

بررسی بازار واردات موز در ایران

سیدابوالقاسم مرتضوی*^۱، سیده سمانه عباس میری^۱، امیرحسین چیذری^۲، محمد کاوسی

کلاشمی^۲، محمدحسن وکیل پور^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 تقریباً 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. بدین ترتیب پیشنهاد می‌شود که اولویت واردات موز ایران به ترتیب 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 تقریباً ایده‌آل، تابع تقاضای باقی‌مانده، ایران.

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

بیشگفتار

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 ۲۹۹ هزار 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 صادرکننده 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 (نمودار ۱). 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 تقریباً ایده‌آل (IAIDS)^۱ برای بررسی رفتار قیمت وارداتی نسبت به مقدار واردات استفاده شده است. علت استفاده از معکوس سیستم

1 Inverse Almost Ideal Demand System.

تقاضا به جای 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)^۱ 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 چیا سینسو (۲۰۱۱) به بررسی بازار موز در آمریکا، با کمک داده‌های فصلی و با استفاده از مدل (NEIO) و معکوس سیستم معادلات تقاضای تقریباً 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.

سقایان 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)^۲ 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 Empirical Industrial Organization

2 Residual Demand Model

ایران با هریک از کشورهای عمده صادرکننده پرداخته و همچنین با کمک تابع تقاضای باقی مانده ساختا بازار واردات ایران را با هریک از کشورهای صادرکننده 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 باقی مانده ساختار بازار واردات ایران با هریک از کشورهای صادرکننده به طور 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)^۱ استفاده شد. پس از تعیین ریشه‌های فصلی، داده‌های فیلتر شده در برازش الگوها به کار 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 تقریباً 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) به صورت متوالی صورت نگرفته است و سال‌های بین ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۸ و ۷۵ تا ۷۹ واردات نداشتیم.

معکوس سیستم معادلات تقاضای تقریباً 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 ترجیحات مصرف‌کننده از تابع فاصله‌ای به دست 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 $F(u, q)$ به صورت زیر نشان داده می‌شود، u سطح مطلوبیت می‌باشد (دیتون، ۱۹۷۹).

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

معکوس تابع تقاضا که ایلز و انور (۱۹۹۴) آن را AIDS نامیدند، به صورت زیر می باشد:

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

w_i سهم مخارج کالا (و یا کشور) α_i و β_i و γ_{ij} ضرایب (پارامترها) بوده است و $\ln Q$ به صورت زیر می باشد:

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

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

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

$$\sum_{k=1}^n \alpha_k = 1, \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \text{شرط جمع پذیری:} \quad (۴)$$

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

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 هم جمعیتی یا جمع پذیری 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 به طور خودکار اعمال می شود. به طوری که سیستم تحت تاثیر این معادله حذف شده قرار نمی گیرد و می توان معادله حذف شده را با استفاده از شرط جمع پذیری و از پارامترهای دیگر معادلات به دست آورد. این شرط بدین مفهوم است که مجموع کشش های درآمدی تقاضا که با سهم هزینه هر کالا اندازه گیری می شود، برابر واحد خواهد بود و بر طبق شرط همگنی، معادلات تقاضا باید در قیمت ها و مخارج همگن از درجه صفر باشند. یعنی هنگامی که در تابع تقاضا، قیمت ها 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 AIDS در معادله ۱ به یک روش تخمین غیر خطی نیاز دارد. زیرا شاخص مقداری $\ln Q$ غیر خطی 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 ویزا، ۱۹۹۲).

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

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

معادله‌ی ۶ انعطاف‌پذیری خودی و متقاطع (own and cross flexibilities) را نشان می‌دهد. انعطاف‌پذیری خودی توضیح می‌دهد که اگر مقدار تقاضای کالای i ام یک درصد افزایش یابد، قیمت کالای i ام چند درصد تغییر می‌کند. تقاضا برای کالای i ام زمانی انعطاف‌پذیر است که یک درصد افزایش در مصرف کالا بیشتر از یک درصد کاهش در ارزش مصرف نهایی آن کالا باشد. انعطاف‌پذیری متقاطع، درصد تغییرات در قیمت یک کالا را زمانی که مقدار تقاضا از یک کالای دیگر یک درصد افزایش یابد، نشان می‌دهد. معادله‌ی ۷ انعطاف‌پذیری مخارج را نشان می‌دهد 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 (چیساینسو، ۲۰۱۱). مهم‌ترین کشورهای صادرکننده موز به ایران، کشورهای امارات متحده عربی، فیلیپین، ترکیه و اکوادور بوده که این کشورها طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ بیش از ۹۸٪ از کل واردات موز به ایران را به خود اختصاص داده‌اند. لازم به توضیح است که در الگوی معکوس تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل، علاوه بر این چهار کشور سهم مخارج صادرات برای سایر کشورها نیز لحاظ شده است.

معکوس سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای محصول موز

معادلات مدل با اعمال کامل محدودیت‌ها به صورت زیر می‌باشد:

$$wf = \alpha_f + \gamma_{ff} lef + \gamma_{fm} lem + \gamma_{ft} let + \gamma_{fk} lek - (\gamma_{ff} + \gamma_{fm} + \gamma_{ft} + \gamma_{fk})lr + \beta_f lQ1$$

$$wm = \alpha_m + \gamma_{mf} lef + \gamma_{mm} lem + \gamma_{mt} let + \gamma_{mk} lek - (\gamma_{mf} + \gamma_{mm} + \gamma_{mt} + \gamma_{mk})lr + \beta_m lQ1$$

(۸)

$$wt = \alpha_t + \gamma_{tf} lef + \gamma_{tm} lem + \gamma_{tt} let + \gamma_{tk} lek - (\gamma_{tf} + \gamma_{tm} + \gamma_{tt} + \gamma_{tk})lr + \beta_t lQ1$$

$$wk = \alpha_k + \gamma_{kf} lef + \gamma_{km} lem + \gamma_{kt} let + \gamma_{kk} lek - (\gamma_{kf} + \gamma_{km} + \gamma_{kt} + \gamma_{kk})lr + \beta_k lQ1$$

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 از سایر 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 حاصل جمع سهم مخارج

نهادها (کشورها) از کل مخارج انجام شده برابر یک است؛ لذا در این حالت ماتریس وارینانس، 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 می باشد را با توجه به اهمیت کمتر آن (سهم کمتری از واردات موز به ایران را به خود اختصاص داده است) حذف نماییم. البته ضرایب این معادله با استفاده از شرط حاصل جمع معکوس سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده آل محاسبه شده است (هژبرکیانی و صیامی، ۱۳۸۷).

مدل تابع تقاضای باقی مانده (Residual Demand Model)

در یک بازار غیر رقابت کامل، میزان رقابت به عنوان حاشیه‌ی فروش بالاتر از هزینه‌ی نهایی (یا شاخص لرنر) در نظر گرفته می شود. بیشتر مطالعات به بررسی و اندازه گیری شاخص قدرت در بازارهای داخلی و بین المللی پرداخته اند (بیکر و برسناهان، ۱۹۹۸؛ بارنت و همکاران، ۱۹۹۷؛ گیل و پاراجا، ۲۰۰۰؛ گلوبن و لوی، ۲۰۰۰؛ گلدبرگ و کنتر، ۱۹۹۹ و ۱۹۹۷ و کنتر، ۱۹۹۳ و ۱۹۸۹).

معمولاً محاسبه‌ی مستقیم شاخص لرنر به خاطر اینکه داده‌های مربوط به هزینه‌های نهایی اندک و یا غیر محاسبه می باشد، مشکل می باشد (سقاییان و میخاییل، ۲۰۰۴).

گلدبرگ و کنتر (۱۹۹۹) نشان دادند که استفاده از داده‌های محاسباتی برای میزان هزینه‌های نهایی می تواند منجر به یک آریب در محاسبه‌ی میزان قدرت بازار شود. در مورد بازارهای بین المللی

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 کنتز در سال ۱۹۹۹ توسعه یافت، برای یک صادرکننده به صورت زیر می‌باشد:

$$\ln P_{mt}^{ex} = \lambda_m + \eta_m \ln \hat{Q}_{mt}^{ex} + \alpha'_m \ln Z_{mt} + \beta' \ln W_{mt}^N + \varepsilon_{mt} \quad (9)$$

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 به صورت 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 نهادها مانند دستمزدها و قیمت مواد خام شامل می‌شود.

گلدبرگ و کنتز 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 به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\ln P_{t,k}^i = \lambda_k + \eta_k \ln \hat{Q}_{t,k}^i + \alpha_k \ln T_t + \beta_k \ln \left(\frac{DY_t}{CPI_t} \right) + \sum_{j \neq i} \delta_k^j \ln e_{t,k}^j + \varepsilon_{t,k} \quad (10)$$

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 باقی مانده (Residual Demand)، برای محصول موز با استفاده از معادله‌ی ۱۰ برای چهار کشور فیلیپین، اکوادور، امارات و ترکیه به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned}
 lvf &= \lambda_f + \eta_f lef + \alpha_f t + \beta_f ldy + \delta_f^k lrk + \delta_f^m lrm + \delta_f^t lrt \\
 lvk &= \lambda_k + \eta_k lek + \alpha_k t + \beta_k ldy + \delta_k^f lrf + \delta_k^m lrm + \delta_k^t lrt \\
 lvm &= \lambda_m + \eta_m lem + \alpha_m t + \beta_m ldy + \delta_m^f lrf + \delta_m^k lrk + \delta_m^t lrt \\
 lvt &= \lambda_t + \eta_t let + \alpha_t t + \beta_t ldy + \delta_t^f lrf + \delta_t^k lrk + \delta_t^m lrm
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

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 و ترکیه (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 تقریباً ایده‌آل و تابع تقاضای باقی مانده از آزمون هاسمن و بروش پاگان استفاده شده است. همچنین آزمون بروش پاگان، گلچسر و وایت برای تعیین وجود ناهمسانی واریانس در جز اخلال، آزمون تجزیه واریانس به منظور تعیین رابطه‌ی همخطی و همچنین آماره‌ی DW به منظور بررسی وجود خود همبستگی در جز اخلال صورت گرفته است.

نتایج و بحث

هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) برای اولین بار آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی را بر روی سری‌های زمانی فصلی انجام دادند. این آزمون بعدها به وسیله‌ی بولیو و مایرن (۱۹۹۳) برای سری‌های زمانی ماهانه گسترش داده شد. این آزمون می‌تواند ریشه‌های موجود در سری‌های زمانی را مشخص کند که باعث نایستایی 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 سری زمانی است. برای این منظور می‌توان نوشت:

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

برای تعیین ریشه‌های مشخص باید معادله‌ی زیر را حل کرد:

$$(1 - L^s) = 0 \quad (12)$$

جواب عمومی معادله بالا را می‌توان به‌صورت زیر برای $K=1,2,\dots$ نوشت. معادله بالا S راه حل خواهد داشت.

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

اولین ریشه به‌عنوان ریشه‌ی غیر فصلی و $S-1$ ریشه فصلی خواهیم داشت (HEGY, 1990). فراوانی هر یک از این ریشه‌های واحد (k) به وسیله‌ی معادله‌ی (۲۹) محاسبه می‌گردد (تیلور، ۱۹۹۸):

$$\omega_k = 2\pi k / 12, \quad k = 0, 1, 2, \dots, 11 \quad (13)$$

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

$$(1 - L^{12})x_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12} \pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j (1 - L^{12})x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$

p درجه تعمیم 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 هر یک 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)، $\pm \frac{5\pi}{6}$ (دو و نیم ماهه) و $\pm \frac{\pi}{6}$ (۱۲ ماهه یا سالانه) 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 تقریباً ایده‌آل برای محصول موز

بر اساس نتایج به‌دست آمده از آزمون هاسمن، هیچ کدام از معادلات سیستم IAIDS، دچار آریب 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:

$$IQ1-0/025 \text{ Ir } -0/009 \text{ lek} +0/0009 \text{ let} +0/009 \text{ lem} -0/006 \text{ lef} = 0/27 +0/005 \text{ wr}$$

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 سایر کشورها 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 به ترتیب 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 به عبارت 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 به ترتیب 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، سایر کشورها 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 نسبتاً 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 واردکننده‌ی موز به ایران تقریباً برابر می‌باشد و با ۱٪ تغییر در کل واردات، قیمت وارداتی موز برای هر کشور را در حدود ۰٫۰۲٪ 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 باقی مانده دارای اریب هم‌زمانی نمی‌باشند و بر طبق آزمون بروش‌یاگان معادلات باید به صورت سیستمی تخمین‌بزنیم و در نتیجه معادلات را به روش SUR تخمین‌زدیم 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 و پیشنهادات

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 خودمقداری، توصیه می‌شود که واردات موز بیشتر از کشورهای انجام شود که دارای انعطاف‌های خودمقداری کمتری باشند. در نتیجه بهتر است واردات به ترتیب 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 هر کشور 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.

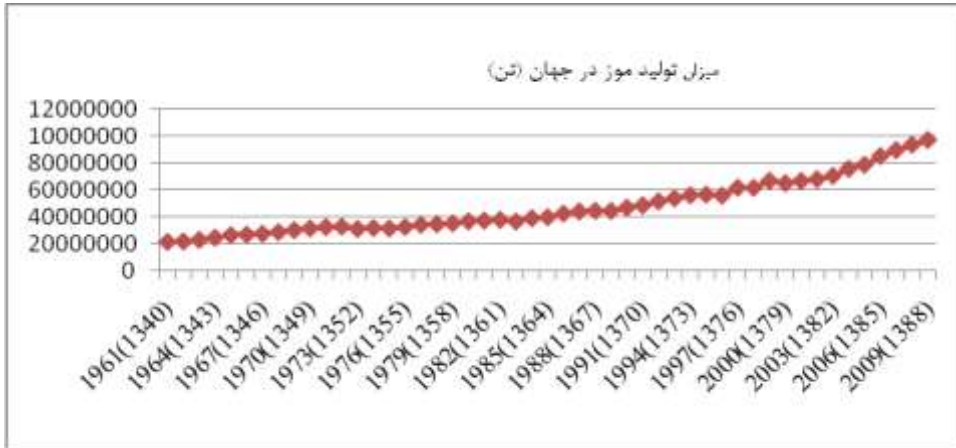
۵- با وجود اینکه سهم بازار واردات فیلیپین و امارات در بازار واردات موز به ایران از سایر کشورها بیشتر است، اما بازار واردات فیلیپین رقابتی است و این نشان‌دهنده‌ی این است که کشور فیلیپین به هزینه‌های بازاریابی کمتر توجه می‌کند.

فهرست منابع:

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۹۰. اداره بین‌الملل. تهران.
۲. حسن پور 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.

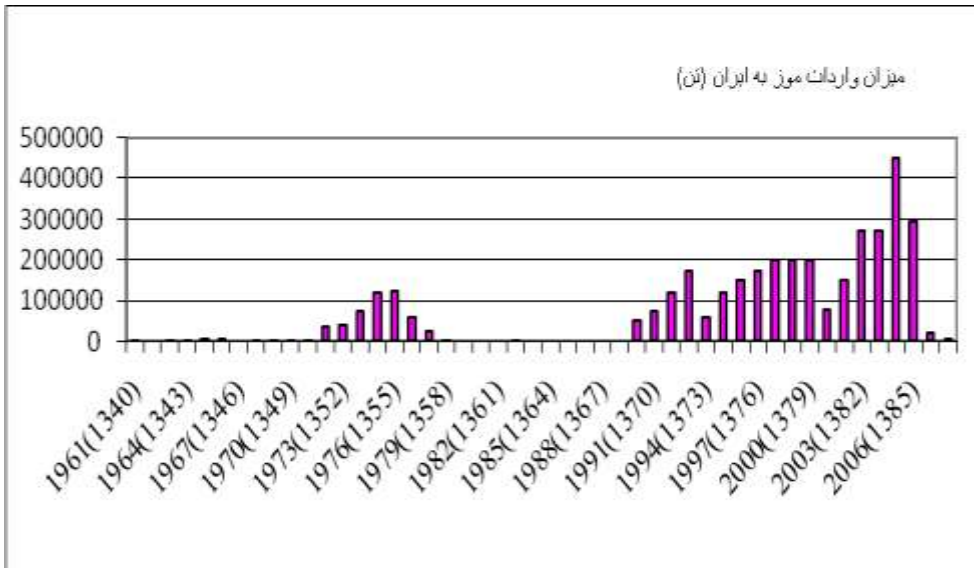
14. Eales, J.S., and L.J. Unnevehr. 1994. The Inverse Almost Ideal Demand System. *European Economic Review* 38:101-115.
15. Franses, P. H. and Hobijn, B. 1997. Critical values for unit root tests in seasonal time series. *Journal of Applied Statistics*, 24: 25-47.
16. Ghysels, E. and Osborn, D.R. 2001. *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 Competition 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.

پیوستها



مأخذ: سایت FAO

نمودار ۱. میزان تولید موز در جهان طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۹



مأخذ: سایت FAO

نمودار ۲. میزان واردات موز به ایران طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۹

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

فیلتر مورد استفاده	F _{11,12}	F _{9,10}	F _{7,8}	F _{5,6}	F _{3,4}	t ₂	t ₁	نوع آزمون نام مستحیر
	۵,۳۸۱	۱۱,۶۷۵	۳,۵۳۲	۵,۳۶۲	۹,۱۲۱	-۲,۶۶۶	-۱,۰۳۱	lef
	۳,۹۰۲	۵,۴۰۱	۳,۳۲۱	۲,۷۰۱	۴,۰۶۲	-۲,۳۳۲	-۲,۳۲۳	lek
	۳,۶۰۴	۳,۷۲۴	۸,۶۰۱	۷,۴۲۱	۱۱,۶۴۱	-۲,۳۰۱۲	-۱,۵۴۲	lem
	۴,۴۸۱	۴,۵۷۴	۵,۹۰۱	۱,۸۰۲	۵,۶۹۱	-۲,۱۴۱	-۱,۷۹۱	let
	۲,۴۹۱	۶,۳۳۰	۳,۸۴۰	۷,۰۶۱	۵,۸۵۱	-۲,۱۹۱	-۲,۱۵۱	Lr
	۴,۹۱۰	۴,۱۷۱	۴,۴۰۰	۷,۹۷۰	۴,۵۹۰	-۲,۶۵۱	-۱,۱۲۱۱	Lq1
	۶,۹۳۱	۵,۵۲۱	۳,۹۹۲	۳,۸۴۱	۱۱,۹۶۱	-۰,۸۰۱	-۰,۶۹۱	wf
	۲,۱۹۱	۵,۹۲۳	۹,۷۲۲	۷,۸۵۱	۱۵,۹۷۳	-۱,۳۸۱	-۱,۹۶۲	wm
	۴,۶۷۱	۴,۵۸۲	۵,۸۰۱	۱,۸۹۱	۵,۳۹۱	-۲,۳۹۲	-۱,۷۲۳	Wt
	۴,۰۳۱	۵,۱۲۲	۲,۸۶۱	۲,۸۸۲	۴,۱۳۲	-۲,۳۸۱	-۲,۲۵۱	Wk
	۰,۷۱۵	۶,۸۱۴	۴,۹۵۱	۳,۲۱۲	۸,۳۷۲	-۱,۶۳۱	-۰,۶۷۱	Lvf
	۲,۴۳۴	۳,۰۹۱	۲,۹۰۱	۲,۶۹۱	۲,۳۹۲	-۱,۳۹۱	-۰,۸۶۱	Lvm
	۴,۵۰۱	۵,۷۳۵	۵,۳۰۱	۱,۵۹۱	۴,۱۳۴	-۲,۵۸۱	-۰,۹۲۴	lvt
	۲,۴۸۲	۳,۷۲۲	۴,۰۶۱	۱,۷۲۴	۳,۹۶۲	-۱,۹۸۱	-۱,۴۱۱	lvk
	۹,۶۹۱	۱,۵۷۵	۶,۱۴۲	۱,۷۲۲	۲,۷۸۱	-۰,۳۲۲	-۲,۰۵۱	Lrf
	۵,۰۳۵	۱۴,۳۰۱	۱۱,۱۱۱	۸,۴۳۱	۱۱,۱۹۱	-۱,۹۵۲	-۰,۸۵۱	lrm
	۴,۰۷۲	۳,۹۳۰	۳,۱۴۲	۵,۰۳۱	۴,۲۹۲	-۱,۹۴۵	-۱,۶۳۵	Lrt
	۵,۰۶۱	۱۳,۴۸۱	۱۱,۱۲۲	۸,۷۸۲	۱۱,۰۴۲	-۱,۹۲۲	-۰,۸۴۱	lrk
	۲,۵۷۴	۳,۳۹۰	۳,۴۴۱	۶,۳۶۶	۳,۶۶۵	-۱,۷۹۲	-۱,۰۴۱	ldy

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.

جدول ۳. نتایج مربوط به معکوس سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای محصول موز

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

معادله نخست

معادله دوم

معادله سوم

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

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

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

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

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

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

*، **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.