روش SUR تخمین زدیم و ضریب مربوط به مقدار صادرات را به‌عنوان کشش در نظر گرفتیم که معرف قدرت بازار می‌باشند.

کشش مربوط به کشورهای اکوادور و امارات از لحاظ آماری معنی‌دار و متفاوت از صفر هستند. این بدان معنا است که درجاتی از قدرت بازاری و انحصار در بازار واردات ایران با کشورهای اکوادور و امارات دیده می‌شود و این درجه انحصار طبق کشش‌های به‌دست آمده، در بازار واردات امارات بیشتر دیده می‌شود و از آنجا که کشش معکوس تقاضای وارداتی مربوط به کشورهای فیلیپین و ترکیه از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند، در نتیجه در بازار واردات این کشورها قدرت بازاری وجود ندارد و بازار رقابتی است و سهم بازار واردات امارات و فیلیپین از مابقی کشورها بیشتر است و با این وجود ساختار بازار فیلیپین رقابتی است و نشان‌دهنده‌ی این می‌باشد که کشور فیلیپین توجه کمتری به هزینه‌های بازاریابی می‌کند و حاشیه بازاریابی کشور فیلیپین کمتر از امارات می‌باشد.

نتایج وپیشنهادات

۱- برای محصول موز کشور ترکیه و اکوادور دارای بیشترین انعطاف خودمقداری هستند. در نتیجه می‌توان گفت که کشور اکوادور و ترکیه نسبت به قیمت‌های وارداتی سایر کشورها، تأثیر بیشتری از میزان تغییر در مقدار ورودی موز به ایران می‌پذیرند.

۲- با توجه به نتایج حاصل از انعطاف‌های خود مقداری، توصیه می‌شود که واردات موز بیشتر از کشورهایی انجام شود که دارای انعطاف‌های خود مقداری کمتری باشند. در نتیجه بهتر است واردات به‌ترتیب از کشورهای امارات، فیلیپین، اکوادور و ترکیه صورت پذیرد.

۳- طبق نتایج حاصل از انعطاف مقیاس، یک درصد تغییر در کل واردات موز به کشور، قیمت وارداتی موز برای هرکشور را در حدود در واقع باید قیمت ۱٪ کاهش یابد تا تعادل در بازار برقرار شود.

۴- همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، در بازار واردات امارات و اکوادور برای موز درجاتی از انحصار و قدرت بازار دیده می‌شود و این موضوع می‌تواند به ضرر ایران باشد و با افزایش سهم بازار برای دیگر کشورها می‌توان این انحصار را از بین برد.

۵- با وجود اینکه سهم بازار واردات فیلیپین و امارات در بازار واردات موز به ایران از سایر کشورها بیشتر است، اما بازار واردات فیلیپین رقابتی است و این نشان‌دهنده‌ی این است که کشور فیلیپین به هزینه‌های بازاریابی کمتر توجه می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۹۰ . اداره بین‌الملل. تهران.

۲. حسن‌پور ۱. ۱۳۷۸. بررسی رفتار قیمت سیب زمینی، گوجه فرنگی و پیاز با استفاده از سیستم تقاضای معکوس. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی.

۳. سلامی ح. رضایی س. ۱۳۸۹. پیش‌بینی قیمت گوشت: رویکرد تابع معکوس تقاضا. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی). ۲۴(۳)، ۳۰۳-۲۹۸.

۴. گمرک جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۹۰. معاونت طرح و برنامه- دفتر آمار و اطلاعات و ارتباطات، تهران.

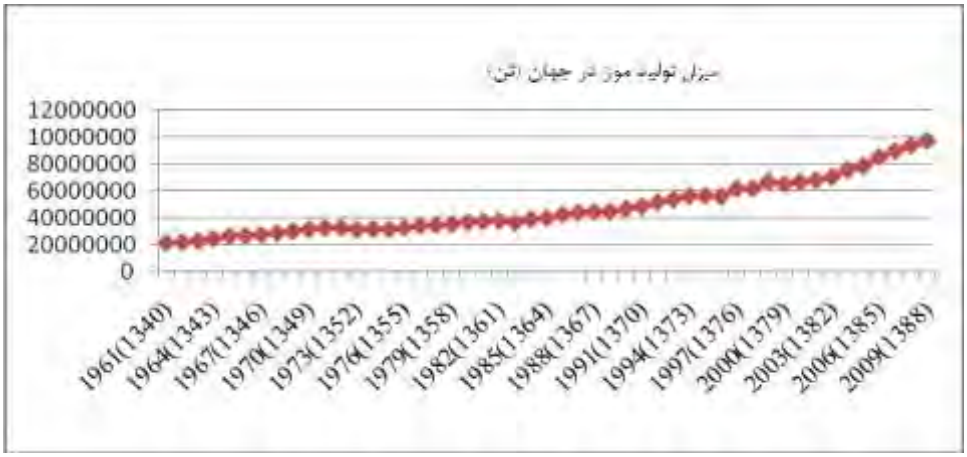
۵. هژبرکیانی ک. صیامی ع. ۱۳۸۷. بررسی کشش‌های مواد مغذی در یک سیستم غذایی کامل با استفاده از اطلاعات میدانی. پژوهش‌نامه اقتصادی، ۸: ۳۰۲-۲۹۹.

6. Baker J.B. T.F. Bresnahan .1988. Estimating the Residual Demand Curve Facing a Single Firm. International Journal of Industrial Organization, 6:283-300.
7. Baohui Song, Mary A. Marchant, Michael R. Reed, and Shuang Xu .2009.Competitive Analysis and Market Power of China s Soybean Import Market. International Food and Agribusiness Management Review . 12: 21-42.
8. Barnett P.G, T.E. Keeler, and T. Hu.1997. Oligopoly Structure and the Incidence of Cigarette Excise Taxes.Journal of Public Economics. 57:457-70.
9. Beaulieu, J. J. and Miron, J. A. 1993. Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. Journal of Econometrics. 55: 305-328.
10. Bresnahan, T.F.1989. Empirical Studies of Industries with Market Power in R. Schmalensee and RWillig, eds., Handbook of Industrial Organization, North-Holland, Amsterdam .2: 1001-57.
11. Bresnahan, T.F.1982. The Oligopoly Solution Concept is Identified. Economics Letters. 10: 87-92.
12. Chia-Hsien Su, Ariun Ishdorj . David j. Leatham .2011. An Analysis of the Banana Import market in the U.S." Selected paper presented for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Corpus Christi, Texas.
13. Deaton, A., and J. Muellbauer. 1990. An Almost Ideal Demand System. American Economic Review 70:312-326.

14. Eales, J.S., and L.J. Unnevehr. 1994. The Inverse Almost Ideal Demand System. European Economic Review 38:101-115.
15. Franses, P. H. and Hobijn, B. 1997. Critical values for unit root tests in seasonal time series. Journal of Applied Statistics, 24: 25-47.
16. Ghysels, E. and Osborn, D.R. 2001. The Econometric Analysis of Seasonal Time Series. Cambridge University Press.
17. Gil-Pareja S., 2000 .Exchange Rates and European Countries Export Prices. Review of World Economics, 136:1-23.
18. Goldberg P. and M.M. Knetter.1999. Measuring the Intensity of Competition in Export Markets. Journal of International Economics. 47:27-60.
19. Goldberg P. and M.M. Knetter.1997. Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? Journal of Economic Literature.25:1243-72.
20. Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Yoo, B. S.1990. Seasonal integration and co integration. Journal of Econometrics.99: 215-238.
21. Knetter M.M.1993. International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior. The American Economic Review. 83:473-86.
22. Knetter M.M .1989.Price Discrimination by U.S. and German Exporters. The American Economic Review, 79:198-210.
23. Michael, R , Reed and Sayed, H . Saghaian .2004.Measuring the Intensity of Conpetition in the Japanese Beef Market . Journal of Agricultural and Applied Economics, 36: 113-121.
24. Moschini, G., and A. Vissa. 1992. A Linear Inverse Demand System. Journal of Agricultural and Resource Economics 17:292-302.

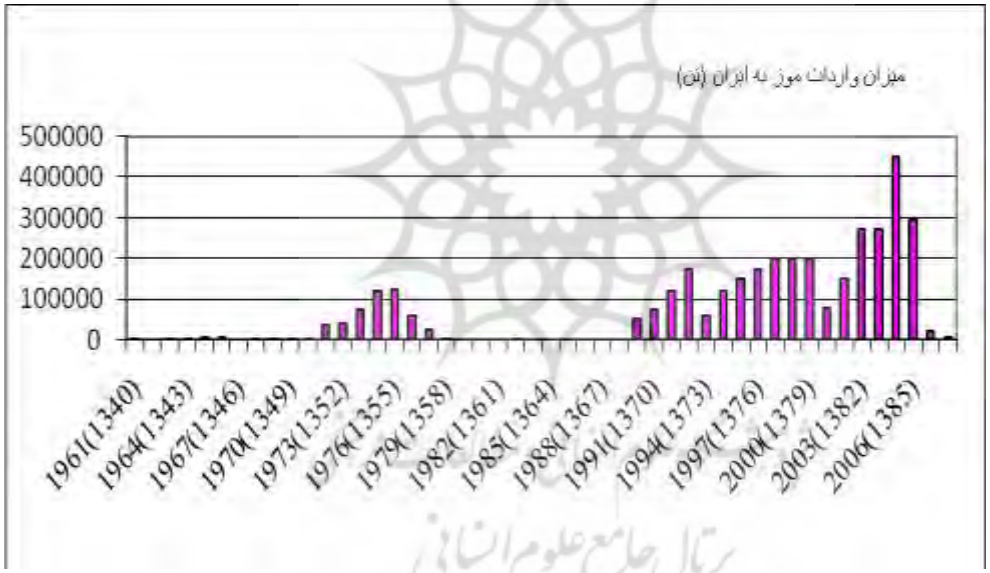
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوستها



مأخذ:سایت FAO

نمودار۱. میزان تولید موز در جهان طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۹



مأخذ: سایت FAO

نمودار۲. میزان واردات موز به ایران طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۹

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد HEGY، برای محصول موز

نوع آزمون نام متغیر	t_1	t_2	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$	فیلتر مورد استفاده
lef	-۱,۰۳۱	-۲,۶۶۶	۹,۱۲۱	۵,۳۶۲	۳,۵۳۲	۱۱,۶۷۵	۵,۳۸۱	
lek	-۲,۲۲۳	-۲,۳۳۲	۴,۰۶۲	۲,۷۰۱	۳,۳۲۱	۵,۴۰۱	۳,۹۰۲	
lem	-۱,۵۴۲	-۲,۲۰۱۲	۱۱,۶۴۱	۷,۴۲۱	۸,۶۰۱	۳,۷۲۴	۳,۶۰۴	
let	-۱,۷۹۱	-۲,۱۴۱	۵,۶۹۱	۱,۸۰۲	۵,۹۰۱	۴,۵۷۴	۴,۴۸۱	
Lr	-۲,۱۵۱	-۲,۱۹۱	۵,۸۵۱	۷,۰۶۱	۳,۸۴۰	۶,۲۳۰	۲,۴۹۱	
Lq1	-۱,۱۲۱۱	-۲,۶۵۱	۴,۵۹۰	۷,۹۷۰	۴,۴۰۰	۴,۱۷۱	۴,۹۱۰	
wf	-۰,۶۹۱	-۰,۸۰۱	۱۱,۹۶۱	۳,۸۴۱	۳,۹۹۲	۵,۵۲۱	۶,۹۳۱	
wm	-۱,۹۶۲	-۱,۳۸۱	۱۵,۹۷۳	۷,۸۵۱	۹,۷۲۲	۵,۹۲۳	۲,۱۹۱	
Wt	-۱,۷۲۳	-۲,۲۹۲	۵,۳۹۱	۱,۸۹۱	۵,۸۰۱	۴,۵۸۲	۴,۶۷۱	
Wk	-۲,۲۵۱	-۲,۲۸۱	۴,۱۳۲	۲,۸۸۲	۲,۸۶۱	۵,۱۲۲	۴,۰۲۱	
Lvf	-۰,۶۷۱	-۱,۶۳۱	۸,۳۷۲	۳,۲۱۲	۴,۹۵۱	۶,۸۱۴	۰,۷۱۵	
Lvm	-۰,۸۶۱	-۱,۳۹۱	۲,۲۹۲	۲,۶۹۱	۲,۹۰۱	۳,۰۹۱	۲,۴۳۴	
lvt	-۰,۹۳۴	-۲,۵۸۱	۴,۱۳۴	۱,۵۹۱	۵,۳۰۱	۵,۷۳۵	۴,۵۰۱	
lvk	-۱,۴۱۱	-۱,۹۸۱	۳,۹۶۲	۱,۷۲۴	۴,۰۶۱	۳,۷۲۲	۲,۴۸۲	
Lrf	-۲,۰۵۱	-۰,۳۲۲	۲,۷۸۱	۱,۷۳۲	۶,۱۴۲	۱,۵۷۵	۹,۶۹۱	
lrm	-۰,۸۵۱	-۱,۹۵۲	۱۱,۱۹۱	۸,۴۳۱	۱۱,۱۰۶ ۱	۱۴,۳۰۱	۵,۰۳۵	
Lrt	-۱,۶۳۵	-۱,۹۴۵	۴,۲۹۲	۵,۰۳۱	۳,۱۴۲	۳,۹۳۰	۴,۰۷۲	
lrk	-۰,۸۴۱	-۱,۹۲۲	۱۱,۰۴۲	۸,۷۸۲	۱۱,۲۲ ۲	۱۳,۴۸۱	۵,۰۶۱	
ldy	-۱,۰۴۱	-۱,۷۹۲	۳,۶۶۵	۶,۳۶۶	۳,۴۴۱	۳,۳۹۰	۲,۵۷۴	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. مقادیر سطوح بحرانی در الگوی دارای عرض از مبدا و روند

نوع آزمون در سطح	t_1	t_2	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$
۰,۰۱	-۳,۷۳	-۳,۲۱	۷,۸۶	۷,۸۸	۷,۸۶	۷,۸۷	۷,۹۲
۰,۰۲۵	-۳,۴۴	-۲,۹۰	۶,۶۶	۶,۶۹	۶,۷۰	۶,۶۸	۶,۷۴
۰,۰۵	-۳,۱۹	-۲,۶۵	۵,۷۷	۵,۷۷	۵,۷۷	۵,۸۴	۵,۸۲
۰,۱	-۲,۹۱	-۲,۳۶	۴,۸۶	۴,۸۶	۴,۸۶	۴,۹۰	۴,۹۰

مأخذ: فرانسس و هبایجن ۱۹۹۷ و تیلور ۱۹۹۸.

جدول۳. نتایج مربوط به معکوس سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل برای محصول موز

	نام پارامتر	مقدار برآوردشده	انحراف معیار	
معادله نخست	α_f	۳/۷۸۸*	۲/۴۷۷	R^2 = ۰/۵۲۱
	γ_{ff}	۰/۰۲۳	۰/۱۲۱	
	γ_{fm}	- ۰/۱۲۶	۰/۱۳۱	
	γ_{ft}	۰/۰۸۲*	۰/۰۶۶	D.W=۱/۹۷۰
	γ_{fk}	۰/۰۲۰	۰/۰۲۲	
	β_f	-۰/۳۱۹ ***	۰/۰۴۱	
معادله دوم	α_m	۱۲/۵۹۹***	۳/۹۴۱	R^2 =۰/۵۳۱
	γ_{mm}	- ۰/۱۱۷	۰/۱۷۱	
	γ_{mt}	۰/۱۹۵*	۰/۱۴۵	D.W=۱/۹۳۳
	γ_{mk}	۰/۰۵۸	۰/۰۵۱	
	β_m	-۰/۸۷۹ ***	۰/۱۰۵	
معادله سوم	α_t	-۱۲/۶۷۸ ***	۴/۰۰۲	R^2 = ۰/۵۲۲
	γ_{tt}	-۰/۲۳۱*	۰/۱۶۱	
	γ_{tk}	-۰/۰۵۵ *	۰/۰۴۱	D.W=۱/۹۴۱
	β_t	۰/۹۹۵***	۰/۱۲۲	

معادله چهارم	α_k	-۲/۹۶۱ ***	۰/۹۹۱	$R^2 =$ ۰/۵۲۱
	γ_{kk}	-۰/۰۲۴	۰/۰۴۰	
	β_k	۰/۲۲۸***	۰/۰۳۲	D.W=۱/۹۵۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق *، ** و *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

جدول ۴. نتایج کشش‌های (انعطاف‌های) خودی و متقاطع برای محصول موز

	فیلیپین	امارات	ترکیه	اکوادور	سایرکشورها	مقیاس
فیلیپین	- ۰,۶۸۱	۰,۷۳۲	-۰,۷۵۱	-۰,۱۸۱	۰,۰۲۲	-۱,۰۰۲
امارات	۰,۳۹۰	-۰,۱۲۲	-۰,۹۰۱	-۰,۲۱۱	۰,۰۲۰	-۱,۰۰۳
ترکیه	۰,۴۲۱	۰,۹۷۱	-۱,۹۹۹	-۰,۲۴۱	۰,۰۲۴	-۱,۰۰۳
اکوادور	۰,۴۱۱	۰,۹۳۴	-۰,۹۶۱	-۱,۲۲۲	۰,۰۲۱	-۱,۰۰۳
سایرکشورها	۰,۴۵۴	۱,۰۲۴	-۱,۰۵۴	-۰,۲۵۱	-۰,۹۸۸	-۱,۰۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵. نتایج مربوط به کشش‌های تقاضای باقی مانده برای محصول موز

فیلیپین	اکوادور	امارات	ترکیه
۰,۰۱۱	-۰,۰۱۲***	۰,۰۲۲ *	° ۵,۲۳۱
(۰,۰۱۱)	(۰,۰۰۱)	(۰,۰۱۲)	(۰,۰۰۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار می‌باشد.

*، ** و *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی