تأثیر حجم نقدینگی بر تورّم در اقتصاد ایران (۱۳۴۲-۱۳۷۷)

با استفاده از روشهای حداکثر درست‌نمایی جوهانسن ـ جوسیلیوس و خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی

نویسندگان: عبّاس علوی‌راد
رضا حسینی‌راد
اعضای هیأت علمی دانشگاه آزاد یزد

چکیده

در دهه‌های اخیر یکی از مهمترین مشکلات جامعهٔ ایران در حوزهٔ مسائل اقتصادی، وجود نرخهای تورّمی بالا بوده است؛ از این‌رو کنترل تورّم و تثبیت اقتصادی همواره به‌عنوان یکی از مهمترین اهداف اقتصادی دولت در این سالها مورد توجه قرار گرفته است.

با توجّه به سابقهٔ دیرین رشد نقدینگی در ایران و تأثیر آن بر متغیّرهای اقتصادی، بررسی این تأثیر بر نرخ تورّم هنگام تدوین سیاستهای پولی در سطح کلان از اهمیّت ویژه‌ای برخوردار است.

در این نوشتار ابتدا رابطهٔ حجم نقدینگی و تورّم از دو دیدگاه نظری بسیار معروف کلاسیک سنتی و کلاسیک جدید ارائه می‌شود و سپس در قالب یک نمونهٔ اقتصادسنجی و با استفاده از روشهای حدّاکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن ـ جوسیلیوس[1] و خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2]، رابطهٔ بلندمدّت تعادلی حجم نقدینگی و تورّم برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج به‌دست آمده از هر دو روش، بیانگر وجود یک رابطهٔ بلندمدّت تعادلی مثبت میان این دو متغیّر است.

پیشگفتار

معمولاً وقوع یک جریان تورّمی سریع و طولانی سبب ویرانی بافتهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جوامع می‌شود، از سوی دیگر بروز این پدیده از عملکرد مؤثر نهادهای سیاستگذاری و مدیریت کلان جوامع جلوگیری و ثبات اقتصادی آنها را با خطرهای جدّی مواجه می‌کند. به همین دلیل، تجزیه و تحلیل‌های مربوط به سیاستهای پولی و تثبیت اقتصادی یکی از بزرگترین مسائلی است که علم اقتصاد و اقتصاددانان در سالهای اخیر با آن مواجه بوده و هستند.

طی سالهای ۱۹۶۵ـ۱۹۴۰ میلادی مسأله‌ای که از نظر تئوری و سیاست اقتصادی به تدریج مورد قبول قرار گرفت و بدان عمل شد، این بود که نرخ محدودی از افزایش قیمت‌ها را باید به‌عنوان محرّکی برای ایجاد و حفظ رونق اقتصادی و حصول به اشتغال کامل پذیرفت، امّا از اواخر سالهای ۱۹۷۰ میلادی، قواعد مبتنی بر رابطهٔ مبادله میان تورّم و بیکاری که از سوی کینزیها در منحنی فیلیپس تجلّی یافته بود، به شدّت متزلزل شد، چنان که از یک سو نرخ تورّم رو به افزایش گذاشت و از سوی دیگر رکود و تورّم که قبلاً به‌عنوان دو پدیدهٔ متضاد جلوه‌گر شده بود، به تدریج به صورت پدیده‌های همزمان درآمد. این یک لحظهٔ تاریخی برای گونه‌های مختلف پولگرایان (سنّتی و جدید) بود، تا به دیدگاههای مکتب کینزی حمله کنند و بر دیدگاههای خود مبنی بر اینکه تورّم یک پدیدهٔ پولی است، تأکید ورزند.

در اقتصاد ایران طّی سالهای ۱۳۷۶ـ۱۳۴۰ شمسی حجم نقدینگی (M2) به‌طور متوسط سالانه با نرخی در حدود ۲۲ درصد رشد کرده است. رشد نقدینگی تا سال ۱۳۶۷ با نرخ نسبتاً ملایمی حرکت کرده، ولی پس از این سال رشد نقدینگی شتاب گرفته است، چنان که در فاصلهٔ سالهای ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۵ رشدی معادل ۵۲۰ درصد را به خود دیده است.

از سوی دیگر طّی این سالها نرخ بالای تورّم همواره یکی از مشکلات اقتصادی ایران بوده است. به‌همین ترتیب در فاصلهٔ زمانی سالهای ۱۳۷۷ـ۱۳۴۲ ضریب همبستگی بین نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد سطح عمومی قیمتها (تورّم) حدود ۷۷ درصد محاسبه شده است. بنابراین بررسی تأثیر حجم نقدینگی بر تورّم، هنگام تدوین سیاستهای پولی در سطح کلان اقتصادی بسیار ضروری است.

دیدگاههای نظری پیرامون رابطهٔ حجم نقدینگی و تورم

در ادبیّات اقتصادی، تاکنون مکاتب اقتصادی مختلف، سعی در تبیین نقش پول در اقتصاد و اثر آن بر تورّم داشته‌اند. در این بخش دو دیدگاه بسیار

معروف کلاسیك سنّتی و کلاسیك جدید مورد بررسی قرار می گیرد.

دیدگاه کلاسیك سنّتی

طبق نظریهٔ کلاسیك‌های سنّتی (پولگرایان سنّتی)، تورّم یك پدیدهٔ پولی است. این ادّعا را به‌تناوب، پیروان این مکتب اعلام کرده‌اند. این ادّعا که تورّم یك پدیدهٔ پولی است، بدان معنا است که افزایش و رشد مستمّر پول باعث ایجاد تورّم می‌شود. این دیدگاه، مفهوم ضمنی نظریّهٔ مقداری پول است که ستون اصلی اقتصاد کلان پیروان پولگرایان سنّتی را تشکیل می‌دهد. ایروینگ فیشر[3] و میلتون فریدمن[4] از مشهورترین اقتصاددانان مکتب کلاسیك سنّتی به حساب می‌آیند. هر دو آنها از نظریّهٔ مقداری پول به منزلهٔ نمونهٔ صحیح تعیین سطح قیمت، قویاً پشتیبانی کرده‌اند. پولگرایان سنّتی برای تبیین نظریّهٔ سطح قیمت، ابتدا تقاضا برای توازن واقعی پول را از رابطهٔ زیر تعیین می کنند:

$$\frac{M_t}{P_t} = \alpha_1' - \frac{\alpha_2 (tP_{t+1} - P_t)}{P_t} \qquad (۲_۱)$$

چنان که:

M_t = عرضهٔ پول

tP_{t+1} = سطح قیمت انتظاری در زمان t+1

P_t = سطح قیمت در زمان t

α_1, α_2 = مقادیر ثابت مثبت

t = زمان

معادلهٔ (۲ـ۱)، یك معادلهٔ ساده است که بیانگر تابع تقاضای باثبات برای توازن واقعی پول است. این معادله به شکل ساده بیان شده تا با فرایند شکل گیری سطح قیمت و در نتیجه نرخ تورّم منطبق باشد. تقاضا برای توازن واقعی پول، تابع منفی نرخ تورّم انتظاری یعنی: $\frac{tP_{t+1} - P_t}{P_t}$ فرض شده است. در اینجا می توان به راحتی سایر متغیّرهای اثرگذار بر توازن واقعی پول، مانند تولید واقعی و نرخ بهره را در معادلهٔ (۲ـ۱) وارد کرد، امّا با توجّه به بدست آوردن نظریّهٔ تورّم پولگرایان سنّتی، این دو متغیّر ثابت فرض شده است و همگی در α_1 مستتر شده‌اند. چنانچه معادلهٔ (۲ـ۱) برحسب سطح قیمت (P_t) مرتّب شود، رابطهٔ نظری سطح قیمت پدیدار می‌شود.

$$P_t = \frac{M_t}{\alpha_1} + \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1}\right) tP_{t+1} \qquad (۲_۲)$$

چنان که، $\alpha_1 = \alpha_1 + \alpha_2 > \alpha_2$ <1, است.

اختلاف اساسی پولگرایان سنّتی با گونهٔ دیگر پولگرایان یعنی پولگرایان جدید (کلاسیك جدید)، نوع نگرش به مقدار انتظاری tP_{t+1} در رابطهٔ نظری فوق است. طبق دیدگاه پولگرایان سنّتی، این مقدار انتظاری به طریق برون‌یاب حاصل می‌شود و مقدار آن به وسیله تجربهٔ عاملان اقتصادی از نرخ‌های تورّم قبلی، به‌دست می آید. دیدگاهی که چند بار از سوی پولگرایان سنّتی به کار گرفته شده، رابطه انتظارات تطبیقی مرتبهٔ اول زیر است:

$$\left[P^*_{t+1} - P^*_t\right] = \left[1 - \lambda\right]\left[P_t - P^*_t\right] \qquad (۲_۳)$$

در معادلهٔ (۲ـ۳) P^*_{t+1} به جای tP_{t+1} قرار گرفته است تا مقدار انتظاری مورد نظر از معادلهٔ (۲ـ۳) قابل استخراج شود. پس از ساده‌سازی معادلهٔ (۲ـ۳)، مقدار انتظاری مورد نظر به‌دست می آید، چنان که:

$$P^*_{t+1} = \left[1 - \lambda\right]P_t + \lambda P^*_t \qquad (۲_۴)$$

اگر معادلهٔ (۲ـ۴) یك زمان به عقب برگردد، خواهیم داشت:

$$P^*_t = \left[1 - \lambda\right]P_{t-1} + \lambda P^*_{t-1} \qquad (۲_۵)$$

و چنان که معادلهٔ فوق در معادلهٔ (۲ـ۴) گنجانده شود، معادلهٔ زیر به دست می آید:

$$P^*_{t+1} = \left[1 - \lambda\right]\left[P_t + \lambda P_{t-1}\right] + \lambda^2 . P^*_{t-1} \qquad (۲_۶)$$

که با تکرار وقفه‌ها و جایگذاریهای پی‌درپی، رابطهٔ زیر به دست می آید:

$$P^*_{t+1} = \left[1 - \lambda\right]\sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i P_{t-i} \qquad (۲_۷)$$

و چنان که مقدار انتظاری معادلهٔ (۲ـ۷) در معادلهٔ (۲ـ۲) جایگذاری شود، رابطهٔ زیر که مربوط به نظریهٔ سطح قیمت پولگرایان سنّتی است، بدست می آید (Derek Leslie, 1994)

$$P_t = \frac{M_t}{\alpha_1} + \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1}\right)\left[1 - \lambda\right]\sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i P_{t-i} \qquad (۲_۸)$$

رابطهٔ (۲ـ۸) که کلاً پس‌نگر است، بیان کنندهٔ دیدگاه پولگرایان سنّتی پیرامون منشاء تورّم است. بنابراین طبق دیدگاه پولگرایان سنّتی، سطح قیمت و نرخ تورّم از وضعیت فعلی پولی Mt و متوسط وزنی قیمتهای پیشین با وزنهایی به اندازه λ (با

○ روند صعودی نرخ تورّم در دهه‌های اخیر، یکی از مهمترین مشکلات جامعهٔ ایران بوده‌است و به همین سبب کنترل تورّم و تثبیت اقتصادی همواره مورد توجّه قرار داشته‌است.

○ تورّم طولانی، سبب ویرانی بافتهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جوامع می‌شود و ضمن جلوگیری از عملکرد مؤثّر نهادهای سیاستگذاری و مدیریّت کلان جوامع، ثبات اقتصادی را با خطرهای جدّی مواجه می‌کند.

تصاعد هندسی نزولی) تعیین می‌شود.

دیدگاه کلاسیک جدید

نظریّهٔ پولگرایی کلاسیک جدید تورّم بر دو مبنا استوار است. اوّل اینکه تورّم یک پدیدهٔ پولی است و دوم اینکه انتظارات عاملین اقتصادی به‌طور عقلایی شکل می‌گیرد. پولگرایان سنّتی به رهبری فریدمن، مورد اوّل را می‌پذیرند، امّا مورد دوم را قبول ندارند. کلاسیکهای جدید یا همان طرفداران مکتب انتظارات عقلایی[5] به غیر منطقی بودن معادلهٔ (۲ـ۳) اشاره می‌کنند. طبق معادلهٔ (۲ـ۲) عرضهٔ پول، سطح قیمت را تعیین می‌کند، درحالیکه معادلهٔ (۲ـ۳) نقش عرضهٔ پول را در تعیین انتظارات مردم انکار می‌کند. کلاسیکهای جدید معتقدند چنانچه معادلهٔ (۲ـ۲) را براساس نظریّهٔ انتظارات عقلایی پیگیری کنیم، مسیر دیگری به‌دست می‌آید که رابطهٔ (۲ـ۸) و دیدگاه کلاسیک سنّتی را زیر سئوال می‌برد.

کلاسیک‌های جدید رابطهٔ (۲ـ۲) را یک دوره به جلو می‌برند و رابطهٔ P_{t+1} را بدست می‌آورند.

$$P_{t+1} = \frac{M_{t+1}}{\alpha_1} + \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1}\right) t+1P_{t+2} \qquad (۲ـ۹)$$

کلاسیک‌های جدید می‌گویند طبق انتظارات عقلایی، پیش‌بینی عاملان اقتصادی در محدودهٔ پیش‌بینی مدل است. بنابراین اگر معادلهٔ (۲ـ۲) درست است، پیش‌بینی P_{t+1} به سادگی مقدار انتظاری معادلهٔ (۲ـ۹) و مبتنی بر همهٔ اطلاعات در دسترس در زمان t است. اگر از رابطهٔ (۲ـ۹) امید ریاضی گرفته شود، رابطهٔ زیر بدست می‌آید:

$$E_tP_{t+1} = \frac{E_tM_{t+1}}{\alpha_1} + \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1}\right) E_tP_{t+2} \qquad (۲ـ۱۰)$$

که E_tP_{t+1} مقدار پیش‌بینی انتظارات عقلایی P_{t+1} است، این مقدار از پیش‌بینی مقدار پول در زمان t+1 و براساس اطلاعات زمان t متأثر می‌شود. کلاسیک‌های جدید به این نکته اشاره می‌کنند که E_tM_{t+1} مقدار پیش‌بینی عرضهٔ پول است و برابر با مقدار واقعی M_{t+1} نیست. آنها می‌گویند در روش انتظارات عقلایی، به هیچ‌وجه ادّعا نمی‌شود که عاملان اقتصادی، آینده‌نگری کامل دارند، بلکه از مدل موجود استفاده شده است و آنچه که انجام می‌شود، بهترین نتیجه‌ای است که براساس اطلاعات موجود در دسترس می‌توان انجام داد. در این حالت، فقط عرضهٔ پول مناسب است، زیرا براساس مدل هیچ چیز دیگری سطح قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. همچنین E_tP_{t+1} به E_tP_{t+2} متکّی است که مقدار پیش‌بینی سطح قیمت در زمان t+2 و براساس اطلاعات زمان t است. از آنجایی که tP_{t+1} به طرز عقلایی شکل گرفته است، بنابراین tP_{t+2} نیز باید به همان شکل باشد. با جایگذاری معادلهٔ (۲ـ۱۰) در معادلهٔ (۲ـ۲) رابطهٔ زیر بدست می‌آید:

$$P_t = \frac{M_t}{\alpha_1} + \left(\frac{a_2}{a_1}\right)\left[\frac{E_tM_{t+1}}{a_1} + \left(\frac{a_2}{a_1}\right)E_tP_{t+2}\right] \qquad (۲ـ۱۱)$$

این رابطه با رابطهٔ (۲ـ۱۰) اختلاف زیادی ندارد و تنها مورد قابل توجّه، قیمت‌ها است که در دورهٔ دوّم است. در واقع اکنون نظریّه تقریباً کامل است. به دلیل مشابهت با پیش‌بینی کنندهٔ برون‌یاب، به‌سادگی می‌توان وارد فرایند مستوالی تدریجی پیشرو شد تا رابطهٔ زیر بدست آید.

(Derek Leslie, 1994).

$$P_t = \frac{M_t}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_1}\sum_{j=1}^{\infty}\left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1}\right)^j E_tM_t + j \qquad (۲ـ۱۲)$$

رابطهٔ فوق که ارتباط آن به طور کامل با گذشته قطع است، دیدگاه کلاسیک‌های جدید پیرامون پولی بودن پدیدهٔ تورّم است. طبق این دیدگاه، سطح قیمتهای فعلی دقیقاً بر وضعیت فعلی پولی M_t متکی نیست، بلکه بر کل مسیر انتظاری آینده سیاست پولی استوار است، به‌عبارت دیگر معادلهٔ (۲ـ۱۲) نشانگر این است که سیاست تا حدودی بر حوادث فعلی اثر می‌گذارد، تصویر واقعی این است که کل جریان انتظاری آتی مربوط به سیاست پولی است که سطح قیمت فعلی را شکل می‌دهد.

مروری اجمالی بر پیشینهٔ بررسی تجربی رابطهٔ نقدینگی و تورّم

بطور مشخص از اواخر سال ۱۹۷۰ میلادی که پدیدهٔ رکود تورّمی در بسیاری از کشورها ظهور کرد، پرسشهای زیادی در برابر نظریات مکتب کینزی قرار گرفت، ۳۰ سال گذشته را می‌توان دورهٔ کسوف مدل سادهٔ کینزی توسط پولگرایان قلمداد کرد. در طی

این سال‌ها، ادّعای پولگرایان مبنی بر اینکه تورّم یك پدیدهٔ پولی است در کشورهای مختلف بررسی شده است. به‌عبارت دیگر طّی این سال‌ها توجّه دقیق‌تری نسبت به شاخص‌های پولی و ماهیّت ارتباط آنها با دیگر متغیّرهای اقتصادی بویژه نرخ تورّم شده است. تاکنون مطالعات تجربی زیادی بطور مستقیم یا غیرمستقیم در زمینهٔ تأثیر رشد پول بر نرخ تورّم انجام گرفته است، که در اینجا به‌شکل کوتاه به برخی از مهمترین آنها اشاره می‌شود:

● آق‌اولی و خان در سال ۱۹۷۸ میلادی ارتباط متقابل میان رشد عرضهٔ پول و نرخ تورّم را برای چهار کشور درحال توسعهٔ برزیل، کلمبیا، جمهوری دومنیکن و تایلند نشان داده‌اند.

● جونز و ستار (۱۹۸۸) با استفاده از داده‌های ماهانهٔ (۱۹۸۵-۱۹۷۴) کشور بنگلادش و با استفاده از آزمون علیّت گرانجر، دیدگاه پولگرایان سنّتی را آزمون کرده‌اند. محققین، ارتباط علّی یکسو از طرف عرضهٔ پول به نرخ تورّم را تأیید کرده‌اند.

● چادری و پارای (۱۹۹۱) در مقاله‌ای تحت عنوان «کسری بودجه و تورّم، تجربه پرو» با استفاده از مدل کلان انتظارات عقلایی و داده‌های فصلی دورهٔ ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۰ میلادی نشان داده‌اند که عرضهٔ پول در ایجاد تورّم شدید کشور پرو، نقش مؤثری داشته است.

● در یك مطالعهٔ دیگر چادری و احمد (۱۹۹۵) موضوع «عرضهٔ پول، کسری و تورّم در کشور پاکستان» را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها با استفاده از یك مدل وسیع که اساس آن مبتنی بر نظریّهٔ مقداری پول پولگرایان سنّتی است، نشان داده‌اند که رشد حجم نقدینگی، تأثیر مثبتی بر افزایش قیمتها و تورّم لجام‌گسیختهٔ دههٔ ۱۹۷۰ میلادی در کشور پاکستان داشته است.

● المتیری (۱۹۹۵) در قالب یك الگوی خود رگرسیون برداری (VAR)[۶] و با استفاده از داده‌های فصلی (۱۹۹۰-۱۹۷۵) کویت، عوامل مؤثر بر تورّم در این کشور را شناسایی کرده‌است. این محقّق نشان داده‌است که عرضهٔ پول، شاخص قیمت‌های وارداتی و مخارج واقعی دولت از مهمترین عوامل رشد سطح قیمتها (CPI) در کشور کویت بوده‌است.

● اوزمار (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های فصلی در حد فاصل سالهای ۱۹۹۵-۱۹۸۷ میلادی در کشور ترکیه، از طریق آزمون حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس رابطهٔ تعادلی میان سطح قیمتها با عرضهٔ پول و کسری بودجه در کشور ترکیه را برآورد کرده است. نتایج به دست آمده از تحقیقات این محقّق نشان داده است که رشد عرضهٔ پول، تأثیر مثبتی بر افزایش سطح قیمت‌ها در ترکیه داشته است.

● و سرانجام مالدونوویچ (۲۰۰۰) در یکی از جدیدترین مطالعات در مقاله‌ای تحت عنوان «تورّم بالا، تورّم حاد و ریشه‌های انفجاری، مورد یوگوسلاوی» ریشه‌های تورّم مزمن را در این کشور مورد بررسی قرار داده است. این محقّق با استفاده از داده‌های فصلی در حد فاصل سالهای ۱۹۹۱-۱۹۸۰ میلادی در کشور یوگوسلاوی و با استفاده از یك الگوی پیشرفتهٔ اقتصادسنجی و تکنیکهای همگرایی، عواملی همانند دستمزدها، نرخ ارز بازار آزاد و حجم پول را ریشه‌های تورّم حاد در این کشور دانسته است.

بررسی‌های تجربی و برآورد مدل

در این بخش با استفاده از چارچوب نظری و دیدگاههای ارائه شده در قسمت دوم و همچنین شواهد تجربی موجود در دیگر کشورها که در قسمت سوم به آن پرداخته شد، ارتباط و نحوهٔ تأثیر حجم نقدینگی بر تورّم در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۴۲ تا ۱۳۷۷ شمسی مورد بررسی قرار می‌گیرد. بطور کلی برای هماهنگی و حدّاقل کردن خطای احتمالی، همهٔ داده‌های مورد نیاز در این پژوهش از سیستم پردازش داده‌ها، نرم‌افزار بانك اطلاعاتی سری زمانی آمارهای اقتصادی (PDS) مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعهٔ سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور تهیه شده است. نوع متغیّرهای الگو نیز بطور مشخص با تکیه بر مطالعات چادری و احمد (۱۹۹۵) و المتیری (۱۹۹۵) شناسایی شده، چنان که معادلهٔ تعیین سطح قیمتها به‌صورت لگاریتمی و به شکل زیر ارائه شده است:

$$LP_t = F(LGDP, LM_2, LIMP)_t$$
$$t = 1342 - 1377$$

که در آن LP لگاریتم سطح عمومی قیمتها، LGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی،

○ طّی سالهای ۱۳۷۶-۱۳۴۰، حجم نقدینگی در کشور مان به‌طور متوسّط سالانه ۲۲ درصد رشد کرده‌است. رشد نقدینگی تا سال ۱۳۶۷ با نرخ نسبتاً ملایمی حرکت می‌کرد ولی پس از این سال شتاب گرفت.

○ در فاصلهٔ سالهای ۱۳۶۷ و ۱۳۷۵ نقدینگی در کشور مان معادل ۵۲۰ درصد رشد داشته است؛ از سوی دیگر طیّ این سالها نرخ بالای تورّم، همواره یکی از مشکلات اقتصادی ایران بوده است.

LM_2 لگاریتم حجم نقدینگی و LIMP لگاریتم شاخص قیمت کالاهای وارداتی است.

اصولاً یکی از روش‌های مهم و نسبتاً جدید از نظر تشخیص، برآورد و آزمون در اقتصادسنجی روش‌های همگرایی است که اخیراً در تحقیقات کاربردی اقتصادسنجی ظهور پیدا کرده و به سرعت در حال تکامل است. سیری در ادبیّات همگرایی نشان می‌دهد که موضوع همگرایی، ابتدا بر مبنای چارچوب برآورد دو مرحله‌ای انگل و گرانجر (۱۹۸۷) استوار شده است. تحلیل همگرایی در این بستر گسترش یافته و هنوز هم به طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد. البته روش دو مرحله‌ای EG توانایی لازم را برای تشخیص بیش از یک بردار همگرایی ندارد، همچنین اگر بی گمان چند بردار همگرایی وجود داشته باشد، لذا در صورتی که $r>1$ باشد، برآوردهای EG چندان رضایت‌بخش نیست. به همین دلیل از سال ۱۹۸۸ میلادی به این طرف، گاه به جای روش دو مرحله‌ای EG، روش حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن-جوسیلیوس (۱۹۹۰) بکار گرفته شده است. براساس نظریهٔ همگرایی، ایستا بودن هم متغیّرهای درون‌زای الگو از درجهٔ یک [I(1)] ضروری است. در واقع این نخستین شرط لازم برای بکارگیری روش حداکثر درست‌نمایی (ML) است. برای این منظور از آزمون ریشهٔ واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده می‌شود. البته فیلیپس و پرون (۱۹۸۸) طیّ چند مقاله، مجموعهٔ بیشتری از آماره‌ها را گردآوری کرده‌اند که شامل اطلاعات غیرپارامتری برای افزایش قدرت آزمون بوده است. شواهد مربوط به این که آیا محقّق باید آزمون‌های ADF را با استفاده از اصلاحات تنظیم شده توسط فیلیپس و پرون تعدیل کند یا نه، با بررسی آماره‌های به‌دست آمده از رگرسیون ADF قابل تشخیص است. نتایج آزمون ADF در سطح و تفاضل مرتبهٔ اوّل سری‌های زمانی الگو، در جدولهای (۱-۴) و (۲-۴) ارائه شده است.

براساس نتایج آزمون مربوطه، مشخص می‌شود که فرض صفر وجود ریشهٔ واحد برای همه متغیّرها و در همهٔ سطوح بحرانی رد نمی‌شود، امّا تکرار همین آزمون برای تفاضل مرتبهٔ اول متغیّرها نشان می‌دهد که فرض صفر برای همه متغیّرهای الگو رد می‌شود. بنابراین، می‌توان پذیرفت که متغیّرهای مورد نظر الگو، دارای ریشهٔ واحد و همگی دارای درجهٔ ایستایی یکسان و ایستا از درجهٔ یک [I(1)] است. بدیهی است اکنون می‌توان آزمون همگرایی حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن-جوسیلیوس را اجراء کرد.

آزمون همگرایی حداکثر درست‌نمایی (ML)

قبل از انجام آزمون همگرایی حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن-جوسیلیوس، ابتدا لازم است وضعیت متغیّرهای قطعی مانند عرض از مبدأ و روند در بردارها مشخص شود و سپس باید تعداد بردارهای همگرایی تعیین شود. برای تعیین

جدول (۱-۴): نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته در سطح متغیّرها

متغیّر	LP		LGDP		LM2		LIMP	
حالت	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی
عرض از مبدأ بدون روند	-۱/۸۴	-۲/۹۴	-۲/۵۱	-۲/۹۴	-۲/۳۷	-۲/۹۴	-۱/۶۳	-۲/۹۴
عرض از مبدأ با روند	-۲/۱۳	-۳/۵۴	-۲/۶۴	-۳/۵۴	-۱/۶۱	-۳/۵۴	-۱/۵۰	-۳/۵۴

جدول (۲-۴): نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته در تفاضل مرتبه اول متغیّرها

متغیّر	LP		LGDP		LM2		LIMP	
حالت	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی
عرض از مبدأ بدون روند	-۲/۵۵	-۲/۹۵	-۳/۱۱	-۲/۹۵	-۴/۲۲	-۲/۹۵	-۲/۱۱	-۲/۹۵
عرض از مبدأ با روند	-۴/۶۴	-۳/۵۵	-۳/۴۹	-۳/۲۰	-۴/۱۳	-۳/۵۵	-۳/۷۳	-۳/۵۵

جدول (۳-٤): آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه، اثر و بردارهای همگرایی

```
      Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
   Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix
*****************************************************************************
 33 observations from 1345 to 1377. Order of VAR = 3.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LP              LGDP            LM2             LIMP            Intercept
 List of eigenvalues in descending order:
.67732      .51649      .33574      .21698      .0000
*****************************************************************************
 Null    Alternative    Statistic     95% Critical Value     90% Critical Value
 r = 0       r = 1        37.3260          28.2700                25.8000
 r<= 1       r = 2        23.9802          22.0400                19.8600
 r<= 2       r = 3        13.4998          15.8700                13.8100
 r<= 3       r = 4         8.0718           9.1600                 7.5300
*****************************************************************************
 Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).
```

```
      Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
        Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix
*****************************************************************************
 33 observations from 1345 to 1377. Order of VAR = 3.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LP              LGDP            LM2             LIMP            Intercept
 List of eigenvalues in descending order:
.67732      .51649      .33574      .21698      .0000
*****************************************************************************
 Null    Alternative    Statistic     95% Critical Value     90% Critical Value
 r = 0       r>= 1        82.8779          53.4800                49.9500
 r<= 1       r>= 2        45.5519          34.8700                31.9300
 r<= 2       r>= 3        21.5716          20.1800                17.8800
 r<= 3       r = 4         8.0718           9.1600                 7.5300
*****************************************************************************
 Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).
```

```
Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)
      Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
*****************************************************************************
 33 observations from 1345 to 1377. Order of VAR = 3, chosen r =3.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LP              LGDP            LM2             LIMP            Intercept
*****************************************************************************
                 Vector  1      Vector  2      Vector  3
 LP               .0096126       -.074262       -2.4441
                 ( -1.0000)     ( -1.0000)     ( -1.0000)

 LGDP            -1.0254          .61687        -1.6684
                 ( 106.6735)    (  8.3066)     (  -.68262)

 LM2              .40697          .034403        1.0481
                 ( -42.3376)    (   .46327)    (   .42885)

 LIMP            -.26415          .078490        1.3414
                 (  27.4797)    (  1.0569)     (   .54883)

 Intercept       7.7461          -5.8855        12.1402
                (-805.8309)     ( -79.2538)    (  4.9672)

*****************************************************************************
```

متغیّرهای قطعی مانند عرض از مبدأ و روند در بردارها، چند الگوی متفاوت وجود دارد که محقّق می‌تواند حالت‌های مختلف را ارزیابی و بهترین حالت را انتخاب کند. در این نوشتار براساس ارزیابی به عمل آمده و روش پیشنهادی هاریس (۱۹۹۵) الگوی عرض از مبدأ مقیّد و بدون روند به‌عنوان الگویی مناسب تشخیص داده شده و براساس آن آزمون همگرایی حداکثر درست‌نمایی (ML) اجراء می‌شود.

از سوی دیگر در روش حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن-جوسیلیوس از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه[۷] و آزمون اثر[۸] برای یافتن تعداد

بردارهای همگرایی استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۳ـ۴ ارائه شده است. چنان که نتایج نشان می‌دهد در سطح ۹۵ درصد، آزمون حداکثر مقدار ویژه بر وجود دو بردار همگرایی تأکید می‌کند و آزمون اثر، بر وجود سه بردار همگرایی تأکید دارد. در جدول ۳ـ۴ همچنین بردارهای همگرایی و طبیعی شده آنها نیز ارائه شده است.

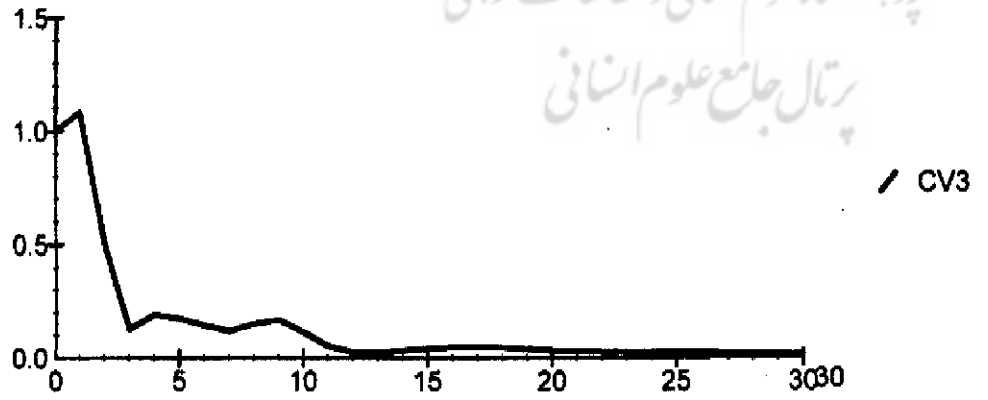
براساس نتایج قسمت سوم جدول ۳ـ۴ دیده می‌شود که ضرایب برآوردی در بردارهای اوّل و دوم، با نظریّه‌های اقتصادی منطبق نیست و انتظارات مورد نظر را از تخمین الگو برآورده نمی‌کند، هر چند که مقادیر ضرایب بردار همگرایی سوم با نظریّهٔ اقتصادی منطبق است. همچنین نمودار (۱ـ۴) نشان می‌دهد که بردار سوم با وارد کردن یك تکانه همگرا شده و تمایل به‌حرکت به سوی رابطهٔ بلندمدّت دارد.

بنابراین به نظر می‌رسد با توجّه به مسائل بالا، بکارگیری بردارهای همگرایی اوّل و دوم مناسب نیست و تنها بردار همگرایی سوم است که از جنبهٔ نظریّه اقتصادی معناداری، روابط میان متغیّرهای اقتصادی الگو را تأمین می‌کند. بردار همگرایی سوم طبیعی شده روی متغیّر سطح عمومی قیمت‌ها در جدول ۴ـ۴ ارائه شده است.

چنان که جدول بالا نشان می‌دهد، یك رابطهٔ مثبت میان حجم نقدینگی و سطح قیمت‌ها وجود دارد. در واقع این همان رابطهٔ تعادلی بلندمدّت میان سطح قیمت‌ها با حجم نقدینگی و دیگر متغیّرها برای اقتصاد ایران است که از طریق آزمون همگرایی حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن-جوسیلیوس بدست آمده است. از سوی دیگر، ابزار تجزیهٔ واریانس[9] به‌عنوان ابزاری کارآمد برای بررسی عملکرد پویای کوتاه‌مدّت الگو بسیار مفید خواهد بود. تجزیهٔ واریانس قادر به تعیین سهم بی‌ثباتی هر متغیّر در مقابل تکانهٔ وارده به هر یك از متغیّرهای دیگر الگو است. اکنون برای تعیین سهم بی‌ثباتی ایجاد شده توسط هر یك از متغیّرهای الگو از این ابزار استفاده می‌شود. نتایج حاصل از تجزیهٔ واریانس سطح قیمت‌ها (LP) در جدول ۵ـ۴ و نمودار ۲ـ۴ ارائه شده است. چنان که نتایج نشان می‌دهد، در دورهٔ اوّل (t+1) حدود ۹۲ درصد واریانس خطای سطح قیمت‌ها توسط خود متغیّر توضیح داده شده، درحالی که در همین دوره، متغیّرهای LIMP, LM2, LGDP به ترتیب حدود ۱۱،۶ و ۵۷ درصد از واریانس خطای متغیّر وابسته الگو را توضیح داده‌اند. با ایجاد یك برش زمانی در

○ در سالهای ۱۳۴۲ تا ۱۳۷۷ ضریب همبستگی بین نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد سطح عمومی قیمتها (تورّم) در ایران ۷۷ درصد بوده است.

نمودار (۱ـ۴): تأثیر تکانه بر بردار همگرایی سوم



جدول (۴ـ۴): بردار همگرایی طبیعی شده براساس متغیّر LP

متغیّرها	INCPT	LIMP	LM2	LGDP	LP
ضرایب	۴/۹۶	۰/۵۴	۰/۴۲	-۰/۶۸	-۱

جدول (۴ـ۵): نتایج تجزیهٔ واریانس برای متغیّر لگاریتم سطح قیمتها

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LP
Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

33 observations from 1345 to 1377. Order of VAR = 3, chosen r =3.
List of variables included in the cointegrating vector:
LP LGDP LM2 LIMP Intercept

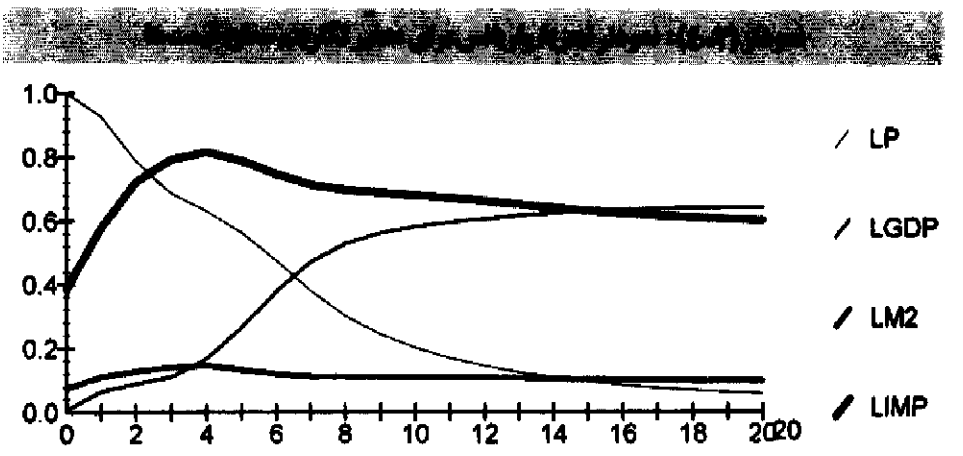
Horizon	LP	LGDP	LM2	LIMP
0	1.0000	.0058388	.074275	.38448
1	.92700	.064729	.11030	.57694
2	.78971	.088952	.12764	.71936
3	.68651	.11012	.14158	.79190
4	.63010	.16589	.14600	.81399
5	.56353	.26331	.13261	.78693
6	.47369	.37639	.11833	.74405
7	.37850	.46928	.11098	.71167
8	.30000	.52680	.10893	.69389
9	.24253	.55945	.10947	.68453
10	.20031	.57917	.10986	.67705
11	.16831	.59280	.10921	.66875
12	.14345	.60389	.10781	.65913
13	.12365	.61357	.10587	.64868
14	.10761	.62170	.10372	.63831
15	.094415	.62796	.10168	.62874
16	.083451	.63225	.099868	.62034
17	.074325	.63483	.098310	.61317
18	.066708	.63620	.096947	.60703
19	.060311	.63681	.095701	.60166
20	.054893	.63697	.094527	.59686

○ به سبب تأثیر نرخ رشد نقدینگی بر تورّم، هنگام تدوین سیاستهای پولی در سطح کلان اقتصادی، بررسی تأثیر حجم نقدینگی بر تورّم ضروری است.

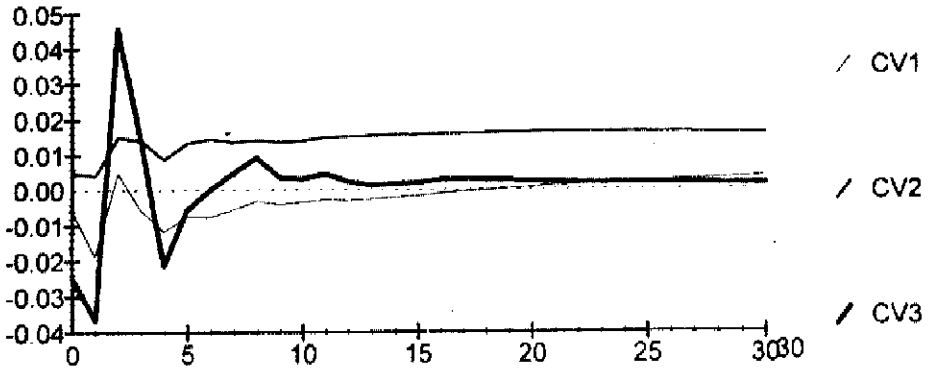
مقطعی دیگر، پس از پنج سال دیده می‌شود که سطح قیمت‌ها ۵۶درصد، تولید ناخالص داخلی واقعی ۲۶درصد، حجم نقدینگی ۱۳درصد و شاخص قیمت واردات ۷۸درصد از واریانس خطای سطح قیمت‌ها را توضیح داده‌اند.

همچنین در نمودار ۲ـ۴ دیده می‌شود که در دوره‌های اوّلیه تجزیهٔ واریانس، متغیّرهای سطح قیمتها و شاخص قیمتهای وارداتی، بیشترین توانایی را برای توضیح دادن متغیّر وابسته بردار همگرایی دارند، درحالی که در دوره‌های پایانی، سهم توضیح‌دهندگی متغیّر تولید ناخالص داخلی واقعی افزایش یافته و بالاترین سهم را در بی‌ثباتی سطح قیمت‌ها خواهد داشت. در این نمودار دیده می‌شود که سهم متغیّر حجم نقدینگی در بی‌ثباتی سطح قیمت‌ها در طول دوره، تقریباً یکسان بوده است.

توابع عکس‌العمل ضربه‌ای[۱۰]، ابزار دیگری است که برای تعیین پویای الگو در پاسخ به تکانه‌های وارده به اندازهٔ یك انحراف معیار به کل نظام مورد استفاده قرار می‌گیرد. نمودار ۳ـ۴ نشان می‌دهد اگر بردارهای همگرایی دچار تکانه‌ای به اندازهٔ یك انحراف معیار در کل رابطه شود، چه تأثیری بر بردارهای همگرایی خواهد گذاشت. در این نمودار دیده می‌شود که بردار همگرایی سوم در دورهٔ اوّل بعد از تکانه، از مقدار تعادلی بلندمدّت پایین‌تر می‌رود و با وجود نوسانات اوّلیه ناشی از



نمودار (۳-٤): تابع عکس‌العمل ضربه‌ای تعمیم‌یافته بر بردارهای همگرایی



○ باتوجّه به تحقیقات انجام‌شده، رشد نقدینگی در ایران و تأثیر آن بر دیگر متغیّرهای اقتصادی مانند تورّم، سابقه‌ای طولانی دارد.

تکانهٔ وارده، دوباره به تعادل بلندمدّت خود بازمی‌گردد، در واقع نمودار ۳-۴ یك شاهد عینی برای تأیید وجود روابط بلندمدّت همگرایی در الگوی مورد نظر محسوب می‌شود.

الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، یکی دیگر از روش‌های کارآمد برآورد روابط بلندمدّت تعادلی است. در این روش، برخلاف روش جوهانسن - جوسیلیوس توجّه به درجهٔ ایستایی متغیّرهای الگو مهم نیست، در عوض، انتخاب وقفه‌های مناسب برای متغیّرهای الگو، از مراحل بسیار حسّاس برآورد از این روش است. همچنین اثبات شده است که روش (ARDL) در مقایسه با روش دو مرحله‌ای انگل و گرانجر (EG) در نمونه‌های کوچك، از کارآیی بیشتری برخوردار است[11] و در مجموع یکی از روشهای بسیار مناسب برای برآوردهای بلندمدّت به‌شمار می‌آید. این روش در نوشتار حاضر به‌عنوان یك روش مکمّل برای روش برآورد حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن - جوسیلیوس مورد استفاده قرار می‌گیرد.

اساساً برای برآورد یك الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، ابتدا باید رابطه را با روش حداقل مربعهای معمولی (OLS) برای همهٔ ترکیب‌های ممکن براساس وقفه‌های متفاوت متغیّرهای رابطه برآورد کرد. در این شرایط حداکثر تعداد وقفه‌های متغیّرهای رابطه، توسط محقّق و با در نظر گرفتن تعداد مشاهدات تعیین می‌شود. در مرحلهٔ بعد، محقّق از میان رگرسیون‌های برآورد شده، یکی را براساس چهار ضابطهٔ R^2، آکائیك، شوارتز - بیزین و حنان - کوئین انتخاب می‌کند. سپس، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدّت و خطای مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدّت براساس الگوی ARDL انتخابی بدست می‌آید. در این الگو علاوه بر روابط بلندمدّت، می‌توان به الگوی تصحیح خطا (ECM)[12] کوتاه مدّت نیز دست یافت.

در دنیای کنونی با پیدایش نرم‌افزارهایی همچون Microfit و Pc - Give اجرای الگوهای حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس و ARDL به‌راحتی امکان‌پذیر است. در زمینهٔ برآورد الگوی ARDL نرم‌افزار مایکروفیت (نگارش 4.0) از میان رگرسیون‌های متفاوت و حداکثر دو وقفه و براساس ضابطهٔ شوارتز - بیزین، رگرسیونی را انتخاب کرد که برای متغیّرهای لگاریتم سطح قیمت‌ها (LP) و شاخص قیمت‌های وارداتی (LIMP) یك وقفه و برای متغیّر لگاریتم حجم نقدینگی (LM2) دو وقفه و برای متغیّر لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی، وقفه‌ای در نظر گرفته نشد.

اصولاً قبل از هرگونه بحث پیرامون رابطهٔ تعادلی بلندمدّت در الگوی ARDL، لازم است تا آزمون ریشهٔ واحد فرضیهٔ صفر نبودن وجود همگرایی انجام شود، زیرا شرط آن که الگوی پویای برآورد شده در این روش گرایش به سمت تعادل بلندمدّت داشته باشد، آن است که مجموع ضرایب متغیّر وابستهٔ الگو، کمتر از یك باشد. در اینجا می‌توان با استفاده از نتایج جدول ۴-۶ فرضیهٔ

صفر نبودن وجود همگرایی، بین متغیّرهای الگوی سطح قیمت را آزمون کرد. چنان که:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{N} B_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{N} B_i - 1 < 0$$

به منظور آزمون این فرضیه، وجود کمیّت آماری و کمیّت بحرانی ضروری است. در اینجا با استفاده از توزیع t کمیّت آماری (آماره t) مورد نظر به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{N} \hat{\beta_i} - 1}{\sum_{i=1}^{N} S\hat{\beta_i}} = \frac{-0.27}{0.06} = -4.5$$

کمیّت بحرانی مورد استفاده برای آزمون فرضیهٔ فوق، کمیّت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) است که در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با ۴/۴۳ـ در نظر گرفته شده است. بنابراین در شرایط فوق، فرضیهٔ H_0 رد می‌شود و سرانجام یك رابطهٔ تعادلی بلندمدّت میان متغیّرها در الگوی ARDL مورد تأیید قرار می‌گیرد. نتایج رابطهٔ تعادلی بلندمدّت سطح قیمت‌ها در جدول ۴ـ۷ ارائه شده است. چنان که دیده می‌شود، همهٔ ضرایب برآوردی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، دارای اهمیّت و قابل پذیرش از نظر تئوری اقتصادی است. حساسیّت سطح قیمت‌ها به حجم نقدینگی (LM2)، ۰/۷ و به شاخص قیمت واردات (LIMP)، ۰/۳۷ برآورد شده است.

اکنون با پذیرش رابطهٔ تعادلی بلندمدّت سطح قیمت‌ها، در الگوی ARDL، می‌توان از مکانیزم تصحیح خطا (ECM) که ابزاری برای تطبیق رفتار کوتاه مدّت یك متغیّر اقتصادی با رفتار بلندمدّت آن است، استفاده کرد. مکانیزم تصحیح خطا برای

○ کلاسیکهای سنّتی یا همان پولگرایان سنّتی به رهبری میلتون فریدمن اعتقاد دارند که تورّم یك پدیدهٔ پولی است.

جدول (٤ـ٦): انتخاب وقفه‌های مناسب برای متغیّرها در الگوی ARDL

```
        Autoregressive Distributed Lag Estimates
  ARDL(1,0,2,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*******************************************************************************
 Dependent variable is LP
 34 observations used for estimation from 1344 to 1377
*******************************************************************************
 Regressor                Coefficient       Standard Error          T-Ratio[Prob]
 LP(-1)                     .73891            .063742              11.5921[.000]
 LGDP                      -.17463            .067832              -2.5744[.016]
 LM2                        .035435           .048744               .72696[.474]
 LM2(-1)                    .055217           .042927              1.2863[.210]
 LM2(-2)                    .092159           .042537              2.1665[.040]
 LIMP                       .42936            .068648              6.2545[.000]
 LIMP(-1)                   .33218            .074238              4.4745[.000]
 INTERCEPT                 1.0335             .52662               1.9626[.061]
 SHOCK                     -.16566            .051633             -3.2085[.004]
*******************************************************************************
 R-Squared                        .99963   R-Bar-Squared                  .99951
 S.E. of Regression               .034577  F-stat.    F( 8,  25)     8370.4[.000]
 Mean of Dependent Variable      3.4405    S.D. of Dependent Variable    1.5579
 Residual Sum of Squares          .029889  Equation Log-likelihood       71.3786
 Akaike Info. Criterion         62.3786    Schwarz Bayesian Criterion    55.5099
 DW-statistic                    1.9370    Durbin's h-statistic      .19783[.843]
*******************************************************************************

                        Diagnostic Tests
*******************************************************************************
*   Test Statistics  *        LM Version        *          F Version           *
*******************************************************************************
*                    *                          *                              *
* A:Serial Correlation*CHSQ(   1)=  .030689[.861]*F(   1,  24)=  .021682[.884]*
*                    *                          *                              *
* B:Functional Form  *CHSQ(   1)=  .38765[.534]*F(   1,  24)=  .27679[.604]*
*                    *                          *                              *
* C:Normality        *CHSQ(   2)= 19.4512[.000]*       Not applicable          *
*                    *                          *                              *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(   1)=  .80241[.370]*F(   1,  32)=  .77347[.386]*
*******************************************************************************
   A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
   B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
   C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
   D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values
```

جدول (٤-٧): ضرایب بلندمدت تعیین سطح قیمت‌ها با استفاده از الگوی ARDL

```
        Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
        ARDL(1,0,2,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*************************************************************************
Dependent variable is LP
34 observations used for estimation from 1344 to 1377
*************************************************************************
Regressor              Coefficient       Standard Error       T-Ratio[Prob]
LGDP                     -.66883           .25075            -2.6673[.013]
LM2                       .70018           .15635             4.4783[.000]
LIMP                      .37221           .11612             3.2055[.004]
INTERCEPT                3.9586            1.9409             2.0396[.052]
SHOCK                    -.63450           .24350            -2.6058[.015]
*************************************************************************
```

○ کلاسیکهای جدید یا پولگرایان جدید اعتقاد دارند که نظریهٔ جدید تورّم بر دو مبنا استوار است: اوّل اینکه تورّم یك پدیدهٔ پولی است و دوم اینکه انتظارات عاملان اقتصادی به گونهٔ عقلایی شکل می گیرد.

نخستین بار توسط سارگان (۱۹۸۴) مورد استفاده قرار گرفت و سپس توسط انگل و گرانجر برای تصحیح نبودن تعادل بکار گرفته شد. در اینجا بدون پرداختن به جزئیات تئوریکی مکانیزم تصحیح خطا، ارتباط رفتار بلندمدّت و کوتاه مدّت الگو نشان داده می‌شود.

همان گونه که قبلاً نیز اشاره شد، نرم‌افزارهای جدید همچون مایکروفیت (Microfit) توانایی بالایی در اجرای تکنیکهای جدید اقتصادسنجی دارد، لذا در الگوی ARDL هنگامی که رابطهٔ بلندمدّت استخراج شد (نتایج جدول ۴-۷) نرم‌افزار مربوطه به راحتی خروجی مکانیزم تصحیح خطا را که همان ضریب جملهٔ تصحیح خطا (ECT)[۱۳] است، ارائه می کند. نتایج مربوط به مکانیزم تصحیح خطا در جدول ۴-۸ ارائه شده است. چنان که دیده می‌شود ضریب جملهٔ تصحیح خطا که بیانگر سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدّت است، برابر با رقم ۰/۲۶- است. به عبارت دیگر در هر سال حدود ۲۶ درصد از نبودن تعادل یك دوره در رابطه سطح قیمت‌ها در دورهٔ بعد تصحیح می‌شود.

نتیجه گیری

در دهه‌های اخیر، یکی از مهمترین مشکلات جامعهٔ ایران در حوزهٔ مسائل اقتصادی، روند صعودی نرخ تورّم بوده است. از سوی دیگر در

جدول (٤-٨): نتایج مکانیزم تصحیح خطا رابطهٔ سطح قیمت‌ها در ایران

```
        Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
        ARDL(1,0,2,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*************************************************************************
Dependent variable is dLP
34 observations used for estimation from 1344 to 1377
*************************************************************************
Regressor              Coefficient       Standard Error       T-Ratio[Prob]
dLGDP                    -.17463           .067832           -2.5744[.016]
dLM2                      .035435          .048744            .72696[.474]
dLM21                     .092159          .042537           2.1665[.039]
dLIMP                     .42936           .068648           6.2545[.000]
dINTERCEPT               1.0335            .52662            1.9626[.060]
dSHOCK                   -.16566           .051633           -3.2085[.003]
ecm(-1)                  -.26109           .063742           -4.0960[.000]
*************************************************************************
List of additional temporary variables created:
dLP = LP-LP(-1)
dLGDP = LGDP-LGDP(-1)
dLM2 = LM2-LM2(-1)
dLM21 = LM2(-1)-LM2(-2)
dLIMP = LIMP-LIMP(-1)
dINTERCEPT = INTERCEPT-INTERCEPT(-1)
dSHOCK = SHOCK-SHOCK(-1)
ecm = LP +   .66883*LGDP   -.70018*LM2   -.37221*LIMP   -3.9586*INTERCEPT +
.63450*SHOCK
*************************************************************************
R-Squared                      .89710   R-Bar-Squared                .86418
S.E. of Regression             .034577  F-stat.    F( 6,  27)    36.3271[.000]
Mean of Dependent Variable     .14238   S.D. of Dependent Variable   .093821
Residual Sum of Squares        .029889  Equation Log-likelihood      71.3786
Akaike Info. Criterion         62.3786  Schwarz Bayesian Criterion   55.5099
DW-statistic                   1.9370
*************************************************************************
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLP and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.
```

اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۴۰ شمسی، حجم نقدینگی (M2) به طور متوسط سالانه با نرخی در حدود ۲۲ درصد رشد کرده است.

به نظر می‌رسد رشد نقدینگی در ایران و تأثیر آن بر دیگر متغیّرهای اقتصادی همانند نرخ تورّم، سابقه‌ای طولانی دارد و به همین سبب ضروری است که هنگام تدوین سیاست‌های پولی در سطح کلان، مورد اهتمام جدّی قرار گیرد.

در همین زمینه در نوشتار فعلی تلاش شده است که ابتدا رابطهٔ حجم نقدینگی و تورّم از دو دیدگاه نظری بسیار معروف کلاسیك سنّتی و کلاسیك جدید بررسی شود و سپس در قالب یك الگوی اقتصادسنجی و با استفاده از روش‌های حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن - جوسیلیوس و خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، رابطهٔ بلندمدّت حجم نقدینگی و تورّم برای اقتصاد ایران برآورد شود.

در یك جمع‌بندی می‌توان نتایج بررسی‌های نظری و تجربی این نوشتار را به صورت زیر خلاصه کرد:

۱- طبق دیدگاه کلاسیکهای سنّتی یا همان پولگرایان سنّتی به رهبری میلتون فریدمن، تورّم یك پدیدهٔ پولی است. به عبارت دقیق‌تر سنّت‌گرایان معتقدند که سطح قیمت فعلی (در زمان t) و نرخ تورّم از وضعیت فعلی پولی (M_t) و متوسط وزنی قیمت‌های پیشین با وزن‌های به اندازهٔ λ (با تصاعد هندسی نزولی) طبق رابطهٔ (۸-۲) تعیین می‌شود.

کلاسیك‌های جدید یا همان پولگرایان جدید اعتقاد دارند که نظریّهٔ جدید تورّم بر دو مبنا استوار است: اوّل اینکه تورّم یك پدیدهٔ پولی است و دوم اینکه انتظارات عاملین اقتصادی به‌طور عقلایی شکل می‌گیرند. پولگرایان سنّتی، مورد اوّل را می‌پذیرند، امّا مورد دوم را قبول ندارند. بنابراین طبق دیدگاه کلاسیك‌های جدید، سطح قیمت‌های فعلی دقیقاً بر وضعیت فعلی پولی (M_t) متّکی نیست، بلکه بر کل مسیر انتظاری آینده سیاست پولی استوار است (رابطه ۱۲-۲).

۲- برای بررسی تجربی رابطهٔ بلندمدّت حجم نقدینگی و سطح قیمت‌ها (تورّم) در ایران در این نوشتار از دو روش حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن - جوسیلیوس و خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. همان‌گونه که براساس نظریّهٔ همگرایی، ایستا بودن همهٔ متغیّرهای درون‌زای الگو از درجهٔ یك [I(1)] ضروری است، از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای بررسی درجه ایستایی متغیّرها استفاده شد، نتایج این آزمون نشان داد که همهٔ متغیّرهای الگو، ایستا از درجهٔ یك است. پس از تحقّق نخستین شرط لازم برای بکارگیری روش حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن - جوسیلیوس، مراحل بعدی شامل تعیین متغیّرهای قطعی مانند عرض از مبدأ و روند در بردارها و آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر جهت تعیین تعداد بردارهای همگرایی انجام گرفت و سرانجام سه بردار همگرایی ارائه شد که براساس بردار همگرایی سوّم (Vector3)، وجود یك رابطهٔ بلندمدّت مثبت بین حجم نقدینگی و سطح قیمتها (منطبق بر نظریّه اقتصادی) مورد تأیید قرار گرفت. در ضمن با بکارگیری ابزارهایی مانند تجزیهٔ واریانس و توابع عکس‌العمل ضربه‌ای تحلیل‌های پویای کوتاه‌مدّت نیز ارائه شد.

در این نوشتار، گذشته از روش حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن - جوسیلیوس، از الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نیز استفاده شد و مجدداً وجود یك رابطهٔ بلندمدّت مثبت بین حجم نقدینگی و سطح قیمت‌ها مورد تأیید قرار گرفت. ضمن اینکه از مکانیزم تصحیح خطا (ECM) برای تطبیق رفتار کوتاه‌مدّت الگو با رفتار بلندمدّت آن استفاده شد و ضریب جملهٔ تصحیح خطا (ECT) که بیانگر سرعت تعدیل الگو به سمت بلندمدّت است برابر با رقم ۰/۲۶- برآورد و مشخص شد در هر سال حدود ۲۶ درصد از نبودن تعادل یك دوره در رابطه سطح قیمت‌ها در دورهٔ بعد تصحیح می‌شود.

۳- هرچند مقدار ضرایب برآوردی بلندمدّت از روش حداکثر درست‌نمایی (ML) جوهانسن - جوسیلیوس با روش ARDL دقیقاً

برابر نیست، امّا نتایج روش ARDL بخوبی نشان می‌دهد که انتخاب‌بردار همگرایی سوم در روش حداکثر درست‌نمایی جوهانس ـ جوسیلیوس کاملاً صحیح است و براساس نظریّهٔ اقتصادی، رابطهٔ بلندمدّت میان حجم نقدینگی و سطح قیمتها در ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد.

پی‌نوشتها:

1. Johansen and Juselius Maximum likelihood Approach.
2. Auto - Regressive Distributed lag (ARDL)
3. Irving fisher.
4. Milton Friedman.
5. Rational Expectations.
6. Vector Autoregressive.
7. Maximal Eigen Value.
8. Trace.
9. Variance Decomosition.
10. Impluse Response Functions.
11. Pesaran and shin, 1995 a.
12. Error Correction Model (ECM)
13. Error Correction term (ECT).

منابع فارسی

توکلی، اکبر، (۱۳۷۹)، اقتصادسنجی کاربردی، اصفهان: انتشارات مانی.

لسلی، درک (۱۹۹۴)، اقتصاد کلان پیشرفته (فراتر از IS/LM). ترجمه: اکبر توکلی. ۱۳۷۹. چاپ اول، انتشارات دانشگاه اصفهان.

مؤسسهٔ عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه، سیستم پیش‌پردازش داده‌ها، PDS، نرم‌افزار بانک اطلاعاتی سری زمانی آمارهای اقتصادی، نسخه ۱ (۱۳۸۱).

منابع خارجی

Al - Mutairi, N.H (1995), "Examining the Causes of Inflation in Kuwait: An Aplication of a Vector Autoregression Model", **OPEC Review,** Summer. pp. 137-147.

Aghevli, Bandkhan, M(1977), "Goverment Deficites and the in Flationary Process in Developing Countries", **IMF Staff Papers.** Vol. 25, pp 383-416.

Chaudhary, M. and A. Parai (1991), "Budget deficit and inflation: The peruvian experience", **Applied Economics.** Vol. 23, pp1117-1121.

Chaudhary, M.A. and N Ahmad (1995), "Money supply, Deficit and Inflation in Pakistan", **The Pakistan Development Review.** 34: 4, pp 945-956.

Dickey, D.A and Fuller, W.A. (1979), "Distribution for Auto Regressiv Time series With a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association.** 74.

Engle, R and G.W.J. Granger. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" **Econometrica.** 55, 251-276.

Friedman, Milton. (1956). **Quantity Theory of Money: A Restatement. Studies in the Quantity theory of Money,** University of Chicago Press. Chicago.

Gonzalo, J. (1994), "Five alternative methods of estimating long- run equilibrium relationships", **Journal of Econometrics** 60, 203-233.

Hansen, H. and Johansen, S. (1996), **Recursive estimation in cointegrated VAR - models,** Discussion Paper, Institute of Economics, University of Copenhagen.

Hansen, H. and Juselius, K. (1994) CATS in RATS, Manual to Cointegration Analysis of Time Series, Estima, Evanstone, IL.

Johansen, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", **Econometrica** 59, 1551-1581.

Johansen, S. and Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration: With applications to the demand for money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** 52, 169-210.

Johansen, S. and Nielsen, B. (1993), Asymptotics for cointegration rank tests in the presence of intervention dummies, Manual for the simulation program Dis Co, Preprint, University of Copenhagen, http: www. math. ku. dk.

Juselius, K (1998c), Price convergence in the long run and the medium run. An I(2) analysis of six price indices. Forthcoming in...

flation, Hyper Inflation and Explosive Roots. The case of Yugoslavia, University of Belgrade.

Ozmucur, Suleyman, (1996), **Budget Deficit, Money supply and Inflation: Evidence from low and High Frequency Data for Turkey.** Bogazici university, Department of Economics.

Phillips, P.C.B and perron, P (1988) "Testing for a unit Root in Time Series Regression", **Biometrika,** 75, 335-346.

Juselius, K(1998d), Models and Relations in Economics and Econometrics, forthcoming in...

Jones, J and Sattar, Z, (1988), "Money, Inflation, Output, and Causality: The Bangladesh Case", 1974-1985. **The Bangladesh Development studies,** Vol. XVI, pp 73-83.

Lahiri, A.K. (1991), "Money and Inflation in Yugoslavia", **IMF Staff Papers,** 38, 751-788.

Mladenovic, Zorica. (2000), **High In-**

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی