

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

حسین محمدی، مهسا بهرامی نسب<sup>۱</sup>

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

<sup>۱</sup> به‌ترتیب: عضو هیأت علمی و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

## مقدمه

یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی در کشورهای در حال 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 بزرگ‌ترین 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<sup>۱</sup> (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)

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

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).

<sup>۱</sup> Food & Agriculture Organization (FAO)

ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه... ۲۵

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

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

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

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 تولیدکننده 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 جبل‌عاملی (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

## ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه... ۲۷

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 به دلیل 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 صادرات 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 (شو، ۱۹۷۴) می‌باشد، بنابراین تابع تقاضای صادرات برای محصول پسته به شکل لگاریتمی و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\ln(wde) = c_0 + c_1 \ln(epi) + c_2 \ln(epw) + c_3 \ln(wi) + c_4 \ln(po) + c_5 \ln(rex) + u \quad (1)$$

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 اخلاص می‌باشد.

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

$$Wi = \sum w_n i_n, \quad n=1, 2, \dots, k, \quad \sum w_n = 1 \quad (2)$$

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:

$$Rex = E \frac{cpi_n}{wpi_{us}} \quad (3)$$

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:

$$\ln(Isu) = d_0 + d_1 \ln(epi) + d_2 \ln(ip) + d_3 \ln(ito) + d_4 \ln(rex) + u \quad (4)$$

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<sup>۱</sup> برای سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۰ استخراج شده است و با استفاده از مدل VAR<sup>۲</sup> و بسته‌ی

<sup>۱</sup> World Bank

<sup>۲</sup> Vector Auto Regression

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

### ج: الگوی VAR

هنگامی که رفتار چند متغیر سری زمانی در یک الگو مورد بررسی قرار می‌گیرد، لازم است ارتباط متقابل بین آنها را مورد توجه قرار داد. یکی از راه‌ها برای انجام این کار، تنظیم و برآورد یک الگوی معادلات همزمان است. اگر معادلات این الگو شامل وقفه‌های متغیرها نیز باشد، در اصطلاح آن را الگوی معادلات همزمان پویا می‌نامند. در چنین الگوهایی برخی از متغیرها درونزا تلقی می‌شوند و شماری نیز از پیش تعیین شده (برونزا یا درونزای با وقفه) می‌باشند. پیش از برآورد چنین الگویی لازم است اطمینان حاصل کنیم که معادلات این سیستم شناسا باشند. آنچه که برای محقق کردن شرط شناسایی معمول است، آن است که فرض کنیم شماری از متغیرهای از پیش تعیین شده تنها در بعضی از معادلات الگو وارد می‌شوند. بنابراین پیش از برآورد الگوی معادلات همزمان، لازم است دو گام برداشته شود؛ یکی این که باید متغیرهای الگو را به دو دسته درونزا و برونزا طبقه بندی کرد و دیگری اینکه باید قیدهایی بر ضرایب متغیرهای الگو اعمال شود تا به شناسایی الگو دست یافت. چنین تصمیمی در هر دو مرحله، به‌طور معمول به صورت اختیاری توسط محقق گرفته می‌شود و به شدت از سوی سیمز (۱۹۸۰) مورد انتقاد واقع شده است. به باور سیمز اگر بین مجموعه‌ای از متغیرهای الگو همزمانی وجود دارد، باید این همزمانی را در همه متغیرهای الگو یکسان دانست و پیش دآوری در مورد این که کدام درونزا و کدام برونزا هستند، درست نیست. به طور کلی ایرادهایی که سیمز به آزمون فروض و پیش بینی‌های سنتی متغیرهای کلان اقتصادی، بر اساس الگوهای کلان سنجی چند متغیره دارد، عبارت‌اند از: ۱- مطابق نبودن الگوهای چند متغیره ساختاری با نظریه‌های اقتصادی. 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 سنجی با مقیاس بزرگ به صورت شکل‌های خلاصه شده نامقید که در آن همه متغیرها درونزا فرض می‌شوند، امکان پذیر است. بنابراین وی چارچوب جدیدی را با عنوان الگوی خود بازگشت برداری (VAR) معرفی کرد. به علاوه چون در این الگو امکان بررسی ارتباط متقابل بین متغیرها ایجاد می‌شود، لذا آزمون وجود رابطه علیت بین متغیرهای الگو، تحلیل‌های واکنش به ضربه و

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، به عنوان تحلیل‌های ساختاری از ارتباط بین متغیرها، با استفاده از این الگوها انجام می‌پذیرد. به دلایل یاد شده در این بررسی از مدل  $VAR$  استفاده شده است. نکته‌ای که باید در تفسیر نتایج به آن توجه کرد این است که در برآورد مدل‌های  $VAR$  و به طور کلی دستگاه معادلات، ضرایب و درصد توضیح دهندگی پارامترهای الگو، اهمیت روش‌های تک معادله‌ای را ندارند. بر این اساس 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:

$$y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + e_t \quad (5)$$

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

### نتایج و بحث

در روش‌های معمول اقتصادسنجی، انجام هر گونه برآوردی مشروط به حصول اطمینان از ایستایی متغیرها است. در غیر این صورت، یعنی در حالت نایستایی، رگرسیون ساختگی و ضرایب و آماره‌های محاسبه شده برای سری‌های زمانی بدون اعتبار است. از این رو، برای این منظور آزمون ایستایی برای همه‌ی متغیرهای مدل انجام شده است. بنابر تعریف، یک سری زمانی ایستا، دارای میانگین و واریانس ثابت و کوواریانس مستقل از عامل زمان است (نوفرستی، ۱۳۷۸). در این ارزیابی برای بررسی ایستایی متغیرها، از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است. بنابر نتایج به‌دست آمده از جدول ۵، تفاضل مرتبه اول همه‌ی متغیرها در سطح ۹۹ درصد ایستا است. بنابراین این نتیجه به‌دست می‌آید که همه‌ی متغیرهای مدل، انباشته از مرتبه‌ی یک یا  $I(1)$  هستند. لازم به یادآوری است که متغیر  $epw$  (قیمت جهانی صادرات)، به دلیل مشکل هم خطی، از متغیرهای الگو حذف شد.



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

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

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  $(AIC)$ <sup>۱</sup>، شوارتز بیزین  $(SBC)$ <sup>۲</sup>، حنان کوئین  $(HQC)$ <sup>۳</sup> و آزمون نسبت درستمایی  $(LR)$ <sup>۴</sup> صورت گرفته است. نتایج بررسی ایوانو و کیلیان (۲۰۰۵) نشان داد که مناسب‌ترین معیار برای الگوهای 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 پلورگر (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.

<sup>1</sup> Akaike information criterion

<sup>2</sup> Schwarz information criterion

<sup>3</sup> Hannan-Quinn information criterion

<sup>4</sup> Sequential modified LR test statistic

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

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

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  $I$  رابطه بلندمدت بین متغیرها را می‌توان رد کرد و فرضیه یک قابل بررسی خواهد بود. همان‌گونه که در جدول ۷ دیده می‌شود، آزمون هم‌انباشتگی 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  $\lambda_{Trace}$ ،  $\lambda_{Max}$  دلالت بر وجود سه بردار هم‌انباشتگی 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 هم‌انباشتگی

بحرانی	الگوی I	الگوی II	الگوی III	الگوی IV	الگوی V	$H_1$	$H_0$
	I	II	III	IV	V	$r \geq 1$	$\lambda_{Trace}$ : $r=0$
۱۰۷/۳	۸۳/۹۳۷	۱۰۳/۸۴	۲۴۱/۶۵۷	۲۹۶/۱۹	۲۷۱/۸۸	$r \geq 2$	$r \leq 1$
۷۹/۳۴	۶۰/۰۶۱	۷۶/۹۷۲	۱۳۴/۹۵۶	۱۸۵/۷۶	۱۶۶/۴۳	$r \geq 3$	$r \leq 2$
۵۵/۲۴	۴۰/۱۷۴	۵۴/۰۷۹	۷۴/۹۱۵	۴۷/۸۵	۸۵/۹۷۴	$r \geq 4$	$r \leq 3$
۳۵/۰۱	۲۴/۲۷۵	۳۵/۱۹۲	۳۴/۰۲۴	۲۹/۷۹	۳۸/۳۰۹	$r \geq 5$	$r \leq 4$
۱۸/۳۹	۹/۷۴۴	۲۰/۲۶۱	۱۱/۷۱۶	۱۵/۴۹	۹/۴۶۶	$r = 6$	$r \leq 5$
۳/۸۴۱	۴/۱۲۹	۸/۰۴۶	۹/۱۶۴	۳/۸۴۱	۳/۴۹۷		

ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه... ۳۳

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

$H_0$	$H_1$	الگوی I	الگوی II	الگوی III	الگوی IV	الگوی V	بحرانی
$\lambda_{Max}$ $r=0$	$r \geq 1$	۹۹/۸۴۱	۳۶/۶۳۰	۱۰۶/۷۱	۴۰/۹۵۶	۱۰۶/۷۰۰	۴۰/۱۰۷
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۵۵/۹۸۲	۳۰/۴۳۹	۶۱/۴۹۳	۳۴/۸۰۵	۶۰/۱۰۴۱	۳۳/۸۷
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۲۴/۶۸۴	۲۴/۱۵۹	۴۱/۱۸۳	۲۸/۵۸۸	۴۰/۸۹۱	۲۷/۵۸
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۱۳/۳۵۳	۱۷/۷۹۷	۲۴/۵۷۳	۲۲/۲۹۹	۲۲/۳۰۷	۲۱/۱۳
$r \leq 4$	$r \geq 5$	۸/۰۵۰	۱۱/۲۲۴	۱۲/۶۳۱	۱۵/۸۹۲	۱۰/۸۸۶	۱۴/۲۶
$r \leq 5$	$r = 6$	۱/۶۹۳	۴/۱۲۹	۸/۰۴۶	۹/۱۶۴	۰/۸۲۹	۳/۸۴۱

الگوی I: بدون عرض از مبدأ (c) و روند زمان (T)، الگوی II: C مقید، بدون T، الگوی III: C نامقید، بدون T، الگوی IV: C نامقید، T مقید 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 *ISU*، *EPI* و *WDE* نرمال شده است. نتایج مندرج در این جدول ضرایب مربوط به هر یک از بردارهای هم‌مجمعی 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 تقریباً منطبق با اصول و مبانی نظری اقتصادی بوده و از نظر آماری نیز معنادار می‌باشند، می‌توان روابط بلندمدت برآورد شده را به صورت زیر در نظر 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 رابطه‌ی 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 واردکننده‌ی محصول با هر یک از متغیرهای عرضه و تقاضای صادرات

محصول رابطه مثبت و معنادار دارد. بدین معنا که با افزایش یک واحدی درآمد کشورهای واردکننده در بلندمدت، میزان عرضه و تقاضای صادرات پسته ایران به اندازه ضریب مربوطه افزایش خواهد یافت. همچنین این ارتباط مثبت و معنادار در بلندمدت بین متغیر نرخ واقعی ارز با عرضه و تقاضای صادرات نیز برقرار می‌باشد. اما تولید پسته در دیگر کشورها با عرضه و تقاضای صادرات این محصول در بلندمدت رابطه منفی دارد و ممکن است در نتیجه‌ی افزایش تولید پسته در دیگر کشورها و یا افت کیفیت پسته ایران در مقایسه با کشورهای رقیب در بلندمدت، تقاضای صادرات برای پسته ایران کاهش یابد. همچنین نتایج بالا گویای آن است که در بلندمدت با افزایش تولید داخلی پسته، مقدار عرضه و تقاضای صادرات آن افزایش (رابطه مثبت) و با افزایش قیمت داخلی آن، مقدار عرضه و تقاضای صادرات کاهش خواهد یافت و شاید این رابطه منفی بین قیمت داخلی و عرضه صادرات به دلیل آن باشد که تولیدکنندگان با افزایش قیمت داخلی محصول، اقدام به فروش بیشتر در داخل کشور نسبت به صادرات آن نمایند.

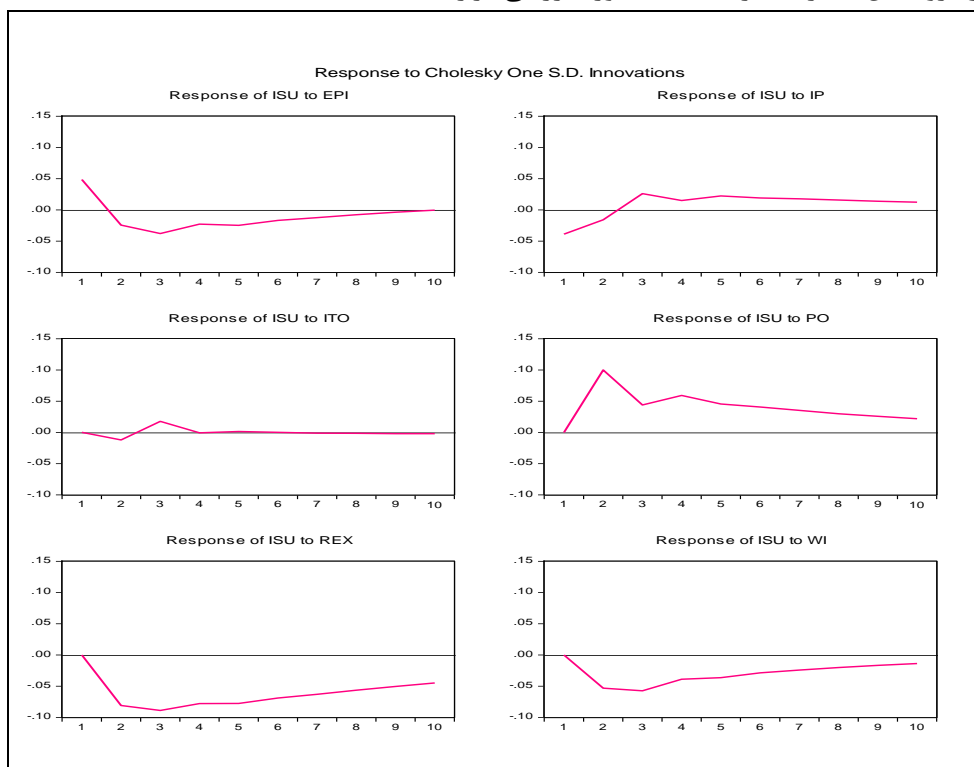
جدول (۸) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

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 پارانتر نسبت‌های  $t$  می‌باشد)

### نتایج توابع واکنش ضربه

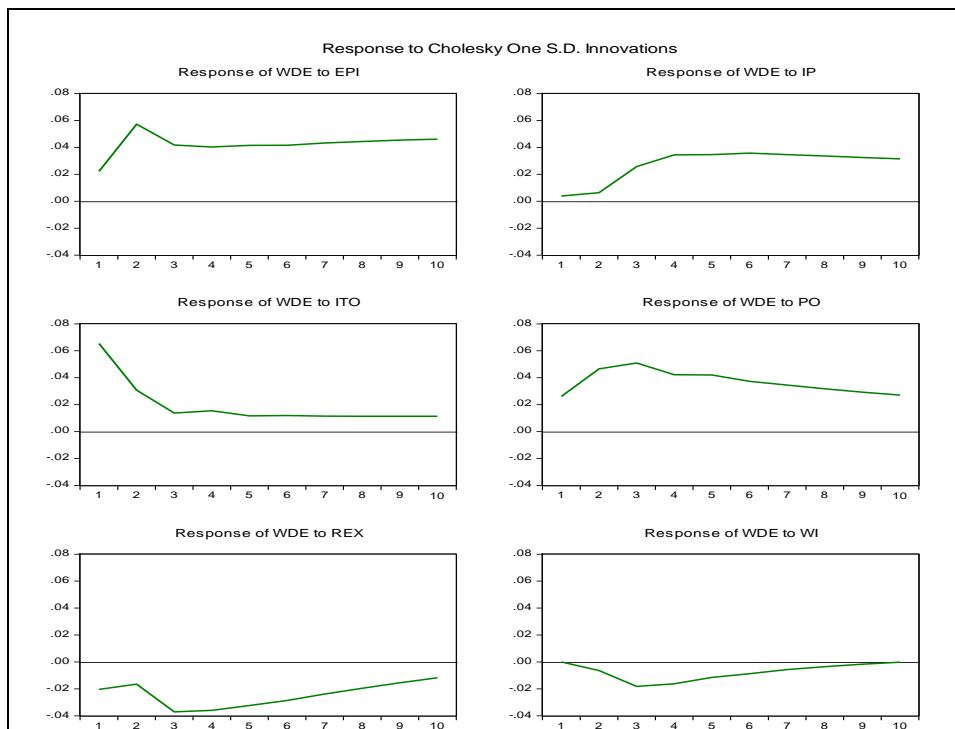
در الگوی VAR به طور معمول، به سختی می توان ضرایب برآورده شده را تفسیر کرد. به ویژه هنگامی که ضرایب با وقفه یک متغیر، تغییر علامت دهند. به همین منظور تابع واکنش ضربه را برآورد کرده و بنابر آن، رفتار متغیرها را در طول زمان مورد بررسی قرار می دهند. تابع واکنش تحریک (ضربه)، واکنش یک متغیر درونزا را نسبت به تغییر یکی از جملات اخلاص یا (تحریک) در طول زمان نشان می دهد. در واقع توابع واکنش ضربه، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک تکانه به اندازه ی یک انحراف معیار نشان می دهد. در تحلیل های مبتنی بر این توابع، می توان واکنش متغیرهای درونزای سیستم را در صورت روبه رو شدن دیگر متغیرها با تکانه مورد بررسی قرار داد.



نگاره (۱) توابع واکنش به ضربه عرضه صادرات پسته ی ایران

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 حدوداً 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.

### ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه... ۳۷

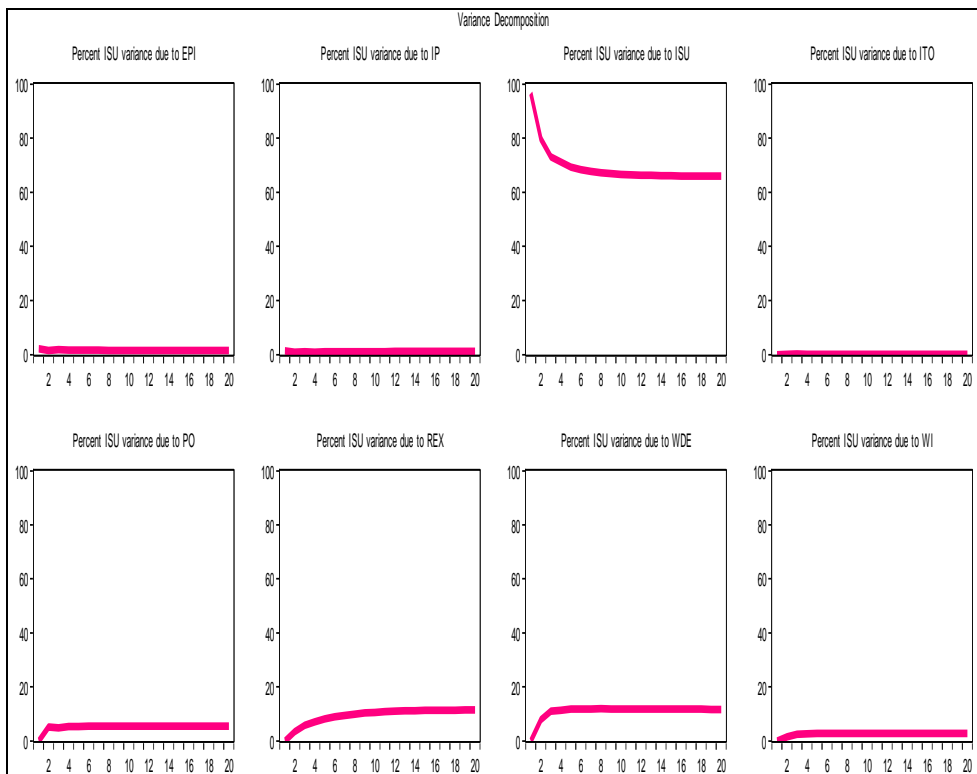


نگاره (۲) توابع واکنش به ضربه تقاضای صادرات پسته‌ی ایران

### نتایج تجزیه واریانس

یکی دیگر از کاربردهای مدل‌های خود رگرسیون برداری (VAR)، استفاده از روش تجزیه واریانس<sup>۱</sup> است. در این روش، سهم درصدی 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.

<sup>۱</sup>- Variance Decomposition

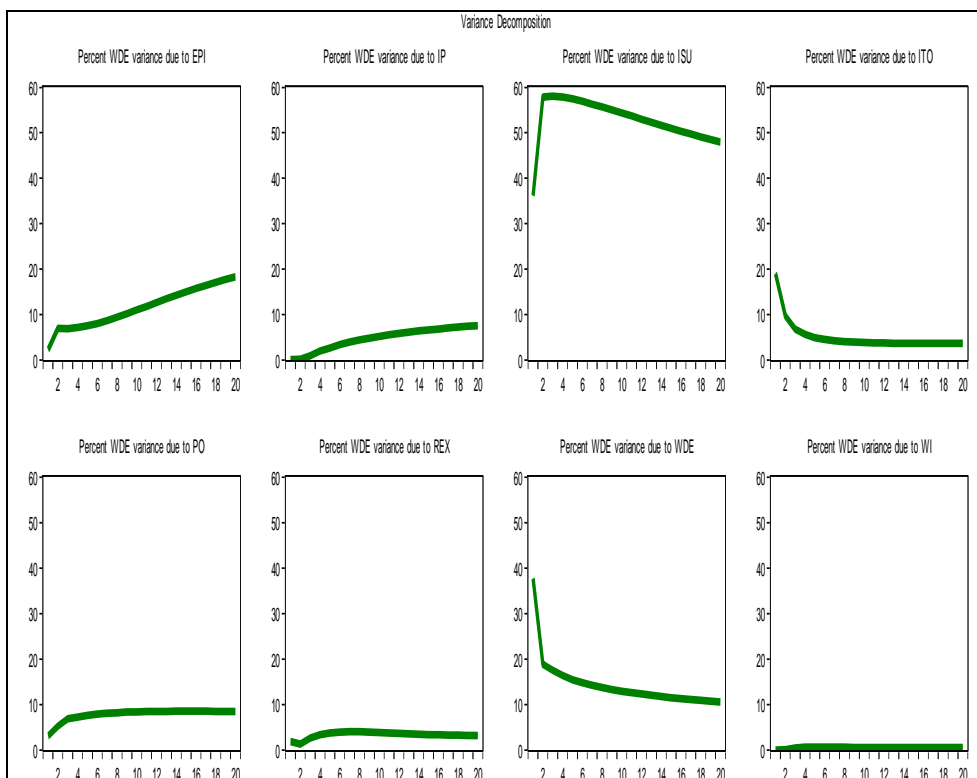


نگاره (۳) تجزیه واریانس عرضه صادرات ایران

با توجه به نتایج به دست آمده از نگاره (۳) می توان پی برد که در کوتاه مدت حدود ۹۶/۵ درصد از تغییرات متغیر *ISU* (عرضه صادرات ایران) از خود این متغیر ناشی می شود. 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 می شود و پس از آن بالاترین سهم تأثیر بر عرضه صادرات ایران در بلندمدت مربوط به متغیرهای تقاضای جهانی (*WDE*) و نرخ واقعی ارز (*REX*) می باشد 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 کوتاه مدت و بلندمدت را دارند. در ارتباط با عوامل مؤثر بر تغییرات تقاضای جهانی صادرات پسته‌ی ایران نیز می توان از نتایج نگاره (۴) کمک گرفت.



### ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه... ۳۹



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 صادراتی پسته ایران در کوتاه‌مدت مربوط به خود متغیر و در بلندمدت، 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 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 تأثیرگذار خواهد بود.

### 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 این رو 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 مشتریان 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.

## ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه... ۴۱

با توجه به تأثیرپذیری تقاضای صادرات پسته ایران از قیمت صادراتی پسته به ویژه در میان مدت 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 رقابت پذیری پسته ایران در این حوزه آسیب نبیند.

## منابع

- امجدی، ا.، محمد زاده، ر. و باریکانی، ا. (۱۳۸۹). تعیین بازارهای هدف صادرات پسته و خرماي 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 سبب کالاهای صادرات غیرنفتی ایران (۸۰-۱۳۷۰)، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۵۴): ۸۵-۱۰۱.
- 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): ۸۳-۹۵.
- 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*، (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*، ۵۴۲-۵۵۳.

نوفروستی، 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.