

## علیت گرنجری واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای بر تورم ایران

مصطفی شریف\* و سید محمدرضا جوان\*\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۴/۰۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۰/۰۷

### چکیده

تاکنون مطالعات فراوانی در خصوص تورم در همه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در خارج و داخل کشور انجام شده است و عوامل موثر بر تورم را تحلیل و ارزیابی کرده‌اند، اما مطالعات اندکی در باب علیت تورم انجام شده است. در این مطالعه سعی شده است با استفاده از سری‌های زمانی، متغیرهای مختلفی که بیشترین تاثیر را در تورم ایران داشته‌اند، مورد بررسی و شناسایی قرار گیرند. هدف این مقاله پیدا کردن رابطه علیت بین واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای به تفکیک با نرخ تورم بین سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۸۹ در اقتصاد ایران است. در این مطالعه از متغیرهای شاخص قیمت مصرف کننده (نرخ تورم)، حجم نقدینگی، سرانه تولید ناخالص ملی، نرخ ارز بازار آزاد، نرخ تعدیل شده کسری بودجه نسبت به تولید ناخالص داخلی ( $BD, GDP$ ) و همچنین واردات کالاهای سرمایه‌ای، مصرفی و واسطه‌ای استفاده شده است. در این مطالعه از روش مدل‌سازی  $VAR$ ، مدل تصحیح خطا و آزمون علیت گرنجری استفاده شده است که نتایج موید رابطه یکطرفه و دو طرفه بین تورم و انواع واردات است.

طبقه‌بندی  $JEL: E31, B17, B27$

کلیدواژه‌ها: علیت گرنجری، واردات، تورم، کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای.

\* استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی - نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:

mostafasharif2004@yahoo.com

\*\* کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات قزوین

۱- مقدمه

بررسی موضوع تورم در ایران باید از دوره‌ای که نقش درآمدهای نفتی در کشور پررنگ‌تر می‌شود، بیشتر مورد توجه قرار گیرد. در سال‌های قبل از انقلاب اسلامی اگرچه بودجه کشور تا حدودی در توازن بوده، اما به دلیل افزایش درآمد ارزی که خود معلول افزایش قیمت نفت بوده است، حجم پول در اقتصاد به میزان قابل توجهی افزایش پیدا کرد. هزینه ریال‌های ناشی از فروش دلارهای نفتی و افزایش اعتبارات بخش‌های مختلف اقتصاد، تقاضای داخلی را افزایش داد. به نظر می‌رسد این عوامل از مهم‌ترین علل تورم شتابان سال‌های ۱۳۵۴-۱۳۵۶ بوده است.

در سال‌های پس از پیروزی انقلاب اسلامی، کشور با جنگ تحمیلی عراق علیه ایران و تحریم‌ها و اقتصاد با وضعیت نامناسبی روبه‌رو شد. شاید بتوان گفت جنگ، افزایش آوارگان جنگی، مهاجرت‌ها و نیز افزایش نرخ رشد جمعیت، افزایش تقاضا و قیمت‌ها را به دنبال داشت که همه این موارد به سهم خود نقش مهمی در تورم ایران ایفا کردند.

برای شناسایی عوامل موثر بر تورم و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران، به نظر می‌رسد در سال‌های اخیر افزایش سطح پایه پولی، افزایش در تقاضا در بازار کالا، فشار هزینه، مشکلات ساختاری، ضعف در بخش‌های مختلف از جمله در بخش تجارت خارجی از عوامل موثر تکوین و تصریح پدیده تورم در ایران باشند.

در شکل‌گیری پدیده تورم، عوامل مختلفی موثرند و نظریه‌های گوناگونی همچون کینزین‌ها، کلاسیک‌ها و ... در این زمینه ارائه شده است که هر کدام درصدد تبیین علل و ماهیت تورم هستند.

یکی از این نظریه‌ها، نظریه تورم وارداتی است؛ این نوع تورم زمانی رخ می‌دهد که قیمت برخی کالاها - که اساسی و استراتژیک در تولید یا مصرف هستند - به دلایل مختلف سیاسی، اقتصادی و حتی عوامل طبیعی افزایش یابند. افزایش قیمت این کالاها، هزینه تولید (برای کالاهای اولیه یا واسطه‌ای) و یا قیمت کالاهای مصرفی را افزایش داده و منجر به تورم می‌شود. برای مثال، افزایش قیمت نفت در دهه‌های ۷۰ و ۸۰ میلادی که به

## علیت گرنجری واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و ... ۲۲۳

شوکی اول و دوم معروف است، موجب شد قیمت فرآورده‌های نفتی، مواد اولیه، مواد غذایی و در نتیجه قیمت کالاهای نهایی افزایش یابد.

تجارت خارجی از دو مولفه واردات و صادرات تشکیل شده است. واردات، بسته به نوع آن به طور مستقیم و غیرمستقیم بر تورم داخلی اثرگذار است. در حالت اول زمانی که قیمت محصولات نهایی (ساخته شده) وارداتی افزایش یابد، این افزایش به طور مستقیم در سطح عمومی قیمت‌ها (*cpi*) موثر واقع می‌شود. در حالت دوم به صورت غیرمستقیم، وقتی قیمت مواد اولیه و واسطه‌ای وارداتی افزایش یابد منجر به افزایش هزینه تولید و آنگاه افزایش قیمت مصرف‌کننده می‌شود. حالت سوم وقتی است که از طریق صادرات انجام می‌شود. زمانی که تقاضا برای کالاهای صادراتی به دلیل افزایش قیمت در کشور واردکننده افزایش می‌یابد با صدور این کالاها و کاهش عرضه آنها در داخل کشور صادرکننده، قیمت داخلی افزایش می‌یابد.

آمارهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران نشان می‌دهد در سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۹ از کل کالاهای وارداتی حدود ۶۷/۹ درصد کالاهای واسطه‌ای، ۱۷/۶ درصد کالاهای سرمایه‌ای و ۱۴/۵ درصد کالاهای مصرفی بوده است. از این رو با افزایش قیمت کالاهای وارداتی، شاخص تولیدکننده تحت تاثیر قرار می‌گیرد و با توجه به ساختار صنعتی و تجاری شبه‌انحصاری موجود، عرضه‌کنندگان قادرند این افزایش قیمت مواد واسطه‌ای وارداتی را به طور مستقیم به قیمت نهایی منتقل کنند.

از جمله موارد مهم در امر واردات، تامین مالی (تامین ارز) کشورها و به ویژه کشورهای در حال توسعه است. بسیاری از کشورها ارز مورد نیاز خود را از طریق صدور کالاها و خدمات به دست می‌آورند، اما در ایران به دلیل اینکه عمده ارز تحصیل شده از طریق فروش نفت و گاز تامین می‌شود، صادرات این مواد یک عامل بسیار موثر بر میزان واردات کشور به ویژه در دهه‌های اخیر بوده است.

در این تحقیق به دلیل گستردگی موضوع تورم وارداتی به بررسی علیت بین شاخص قیمت کالاهای وارداتی به تفکیک کالاهای مصرفی، کالاهای واسطه‌ای و

کالاهای سرمایه‌ای با تورم داخلی در بیش از ۳۰ سال گذشته پرداخته می‌شود. باید به این سوال پاسخ داد که آیا تورم، علت واردات کشور است و یا برعکس واردات، علت تورم است؟ در هر صورت قبل از هرگونه سیاست‌گذاری برای واردات جهت کنترل تورم، باید رابطه علت و معلولی بین متغیرهای واردات و تورم سنجیده شود و با درک چگونگی جهت‌علیت، سیاست مناسب اتخاذ شود.

این مقاله جهت پاسخ به سوال مطرح شده به این صورت سازماندهی شده است؛ در ادامه ادبیات و پیشینه تحقیق آورده می‌شود. در بخش سوم بررسی آمار و اطلاعات و مدل تحقیق صورت می‌گیرد و در بخش چهارم و پایانی نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

## ۲- ادبیات و پیشینه تحقیق

در اقتصاد ایران یکی از عوامل مهم در افزایش میزان تورم طی سال‌های اخیر، افزایش حجم نقدینگی بوده است، اما متغیرهای دیگری مانند نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی و ... بر تورم اثر داشته‌اند. از آنجا که قسمت اعظم کالاهای وارداتی ایران مربوط به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای است، یکی از عوامل تاثیرگذار بر نرخ تورم واردات این دست کالاهاست که با افزایش قیمت آن به هر دلیل که باشد -عم از سیاسی، اقتصادی و ...- افزایش نرخ ارز و به دنبال آن افزایش قیمت تمام شده کالای مصرفی را به همراه خواهد داشت. با این فرض، تحقیق به بررسی و تحلیل این مساله می‌پردازد که آیا تورم داخلی باعث افزایش واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای می‌شود یا واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای موجب تورم داخلی شده است و یا تاثیر متقابل دارند. هدف آن است که عوامل تاثیرگذار بر تورم با استفاده از الگوی طراحی شده، شناسایی و متغیرهای تاثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران و اثرات هر یک مورد بررسی قرار گیرد. در حقیقت این بررسی به شناسایی رابطه علیت گرنجری بین واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای با تورم می‌پردازد که در صورت وجود چنین رابطه‌ای، این رابطه یکطرفه است یا دوطرفه؟

در این مطالعه صرفنظر از تعریف تورم، انواع تورم و علل بروز تورم از منظر اقتصاددانان ایران و جهان و همچنین نظریه‌های تورم از دیدگاه مکاتب اقتصادی، به بررسی روند عمومی قیمت‌ها، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز آزاد، کسری بودجه دولت و ارزش واردات کالاهای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مصرفی در اقتصاد ایران، به مطالعه قدرت توضیح‌دهندگی نظریه‌های مختلف تورم در ارتباط با واقعیت‌های حاکم بر اقتصاد کشور پرداخته می‌شود.

### ۱-۲- مطالعات داخلی

در میان مطالعات متعدد انجام شده در خصوص تورم، برخی رشد بی‌رویه نقدینگی، بعضی فشار هزینه و تعدادی دیگر عوامل ساختاری و ... را منشا بروز تورم در اقتصاد ایران معرفی کرده‌اند. در این بخش به تعدادی از این مطالعات که در داخل و خارج از کشور انجام شده است، می‌پردازیم.

در بررسی طیبیان و سوری (۱۳۷۵) که با هدف شناسایی عوامل موثر بر تورم در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۳۸ انجام شده، ابتدا دو رابطه خطی برای قبل و بعد از انقلاب برآورد شده است. آنها با استفاده از متغیرهایی چون سطح عمومی قیمت‌ها ( $CPI$ )، حجم اسمی نقدینگی ( $M_2$ )، حجم واقعی تولید ( $Y$ ) و شاخص قیمت کالاهای وارداتی ( $PIM$ ) و با مقایسه دو معادله تخمینی خود، نشان می‌دهند که اولاً ضریب متغیر حجم نقدینگی نسبت به قبل از انقلاب چهار برابر شده است و ثانیاً قبل از پیروزی انقلاب حساسیت قیمت نسبت به تولید بیشتر از حساسیت قیمت نسبت به عرضه پول بوده است در حالی که پس از پیروزی انقلاب اسلامی این رابطه عکس شده است. ثالثاً پس از انقلاب ضریب متغیر  $PIM$  از نظر اقتصادی معنی‌دار نیست. مطالعه این دو با معرفی یک متغیر موهومی برای سال‌های پس از پیروزی انقلاب و سال ۱۳۶۵ (کاهش قیمت نفت) نشان می‌دهد که حساسیت قیمت نسبت به عرضه پول قبل از پیروزی انقلاب ۳۱۲٪ و بعد از

انقلاب ۵۲۱/۰ است. در ادامه دو مدل در خصوص تئوری مقداری پول و رابطه نسبت کالاهای وارداتی به عرضه پول برآورد شده است.

براساس تخمین این دو رابطه عنوان شده است که افزایش حجم پول به علت کسری بودجه متوالی دولت و عواملی همچون عدم کارایی بازار سرمایه و کاهش تولید به علل مختلف مانند جنگ و محاصره اقتصادی موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده است و رابطه مستقیم کاهش ارزش ریال با افزایش قیمت داخلی به روشنی مشخص است و افزایش قیمت و کاهش ارزش پول هر دو از یک منبع که همان افزایش عرضه پول است، سرچشمه می‌گیرند.

فاطمه نظیفی (۱۳۷۸) در بررسی خویش ابتدا به وضعیت تورمی کشور در سال‌های ۷۷-۱۳۳۸ و سیاست‌هایی که به منظور مقابله با آن اتخاذ شده است، می‌پردازد. مدل مورد نظر وی، برداشتی از نظر پولیون است. وی در بررسی خویش در دو سناریو، یکی تورم گذشته روی تورم فعلی تاثیر دارد و دیگر اینکه همه متغیرهای افزایش سرعت گردش پول، کاهش تولیدات صنعتی و نرخ بهره همراه با قیمت‌های خارجی در الگوی مورد نظر لحاظ شده‌اند، عوامل موثر بر تورم را مورد بررسی قرار می‌دهد. نظیفی در نهایت در یک نتیجه‌گیری کلی عنوان می‌کند که تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است و عوامل سمت عرضه اقتصاد در ایجاد تورم در اقتصاد ایران اثر کمتری دارند. وی معتقد است اتخاذ سیاست‌های خارجی و ارزی مناسب در کاهش تورم بسیار موثر است.

اسکویی (۱۳۷۳) در بررسی خویش، یافتن علل تورم بعد از وقوع انقلاب در ایران را هدف اصلی قرار داده است. وی با استفاده از یک مدل پولی تورم، که با وارد کردن متغیرهایی همچون نرخ ارز و قیمت‌های وارداتی آن را بسط می‌دهد، سعی در شناسایی عوامل موثر بر تورم در ایران می‌کند. اسکویی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۹۹۰-۱۹۵۹ اقتصاد ایران، از طریق روش‌های اقتصادسنجی به آزمون آماری و تجزیه و تحلیل مدل 
$$\text{Log}(CPI) = a + b.\log(M) + c.\log(Y) + d.\log(PXW) + e.\log(BEX) + u$$
 می‌پردازد. در این مدل،  $CPI$ : شاخص قیمت مصرف‌کننده،  $M$ : حجم پول در اقتصاد،  $Y$ :

## علیت گرنجری واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و ... ۲۲۷

سطح تولید حقیقی در اقتصاد،  $PXW$ : شاخص قیمت‌های صادراتی جهانی به عنوان یک جانشینی برای تورم وارداتی و  $BEX$ : نرخ ارز در بازار آزاد در نظر گرفته شده است. وی با برآورد مدل مورد نظر به نتایج زیر می‌رسد:

- افزایش ۱۰ درصدی حجم پول منجر به بروز تورمی به میزان ۵/۱ درصد می‌شود.  
- افزایش ۱۰ درصدی نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) منجر به تورمی به میزان ۲/۶ درصدی می‌شود.

- رشد ۱۰ درصدی تولید باعث کاهش تورم به میزان ۷ درصد می‌شود.  
- و در نهایت، عوامل متعددی بر ایجاد تورم در اقتصاد ایران اثر دارند و تورم یک پدیده پولی مطلق در اقتصاد ایران نیست.

کریمی و توکلی (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای برای بررسی تاثیر قیمت واردات بر تورم، رابطه بین مخارج دولت، شاخص قیمت واردات، پول و شاخص قیمت‌ها را به طور سیستمی مورد بررسی قرار داده و به روش خود رگرسیون برداری مورد آزمون قرار داده اند. این دو در مورد تاثیر متغیرها بر شاخص قیمت کالا و خدمات که به ترتیب لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده ( $LCPI$ )، لگاریتم پول ( $LM$ )، لگاریتم شاخص قیمت کالاهای وارداتی ( $LP$ ) و لگاریتم مخارج دولت ( $LRG$ ) بوده‌اند به این نتیجه رسیده‌اند که تورم قیمت کالاهای وارداتی بیشترین تاثیر را بر تورم دارد. البته وقفه‌های تورم و پول هم، تورم را تا حدی توضیح می‌دهند، اما مخارج دولت چندان تورم را تشریح نمی‌کند. در این بررسی تاثیر قیمت واردات بر تورم به دو اثر تورم خارجی بر تورم داخلی و اثر تغییر نرخ ارز بر آن تفکیک می‌شود. از آنجا که روند تورم در کشورهای طرف تجاری ما بسیار کند و خفیف است، این اثرات بیشتر به تاثیر تغییر نرخ ارز بر تورم مربوط می‌شود.

نصر اصفهانی و کاظم یآوری (۱۳۸۲) در مطالعه خویش به تجزیه و تحلیل تاثیر متغیرهای اسمی و واقعی بر تورم در ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۵۰ بر پایه داده‌های فصلی با استفاده از الگوی خودرگرسیونی برداری می‌پردازند. در بررسی آنها رشد حجم نقدینگی، رشد نرخ ارز بازار آزاد، شکاف تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر حقیقی

(براساس نظریه ساختارگرایان و شکل گیری تورم در اقتصادهای همواره با ساختارهای نامتوازن و منحنی فیلیپس تعمیم یافته) و تورم دوره قبل (براساس نظریه انتظارات تطبیقی) به عنوان تورم انتظاری در الگو وارد شده است. آنها به دنبال پاسخگو این سوالات هستند: تورم یک پدیده پولی است؟ تنگناهای ساختاری، موجب تورم می شوند؟ چه رابطه ای بین نرخ ارز و تورم وجود دارد؟ و انتظارات تورمی تا چه میزان در تورم نقش دارند؟ در این پژوهش  $INFC = F(RM_2, REXCH, CAP, DM)$  به عنوان الگوی مناسب انتخاب شده است.

متغیرهای مورد نظر نرخ تورم، رشد نقدینگی، رشد ارز، شکاف تولید ناخالص داخلی و متغیر مجازی هستند. آنها پس از تخمین مدل (روش  $VAR$ ) و انجام روش های تابع عکس العمل و تجزیه واریانس به نتایج زیر می رسند:

- در افق کوتاه مدت تکانه های تورم انتظاری نقش موثرتری بر تورم دارند و تکانه های نرخ ارز و رشد نقدینگی هم در افق کوتاه مدت بر تورم موثرند و در بلند مدت شکاف تولید بر تورم موثرتر است.

- شکاف تولید ناخالص داخلی در بلندمدت بر تورم موثر است از این رو در افق بلندمدت متغیرهای واقعی بر تورم موثرند.

- براساس نتایج برآورد شده برای اقتصاد ایران رشد نقدینگی درونزا است. در نهایت نتیجه می گیرند، تورم در اقتصاد ایران تنها یک پدیده پولی نیست و عوامل حقیقی نیز بر آن موثرند. نتایج حاصله آن است که برای کنترل تورم در ایران نمی توان تنها بر سیاست های پولی اتکا کرد و در درازمدت باید بخش واقعی اقتصاد را نیز قرار داد.



## ۲-۲- مطالعات خارجی

آلک<sup>۱</sup> و ارگون<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) با استفاده از آزمون‌های تک متغیری هم‌انباشتگی، مدل تصحیح خطا و علیت گرنجر به بررسی رابطه بین تورم و حجم واردات برای اقتصاد ترکیه در طول دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ پرداختند. نتایج به دست آمده در این تحقیق، وجود یک رابطه بلندمدت و پویا بین تورم و واردات را نشان می‌دهد. همچنین رابطه علیت یکطرفه از واردات به تورم نیز در این مطالعه به اثبات رسیده است. نتایج آنها نشان می‌دهد که سیاست‌گذارانی که مسئول نرخ تورم برنامه‌ریزی شده برای توسعه پایدار هستند، می‌توانند با استفاده از تغییر در نرخ مالیات اعمال شده بر واردات (تعرفه گمرکی) نرخ تورم بهینه‌ای را تبیین کنند.

لیم<sup>۳</sup> و پاپی<sup>۴</sup> (۱۹۹۷) عوامل موثر بر تورم در اقتصاد ترکیه را برای سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۵ را مورد بررسی قرار داده‌اند. در تجزیه و تحلیل همجمعی، آنها نشان می‌دهند که پول، دستمزد، قیمت کالاهای صادرات و قیمت کالاهای واردات تاثیر مثبت بر سطح قیمت‌های داخلی داشته و همچنین نرخ ارز به طور غیر مستقیم روی سطح قیمت داخلی اثرگذار بوده است.

خان<sup>۵</sup> و جیل<sup>۶</sup> (۲۰۱۰) زمینه عوامل تورم در پاکستان را برای سال‌های ۱۹۷۰-۲۰۰۷ مورد مطالعه قرار دادند. آنان نتیجه گرفتند که کاهش ارزش نرخ ارز و افزایش در ارزش واردات اثر مثبت بر تورم دارد.

اصلان<sup>۷</sup> و بایراکتوتن<sup>۸</sup> (۲۰۰۳) رابطه میان شاخص قیمت عمده فروشی، نرخ ارز، و حجم واردات داده‌های سالانه ۲۰۰۰-۱۹۸۰ را در ترکیه مورد مطالعه قرار دادند. مطالعه

---

1- Ulke  
2- Ergun  
3- Lim  
4- Papi  
5- Khan  
6- Gill  
7- Aslan  
8- Bayraktutan

آنها نشان می‌دهد که تعامل میان شاخص قیمت عمده‌فروشی، نرخ ارز و حجم واردات اثر مستقیم بر تورم دارد.

### ۳- داده‌ها و اطلاعات

متغیرهایی که برای بررسی عوامل تاثیر گذار بر تورم در ایران به کار گرفته شده است به ترتیب عبارتند از: شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ (به عنوان متغیر تورم داخلی)، حجم نقدینگی، سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، نرخ ارز بازار آزاد، کسری بودجه (که از تقسیم کسری بودجه بر تولید ناخالص داخلی حاصل شده است) ارزش واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶. جهت برآورد الگوی پژوهش از نرم‌افزار و جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و نمودارها از نرم‌افزار *Excel* استفاده شده است.

#### ۳-۱- آزمون ریشه واحد

قبل از تخمین مدل و تعیین روابط بین ضریب متغیرهای نامبرده در مدل باید جهت تعیین مانایی و نامانایی متغیرهای الگو از آزمون‌های متداولی نظیر آزمون دیکی-فولر، آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته و... را در مورد هر یک از متغیرها انجام دهیم، زیرا تخمین رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته بدون در نظر گرفتن مانایی متغیرها منجر به رگرسیون‌های کاذب شده و نتایج و تحلیل‌های مربوطه از درجه اعتبار ساقط خواهند بود.

براساس جدول (۱)، متغیرها در حالت عرض از مبدا و بدون روند تمام متغیرها به غیر از لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد همگی نامانا بوده و در مانایی متغیرها در عرض از مبدا و با روند همگی بجز لگاریتم کسری بودجه، نامانا هستند که برای مانا کردن متغیرها از تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده می‌کنیم.

## علیت گرنجری واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و ... ۲۳۱

جدول (۱) - بررسی آزمون پایایی متغیرهای مدل

| با عرض از مبدأ و بدون روند |          |                         |                 | با عرض از مبدأ و بدون روند |          |                         |                 | متغیر |        |
|----------------------------|----------|-------------------------|-----------------|----------------------------|----------|-------------------------|-----------------|-------|--------|
| مانایی                     | طول وقفه | مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ | آماره آزمون ADF | مانایی                     | طول وقفه | مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ | آماره آزمون ADF |       |        |
| نا پایا                    | ۱        | -۳/۵۷                   | -۱/۸۳           | LP                         | نا پایا  | ۲                       | -۲/۹۷           | -۰/۷۹ | LP     |
| نا پایا                    | ۱        | -۳/۵۷                   | -۲/۵۴           | LM                         | نا پایا  | ۱                       | -۲/۹۶           | ۱/۰۶  | LM     |
| نا پایا                    | ۲        | -۳/۵۸                   | -۱/۴۷           | LCGDP                      | نا پایا  | ۱                       | -۲/۹۶           | -۱/۲۹ | LCGDP  |
| نا پایا                    | ۰        | -۳/۵۶                   | -۲/۲۴           | LMC                        | نا پایا  | ۰                       | -۲/۹۶           | -۱/۰۸ | LMC    |
| نا پایا                    | ۰        | -۳/۵۶                   | -۱/۹۹           | LMI                        | نا پایا  | ۰                       | -۲/۹۶           | -۰/۸۳ | LMI    |
| نا پایا                    | ۰        | -۳/۵۶                   | -۲/۳۷           | LMK                        | نا پایا  | ۰                       | -۲/۹۶           | -۱/۲۷ | LMK    |
| پایا                       | ۳        | -۳/۵۸                   | -۳/۷۵           | LBDGDP                     | نا پایا  | ۰                       | -۲/۹۶           | ۰/۲۶  | LBDGDP |
| نا پایا                    | ۰        | -۳/۵۶                   | -۰/۷۱           | LRE                        | پایا     | ۰                       | -۲/۹۶           | -۳/۲۸ | LRE    |

نتایج حاصل از جدول (۲) حاکی از آن است که تمامی متغیرها در تفاضل گیری مرتبه اول مانا شده‌اند و تخمین مدل بین متغیر وابسته و مستقل دیگر منجر به رگرسیون کاذب نمی‌شود. در ادامه، با استفاده از روش انگل گرنجر مطمئن می‌شویم که همه سری‌های زمانی  $I(1)$  هستند و معادله هم‌انباشته که بیانگر رابطه بلندمدت بین متغیرها است با روش  $OLS$  برآورد می‌شود. حال از این معادله، باقیمانده‌ها را حساب کرده و آزمون مانایی را برای آن انجام می‌دهیم. در صورتی که باقیمانده‌ها  $I(0)$  باشند، می‌توان به مرحله دوم رفت و در غیر این صورت باید مدل موردنظر را بر حسب تفاضل مرتبه اول نوشته و برآورد کرد.

با توجه به نتایج این آزمون که بیانگر نامانای بودن متغیرها در سطح است، ادامه تحلیل نیازمند انجام آزمون هم‌جمعی (هم‌انباشتگی) با هدف بررسی وجود رابطه هم‌انباشته‌کننده و تعیین تعداد آنهاست.

۲۳۲ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۰، بهار ۱۳۹۵

جدول (۲) - آزمون متغیرهای مدل در حالت تفاضل مرتبه اول

| با عرض از مبدأ و با روند |                 |                         |          |        | با عرض از مبدأ و بدون روند |                 |                         |          |        |
|--------------------------|-----------------|-------------------------|----------|--------|----------------------------|-----------------|-------------------------|----------|--------|
| متغیر                    | آماره آزمون ADF | مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ | طول وقفه | مانایی | متغیر                      | آماره آزمون ADF | مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ | طول وقفه | مانایی |
| DLP                      | -۳/۴۵           | -۲/۹۷                   | ۱        | پایا   | D(LP,2)                    | -۵/۳۴           | -۳/۵۸                   | ۱        | پایا   |
| D(LM,2)                  | -۵/۹۸           | -۲/۹۷                   | ۰        | پایا   | D(LM,2)                    | -۵/۸۶           | -۳/۵۸                   | ۰        | پایا   |
| DLCGDP                   | -۴/۱            | -۲/۹۷                   | ۲        | پایا   | DLCGDP                     | -۴/۸۷           | -۳/۵۸                   | ۲        | پایا   |
| DLMC                     | -۵/۵۱           | -۲/۹۶                   | ۰        | پایا   | DLMC                       | -۵/۶۹           | -۳/۵۷                   | ۰        | پایا   |
| DLMI                     | -۴/۳۲           | -۲/۹۶                   | ۰        | پایا   | DLMI                       | -۴/۳۵           | -۳/۵۷                   | ۰        | پایا   |
| DLMK                     | -۵/۸۵           | -۲/۹۶                   | ۰        | پایا   | DLMK                       | -۵/۷۷           | -۳/۵۷                   | ۰        | پایا   |
| DLBDGDP                  | -۴/۰۱           | -۲/۹۶                   | ۰        | پایا   | DLBDGDP                    | -۳/۹۹           | -۳/۵۷                   | ۰        | پایا   |
| DLRE                     | -۳/۵۰           | -۲/۹۶                   | ۰        | پایا   | DLRE                       | -۴/۱            | -۳/۵۷                   | ۰        | پایا   |

۲-۳- تخمین الگوی اول، برآورد مدل تورم با واردات کالاهای مصرفی

در این مطالعه به این دلیل از روش مدل سازی VAR و بر اساس الگوهای سری زمانی چند متغیره استفاده شده است که علاوه بر مقادیر گذشته هر متغیر، سعی دارد متغیرهای مختلف موردنظر را به صورت همزمان توضیح دهد (نوفروستی، ۱۳۷۸) که ما مدل خود را بر این اساس تنظیم کرده ایم:

$$LP = \alpha_1 LM + \alpha_2 LCGDP + \alpha_3 LRE + \alpha_4 LMC + \alpha_5 LBDGDP$$

در این رابطه مدل مورد آزمون شامل شاخص بهای کالاها و خدمات داخلی به قیمت های ثابت سال ۱۳۷۶ (P) به عنوان متغیر وابسته بوده و متغیرهای توضیحی عبارتند از: نقدینگی (M)، نرخ ارز بازار آزاد (RE)، سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت های ثابت سال ۱۳۷۶ (CGDP)، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی (BDGDP) و ارزش

علیت گرنجری واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و ... ۲۳۳

واردات کالاهای مصرفی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ ( $MC$ ). باید دقت شود که در رابطه فوق لگاریتم تمامی متغیرها آورده شده است.

### ۱-۲-۳- آزمون همجمعی الگو

لازمه یک رابطه تعادلی یا بلندمدت بین مجموعه‌ای از متغیرهای سری زمانی، وجود یک ترکیب خطی با خاصیت مانایی از متغیرها است. نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرها، حاکی از آن است که تمامی متغیرها در تفاضل گیری مرتبه اول و یا دوم ایستا شده اند، بنابراین برای تعیین بردارهای همگرایی یا رابطه بلندمدت از روش جوهانسون-جوسیلیوس استفاده می‌شود. نتایج حاصل از روش ماتریس اثر و روش حداکثر مقادیر ویژه، وجود یک بردار بلندمدت در سطح احتمال پنج درصد بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. نتایج در جدول (۳) و (۴) آورده شده است. در مرحله بعد، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول انتخاب می‌شود. بردار بهینه انتخاب شده در این مطالعه در بخش بعد گزارش شده است. به این ترتیب، آزمون رابطه بلند مدت بین  $LP$  و  $LM$ ،  $LCGDP$ ،  $LRE$ ،  $LMC$ ،  $LBDGDP$  به دست آمده است.

جدول (۳)- آزمون همجمعی ماتریس اثر (الگوی اول)

| Prob. ** | Critical Value<br>0.05 | Max-Eigen<br>Statistic | Eigenvalue | Hypothesized<br>No. of CE(s) |
|----------|------------------------|------------------------|------------|------------------------------|
| ۰/۰۰۱۶   | ۴۰/۰۷۷۵۷               | ۵۱/۸۳۵۷۷               | ۰/۸۳۲۰۳۴   | None *                       |
| ۰/۱۷۱۳   | ۳۳/۸۷۶۸۷               | ۲۸/۹۹۶۱۱               | ۰/۶۳۲۰۷۱   | At most 1                    |
| ۰/۲۶۴۴   | ۲۷/۵۸۴۳۴               | ۲۱/۱۹۸۴۹               | ۰/۵۱۸۵۶۴   | At most 2                    |

\*\* آماره مک کینون-هاگ-میکلیس (۱۹۹۹)

\* رد فرضیه در سطح ۰/۰۵

۲۳۴ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۰، بهار ۱۳۹۵

جدول (۴) - آزمون همجمعی مقادیر ویژه (الگوی اول)

| Prob. ** | Critical Value<br>0.05 | Max-Eigen<br>Statistic | Eigenvalue | Hypothesized<br>No. of CE(s) |
|----------|------------------------|------------------------|------------|------------------------------|
| ۰/۰۰۰۴   | ۹۵/۷۵۳۶۶               | ۱۲۰/۲۳۰۳               | ۰/۸۳۲۰۳۴   | None *                       |
| ۰/۰۶۳۵   | ۶۹/۸۱۸۸۹               | ۶۸/۴۹۴۵۱               | ۰/۶۳۲۰۷۱   | At most 1                    |
| ۰/۲۴۱۰   | ۴۷/۸۵۶۱۳               | ۳۹/۴۹۸۴۰               | ۰/۵۱۸۵۶۴   | At most 2                    |

\* رد فرضیه در سطح ۰/۰۵      \*\* آماره مک کینون-هاگ-میکلیس (۱۹۹۹)

۲-۲-۳- تخمین مدل

با توجه به نتایج برآورد شده از آزمون همجمعی و آزمون دیکی فولر در صفحات قبل، نتایج حاصل بیانگر این مطلب هستند که تمامی متغیرها در مرتبه سطح، مانا نبوده و در تفاضل گیری‌های اول و دوم مانا شده‌اند و بین آنها همجمعی وجود دارد. در این پژوهش می‌توان از مدل خودرگرسیون برداری استفاده کرد. با توجه به جدول (۵) مشخص می‌شود که تعداد وقفه بهینه مدل خود رگرسیون برداری (۳) است.

جدول (۵) - تعیین تعدادوقفه بهینه مدل خود رگرسیون برداری

| تعداد وقفه بهینه | آماره آکائیک | آماره شوارتز |
|------------------|--------------|--------------|
| ۱                | -۲/۱۴        | -۱/۸۱        |
| ۲                | -۲/۲۴        | -۱/۶۳        |
| ۳                | -۲/۸۵        | -۱/۹۴        |

۳-۲-۳- آزمون علیت گرنجر

پس از برآورد مدل خودرگرسیون برداری بین متغیرهای تحقیق به بررسی رابطه علیت بین متغیرها پرداخته و برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها از آزمون علیت گرنجر استفاده خواهد شد که نتایج این آزمون در جدول (۶) آورده شده است.

### علیت گرنجری واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و ... ۲۳۵

تایید فرضیه  $H_0$  که در بلندمدت این رابطه یک سویه بوده و علت واردات کالاهای مصرفی در اقتصاد ایران تورم است، نتیجه حاصل از این آزمون بوده است. به این معنا که افزایش شاخص قیمت کالاهای مصرفی در داخل، سبب می‌شود به منظور کنترل قیمت بازار، اقدام به واردات کالاهای مصرفی شود.

جدول (۶) - علیت گرنجری الگوی اول

| ارزش احتمال | درجه آزادی | چی دو    | فرض صفر  |
|-------------|------------|----------|--|
| ۰/۷۱۳۰      | ۱          | ۰/۱۳۵۳۴۲ | واردات کالاهای مصرفی علت تغییرات شاخص قیمت‌های داخلی نیست. |
| ۰/۰۲۷۱      | ۱          | ۴/۸۸۴۰۳۳ | شاخص قیمت‌های داخلی علت واردات کالاهای مصرفی نیست.         |

### ۴-۲-۳- برآورد مدل تصحیح خطای برداری (VECM)

با توجه به معادلات همجمعی که تامین‌کننده منظور مطالعه ما است، ضریب  $LM$  برابر با ۰/۴۴- با آماره  $t$  برابر با ۱۲/۷۸- به دست می‌آید که بر اساس آماره  $t$  در سطح معناداری ۵ درصد معنادار بوده و علامت مورد انتظار را دارا است. ضریب به دست آمده برای  $LCGDP$  برابر با ۱/۱۰۷ با آماره  $t$  برابر با ۱۱/۰۶ بوده که علامت مورد نظر را دارا و معنادار است. برای  $LRE$  ضریب برابر با ۰/۱۷۹- بوده و آماره  $t$  برابر با ۳/۲۲- است که معنادار بوده و علامت مورد انتظار را داراست. ضریب  $LMC$  برابر با ۰/۰۷ بوده و آماره  $t$  آن برابر با ۲/۴۷ است که معنادار بوده و علامت مورد انتظار را داراست. سرانجام ضرایب  $LBDGDP$  برابر با ۰/۴۲- با آماره  $t$  ۵/۶۱- که معنادار بوده و علامت مورد انتظار را داراست.

رابطه بلندمدت این مدل حکایت از آن دارد که سرانه تولید ناخالص و واردات کالاهای مصرفی رابطه منفی با تورم دارد، به نحوی که خروجی مدل ( $prob$ ) واردات

۲۳۶ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۰، بهار ۱۳۹۵

کالاهای مصرفی بیشتر از ۰/۰۵ است و آماره  $t$  آن نیز بزرگتر از آماره  $t$  جدول است که با مبانی تئوریک سازگاری دارد.

جدول (۷) - الگوی تصحیح خطای برداری

| متغیر       | شرح  | ضریب      | آماره $t$ |
|-------------|--|-----------|-----------|
| $LP(-1)$    | وقفه متغیر شاخص قیمت‌ها                    | ۱/۰۰۰۰۰۰  | -         |
| $LM(-1)$    | وقفه متغیر نقدینگی                         | -۰/۴۴۷۳۷۲ | -۱۲/۷۸۵۵  |
| $LCGDP(-1)$ | وقفه متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی        | ۱/۱۰۷۸۰۲  | ۱۱/۰۶۳۱   |
| $LRE(-1)$   | وقفه متغیر نرخ ارز بازار آزاد              | -۰/۱۷۹۳۴۸ | -۳/۲۲۰۹۲  |
| $LMC$       | وقفه متغیر ارزش واردات کالای مصرفی         | ۰/۰۷۲۶۷۵  | ۲/۴۷۹۶۵   |
| $LBDGDP$    | وقفه متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص | -۰/۴۲۴۱۹۷ | -۵/۶۱۳۲۹  |
| $C$         | عرض از مبدأ                                | -۰/۳۵۰۶   | -         |

در این تحقیق که به صورت کامل تری به مبحث تورم پرداخته، بیشترین تاثیر بر تورم داخلی را نقدینگی به خود اختصاص داده، چراکه با افزایش ۱۰ درصد در حجم نقدینگی، تورم به میزان ۱۲/۷۸ درصد افزایش می‌یابد که در بلندمدت اثر مثبتی بر تورم دارد. با افزایش ۱۰ درصدی واردات کالاهای مصرفی ۲/۴۸ درصد تورم کاهش می‌یابد.

### ۳-۳- تخمین الگوی تورم با واردات کالاهای واسطه‌ای

مدل مورد آزمون شامل شاخص بهای کالا و خدمات داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۷۶  $(P)$  به عنوان متغیر وابسته بوده و متغیرهای توضیحی عبارتند از: نقدینگی  $(M)$ ، نرخ ارز بازار آزاد  $(RE)$ ، سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶  $(CGDP)$ ، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی  $(BDGDP)$  و ارزش واردات کالاهای واسطه‌ای به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶  $(MI)$ :

$$LP = \alpha_1 LM + \alpha_2 LCGDP + \alpha_3 LRE + \alpha_4 LMI + \alpha_5 LBDGDP$$



۱-۳-۳- آزمون همجمعی مدل

نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرها، حاکی از آن است که تمامی متغیرها در تفاضل گیری مرتبه اول و یا دوم ایستا شده‌اند، از این رو برای تعیین بردارهای همگرایی یا رابطه بلندمدت از روش جوهانسون- جوسیلیوس استفاده می‌شود. نتایج حاصل از روش ماتریس اثر و روش حداکثر مقادیر ویژه، وجود یک بردار بلندمدت در سطح احتمال ۵ درصد بین متغیرهای مدل را تایید می‌کند. در مرحله بعد، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول انتخاب می‌شود. بردار بهینه انتخاب شده در این مطالعه در بخش‌های بعد گزارش شده است.

جدول (۸) - آزمون همجمعی ماتریس اثر (الگوی دوم)

| <i>Prob. **</i> | <i>Critical Value<br/>0.05</i> | <i>Max-Eigen<br/>Statistic</i> | <i>Eigenvalue</i> | <i>Hypothesized<br/>No. of CE(s)</i> |
|-----------------|--------------------------------|--------------------------------|-------------------|--------------------------------------|
| ۰/۰۰۴۳          | ۹۵/۷۵۳۶۶                       | ۱۶۳۰/۱۰۹                       | ۰/۸۳۳۳۳۶          | None *                               |
| ۰/۳۳۱۲          | ۶۹/۸۱۸۸۹                       | ۵۷/۲۰۱۵۳                       | ۰/۵۳۹۹۸۶          | At most 1                            |
| ۰/۴۶۴۸          | ۴۷/۸۵۶۱۳                       | ۳۴/۶۸۳۰۶                       | ۰/۴۲۳۰۵۶          | At most 2                            |

\* رد فرضیه در سطح ۰/۰۵      \*\* آماره مک کینون-هاگ-میکلیس (۱۹۹۹)

جدول (۹) - آزمون همجمعی مقادیر ویژه (الگوی دوم)

| <i>Prob. **</i> | <i>Critical Value<br/>0.05</i> | <i>Max-Eigen<br/>Statistic</i> | <i>Eigenvalue</i> | <i>Hypothesized<br/>No. of CE(s)</i> |
|-----------------|--------------------------------|--------------------------------|-------------------|--------------------------------------|
| ۰/۰۰۱۵          | ۴۰/۰۷۷۵۷                       | ۵۱/۹۶۱۴۷                       | ۰/۸۳۳۳۳۶          | None *                               |
| ۰/۵۶۷۵          | ۳۳/۸۷۶۸۷                       | ۲۲/۵۱۸۴۷                       | ۰/۵۳۹۹۸۶          | At most 1                            |
| ۰/۶۷۰۰          | ۲۷/۵۸۴۳۴                       | ۱۵/۹۵۰۲۹                       | ۰/۴۲۳۰۵۶          | At most 2                            |

\* رد فرضیه در سطح ۰/۰۵      \*\* آماره مک کینون-هاگ-میکلیس (۱۹۹۹)

۲-۳-۳- تخمین مدل

با توجه به نتایج برآورد شده از آزمون همجمعی و آزمون دیکی فولر در صفحات قبل، نتایج حاصل بیانگر این مطلب هستند که تمامی متغیرها در مرتبه سطح، مانا نبوده و در تفاضل گیری‌های اول و دوم مانا شده‌اند و بین آنها همجمعی وجود دارد. در این پژوهش می‌توان از مدل خود رگرسیون برداری استفاده کرد. در ادامه به بررسی مدل و نتایج استنتاج شده از آن خواهیم پرداخت. با توجه به جدول (۱۰) مشخص می‌شود که تعداد وقفه بهینه مدل خود رگرسیون برداری (۳) است.

جدول (۱۰) - تعیین تعداد وقفه بهینه مدل خود رگرسیون برداری

| آماره شوارتز | آماره آکائیک | تعداد وقفه بهینه |
|--------------|--------------|------------------|
| -۲/۰۳        | -۲/۳۶        | ۱                |
| -۱/۷۵        | -۲/۳۷        | ۲                |
| -۱/۶۱        | -۲/۵۳        | ۳                |

۳-۳-۳- آزمون علیت گرنجر

پس از برآورد مدل خود رگرسیون برداری بین متغیرهای تحقیق باید به بررسی رابطه علیت بین متغیرها پرداخت. برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها از آزمون علیت گرنجر استفاده خواهد شد که نتایج این آزمون در جدول (۱۱) آورده شده است.

جدول (۱۱) - علیت گرنجری الگوی دوم

| فرض صفر   | چی دو    | درجه آزادی | ارزش احتمال |
|---|----------|------------|-------------|
| واردات کالاهای واسطه‌ای علت تغییرات شاخص قیمت‌های داخلی نیست. | ۲۰/۲۴۱۳۸ | ۷          | ۰/۰۰۵۱      |
| شاخص قیمت‌های داخلی علت واردات کالاها بواسطه‌ای نیست.         | ۱۹/۸۳۴۷۵ | ۷          | ۰/۰۰۵۹      |

منبع: نتایج تحقیق

علیت گرنجری واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و ... ۲۳۹

با توجه به نتایج آزمون علیت گرنجری در بلندمدت، این رابطه دوسویه بوده و هم واردات کالاهای واسطه‌ای در اقتصاد ایران علت تورم است و هم تورم علت واردات کالاهای واسطه‌ای است.

#### ۴-۳-۳- برآورد مدل تصحیح خطای برداری (VECM)

با استناد به روابط بلندمدت و بردارهای هم‌انباشتگی حاصل از بخش قبل، در این تحقیق به منظور اعمال قید رتبه شاخص قیمت کالاها و خدمات هم‌انباشتگی تعیین شده و تحمیل فضای هم‌انباشتگی بر  $VAR$  از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۱۲) آمده است.

جدول (۱۲)- الگوی تصحیح خطای برداری

| متغیر       | شرح  | ضریب     | آماره $t$ |
|-------------|--|----------|-----------|
| $LP(-1)$    | وقفه متغیر شاخص قیمت‌ها                    | ۱/۰۰۰    | -         |
| $LM(-1)$    | وقفه متغیر نقدینگی                         | -۰/۴۷    | -۱۱/۲۴    |
| $LCGDP(-1)$ | وقفه متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی        | ۱/۳۴     | ۹/۹۳      |
| $LRE(-1)$   | وقفه متغیر نرخ ارز بازار آزاد              | -۰/۲۷۳   | -۴/۲۰۳    |
| $LMI$       | وقفه متغیر ارزش واردات کالای واسطه‌ای      | -۰/۰۱۷   | -۰/۶۴     |
| $LBDGDP$    | وقفه متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص | -۰/۳۱    | -۳/۶۵     |
| $C$         | عرض از مبدأ                                | ۰/۹۶۲۲۵۳ | -         |

منبع: نتایج تحقیق

با توجه به معادلات هم‌جمعی، ضریب  $LM$  برابر با  $-۰/۴۷$  با آماره  $t$  برابر با  $-۱۱/۲۴$  به دست می‌آید که بر اساس آماره  $t$  در سطح معناداری ۵ درصد معنادار بوده و علامت مورد انتظار را دارا است. ضریب به دست آمده برای  $LCGDP$  برابر با  $۱/۳۴$  با آماره  $t$  برابر با  $۹/۹۳$  بوده که علامت مورد نظر را دارا و معنادار است. برای  $LRE$  ضریب برابر با  $-۰/۲۷۳$  بوده و آماره  $t$  برابر با  $-۴/۲۰۳$  است که معنادار بوده و علامت مورد انتظار

۲۴۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۰، بهار ۱۳۹۵

را داراست. ضریب  $LMI$  برابر با ۰/۰۱۷- بوده و آماره  $t$  آن برابر با ۰/۶۴- است که معنادار نبوده است. سرانجام ضرایب  $LBDGDP$  برابر با ۰/۳۱- با آماره  $t$  ۳/۶۵- که معنادار بوده و علامت مورد انتظار را داراست. به این ترتیب آزمون رابطه بلندمدت بین  $LP$  و  $LM$ ،  $LCGDP$ ،  $LRE$ ،  $LMI$ ،  $LBDGDP$  به دست آمده است.

در مدل مطرح شده، با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی و با توجه به عوامل کلیدی در اقتصاد ایران، رابطه بلندمدت سطح عمومی قیمت‌ها و متغیرهای تعیین کننده آن در مدل به دست آمده که با توجه به اهمیت موضوع در مورد واردات کالاهای واسطه‌ای به دلیل اینکه در آماره  $prob$  آن از سطح ۰/۰۵ کمتر است، رابطه معناداری ندارد که به دلیل ساختاری بودن وضعیت نامناسب اقتصاد می‌توان آن را یکی از عوامل تورم دانست.

طبق نتایج حاصله، در بلندمدت مهم ترین عامل تعیین کننده تورم در کشور، رشد بالای حجم نقدینگی است به طوری ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی، باعث رشد قیمت‌ها به میزان ۱۱/۲۴ درصد در بلندمدت خواهد شد. مهم ترین متغیرها بعد از رشد نقدینگی در تبیین فرآیند تورم، نرخ ارز و کسری بودجه است. در مورد ارزش واردات کالاهای واسطه‌ای می‌توان بیان کرد که افزایش ۱۰ درصدی ارزش واردات کالاهای واسطه‌ای باعث رشد قیمت‌ها به میزان ۰/۶۴ درصد در بلندمدت خواهد شد. اگرچه تاثیر بسیار ناچیزی دارد، اما با کاهش این میزان می‌توان تورم را تا حدی کنترل کرد.

#### ۴-۳- تخمین الگوی تورم با واردات کالاهای سرمایه‌ای

مدل مورد آزمون شامل شاخص بهای کالا و خدمات داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۷۶ ( $P$ ) به عنوان متغیر وابسته بوده و متغیرهای توضیحی عبارتند از: نقدینگی ( $M$ )، نرخ ارز بازار آزاد ( $RE$ )، سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ ( $CGDP$ )، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی ( $BDGDP$ ) و ارزش واردات کالاهای سرمایه‌ای به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ ( $MK$ ):

$$LP = \alpha_1 LM + \alpha_2 LCGDP + \alpha_3 LRE + \alpha_4 LMK + \alpha_5 LBDGDP$$

### ۱-۴-۳- آزمون همجمعی الگو

نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرها، حاکی از آن است که تمامی متغیرها در تفاضل‌گیری مرتبه اول و یا دوم ایستا شده‌اند، از این رو برای تعیین بردارهای همگرایی یا رابطه بلندمدت از روش جوهانسون-جوسیلیوس استفاده می‌شود. نتایج حاصل از روش ماتریس اثر و روش حداکثر مقادیر ویژه، وجود یک بردار بلندمدت در سطح احتمال ۵ درصد بین متغیرهای مدل را تایید می‌کند. در مرحله بعد، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول انتخاب می‌شود. بردار بهینه انتخاب شده در این مطالعه در بخش‌های بعد گزارش شده است.

جدول (۱۳)- آزمون همجمعی ماتریس اثر برای مدل دوم

| Prob.** | Critical Value<br>0.05 | Max-Eigen<br>Statistic | Eigenvalue | Hypothesized<br>No. of CE(s) |
|---------|------------------------|------------------------|------------|------------------------------|
| ۰/۰۰۰۵  | ۹۵/۷۵۳۶۶               | ۱۲۷/۷۱۹۵               | ۰/۸۵۰۱۶۰   | None *                       |
| ۰/۰۲۹۶  | ۶۹/۸۱۸۸۹               | ۷۲/۵۸۴۸۹               | ۰/۶۴۵۷۱۴   | At most 1*                   |
| ۰/۱۴۵۴  | ۴۷/۸۵۶۱۳               | ۴۲/۴۹۳۰۱               | ۰/۵۳۴۳۳۵   | At most 2                    |

\* رد فرضیه در سطح ۰/۰۵ \*\* آماره مک کینون-هاگ-میکلیس (۱۹۹۹)

جدول (۱۴)- آزمون همجمعی مقادیر ویژه برای مدل دوم

| Prob.** | Critical Value<br>0.05 | Max-Eigen<br>Statistic | Eigenvalue | Hypothesized<br>No. of CE(s) |
|---------|------------------------|------------------------|------------|------------------------------|
| ۰/۰۰۰۵  | ۴۰/۰۷۷۵۷               | ۵۵/۱۳۴۶۳               | ۰/۸۵۰۱۶۰   | None *                       |
| ۰/۱۳۲۶  | ۳۳/۸۷۳۸۷               | ۳۰/۰۹۸۱۷               | ۰/۶۴۵۷۱۴   | At most 1                    |
| ۰/۲۱۲۱  | ۲۷/۵۸۴۳۴               | ۲۲/۱۶۴۳۸               | ۰/۵۳۴۳۳۵   | At most 2                    |

\* رد فرضیه در سطح ۰/۰۵ \*\* آماره مک کینون-هاگ-میکلیس (۱۹۹۹)

۳-۴-۳- تخمین مدل

با توجه به نتایج برآورد شده از آزمون همجمعی و آزمون دیکی فولر در صفحات قبل، نتایج حاصل بیانگر این مطلب است که تمامی متغیرها در مرتبه سطح، مانا نبوده و در تفاضل گیری‌های اول و دوم مانا شده‌اند و بین آنها همجمعی وجود دارد. در این پژوهش می‌توان از مدل خودرگرسیون برداری استفاده کرد. در ادامه به بررسی مدل و نتایج استنتاج شده از آن خواهیم پرداخت. با توجه به جدول (۱۵) مشخص می‌شود که تعداد وقفه بهینه مدل خود رگرسیون برداری (۳) است.

جدول (۱۵)- تعیین تعداد وقفه بهینه مدل خود رگرسیون برداری

| تعداد وقفه بهینه | آماره آکائیک | آماره شوارتز |
|------------------|--------------|--------------|
| ۱                | -۲/۱۵        | -۱/۸۲        |
| ۲                | -۲/۳۵        | -۱/۷۴        |
| ۳                | -۳/۰۷        | -۲/۱۶        |

۳-۴-۳- آزمون علیت گرنجر

پس از برآورد مدل خود رگرسیون برداری بین متغیرهای تحقیق به بررسی رابطه علیت بین متغیرها پرداخته و برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها از آزمون علیت گرنجر استفاده خواهد شد که نتایج این آزمون در ادامه آورده شده است. تایید فرضیه  $H_0$  که در بلندمدت این رابطه یک سویه بوده و علت واردات کالاهای سرمایه‌ای در اقتصاد ایران تورم است، نتیجه حاصل از این آزمون است.

جدول (۱۶)- علیت گرنجری الگوی اول

| فرض صفر  | چی دو    | درجه آزادی | ارزش احتمال |
|--|----------|------------|-------------|
| واردات کالاهای سرمایه‌ای علت تغییرات شاخص قیمت‌های داخلی نیست. | ۰/۰۲۳۷۱  | ۱          | ۰/۸۷۷۵      |
| شاخص قیمت‌های داخلی علت واردات کالاهای سرمایه‌ای نیست.         | ۴/۳۲۴۷۴۸ | ۱          | ۰/۰۳۷۶      |

#### ۴-۳- برآورد مدل تصحیح خطای برداری (VECM)

با استناد به روابط بلندمدت و بردارهای هم‌انباشتگی حاصل از بخش قبل، در این تحقیق به منظور اعمال قید رتبه شاخص قیمت کالا و خدمات هم‌انباشتگی تعیین شده و تحمیل فضای هم‌انباشتگی بر  $VAR$  از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است.

جدول (۱۷) - الگوی تصحیح خطای برداری

| متغیر       | شرح  | ضریب     | آماره $t$ |
|-------------|--|----------|-----------|
| $LP(-1)$    | وقفه متغیر شاخص قیمت‌ها                    | ۱/۰۰۰    | -         |
| $LM(-1)$    | وقفه متغیر نقدینگی                         | -۰/۷۱۴   | -۶/۸۸     |
| $LCGDP(-1)$ | وقفه متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی        | ۲/۶۰۳    | ۸/۳۴      |
| $LRE(-1)$   | وقفه متغیر نرخ ارز بازار آزاد              | -۰/۲۲۸   | -۳/۴۶     |
| $LMK$       | وقفه متغیر ارزش واردات کالای سرمایه‌ای     | -۰/۲۶۵۲  | -۱/۷۲     |
| $LBDGDP$    | وقفه متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص | -۰/۰۷۸   | -۰/۳۷     |
| $C$         | عرض از مبدأ                                | ۰/۹۶۲۲۵۳ | -         |

با توجه به معادلات هم‌جمعی که تامین‌کننده منظور این مطالعه است؛ ضریب  $LM$  برابر با  $-۰/۷۱۴$  با آماره  $t$  برابر با  $-۶/۸۸$  به دست می‌آید که بر اساس آماره  $t$  در سطح ۵ درصد معنادار بوده و علامت مورد انتظار را دارا است. ضریب به دست آمده برای  $LCGDP$  برابر با  $۲/۶۰۳$  با آماره  $t$  برابر با  $۸/۳۴$  بوده که علامت مورد نظر را دارا و معنادار است. برای  $LRE$  ضریب برابر با  $-۰/۲۲۸$  بوده و آماره  $t$  برابر با  $-۳/۴۶$  است که معنادار و علامت مورد انتظار را دارا است. ضریب  $LMK$  برابر با  $-۰/۲۶۵۲$  بوده و آماره  $t$  آن برابر با  $-۱/۷۲۲$  بوده که معنادار نبوده است. سرانجام ضرایب  $LBDGDP$  برابر با  $-۰/۰۷۸$  با آماره  $t$   $-۰/۳۷$  که معنادار بوده و علامت مورد انتظار را دارا است.

۲۴۴ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۰، بهار ۱۳۹۵

جدول (۱۸)- الگوی تصحیح خطای برداری را در سه وضعیت کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای

| متغیر           | شرح       | ضریب                                       | آماره t  |
|-----------------|-----------|--|----------|
| کالای مصرفی     | LP(-1)    | وقفه متغیر شاخص قیمت‌ها                    | -        |
|                 | LM (-1)   | وقفه متغیر نقدینگی                         | -۱۲/۷۸۵۵ |
|                 | LCGDP(-1) | وقفه متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی        | ۱۱/۰۶۳۱  |
|                 | LRE(-1)   | وقفه متغیر نرخ ارز بازار آزاد              | -۳/۲۲۰۹۲ |
|                 | LMC       | وقفه متغیر ارزش واردات کالای مصرفی         | ۲/۴۷۹۶۵  |
|                 | LBDGDP    | وقفه متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص | -۵/۶۱۳۲۹ |
|                 | C         | عرض از مبدأ                                | -        |
| کالای واسطه‌ای  | LP(-1)    | وقفه متغیر شاخص قیمت‌ها                    | -        |
|                 | LM (-1)   | وقفه متغیر نقدینگی                         | -۱۱/۲۴   |
|                 | LCGDP(-1) | وقفه متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی        | ۹/۹۳     |
|                 | LRE(-1)   | وقفه متغیر نرخ ارز بازار آزاد              | -۴/۲۰۳   |
|                 | LMI       | وقفه متغیر ارزش واردات کالای واسطه‌ای      | -۰/۶۴    |
|                 | LBDGDP    | وقفه متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص | -۳/۶۵    |
|                 | C         | عرض از مبدأ                                | -        |
| کالای سرمایه‌ای | LP(-1)    | وقفه متغیر شاخص قیمت‌ها                    | -        |
|                 | LM (-1)   | وقفه متغیر نقدینگی                         | -۶/۸۸    |
|                 | LCGDP(-1) | وقفه متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی        | ۸/۳۴     |
|                 | LRE(-1)   | وقفه متغیر نرخ ارز بازار آزاد              | -۳/۴۶    |
|                 | LMK       | وقفه متغیر ارزش واردات کالای سرمایه‌ای     | -۱/۷۲    |
|                 | LBDGDP    | وقفه متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص | -۰/۳۷    |
|                 | C         | عرض از مبدأ                                | -        |

منبع: نتایج تحقیق



آزمون رابطه بلندمدت بین  $LP$  و  $LM$ ،  $LCGDP$ ،  $LRE$ ،  $LMK$ ،  $LBDGDP$  به این شرح به دست آمده است: ضریب وقفه نقدینگی،  $0/71$  درصد است که به معنای رابطه مثبت بین تورم و وقفه حجم پول است. افزایش حجم پول در یک دوره با انتقال منحنی تقاضای کل اقتصاد به راست و بالا، تورم در آن دوره را بالا می‌برد. ضریب وقفه نسبت کسری بودجه به  $GDP$ ،  $0/07$  درصد بوده که نشان‌دهنده رابطه مستقیم بین کسری بودجه و تورم است. افزایش کسری بودجه به  $GDP$  از یک سو باعث افزایش استقراض دولت از بانک مرکزی (پولی کردن بدهی) می‌شود و حجم پول را در آن دوره افزایش می‌دهد. همچنین می‌تواند به طور مستقیم تقاضای کل اقتصاد را افزایش دهد. ضریب وقفه متغیر ارزش واردات کالاهای سرمایه‌ای  $0/26$  درصد بوده که نشان‌دهنده رابطه مستقیم بین واردات کالاهای سرمایه‌ای و تورم است، اگر چه ناچیز است، اما قابل تامل است چرا که بر تورم داخلی اثرگذار است.

#### ۴- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هیچ پدیده پیچیده‌ای را امروز نمی‌توان با تحلیل‌های ساده توضیح داد، اما حتی در پیچیده‌ترین آنها هم سازوکارهای اصلی قابل تشخیص هستند. تورم در ایران حاصل عوامل گوناگونی است که می‌توان آن را به عوامل داخلی و خارجی تقسیم‌بندی کرد. در عوامل داخلی نقش عوامل ساختاری که پیوسته جهت و سرعت مکانیزم‌ها را تعیین می‌کنند، بسیار بااهمیت است. در توضیح این روندها، ساختارگرایان بیش از همه موفق هستند. آنها با اشاره به رشد نامتوازن و ساختاری کشش عرضه، ساختار چسبنده واردات که بیشتر نشات گرفته از سیاست‌های جانشینی واردات است، کمبود ارز و سیاست‌های نوسانی تجاری، کسری بودجه دائمی و افزایش نقدینگی و... سعی می‌کنند عوامل برهم زننده تعادل داخلی را شناسایی کرده و به تبع آن توضیح دهند که چرا سطح عمومی قیمت‌ها مدام افزایش می‌یابد. با توجه به آنچه گفته شد، رابطه علی تورم با واردات کالاها به تفکیک نوع کالا در

سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۹ مورد ارزیابی قرار گرفته که نتایج حاصل از آن در ادامه آمده است. گزارشات و اطلاعات بانک مرکزی در زمینه واردات به تفکیک نوع کالا (مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای) در سه دهه گذشته نشان می‌دهد که در زمینه رشد واردات به تفکیک نوع کالا از سال ۸۹-۵۹ به طور متوسط سالانه واردات کالاهای مصرفی ۶/۴۳ درصد، واردات کالاهای واسطه‌ای ۱۲/۱۲ درصد و واردات کالاهای سرمایه‌ای ۱۰ درصد رشد داشته که مجموع این اطلاعات نشان دهنده رشد واردات در طول سه دهه گذشته است.

در این مطالعه به بررسی رابطه علی واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای برافزایش شاخص قیمت‌های داخلی پرداخته شده است. این داده‌ها به صورت سالیانه و طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۹ و با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری بر اقتصادسنجی بیان شده است.

با توجه به مطالب بیان شده، عوامل اصلی افزایش تورم در ایران، رشد نقدینگی، کسری بودجه، تغییرات نرخ ارز بر اساس الگوی‌های تشکیل داده شده است. نتیجه حاصل از الگوی اول این آزمون تایید فرضیه است که در بلند مدت این رابطه یکسویه بوده و علت واردات کالاهای مصرفی در اقتصاد ایران، تورم داخلی است، به این معنا که افزایش شاخص قیمت‌های کالاهای مصرفی در داخل، سبب می‌شود که به منظور کنترل قیمت بازار، کالاهای مصرفی وارد شود.

نتایج الگوی دوم این مطلب را بیان می‌کند که واردات کالاهای واسطه‌ای به صورت یک رابطه دوسویه بوده که هم تورم داخلی علت واردات کالاهای واسطه‌ای است و هم کالاهای واسطه‌ای علت تورم است.

در آخر با بررسی رابطه علیت الگوی سوم این نتیجه به دست آمد که رابطه بین واردات کالاهای سرمایه‌ای و تورم داخلی رابطه یک سویه و از طرف تورم داخلی به سوی واردات کالاهای سرمایه‌ای بوده که به دلایل شرایط اقتصادی ایران این نوع کالاها در تحلیل‌های اقتصادی تاثیر گذار بر تورم ایران بوده است.

## علیت گرنجری واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و ... ۲۴۷

با توجه به رابطه بلندمدت که منتج شده از آزمون همجمعی است، در این تحقیق به منظور اعمال قید رتبه هم‌انباشتگی تعیین شده و تحمیل فضای هم‌انباشتگی بر  $VAR$  از مدل تصحیح خلأ برداری ( $VECM$ ) استفاده شده است. نتایج حاصل از این تخمین‌ها نشان می‌دهد که در هر سه مدل، بیشترین تاثیر بر تورم داخلی را متغیر حجم نقدینگی داشته است، اما با توجه به اهمیت موضوع، واردات کالاهای مصرفی تاثیر منفی داشته که با مبانی نظری قابل درک است.

در مورد نتایج حاصل از آزمون بعدی واردات کالاهای واسطه‌ای نیز به دلیل ساختارهای نامناسب اقتصادی، ضرایب آن معنادار نبوده و یکی از عوامل تورم در اقتصاد کشور به خصوص در سال‌های اخیر بوده است.

در نتایج حاصل از الگوی سوم که در آن واردات کالاهای سرمایه‌ای بررسی شد، این نتیجه به دست آمد که با توجه به اینکه کالاهای سرمایه‌ای باید حجم تولیدات را بالا ببرد و در نتیجه بر شاخص قیمت داخلی اثرگذار باشد، در سال‌های مورد بررسی به این توفیق دست نیافته است. از این رو بسیاری از پروژه‌های سرمایه‌بر (مانند پالایشگاه‌های عسلویه) با وجود حجم عظیم سرمایه‌ای که صرف آنها شده است، هنوز به تولیدات متناسب دست نیافته‌اند تا بتوانند پاسخگوی تولید کشور باشند.

## منابع

### الف - فارسی

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های مختلف.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمار سالیانه، داده‌های سری زمانی.
- توکلی، اکبر و کریمی، فرزاد (۱۳۷۸)، «بررسی و تعیین عوامل تأثیرگذار بر تورم کشور (با استفاده از روش خودرگرسیون برداری)»، مجموعه مقالات نهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه مطالعات پولی و بانکی.

۲۴۸ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۰، بهار ۱۳۹۵

- طیبیان، محمد و سوری، داود (۱۳۷۵)، «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران»، مجله پژوهشنامه بازرگانی، زمستان ۱۳۷۵، شماره ۱.
- اصفهان‌ی، نصر و یاوری، کاظم (۱۳۸۲)، «عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران - رهیافت خود رگرسیون برداری»، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱.
- نظیفی، فاطمه (۱۳۸۱)، «آیا ماهیت تورم در اقتصاد ایران پولی است؟»، پژوهشنامه اقتصادی، پژوهشکده امور اقتصادی، شماره ۱.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، تهران: انتشارات رسا، چاپ دوم.

ب - انگلیسی

- DewanMuktadir-Al-Mukit, A. Z. M. Shafiullah, Md. RizvyAhmed (2013), "Inflation Led Import or Import Led Inflation: Evidence from Bangladesh", *Asian Business Review*, Vol. 2, 07-11.
- Lim, C. & Papi, L. (1997), "An Econometric Analysis of the Determinants of Inflation in Turkey". IMF Working paper no.170, pp 01-32.
- Khan, R.E.A. & Gill, A.R. (2010), "Determinants of Inflation: A Case of Pakistan (1970-2007)", *Journal of Economics*, 1 (1), 45-51.
- Ulke, V. and Ergun, U. (2011), "Econometric Analysis of Import and Inflation Relationship in Turkey between 1995 and 2010", *Journal of Economic and Social Studies*, 1(2), 69-86.

