اقتصاد کشاورزی / جلد ۷/ شماره‌ی ٤/ صفحه‌های ٤٢-٢٣

ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات پسته ایران (رهیافت خود توضیح برداری *VAR*)

حسین محمدی، مهسا بهرامی نسب [۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۶/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۱۹

چکیده

پسته یکی از محصولات عمده‌ی ارزآور صادراتی ایران است که توسط کشورهای محدودی در جهان عرضه شده و متقاضیان زیادی در بازار جهانی دارد. در این بررسی با استفاده از آمار سال‌های ۱۹۸۰- ۲۰۱۰ میلادی و با رهیافت خود توضیح برداری (*VAR*)، تحلیل‌های واکنش به ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات پسته ایران مورد ارزیابی قرار گرفتند. نتایج به‌دست آمده از الگوی همجمعی نشان‌دهنده‌ی آن است که هر یک از متغیرهای میانگین درآمد کشورهای واردکننده، نرخ واقعی ارز و تولید داخلی پسته، با عرضه و تقاضای صادرات پسته ایران در بلندمدت رابطه مثبت و معنادار خواهند داشت، درحالی‌که تولید در دیگر کشورها و قیمت داخلی پسته در بلندمدت با عرضه و تقاضای صادراتی محصول، رابطه منفی و معنادار دارند. همچنین تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان‌دهنده آن است که بیشترین تأثیرگذاری بر نوسانات عرضه صادرات پسته در ایران از خود متغیر ناشی می‌شود و مؤثرترین عامل بر نوسانات تقاضای جهانی صادرات نیز، متغیر عرضه صادرات ایران بوده و پس از آن در بلندمدت قیمت صادراتی ایران نیز تأثیر گذار خواهد بود.

طبقه‌بندی JEL : C32, Q17, C13

واژه‌های کلیدی: الگوی خود توضیح برداری، پسته، تقاضا، صادرات، عرضه

[۱] به‌ترتیب: عضو هیأت علمی و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
Email: hoseinmohammadi@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی در کشورهای درحال توسعه، بخش کشاورزی است که علاوه بر تأمین امنیت غذایی، نقش مؤثری در توسعه اقتصادی و صادرات غیرنفتی کشور دارد. ایران نیز از این قاعده مستثنی نبوده و بخش کشاورزی در آن دارای اهمیت ویژه‌ای است و همواره نقش چشم‌گیری در صادرات غیرنفتی داشته است (سلیمی‌فر و میرزایی، ۱۳۸۱). در میان محصولات صادراتی بخش کشاورزی، پسته (طلای سبز) از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا ایران بزرگ-ترین کشور تولید و صادرکننده این محصول در سطح جهانی است و سهم قابل ملاحظه‌ای از تولید، سطح زیرکشت، میزان و ارزش صادرات جهانی پسته به ایران اختصاص دارد (مهرابی بشرآبادی، ۱۳۸۱). پسته یکی از محصولات عمده‌ی ارزآور صادراتی ایران است که توسط کشورهای محدودی در جهان عرضه شده و متقاضیان زیادی در بازار جهانی دارد. با توجه به آمار سازمان خواربار و کشاورزی[1] (فائو)، طی سال‌های ۲۰۱۰- ۲۰۰۰ در بین ۵ کشور برتر تولیدکننده‌ی پسته‌ی جهان، ایران در رتبه‌ی نخست تولید قرار دارد.

جدول (۱) میزان تولید ۵ کشور برتر تولیدکننده پسته در جهان (میانگین سال‌های ۲۰۱۰- ۲۰۰۰)

۵ کشور برتر تولیدکننده	میزان تولید (تن)
ایران	۲۹۴۱۹۹
آمریکا	۱۳۴۶۳۵
ترکیه	۷۵۷۵۶
سوریه	۴۹۱۳۴
چین	۳۴۵۱۸

مأخذ: بنابر اطلاعات مستخرج از FAO

با توجه به آمار تولید پسته در ایران و جهان (جدول ۲)، طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۲۰۰۰، به‌طور میانگین، ایران حدود ۵۰ درصد پسته جهان را تولید کرده است. همچنین ایران علاوه بر تولید، در صادرات پسته نیز، مقام اول جهان را به خود اختصاص داده است. به طوری‌که در بین ۵ کشور برتر صادرکننده‌ی جهان، ایران با صدور ۱۳۹/۶۷۰ هزارتن، بیشترین حجم صادرات این محصول را دارا می‌باشد و به‌طور میانگین در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰، حدود نیمی (۴۸/۶۳٪) از کل صادرات پسته‌ی جهان، متعلق به ایران بوده است (جدول ۳).

[1] Food & Agriculture Organization (FAO)

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲) میزان تولید پسته در ایران و جهان و سهم ایران از تولید جهانی (سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰)

سال	تولید ایران (تن)	تولید جهان (تن)	سهم ایران از تولید جهان (٪)
۲۰۰۰	۱۱۲۰۰۰	۳۷۶۸۱۶	۲۹/۷۲
۲۰۰۱	۲۴۹۰۰۰	۴۳۱۶۲۴	۵۷/۶۹
۲۰۰۲	۲۴۹۰۰۰	۵۱۷۵۸۶	۴۸/۱۱
۲۰۰۳	۳۰۶۱۹۲	۵۴۲۰۳۷	۵۶/۴۹
۲۰۰۴	۱۸۴۸۹۹	۴۴۴۱۱۰	۴۱/۶۳
۲۰۰۵	۲۲۹۶۵۷	۵۱۴۳۵۹	۴۴/۶۵
۲۰۰۶	۲۵۰۰۰۰	۵۹۳۳۷۰	۴۲/۱۳
۲۰۰۷	۳۱۵۵۰۰	۶۸۷۳۷۱	۴۵/۹۰
۲۰۰۸	۴۴۶۶۴۷	۸۰۵۲۸۴	۵۵/۴۶
۲۰۰۹	۴۴۶۶۴۷	۸۱۵۴۸۹	۵۴/۷۷
۲۰۱۰	۴۴۶۶۴۷	۹۴۴۳۴۷	۴۷/۳۰
میانگین	۲۹۴۱۹۹	۶۰۶۵۸۱/۱۸	۴۸/۵۰

مأخذ: بنابر اطلاعات مستخرج از FAO

جدول (۳) صادرات پسته در ایران و جهان و سهم ایران از صادرات جهانی (سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰)

سال	صادرات ایران (تن)	صادرات جهان (تن)	سهم ایران از صادرات جهان (٪)
۲۰۰۰	۱۰۱۲۵۷	۱۶۴۱۹۸	۶۱/۶۷
۲۰۰۱	۱۱۵۳۳۵	۲۰۱۰۳۷	۵۷/۳۷
۲۰۰۲	۱۳۵۳۱۴	۲۱۴۸۱۱	۶۲/۹۹
۲۰۰۳	۱۸۴۹۴۶	۲۸۰۲۱۳	۶۶
۲۰۰۴	۱۳۸۷۲۳	۲۳۵۵۶۴	۵۸/۸۹
۲۰۰۵	۱۳۷۷۱۲	۲۶۹۸۲۴	۵۱/۰۴
۲۰۰۶	۱۶۳۴۶۳	۲۹۰۹۱۸	۵۶/۱۹
۲۰۰۷	۱۹۳۳۵۰	۳۸۸۶۱۰	۴۹/۷۵
۲۰۰۸	۱۳۶۸۹۳	۳۷۸۷۱۵	۳۶/۱۵
۲۰۰۹	۷۶۱۲۴	۳۱۸۶۳۶	۲۳/۸۹
۲۰۱۰	۱۵۳۲۵۹	۴۱۶۶۰۹	۳۶/۷۹
میانگین	۱۳۹۶۷۰/۵۵	۲۸۷۱۹۴/۰۹	۴۸/۶۳

مأخذ: بنابر اطلاعات مستخرج از FAO

Archive of SID

www.SID.ir

جدول(۴) میزان صادرات ۵ کشور برتر صادرکننده پسته جهان (میانگین سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰)

۵ کشور برتر صادر کننده	صادرات (تن)
ایران	۱۳۹۶۷۰/۵۴۵
آمریکا	۵۴۰۵۱/۴۵۴
چین	۲۲۳۴۳/۰۰۰
آلمان	۱۵۵۱۴/۱۸۲
امارات	۱۰۵۸۳/۶۶۷

مأخذ: بنابر اطلاعات مستخرج از FAO

با توجه به میانگین تولید پسته در ایران (۲۹۴۱۹۹ تن) و میانگین صادرات این محصول (۱۳۹۶۷۰/۵۴۵ تن) طی دوره‌ی یاد شده، سهم صادرات از تولید پسته در ایران ۴۷/۴۷٪ می‌باشد. یعنی به‌طور میانگین سالانه حدود نیمی از پسته‌ی تولید شده در کشور، به بازارهای جهانی صادر می‌شود. لذا شناخت عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات پسته از اهمیت فراوانی برخوردار است. به همین دلیل هدف از این بررسی، ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات پسته ایران با استفاده از الگوی خود توضیح برداری است تا بدین وسیله بتوان تصمیمات و سیاست‌های مناسب را در جهت افزایش صادرات هر چه بیشتر این محصول ارزآور اتخاذ نمود. در ارتباط با بررسی‌های انجام شده در زمینه‌ی صادرات پسته و عوامل مؤثر بر آن می‌توان به موارد زیر اشاره نمود: مرتضوی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات پسته ایران، نشان دادند که نوسانات نرخ ارز در کوتاه مدت تأثیر منفی و معنی‌داری بر ارزش صادرات پسته خواهد داشت. همچنین تولید ناخالص داخلی کشورهای واردکننده و قیمت تولید کننده داخلی پسته تأثیر چشمگیر و مثبتی بر میزان صادرات این محصول دارد. امجدی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به تعیین بازارهای هدف صادرات پسته و خرمای ایران با استفاده از الگوی تقاضای صادرات و روش غربالگری در دوره ۸۶-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج این بررسی نشان داد که کشورهای غیر آسیایی با درآمد بالاتر، بازار مناسب‌تری برای خرمای صادراتی ایران بوده و بازار مناسب برای پسته‌ی صادراتی ایران، کشورهای آسیایی و غیر آسیایی با درآمد بالاتر هستند. بی‌ریا و جبل عاملی (۱۳۸۵) در بررسی خود به برآورد تابع عرضه‌ی صادرات سه کالای زعفران، پسته و خرما با استفاده از مدل باند و روش تلفیق سری زمانی و مقطعی در دوره‌ی زمانی ۸۰-۱۳۷۰ پرداختند. نتایج بررسی آنان نشان داد، سیاست‌های قیمتی بر درآمدهای به‌دست آمده از صادرات غیر نفتی تأثیر مثبتی نداشته است. عزیزی و یزدانی (۱۳۸۵) به بررسی روند صادرات پسته و شناخت راهبرد صادراتی

Archive of SID

www.SID.ir

پسته ایران طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۷۰ با استفاده از معیار مزیت نسبی آشکار شده (*RCA*) و همچنین برآورد تابع عرضه صادرات پسته به دو صورت خطی و لگاریتمی پرداختند. آنان نشان دادند که ایران از سال ۱۹۷۳ به‌دلیل حساسیت و دنبال کردن پاره‌ای از سیاست‌ها در عرصه تولید و تجارت پسته به یک راهبرد صادراتی برای پسته نزدیکتر شده است و پایداری درآمد صادراتی پسته نیز این امر را ثابت می‌کند. ترکمانی و طرازکار (۱۳۸۴) به بررسی تأثیر تغییرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته ایران با کاربرد روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده در دوره‌ی زمانی ۷۰-۱۳۵۹ پرداخته و نشان دادند، تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مهم‌ترین عامل مؤثر بر قیمت صادراتی پسته می‌باشد. محمود زاده و زیبایی (۱۳۸۳) در پژوهشی با استفاده از یک مدل تحلیل همجمعی به بررسی عوامل مؤثر بر عرضه‌ی صادرات پسته ایران پرداختند. به این منظور با استفاده از داده‌های سری زمانی ۸۱-۱۳۵۸، آثار شاخص لگاریتمی تغییرات نرخ ارز و قیمت واقعی خرده فروشی پسته، بر صادرات مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج به‌دست آمده از این بررسی نشان داد، تغییرات نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر عرضه صادارت پسته نداشته، ولی ضریب متغیر قیمت خرده فروشی پسته در درازمدت معنی‌دار و مثبت بوده است. علاوه بر این، نتایج به‌دست آمده از رابطه کوتاه مدت در این بررسی نشان داد، حدود ۵۸ درصد از انحراف‌های کوتاه مدت عرضه صادرات از مقدار تعادلی درازمدت آن طی یک دوره تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر برای تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای یک سیاست، دو سال زمان لازم خواهد بود. نوری و کوپاهی (۱۳۷۵) در بررسی خود در زمینه توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته نشان دادند، کشش تقاضای صادرات پسته نسبت به نرخ ارز مبادلاتی معادل ۰/۳۸۹- بوده که نشان دهنده‌ی تأثیر منفی تغییرات نرخ ارز بر درآمد به‌دست آمده از صادرات پسته است.

روش تحقیق

الف: معادله تقاضای صادرات

تقاضای صادرات برای محصولات کشاورزی تابع عواملی مانند قیمت صادراتی محصول، قیمت جهانی صادرات، درآمد کشورهای واردکننده (هلینر،۱۹۹۰)، میزان تولید محصول در دیگر کشورها (فریس،۱۹۷۱)، و نرخ واقعی ارز (شوو، ۱۹۷۴) می‌باشد، بنابراین تابع تقاضای صادرات برای محصول پسته به شکل لگاریتمی و به صورت زیر تعریف می‌شود:

Archive of SID

www.SID.ir

$$Ln\,(wde) = c_0 + c_1\,Ln(epi) + c_2\,Ln(epw) + c_3\,Ln(wi) + c_4\,Ln(po) + c_5\,Ln(rex) + u \qquad (۱)$$

که در آن :

wde: میزان تقاضای جهانی صادرات، epi: شاخص قیمت صادراتی ایران، epw: قیمت جهانی صادرات، wi: میانگین وزنی درآمد واقعی کشورهای واردکننده، po : میزان تولید پسته در دیگر کشورها، rex: نرخ واقعی ارز و u: جزء اخلال می‌باشد.

لازم به یادآوری است که میانگین وزنی درآمد واقعی کشورهای وارد کننده به صورت زیر محاسبه شده است:

$$Wi = \sum w_n\, i_n \qquad , n = 1, 2, \ldots\ldots, k \qquad , \sum w_n = 1 \qquad (۲)$$

که w_n سهم کشور n از واردات کالا و i_n درآمد واقعی کشور n (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت) می‌باشد.

همچنین نرخ واقعی ارز به صورت رابطه‌ی زیر محاسبه شده است:

$$Rex = E\,\frac{cpi_n}{wpi_{us}} \qquad (۳)$$

که Rex نرخ واقعی ارز، E نرخ رسمی ارز بر حسب پول رایج داخلی به ازای هر دلار آمریکا، cpi_n شاخص قیمت مصرف کننده در کشور n و wpi_{us} شاخص قیمت عمده فروشی در آمریکا می‌باشد.

ب: معادله عرضه صادرات

عرضه صادرات محصولات کشاورزی نیز تابع عواملی مانند قیمت صادراتی محصول، قیمت داخلی و میزان تولید کالا در داخل کشور و نرخ واقعی ارز می‌باشد (پسران، ۱۹۹۷). بنابراین تابع عرضه صادرات برای محصول پسته به شکل لگاریتمی و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Ln\,(Isu) = d_0 + d_1\,Ln(epi) + d_2\,Ln(ip) + d_3\,Ln(ito) + d_4\,Ln(rex) + u \qquad (۴)$$

که در آن:

Isu : میزان عرضه‌ی صادرات ایران، epi : شاخص قیمت صادراتی ایران، ip : قیمت داخلی کالا، ito : میزان تولید کالا در داخل کشور و rex : نرخ واقعی ارز است.

آمار و داده‌های مربوط به این بررسی از سازمان خواربار و کشاورزی (فائو) و بانک جهانی[1] برای سال‌های ۱۹۸۰- ۲۰۱۰ استخراج شده است و با استفاده از مدل VAR[2] و بسته‌ی

[1] World Bank
[2] Vector Auto Regression

Archive of SID

www.SID.ir

نرم‌افزاری Eviews 7.0 عوامل مؤثر بر عرضـه و تقاضای صادرات پسته‌ی ایران مورد ارزیابی قرار گرفتند.

ج: الگوی *VAR*

هنگامی که رفتار چند متغیر سـری زمانی در یک الگو مورد بررسـی قرار می‌گیرد، لازم اسـت ارتبـاط متقـابـل بین آنهـا را مورد توجـه قرار داد. یکی از راه‌هـا برای انجام این کار، تنظیم و برآورد یک الگوی معادلات همزمان اسـت. اگر معادلات این الگو شـامل وقفه‌های متغیرها نیز باشـد، در اصـطلاح آن را الگوی معادلات همزمان پویا می‌نامند. در چنین الگوهایی برخی از متغیرها درونزا تلقی می‌شـوند و شـماری نیز از پیش تعیین شـده (برونزا یا درونزای با وقفه) می‌باشـند. پیش از برآورد چنین الگویی لازم اسـت اطمینان حاصـل کنیم که معادلات این سـیسـتم شناسا باشند. آنچه که برای محقق کردن شرط شناسایی معمول است، آن است که فرض کنیم شـماری از متغیرهای از پیش تعیین شـده تنها در بعضـی از معادلات الگو وارد می‌شـوند. بنابراین پیش از برآورد الگوی معادلات همزمان، لازم اسـت دو گام برداشـته شود؛ یکی این که باید متغیرهای الگو را به دو دسته درونزا و برونزا طبقه بندی کرد و دیگری اینکه باید قیدهایی بر ضـرایب متغیرهای الگو اعمال شـود تا به شـناسـایی الگو دست یافت. چنین تصمیمی در هر دو مرحله، به‌طور معمول به صورت اختیاری توسط محقق گرفته می‌شود و به شـدت از سـوی سـیمز (۱۹۸۰) مورد انتقاد واقع شـده اسـت. به باور سـیمز اگر بین مجموعـه‌ای از متغیرهـای الگو همزمـانی وجود دارد، بـاید این همزمانی را در همه متغیرهای الگو یکسـان دانسـت و پیش داوری در مورد این که کدام درونزا و کدام برونزا هستند، درست نیسـت. به طور کلی ایرادهایی که سـیمز به آزمون فروض و پیش بینی‌های سنتی متغیرهای کلان اقتصـادی، بر اسـاس الگوهای کلان سـنجی چند متغیره دارد، عبارت‌اند از: ۱- مطابق نبودن الگوهـای چنـد متغیره سـاختـاری با نظریه‌های اقتصـادی. ۲- اعمال قیود غیرقابل اطمینان بر الگوها در فرآیند تشخیص و ۳- در نظر نگرفتن وجود بازخورد بین متغیرها. سیمز با توجه به این نکات نتیجه‌گیری می‌کند که برآورد الگوهای کلان سـنجی با مقیاس بزرگ به صـورت شـکل‌های خلاصـه شـده نامقید که در آن همه متغیرها درونزا فرض می‌شوند، امکان پذیر اسـت. بنابراین وی چارچوب جدیدی را با عنوان الگوی خود بازگشـت برداری (*VAR*) معرفی کرد. بـه علاوه چون در این الگو امکـان بررسـی ارتبـاط متقـابـل بین متغیرها ایجاد می‌شـود، لـذا آزمون وجود رابطه علیت بین متغیرهای الگو، تحلیل‌های واکنش به ضـربه و

Archive of SID

www.SID.ir

تجزیـه واریانس خطای پیش‌بینی، به عنوان تحلیل‌های سـاختاری از ارتباط بین متغیرها، با اسـتفاده از این الگوها انجام می‌پذیرد. به دلایل یاد شده در این بررسی از مدل *VAR* استفاده شـده اسـت. نکته‌ای که باید در تفسیر نتایج به آن توجه کرد این‌است که در برآورد مدل‌های *VAR* و به طور کلی دسـتگاه معادلات، ضـرایب و درصـد توضـیح دهندگی پارامترهای الگو، اهمیـت روش‌هـای تک معادله‌ای را ندارند. بر این اسـاس از توابع عکس العمل آنی و تجزیه واریانس برای تحلیل نتایج استفاده می‌شود.

نمایش یک الگوی *VAR* در حالت استاندارد آن به صورت زیر است:

$$y_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p} A_i y_{t-i} + e_t \qquad (۵)$$

که چون دارای P وقفه می‌باشـد، آن را در اصطلاح الگوی *VAR* از مرتبه P می‌نامند و به صورت *VAR* (P) نمایش می‌دهند. که در آن y_t برداری با ابعاد $(k\times1)$ شامل متغیرهای درونزای الگو، A_0 بردار $(k\times1)$ شـامل مقادیر ثابت، A_i ماتریسی $(k\times k)$ شامل ضرایب وقفه‌های متغیرهای الگو و در نهایت e_t برداری $(k\times1)$ شامل جملات اخلال می‌باشد.

نتایج و بحث

در روش‌های معمول اقتصـاد سـنجی، انجام هر گونه برآوردی مشـروط به حصـول اطمینان از ایسـتایی متغیرها اسـت. در غیر این صـورت، یعنی در حالت ناایسـتایی، رگرسیون ساختگی و ضـرایب و آماره‌های محاسبه شده برای سری‌های زمانی بدون اعتبار است. از این رو، برای این منظور آزمون ایسـتایی برای همه‌ی متغیرهای مدل انجام شـده اسـت. بنابرتعریف، یک سـری زمانی ایستا، دارای میانگین و واریانس ثابت و کوواریانس مستقل از عامل زمان است (نوفرستی، ۱۳۷۸). در این ارزیابی برای بررسـی ایستایی متغیرها، از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شـده است. بنابر نتایج به‌دست آمده از جدول ۵، تفاضل مرتبه اول همه‌ی متغیرها در سطح ۹۹ درصـد ایسـتا اسـت. بنابراین این نتیجه به‌دسـت می‌آید که همه‌ی متغیرهای مدل، انباشـته از مرتبه‌ی یک یا I(1) هسـتند. لازم به یادآوری اسـت که متغیر *epw* (قیمت جهانی صادرات)، به دلیل مشکل هم خطی، از متغیرهای الگو حذف شد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۵) نتایج بررسی ایستایی متغیرها در تفاضل مرتبه اول

نام متغیر	وضعیت	مقادیر بحرانی			آماره ADF	وضعیت ایستایی
		٪۱	٪۵	٪۱۰		
Ln (epi)	با عرض از مبدأ	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	-۵/۰۴۵	I(1)
Ln (epw)	با عرض از مبدأ	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	-۴/۴۸۶	I(1)
Ln (ip)	با عرض از مبدأ	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	-۸/۶۰۸	I(1)
Ln (isu)	با عرض از مبدأ	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	-۵/۱۷۶	I(1)
Ln (ito)	با عرض از مبدأ	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	-۱۲/۹۴۷	I(1)
Ln (po)	با عرض از مبدأ	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	-۱۰/۸۲۱	I(1)
Ln (rex)	با عرض از مبدأ	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	-۴/۸۰۲	I(1)
Ln (wde)	با عرض از مبدأ	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	-۴/۶۰۴	I(1)
Ln (wi)	با عرض از مبدأ	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	-۵/۲۹۱	I(1)

مأخذ : داده‌های تحقیق

نتایج تعیین طول وقفه مناسب در مدل *VAR*

برای تعیین طول وقفه مناسب در مدل، با توجه به اینکه حجم نمونه کوچک است و تعداد وقفه‌ی بیش از سه، درجه آزادی را به شدت کاهش می‌دهد، حداکثر یک وقفه برای آزمون تعیین شده است، که با استفاده از معیارهای (*AIC*)[1]، شوارتز بیزین (*SBC*)[2]، حنان کوئین (*HQC*)[3] و آزمون نسبت درستنمایی (*LR*)[4] صورت گرفته است. نتایج بررسی ایوانو و کیلیان (۲۰۰۵) نشان داد که مناسب‌ترین معیار برای الگوهایی با حجم نمونه‌ی کمتر از ۱۲۰، معیار شوارتز بیزین است. در صورتی که هدف، برآورد الگوی (*VECM*) باشد، معیار شوارتز در هر حجم نمونه، مناسب‌ترین معیار گزینش وقفه‌ی الگو است. فیلیپس و پلوبرگر (۱۹۹۴) نیز بر اساس مطالعات شبیه‌سازی نشان دادند که معیار شوارتز مناسب‌تر از معیار آکائیک در گزینش وقفه است. بنابراین با توجه به نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی (*VAR*) در جدول ۶ و بنابر معیار شوارتز، یک وقفه به عنوان وقفه مناسب، برای الگو گزینش شد و در ادامه به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و مدل (*VECM*) پرداخته شد.

[1] Akaike information criteron
[2] Schwarz information criteron
[3] Hannan-Quinn information criteron
[4] Sequential modified LR test statistic

Archive of SID

www.SID.ir

جدول(۶) نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه آزمون (*VAR*)

تعداد وقفه	LR	SBC	AIC	HQC
۰	NA	-۰/۵۴۶	-۱/۵۳۷	-۱/۲۲۷
۱	۱۲۶/۱۰۴	*-۱/۴۹۴	-۴/۷۹۴	-۳/۷۶۱
۲	*۶۷/۳۳	-۱/۴۱۶	*-۷/۰۲۶	*-۵/۲۶۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج الگوی خودتوضیح برداری و همجمعی: روش جوهانسون

در آزمون همجمعی بنابر روش جوهانسون، آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه می‌بایست مورد بررسی قرار گیرد و در صورتی که این آماره در سطوح معنادار موردنظر، بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود r رابطه بلندمدت بین متغیرها را می‌توان رد کرد و فرضیه یک قابل بررسی خواهد بود. همان‌گونه که در جدول ۷ دیده می‌شود، آزمون هم انباشتگی جوهانسون جوسیلیوس به پنج روش مختلف (از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت) اجرا شده و به همراه مقادیر بحرانی مربوطه گزارش شده است. برطبق این موضوع هر دو آماره $\lambda_{\mathrm{Trace}}, \lambda_{\mathrm{Max}}$ دلالت بر وجود سه بردار هم انباشتگی و در نخستین مدل دارند. از این رو الگوی اول (بدون عرض از مبدأ و روند زمانی)، مورد پذیرش و آزمون قرار می‌گیرد. در برآورد روابط بلندمدت می‌بایست شناسایی این روابط در نظر گرفته شود. روابط بلندمدت بین چند متغیر، ترکیب خطی بین آنها است که منحصر به فرد نیست. در نرم افزار ایویز، هر یک از روابط بلندمدت برآورد شده به صورت خودکار و براساس یکی از متغیرها نرمال شده است.

جدول (۷) کمیت‌های آماره آزمون $\lambda_{Trace}, \lambda_{Max}$ جهت تعیین الگوی بردارهای هم انباشتگی

H_0	H_1	الگوی I	بحرانی	الگوی II	بحرانی	الگوی III	بحرانی	الگوی *IV*	بحرانی	الگوی *V*	بحرانی
λ_{Trace}:			I		II		III		*IV*		*V*
r=0	$r \geq 1$	۲۰۳/۶۰۶	۸۳/۹۳۷	۲۵۴/۶۴	۱۰۳/۸۴	۲۴۱/۶۵۷	۹۵/۷۵	۲۹۶/۱۹	۱۱۷/۷	۲۷۱/۸۸	۱۰۷/۳
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۱۰۳/۷۶۴	۶۰/۰۶۱	۱۴۷/۹۲	۷۶/۹۷۲	۱۳۴/۹۵۶	۶۹/۸۱	۱۸۵/۷۶	۸۸/۸۰	۱۶۶/۴۳	۷۹/۳۴
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۴۷/۷۸۲	۴۰/۱۷۴	۸۶/۴۳۵	۵۴/۰۷۹	۷۴/۹۱۵	۴۷/۸۵	۱۰۵/۰۳	۶۳/۸۷	۸۵/۹۷۴	۵۵/۲۴
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۲۳/۰۹۷	۲۴/۲۷۵	۴۵/۲۵۱	۳۵/۱۹۲	۳۴/۰۲۴	۲۹/۷۹	۵۶/۴۸۲	۴۲/۹۱	۳۸/۳۰۹	۳۵/۰۱
$r \leq 4$	$r \geq 5$	۹/۷۴۴	۱۲/۳۲۰	۲۰/۶۷۸	۲۰/۲۶۱	۱۱/۷۱۶	۱۵/۴۹	۲۶/۴۳۵	۲۵/۸۷	۹/۴۶۶	۱۸/۳۹
$r \leq 5$	$r = 6$	۱/۶۹۳	۴/۱۲۹	۸/۰۴۶	۹/۱۶۴	۰/۸۲۹	۳/۸۴۱	۴/۷۸۶	۱۲/۵۱	۳/۴۹۷	۳/۸۴۱

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول (۷) کمیت‌های آماره آزمون λ_{Max} ،λ_{Trace} جهت تعیین الگوی بردارهای هم انباشتگی

H_0	H_1	الگوی I	بحرانی	الگوی II	بحرانی	الگوی III	بحرانی	الگوی *IV*	بحرانی	الگوی *V*	بحرانی
λ_{Max}:											
r=0	r ≥ 1	۹۹/۸۴۱	۳۶/۶۳۰	۱۰۶/۷۱	۴۰/۹۵۶	۱۰۶/۷۰۰	۴۰/۰۷	۱۱۰/۴۲	۴۴/۴۹	۱۰۵/۴۴	۴۳/۴۱
r ≤ 1	r ≥ 2	۵۵/۹۸۲	۳۰/۴۳۹	۶۱/۴۹۳	۳۴/۸۰۵	۶۰/۰۴۱	۳۳/۸۷	۸۰/۷۲۷	۳۸/۳۳	۸۰/۴۶۲	۳۷/۱۶
r ≤ 2	r ≥ 3	۲۴/۶۸۴	۲۴/۱۵۹	۴۱/۱۸۳	۲۸/۵۸۸	۴۰/۸۹۱	۲۷/۵۸	۴۸/۵۵۷	۳۲/۱۱	۴۷/۶۶۴	۳۰/۸۱
r ≤ 3	r ≥ 4	۱۳/۳۵۳	۱۷/۷۹۷	۲۴/۵۷۳	۲۲/۲۹۹	۲۲/۳۰۷	۲۱/۱۳	۳۰/۰۴۶	۲۵/۸۲	۲۸/۸۴۲	۲۴/۲۵
r ≤ 4	r ≥ 5	۸/۰۵۰	۱۱/۲۲۴	۱۲/۶۳۱	۱۵/۸۹۲	۱۰/۸۸۶	۱۴/۲۶	۲۱/۶۴۹	۱۹/۳۸	۵/۹۶۹	۱۷/۱۴
r ≤ 5	r = 6	۱/۶۹۳	۴/۱۲۹	۸/۰۴۶	۹/۱۶۴	۰/۸۲۹	۳/۸۴۱	۴/۷۸۶	۱۲/۵۱	۳/۴۹۷	۳/۸۴

الگوی I : بدون عرض از مبدأ (C) و روند زمان (T) ، الگویII : C مقید، بدون T، الگوی III : C نامقید، بدون T، الگوی *IV*: C نامقید، Tمقید و الگوی *V* : C نامقید، T نامقید (مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد در روبروی الگو و به صورت شماره نوشته شده است)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

هر یک از روابط بلندمدت برآورد شده در جدول ۸ بر اساس متغیرهای *EPI*، *ISU* و *WDE* نرمال شده است. نتایج مندرج در این جدول ضرایب مربوط به هر یک از بردارهای همجمعی برآورد شده با الگوی ۱ (بدون عرض از مبدأ و روند) و نسبت‌های *t* مربوط به آنها را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه ضرایب هر سه بردار تقریبا منطبق با اصول و مبانی نظری اقتصادی بوده و از نظر آماری نیز معنادار می‌باشند، می‌توان روابط بلندمدت برآورد شده را به صورت زیر درنظر گرفت.

Ln EPI(-1)=5.15[Ln WI(-1)]+2.89*[Ln REX(-1)]-17.11*[Ln PO(-1)]+20.69* [Ln ITO(-1)]+7.19*[Ln IP(-1)]*

Ln ISU(-1)=40.42[Ln WI(-1)]+22.11*[Ln REX(-1)]-121.85*[Ln PO(-1)]+154.23*[Ln ITO(-1)]-54.07*[Ln IP(-1)]*

Ln WDE(-1)=22.95[Ln WI(-1)]+12.49*[Ln REX(-1)]-68.39*[Ln PO(-1)]+87.19*[Ln ITO(-1)]-30.69*[Ln IP(-1)]*

با توجه به رابطه‌ی اول، بین هر یک از متغیرهای درآمد کشورهای واردکننده، نرخ واقعی ارز، تولید داخلی پسته و همچنین قیمت داخلی آن در بلندمدت با قیمت صادراتی ایران، رابطه‌ی مثبت و معناداری برقرار است و بین متغیر تولید پسته در سایر کشورها با متغیر قیمت صادراتی محصول در بلندمدت رابطه‌ای منفی و معنادار برقرار است. با توجه به روابط دوم و سوم که بر پایه متغیرهای عرضه صادرات و تقاضای صادرات نرمال شده‌اند، می‌توان گفت که در بلندمدت متغیر درآمد کشورهای وارد کننده‌ی محصول با هر یک از متغیرهای عرضه و تقاضای صادرات

Archive of SID

www.SID.ir

محصـــول رابطـه مثبت و معنادار دارد. بدین معنا که با افزایش یک واحدی درآمد کشـــورهای واردکننده در بلندمدت، میزان عرضـه و تقاضـای صـادرات پسـته ایران به اندازه ضریب مربوطه افزایش خواهـد یـافـت. هم‌چنین این ارتباط مثبت و معنادار در بلندمدت بین متغیر نرخ واقعی ارز با عرضـه و تقاضـای صـادرات نیز برقرار می‌باشد. اما تولید پسته در دیگر کشورها با عرضه و تقاضـای صـادرات این محصول در بلندمدت رابطه منفی دارد و ممکن است در نتیجه‌ی افزایش تولید پســته در دیگر کشــورها و یا افت کیفیت پســته ایران در مقایســه با کشــورهای رقیب در بلندمدت، تقاضـای صادرات برای پسته ایران کاهش یابد. همچنین نتایج بالا گویای آن است که در بلند مدت با افزایش تولید داخلی پسـته، مقدار عرضـه و تقاضـای صادرات آن افزایش (رابطه مثبت) و با افزایش قیمت داخلی آن، مقدار عرضـــه و تقاضـــای صـــادرات کاهش خواهد یافت و شـــایـد این رابطـه منفی بین قیمـت داخلی و عرضـــه صـــادرات بـه‌دلیـل آن بـاشـــد کـه تولیدکنندگان با افزایش قیمت داخلی محصـول، اقدام به فروش بیشتر در داخل کشور نسبت به صادرات آن نمایند.

جدول (۸) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

متغیر	ضریب بردار ۱	ضریب بردار ۲	ضریب بردار ۳
Ln EPI(-1)	۱	۰	۰
Ln ISU(-1)	۰	۱	۰
Ln WDE(-1)	۰	۰	۱
Ln WI(-1)	۵/۱۵ (۲/۲۳)	۴۰/۴۲ (۲/۴۹)	۲۲/۹۵ (۲/۵۲)
Ln REX(-1)	۲/۸۹ (۲/۸۸)	۲۲/۱۱ (۳/۱۲)	۱۲/۴۹ (۳/۱۵)
Ln PO(-1)	-۱۷/۱۱ (-۳/۰۷)	-۱۲۱/۸۵ (-۳/۱۰)	-۶۸/۳۹ (-۳/۱۱)
Ln ITO(-1)	۲۰/۶۹ (۵/۰۶)	۱۵۴/۲۳ (۵/۳۵)	۸۷/۱۹ (۵/۴۰)
Ln IP(-1)	۷/۱۹ (۳/۳۹)	-۵۴/۰۷ (-۳/۶۱)	-۳۰/۶۹ (-۳/۶۶)

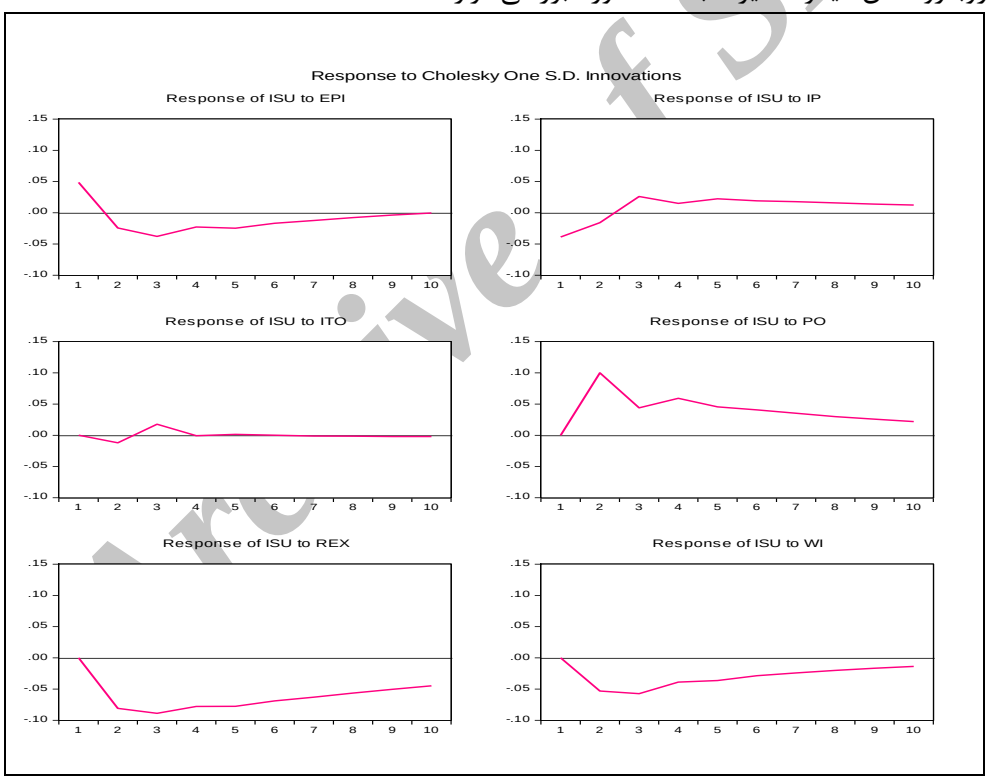
مأخذ: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل پرانتز نسبت‌های t می‌باشد)

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج توابع واکنش ضربه

در الگوی *VAR* به‌طور معمول، به‌سختی می‌توان ضرایب برآورده شده را تفسیرکرد. به ویژه هنگامی‌که ضرایب با وقفه یک متغیر، تغییر علامت دهند. به همین منظور تابع واکنش ضربه را برآورد کرده و بنابر آن، رفتار متغیرها را در طول زمان مورد بررسی قرار می‌دهند. تابع واکنش تحریک (ضربه)، واکنش یک متغیر درون‌زا را نسبت به تغییر یکی از جملات اخلال یا (تحریک) در طول زمان نشان می‌دهد. در واقع توابع واکنش ضربه، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک تکانه به اندازه‌ی یک انحراف معیار نشان می‌دهد. درتحلیل‌های مبتنی بر این توابع، می‌توان واکنش متغیرهای درونزای سیستم را در صورت روبه‌رو شدن دیگر متغیرها با تکانه مورد بررسی قرار داد.



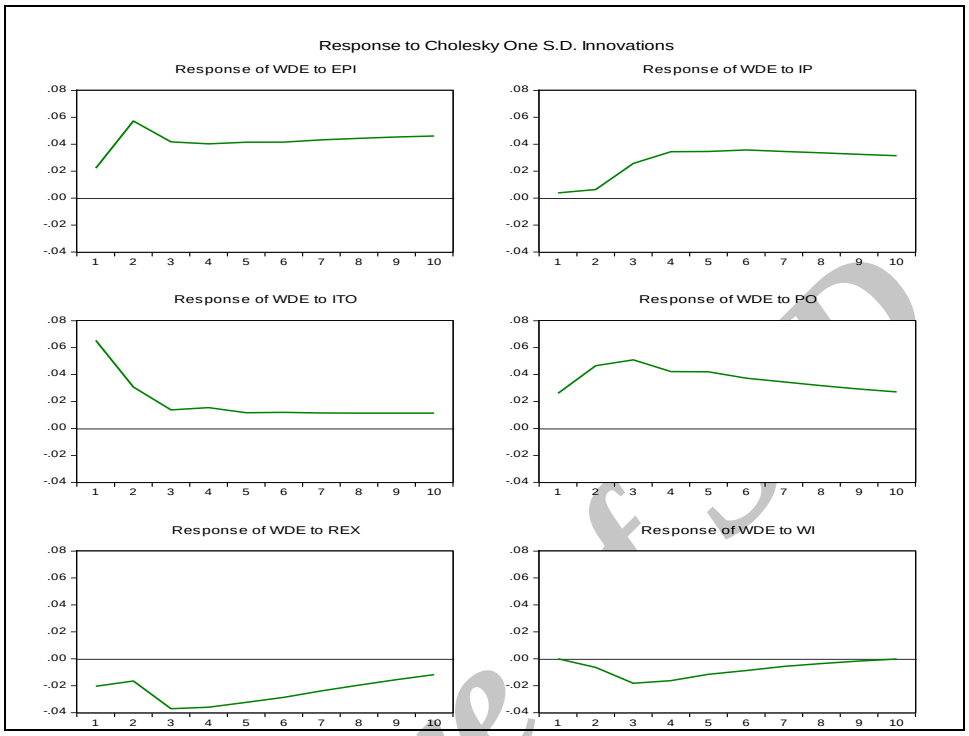
نگاره (۱) توابع واکنش به ضربه عرضه صادرات پسته‌ی ایران

www.SID.ir

با توجه به نگاره ۱ می‌توان به این نتیجه رسید که در نتیجه بروز یک تکانه در متغیرهای *EPI* (قیمت صادراتی ایران)، *REX* (نرخ واقعی ارز) و *WI* (درآمد کشورهای واردکننده)، عرضه صادرات ایران در کوتاه‌مدت (تا دو دوره) کاهش و پس از آن به تدریج روند افزایشی را خواهد داشت. با بروز یک تکانه در متغیر *ITO* (تولید داخلی پسته)، عرضه صادرات پسته ایران تا سه دوره با یک روند نوسانی روبرو خواهد شد و پس از آن به ثبات می‌رسد. اما رخداد تکانه در متغیر *IP* (قیمت داخلی)، باعث افزایش عرضه صادرات ایران تا دو دوره خواهد شد و پس از آن به تدریج روندی پایدار خواهد داشت. تکانه‌ی وارد بر *PO* (تولید پسته در دیگر کشورها)، باعث افزایش عرضه صادرات ایران در دوره‌ی دوم شده و بلافاصله در دوره‌ی بعد، میزان عرضه کاهش یافته و در بلندمدت نیز، روند کاهشی خود را طی خواهد کرد و در مورد نگاره ۲ هم می‌توان گفت که تکانه‌ی وارد بر *REX* (نرخ ارز) میزان تقاضای صادرات را به میزان اندکی در دوره دوم افزایش داده ولی در دوره سوم باعث کاهش تقاضا شده و پس از آن تقاضای صادرات برای پسته ایران روند افزایشی به خود می‌گیرد. همچنین با تکانه‌ی وارد بر *WI* (درآمد کشورهای واردکننده)، تا سه دوره میزان تقاضای صادرات کاهش یافته و پس از آن روند افزایشی خواهد داشت. تکانه‌ای به اندازه‌ی یک انحراف معیار در *IP* (قیمت داخلی)، باعث افزایش تقاضای صادرات تا سه دوره خواهد شد و پس از آن، تقاضا روندی باثبات و پایدار را خواهد داشت. همچنین تقاضای صادرات با رخداد تکانه در *EPI* (قیمت صادراتی ایران) در دوره دوم افزایش و در دوره‌ی بعد، مقداری کاهش یافته؛ اما در بلندمدت روندی حدودا با ثبات و پایدار خواهد داشت. در ضمن تکانه‌ی وارد بر *PO* (تولید پسته در دیگر کشورها)، باعث ایجاد افزایش در تقاضای صادرات تا سه دوره خواهد شد، اما در بلندمدت روند نزولی را برای آن سبب خواهد شد.

Archive of SID

www.SID.ir



نگاره (۲) توابع واکنش به ضربه تقاضای صادرات پسته‌ی ایران

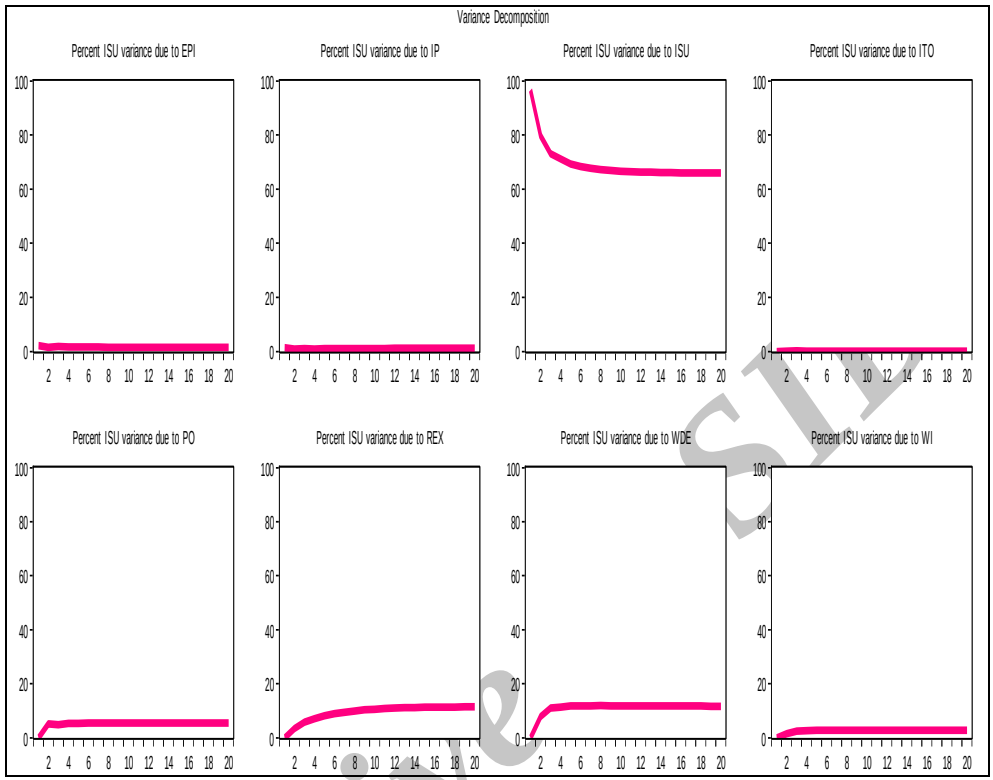
نتایج تجزیه واریانس

یکی دیگر از کاربردهای مدل‌های خود رگرسیون برداری (*VAR*)، استفاده از روش تجزیه واریانس[1] است. در این روش، سهم درصدیِ هر متغیر از کل تغییرات متغیر تحت بررسی، مشخص می‌شود. در واقع تجزیه واریانس نشان می‌دهد چند درصد از تغییرات یک متغیر مربوط به تغییرات گذشته خود متغیر و چند درصد مربوط به تغییر دیگر متغیرهاست.

[1]- Varience Decomposition

Archive of SID

www.SID.ir

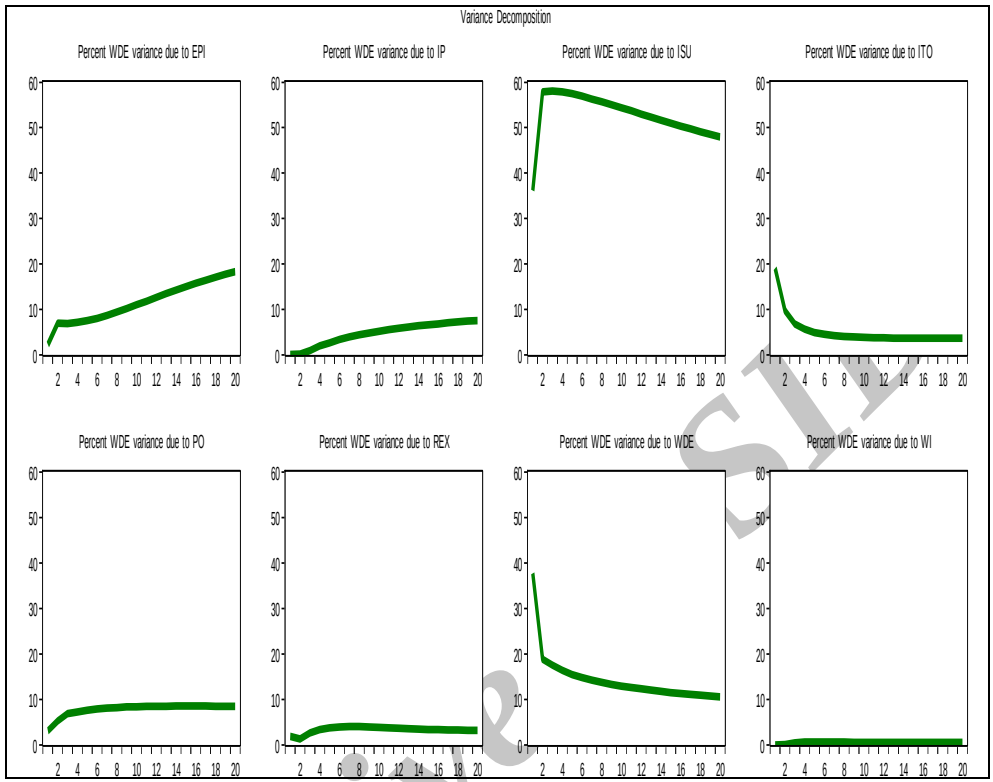


نگاره (۳) تجزیه واریانس عرضه صادرات ایران

با توجه به نتایج به‌دست آمده از نگاره‌ی (۳) می‌توان پی برد که در کوتاه‌مدت حدود ۹۶/۵ درصد از تغییرات متغیر *ISU* (عرضه صادرات ایران) از خود این متغیر ناشی می‌شود. لازم به یادآوری است که این مقدار در بلندمدت کاهش پیدا خواهد کرد، اما همچنان تا پایان دوره، همواره بیش از ۶۵ درصد از نوسانات این متغیر توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود و پس از آن بالاترین سهم تأثیر بر عرضه صادرات ایران در بلندمدت مربوط به متغیرهای تقاضای جهانی (*WDE*) و نرخ واقعی ارز (*REX*) می‌باشد که البته هر دوی این متغیرها سهم حدود ۱۱/۵ درصدی از نوسانات عرضه صادرات پسته‌ی ایران در بلندمدت را خواهند داشت. دیگر متغیرها نیز سهم بسیار ناچیزی از تغییرات عرضه صادرات پسته‌ی کشور در کوتاه‌مدت و بلندمدت را دارند. در ارتباط با عوامل مؤثر بر تغییرات تقاضای جهانی صادرات پسته‌ی ایران نیز می‌توان از نتایج نگاره (۴) کمک گرفت.

Archive of SID

www.SID.ir



نگاره (۴) تجزیه واریانس تقاضای صادرات

بدین ترتیب که به طور میانگین در کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیر عرضه صادرات ایران، بیشترین میزان تأثیرگذاری را بر روی تقاضای جهانی صادرات داشته است و این میزان تأثیر با ۳۶/۱۲ درصد در دوره‌ی اول آغاز شده، سپس در میان‌مدت افزایش پیدا کرده و در بلندمدت به حدود ۴۸ درصد رسیده است و پس از آن بیشترین سهم تأثیر بر نوسانات تقاضای جهانی صادرات پسته ایران در کوتاه‌مدت مربوط به خود متغیر و در بلند مدت، مربوط به متغیر قیمت صادراتی ایران (*EPI*) می‌باشد. در کل نتایج به‌دست آمده از تجزیه واریانس نشان می‌دهد، بیشترین تأثیر گذاری بر نوسانات عرضه صادرات پسته در ایران، از خود متغیر ناشی می شود و مؤثرترین عامل بر نوسانات تقاضای جهانی صادرات نیز، متغیر عرضه صادرات ایران بوده و پس از آن در بلندمدت قیمت صادراتی ایران نیز تأثیرگذار خواهد بود.

Archive of SID

www.SID.ir

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از الگوی *VAR*، آزمون وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو، تحلیل‌های واکنش به ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، ارتباط پویای بین متغیرها، بررسی و به ارزیابی روند متغیرها در بلندمدت پرداخته شد. نتایج به‌دست آمده از الگوی همجمعی نشان دهنده‌ی آن است که هر یک از متغیرهای میانگین درآمد کشورهای واردکننده، نرخ واقعی ارز و تولید داخلی پسته، با عرضه و تقاضای صادرات پسته ایران در بلندمدت رابطه مثبت و معناداری خواهند داشت، در حالی که تولید در دیگر کشورها و قیمت داخلی پسته در بلندمدت با عرضه و تقاضای صادراتی محصول، رابطه منفی و معنادار دارند. همچنین تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان‌دهنده آن است که بیشترین تأثیرگذاری بر نوسانات عرضه صادرات پسته در ایران از خود متغیر ناشی می‌شود و مؤثرترین عامل بر نوسانات تقاضای جهانی صادرات نیز، متغیر عرضه صادرات ایران بوده و پس از آن در بلندمدت قیمت صادراتی ایران و تقاضای صادرات دوره‌های قبل نیز تأثیرگذار خواهند بود. بنابر نتایج این تحقیق برخی پیشنهادات کاربردی عبارت‌اند از:

با توجه به تأثیر پذیری زیاد عرضه صادرات ایران از عرضه صادرات دوره قبل (به ویژه در کوتاه‌مدت) باید تلاش شود از شوک‌هایی که ممکن است به دلایل مختلف در صادرات پسته رخ دهد جلوگیری شود زیرا در اثر رخداد چنین شوک‌هایی و از دست دادن بازار، رقیبان ایران به آسانی در بازار جایگزین شده و ورود به بازار را در آینده دشوار می‌سازند.

عرضه صادرات ایران در میان‌مدت و بلندمدت تابعی مستقیم از نرخ ارز و تقاضای جهانی است و از این‌رو یافتن بازارهای جدید صادراتی و ثبات نسبی در نرخ ارز می‌تواند عرضه صادرات پسته ایران را مطمئن‌تر کرده و به حفظ موقعیت برتر ایران در بازار جهانی پسته کمک کند.

تقاضای صادرات پسته ایران تا حد زیادی تابعی از عرضه صادرات پسته ایران است که لزوم برنامه‌ریزی برای تداوم عرضه و جلوگیری از ایجاد اختلال در عرضه صادرات پسته را بیشتر نمایان می‌سازد.

تقاضای صادرات پسته ایران علاوه بر عرضه صادرات پسته به تقاضای صادرات دوره‌های قبل نیز بستگی دارد که گویای وفاداری نسبی مشتریانِ پسته ایرانی است و می‌توان با برنامه‌ریزی بهتر، درجه وفاداری این مشتریان را به پسته صادراتی ایران بیشتر کرده و در کنار آن نیز در جستجوی بازارهای جدید برای پسته صادراتی بود.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به تأثیرپذیری تقاضای صادرات پسته ایران از قیمت صادراتی پسته به ویژه در میان‌مدت و بلندمدت، باید در کنار حفظ کیفیت و کمیت محصول تولید شده، تلاش کرد تا قیمت پسته صادراتی کشور قابل رقابت با پسته صادراتی دیگر کشورهای رقیب باشد تا از این مسیر بازارهای کنونی حفظ شده و توان و موقعیت رقابت‌پذیری پسته ایران در این حوزه آسیب نبیند.

منابع

امجدی، ا.، محمد زاده، ر. و باریکانی، ا. (۱۳۸۹). تعیین بازارهای هدف صادرات پسته و خرمای ایران با استفاده از تقاضای صادرات و روش غربالگری، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۷۰): ۱۹۳-۲۲۰.

بی ریا، س. و جبل عاملی، ف. (۱۳۸۵). عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران، خرما در سبد کالاهای صادرات غیرنفتی ایران (۸۰-۱۳۷۰)، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۵۴): ۱۰۱-۸۵.

ترکمانی، ج. و طرازکار، م. (۱۳۸۴). اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته: کاربرد روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۴۹): ۹۵-۸۳.

عزیزی، ج. و یزدانی، س. (۱۳۸۵). بررسی صادرات پسته ایران: چالش‌ها و رهیافت‌ها، *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۷۴): ۲۱۷- ۲۴۷.

محمود زاده، م. و زیبایی، م. (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پسته ایران، یک تحلیل همجمعی، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۴۶): ۱۵۸-۱۳۷.

مرتضوی، ا.، زمانی، ا.، نوری، م. و نادر، ه. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات پسته ایران، *نشریه اقتصاد و توسعه ی کشاورزی*، ۲۵(۳): ۳۵۴-۳۴۷.

مهرابی بشرآبادی، ح. (۱۳۸۱). بررسی عوامل مؤثر بر سهم ایران از بازار جهانی پسته، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۳۹): ۸۵-۱۰۲.

نوری، ک. و کوپاهی، م. (۱۳۷۵). تخمین توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته، *مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی*، ایران، زابل، ۵۵۳-۵۴۲.

Archive of SID

www.SID.ir

نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، چاپ اول، موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.

Farris, P.L. (1971), Export supply and demand for U.S. Cattle hides, *American Journal of Agricultural Economics*, 53: 643-646.

Helleinre, G.K. (1990), Trade strategy in medium-term adjustment, *World Development*, 18(6): 879-897.

Ivanov, V. and Kilian, L. (2005) A practitioner's guide to lag order selection for (VAR) impulse response analysis, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 9, Issue1, Article2.

Schuh, G.E. (1974), The exchange rate and the US agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*.56:1-13.

Pesaran, H.M. (1997), Working with microfit 4: An introduction to econometrics, Oxford University Press, London.

Phillips, P. C. and Ploberger, W. (1994) Posterior Odd Testing for a Unit Root with Data-Based Model Selection, *Econometric Theory*, Vol 10:774-808.

Archive of SID

www.SID.ir