سیاستهای پولی و رشد اقتصادی در ایران

دکتر ادموند خشادوریان *

چکیده

این مقاله به بررسی اثر سیاستهای پولی در انگیزش رشد اقتصادی می‌پردازد. با استفاده از الگوی دو معادله‌ای انتظارات عقلایی، دو فرضیه شکل‌گیری عقلایی انتظارات و نرخ طبیعی بیکاری در اقتصاد ایران برای دوره ۱۳۷۶ - ۱۳۴۳ مورد آزمون قرارگرفته است. نتایج به دست آمده حاکی از پذیرش هر دوی این فرضیات است. به علاوه، نتیجه به دست آمده در مورد خنثی بودن سیاستهای پولی، ارتباطی با نوع مدل انتخاب شده ندارد. به این ترتیب، مقاله نتیجه می‌گیرد که اعمال سیاستهای پولی در قالب کنترل نرخ بازدهی اسمی در بازار پول ایران، قادر به دستیابی به اهداف اساسی این نوع سیاست از رشد اقتصادی نبوده و بر عکس، استمرار آن به افزایش تورم و بی‌ثباتی اقتصادی دامن زده است. اگرچه گرایش تدریجی به سمت یک استراتژی کنترل حجم پول، نیازمند تجدید نظر جدی در مورد بسیاری از زمینه‌های مدیریتی و سیاستی است (که البته، در جای خود بس دشوار خواهد بود) ولی دشوارتر از آن، پذیرش فرضی است که تداوم وضع موجود را امکانپذیر می‌داند.

* دکترای اقتصاد

مقدمه

پس از پایان جنگ جهانی دوم، تجربه سیاستهای پولی تحت تأثیر نگرش ساختارگرا، هدف کنترل نرخ‌های بهره در سطح نازل را دنبال می‌نمود. این سیاست، از چند جنبه قابل توجیه به نظر می‌رسید. اول، مبتنی بر نظریه دام نقدینگی کینز، نرخ بهره اسمی در اقتصاد از یک کف حداقل قابل تنزل نیست. در چنین حالتی، این احتمال وجود دارد که نرخ واقعی بهره بسیار بالاتر از نرخ تعادلی آن باشد و در نقصان سرمایه گذاری در اقتصاد، تعادل را از وضعیت اشتغال کامل به زیر خواهد کشاند و اقتصاد را به رکود خواهد برد. در راستای چنین تفکری، توبین در سال ۱۹۶۵، با استفاده از الگوی رشد از نوع سولو، برای اولین بار اثرات مالی را در بحث رشد اقتصادی وارد ساخت. در مدل توبین، پول و سرمایه جانشین یکدیگرند. لذا، با افزایش نرخ بازدهی سرمایه نسبت به پول (یا به عبارتی کاهش نرخ بازدهی پول)، نسبت سرمایه به کار در اقتصاد افزایش می‌یابد که این امر مترادف با افزایش کارایی واحدهای اقتصادی و در نتیجه، رشد درآمد سرانه و خروج اقتصاد از وضعیت رکود است. به طور خلاصه، درنظریه کینزی، کنترل نرخ بازدهی در بازار پول، باعث افزایش سرمایه گذاری و ایجاد رفاه اقتصادی تلقی می‌شود.

اما، تجربه کشورهای پیشرفته در رابطه با کنترل نرخ‌های بهره در دهه‌های پنجاه و شصت میلادی، نتایج چندان مطلوبی به بار نیاورد و در نهایت، تنها به تشدید فشارهای تورمی باقیمانده از جنگ جهانی دوم انجامید. در چنین شرایطی اهمیت و مفهوم سیاستهای پولی، همزمان با احیای نظریه پول گرایان، مورد تعریف مجدد قرار گرفت. در این چارچوب جدید، سیاستهای پولی فقط به جهت ثبات دهی به روند متغیرهای اقتصادی، مدنظر قرار می‌گیرد و اساساً بحث رشد اقتصادی از مجموعه اهداف قابل حصول سیاستهای پولی حذف شده است. البته، در مرحله عمل، بسیاری از کشورهای جهان سوم، به دلیل حضور قدرتمند دولت در نظام اقتصادی خود، کماکان سیاستهای پولی را به عنوان ابزاری برای تسهیل فرایند رشد اقتصادی در نظر می‌گیرند و حتی به صراحت بر آن تأکید می‌ورزند. با توجه به این مسأله، مطالعه حاضر، قابل حصول بودن چنین هدفی را در اقتصاد ایران با استناد به مدل انتظارات عقلایی مورد آزمون قرار می‌دهد.

۱. منحنی فیلیپس و انتظارات عقلایی

در سیر تحول تاریخی نظریه‌پردازی اقتصادی کلان، اگر چه مکتب پولی با ارایه فرمولبندی جدید خود از نظریه مقداری و طرح رویکرد ثبات تابع تقاضا برای پول، گامی اساسی را در جهت تبیین علل پولی تورم برداشته بود ولی مجادلات در باب نحوه تعریف پول، شکل تابع تقاضا برای پول و بعضاً، شواهد ضد و نقیض موجود، دستاوردهای آن را کمرنگ می‌ساخت. کینزینها نیز به نوبه خود، با مشاهده روند رو به افزایش نرخ‌های تورم و تضعیف پایگاه نظریشان که مبتنی بر قیمتهای ثابت بود، به شدت در تلاش برای توجیه شرایط تورمی به وجود آمده، بودند. به عبارتی، مشکل معادله گمشده در مدل کینزی (که به زعم فریدمن معادله تورم است) بیش از پیش خود نمایی می‌کرد. این مکتب فکری باید به نوعی نشان می‌داد که تورم در قالب یک رابطه علّی شکل می‌گیرد و از این رو، نبود آن در سیستم معادلات کینزی نباید مشکلی حاد قلمداد شود.

در این کشاکش، فیلیپس (۱۹۵۸)، با استناد به شواهد آماری موجود در کشور انگلستان برای سالهای ۱۸۶۱ الی ۱۹۵۷، این فرضیه را مطرح ساخت که نرخ تغییر در دستمزد پولی را می‌توان توسط میزان بیکاری و همچنین نرخ تغییر در بیکاری توضیح داد. دو سال بعد، ریچارد لیپسی، منحنی به دست آمده توسط فیلیپس را نتیجه واکنش طبیعی بازار کار در شرایط عدم تعادل قلمداد نمود و به این ترتیب، منحنی فیلیپس را به سمت یک نظریه علّی برای توضیح تورم، نزدیک‌تر ساخت.

اما، اهمیت حیاتی منحنی فیلیپس تنها زمانی نمایان شد که ساموئلسون و سولو با استناد به رابطه تعیین دستمزد پولی در بازار نیروی کار، با فرض ثابت بودن بهره‌وری نیروی کار در کوتاه مدت، نرخ تورم را جانشین تغییر در سطح دستمزدها نمودند. به این ترتیب، در صورت ثبات رابطه فیلیپس، الگویی مشخص برای اعمال سیاستهای اقتصادی توسط دولتهای مداخله‌گر (یعنی همان چیزی که کینزینها به دنبال آن بودند) در قالب یک رابطه داد و ستدی متقابل شکل می‌گرفت. در این قالب، سیاستگزار ظاهراً با ترکیبی از تورم و بیکاری در اقتصاد مواجه بود که تعیین یکی، خود به خود به تعیین دیگری می‌انجامید.

با گذشت زمان، اعتبار نظری و عملی این نظریه به شدت زیر سؤال رفت. فریدمن و فلپس در

انتقاد از آن، معتقدند که در منحنی فیلیپس تغییر در نرخ پیش‌بینی شده دستمزد اسمی معادل با تغییر در نرخ پیش‌بینی شده دستمزد واقعی در نظر گرفته شده است و به این ترتیب، هر تغییر در دستمزد اسمی در صورت عدم تغییر در انتظارات، به معنی تغییر در نرخ دستمزد واقعی تلقی می‌شود.

اما، بدیهی است که نرخ واقعی دستمزد، عملاً ممکن است از طریق تورم پیش‌بینی نشده نیز تغییر نماید که این مورد در شکل‌گیری منحنی فیلیپس، در نظر گرفته نمی‌شود. خلاصه اینکه، در صورت تغییر انتظارات، منحنی فیلیپس تغییر مکان داده و اهمیت سیاستی خود را از دست می‌دهد.[۱] البته، بر اساس نگرش پول‌گرایان، اگر فرایند شکل‌گیری انتظارات از مدل تطبیق انتظارات نرلاو تبعیت نماید، با توجه به شکل اتورگرسیو این مدل، حالت عمودی منحنی فیلیپس (رد دیدگاه کینزی)، تنها یک حالت حدی و بلندمدت محسوب می‌گردد. در نتیجه، احتمال برقراری یک رابطه داد و ستدی ضعیف میان نرخ رشد دستمزدها یا سطح عمومی قیمت و بیکاری، عموماً قابل رد نخواهد بود.

اگر U نشان دهنده میزان بیکاری، U_0 نشان دهنده میزان طبیعی بیکاری و p و p^e، به ترتیب نشان‌دهنده نرخ تورم و نرخ مورد انتظار تورم باشند، رابطه مورد نظر را می‌توان در قالب معادله زیر نشان داد:

$$P_t = aP^e_t + h(U - U_0) \qquad :h(0)=0 \qquad (1)$$

شکل منحنی کوتاه مدت فیلیپس بستگی به نرخ مورد انتظار تورم و شکل بلندمدت آن، بستگی به سرعت تعدیل انتظارات در رابطه (۱) که توسط پارامتر a نشان داده می‌شود، خواهد داشت. اگر این ضریب برابر با واحد باشد، به معنی تعدیل آنی انتظارات بوده و بدین ترتیب نظریه نرخ طبیعی بیکاری تأیید می‌گردد. در مقابل، اگر مقدار ضریب فوق کوچکتر از یک باشد. حالت عمودی را برای منحنی فیلیپس، در بلندمدت نمی‌توان متصور بود، هر چه این ضریب به یک نزدیکتر باشد، داد و ستد متقابل میان نرخ تورم و نرخ بیکاری به سمت صفر میل خواهد کرد.

به این ترتیب، در اوایل دهه ۷۰ میلادی، چنین به نظر می‌رسید که مجادله میان خط فکری

۱. فریدمن (۱۹۷۷)

کینزین و پول‌گرایان، سرانجام تا مقایسه برآوردهای به دست آمده برای یک ضریب تعدیل، به یکدیگر نزدیک شده باشند. چنین بحث می‌شد که، اگرچه نمی‌توان فرض عمودی بودن منحنی بلندمدت فیلیپس را پذیرفت، ولی نمی‌توان این مسأله را نیز انکار کرد که شیب این منحنی، احتمالاً، بسیار نزدیک به حالت عمود است. به هر حال، به جای حصول به همگرایی نسبی، دیری نپایید که این مجادله پرجنجال تحت تأثیر یک مسیر فکری جدید از نظر مفهومی بی‌معنی تلقی گردید و به طور بنیادین مردود شمرده شد. این نگرش جدید، مبتنی بر نظریه‌ای است که آن را انتظارات عقلایی می‌نامند. با طرح این نظریه، بحث رابطه داد و ستد میان تورم و بیکاری، به جای آن که به ابعاد بلندمدت و کوتاه مدت رفتار، تحت تأثیر عملکرد انتظارات، مربوط گردد، به میزان قابل پیش‌بینی بودن یا غیرمنتظره بودن سیاستهای اقتصادی ارتباط می‌یابد. اشکال اساسی که به روش انتظارات تطبیقی وارد شده است، عبارت از آن است که اگر (آنچنان که این فرایند تعدیل بیانگر آن است) عوامل اقتصادی در طول زمان دریابند که الگوی شکل‌گیری انتظاراتشان همواره با یک خطای سیستماتیک (ضریب تعدیل انتظارات) مواجه است، همین فرایند یادگیری، آنها را در حذف این خطا یاری خواهد کرد. نتیجه آن که، بحث تعدیل بلندمدت انتظارات، از نظر مفهومی بی‌معنی است. آنچه مهم است، میزان خطای غیرسیستماتیک در هر دوره زمانی است. شاید مقاله سارجنت (۱۹۷۱) را بتوان یکی از مقالات اصلی در این زمینه به شمار آورد. به طور خلاصه، سارجنت چنین بحث می‌کند که اگر نرخ تورم مورد انتظار، همانند نرخ واقعی تورم دارای ویژگی پایایی کواریانسی باشد، در این صورت استفاده از مدل وقفه‌های توزیع شده برای الگوسازی تورم مورد انتظار با فرض انتظارات تطبیقی، به این دلیل که در آن جمع ضرایب وقفه‌ها معادل یک در نظر گرفته می‌شود (به عبارتی به معنی وجود ریشه واحد در سری زمانی نرخ تورم انتظاری است) به وضوح برآوردهای دست بالا را برای این پارامترها در پی خواهد داشت. استفاده از برآوردهای نرخ مورد انتظار تورم در رابطه (۱) که از چنین مدلهایی به دست آمده باشند، منتهی به برآورد پارامتر a با مقداری کوچکتر از واحد خواهد شد.

۲. سیاستهای پولی و نظریه انتظارات عقلایی: معرفی الگوی تجربی

با توجه به انتقاد سارجنت، اینک لازم بود تا الگوی عقلایی شکل‌گیری انتظارات در کالبد

مدلی مشابه معادله فیلیپس گنجانیده شود. مطالعه لوکاس (۱۹۷۳)، یکی از اولین مطالعات تجربی در این زمینه به شمار می‌رود. در این مطالعه، شکلی خاص از منحنی فیلیپس مورد استفاده قرار گرفته است که به تابع عرضه لوکاس شهرت دارد. این شکل خاص منحنی فیلیپس به این جهت تابع عرضه نامیده می‌شود که در آن به جای برقراری رابطه میان نرخ تورم و نرخ بیکاری، رابطه‌ای میان تولید و سطح عمومی قیمت و یا گشتاورهای مرتبه اول آنها برقرار شده است[۲] (رابطه شماره ۲).

$$(Y_t - \bar{Y}) = \frac{1}{g}(P - P^e_t) + u_t \,,\; u_t = \frac{1}{g} b_t \qquad (۲)$$

مطالعات بعدی در این زمینه، توجه بیشتری به شکل رابطه تقاضای کل در اقتصاد معطوف داشتند. در مجموعه مقالاتی که در اواخر دهه ۷۰ و ابتدای دهه ۸۰ توسط بارو به رشته تحریر درآمد، نظریه تعیین درآمد که در مدل لوکاس از تعادل عرضه و تقاضای کل در اقتصاد به دست می‌آمد، با تغییراتی در ساختار تابع تقاضا، به نحوی متفاوت مطرح گردید. به طور کلی، بارو در طراحی یک مدل پولی، تقاضای کل را در میان سایر عوامل، تابعی از تغییر در انباره مورد انتظار ثروت بخش خصوصی در نظر می‌گیرد و آن را با تغییر انباره مورد انتظار ترازهای واقعی متناظر می‌داند. انباره مورد انتظار ترازهای واقعی، خود، بستگی تام به انتظارات عامه از سطح عمومی قیمت دارد و بدین ترتیب، اگر در یک شکل لگاریتمی، تقاضای کل را با y^d_t و رشد تراز پولی را با m نشان دهیم، می‌توان نوشت:

$$y^d_t = f(m_t - E(p_t),...)$$

ولی از آنجا که تغییر در سطح عمومی قیمت و در نتیجه انتظارات قیمت تابعی از نوسانات پولی در اقتصاد است، نرخ مورد انتظار تورم رابطه‌ای یک به یک با نرخ رشد مورد انتظار عرضه

۲. در این رابطه، Y و $\bar{Y}$ به ترتیب نشان‌دهنده تولید واقعی و متوسط آن (یعنی تولید طبیعی) می‌باشند. به هر حال، برای مروری بر دیدگاههای موجود در رابطه با گرایش از مکتب پولی به الگوی نیوکلاسیکی انتظارات عقلایی، مقاله لیدلر (۱۹۸۱)، همچنان یکی از بهترین مراجع موجود به شمار می‌رود. همچنین، برای مروری بر سیر تحول مجموعه دیدگاههای اقتصاد کلان از الگوی کلاسیک تا مدل نیوکینزین، به فصل اول از خشادوریان (۱۳۷۷) مراجعه شود.

پول دارد.[۳] بنابراین، آنچه در نظریه بارو بسیار حایز اهمیت قلمداد می‌شود، میزان رشد غیرمنتظره پولی یا ($m_t - E(m_t)$) است. بارو در تلاش است تا نشان دهد که تنها اجزای پیش‌بینی نشده تغییرات پولی (که از آنها به عنوان شوکهای غیرمنتظره پولی یاد می‌کند)، می‌توانند از مجرای تقاضا، بر روی میزان اشتغال و سطح تولید به طور موقت تأثیرگذار باشند. شایان ذکر است که این امر تنها به مثابه تغییری جزیی در مدل اولیه لوکاس تلقی نمی‌گردد. بلکه در اینجا امکان آزمون مستقیم نظریه نرخ طبیعی تولید و انتظارات عقلایی، هم به صورت مجزا و هم به صورت توأم، فراهم می‌گردد که چگونگی آن در ادامه بحث مورد اشاره واقع خواهد شد.

به منظور بکارگیری نگرش بارو و آزمون عملی نظریه‌های طرح شده، ابتدا لازم است مفهوم تغییرات پیش‌بینی شده و تغییرات غیرمنتظره پولی را به نوعی در این سیستم معرفی نمود. بارو این کار را از طریق برآورد تابع رشد پول به انجام می‌رساند که در آن جملات پسماند این معادله بیانگر شوکهای غیرمنتظره پولی است. معادله رشد پول در مدل بارو (۱۹۷۷ و ۱۹۸۱) به صورت زیر تعریف شده است:

$$m_t = a_0 + a_1 m_1 - a_0 m_2 + a_3 (g_t - {}^{*}g_t) + \alpha_4 \log \left(\frac{U}{1-U}\right)_{t-1} + u_t \qquad (۳)$$

m_t = نرخ رشد پول (بر حسب تعریف محدود) به صورت تفاضل لگاریتمی عرضه پول در دوره t از دوره قبل

g_t = لگاریتم مخارج واقعی دولت

${}^{*}g_t$ = لگاریتم سطح عادی مخارج واقعی دولت

U_t = درصد بیکاری.

متغیر $\left(\frac{U}{1-U_{t-1}}\right)$ نشان دهنده درصد بیکاری به درصد اشتغال بوده و به عنوان یک نمایه سیاستی برای دخالت دولت در چرخه‌های تجاری اقتصاد، می‌تواند در تبیین نرخ رشد پولی مؤثر باشد. در معادله اخیر، ${}^{*}g_t$ به صورت وقفه‌های توزیع شده هندسی مقادیر g_t برآورد شده است.

جملات پسماند معادله (۳) نشان دهنده تکانه‌های غیرمنتظره پولی است که مطابق نظریه

۳. بارو در مقاله ۱۹۷۸ خود، فرضیه کشش قیمتی واحد تابع تقاضا برای پول را به آزمون می‌گذارد.

انتظارات عقلایی، می‌تواند بر رشد تولید و اشتغال تأثیرگذار باشد. به منظور برآورد میزان این اثر، بارو لگاریتم تولید را تابعی از این شوکها و مقادیر با وقفه آن در نظر می‌گیرد.[۴] فرایند برآورد در مدل بارو، یک فرایند دو مرحله‌ای است که در آن، شوکهای پولی محاسبه شده و در مرحله بعد این شوکها (که با mres نشان داده می‌شوند) وارد معادله زیر می‌گردند:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 mres + \beta_2 mres_{t-1} - \beta_3 t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

با پیشرفت روشهای برآورد، آگزلی و مک الیر (۱۹۹۵) در بررسی و جمع‌بندی انواع مدلهایی که به سبک فوق طراحی شده‌اند، استفاده از روش سیستمی حداکثر درستنمایی با اطلاعات کامل (FIML) را مطابق با پیشنهاد میشکین (۱۹۸۲) توصیه می‌نمایند. البته با توجه به این که در مرحله برآورد، استفاده از روش رگرسیونهای به ظاهر غیرمرتبط تکراری (ISURE) به طور مجانبی، نتایجی مشابه (FIML) خواهد داشت، در این مطالعه از تکنیک فوق استفاده شده است. اگزلی و مک الیر (۱۹۹۵)، روش انجام این آزمونها را هم به صورت مجزا برای هر یک از فرضیه‌های عقلایی بودن انتظارات و برقراری نظریه NRH (نرخ طبیعی بیکاری) و هم به صورت توأم تشریح می‌نمایند. در یک شکل ساده شده، سیستم دو معادله‌ای پولی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$m_t = Z_t\gamma + \eta_t \qquad (۵)$$

$$\tilde{y}_t = \Sigma\, \beta(m_{t-i} - z_{t-1}\gamma^*) + \Sigma\, \delta\, \Sigma_{t-1}\, \gamma^* + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Z_t نشان دهنده مجموعه متغیرهای توضیح دهنده معادله رشد پول و γ و γ^* بردار پارامترهای برآورد شده می‌باشند. جملات خطای دو معادله، مستقل از یکدیگر فرض شده‌اند. اگر نظریه انتظارات عقلایی و نظریه نرخ طبیعی بیکاری به طور همزمان بر این مدل اعمال گردند، سیستم معادلات زیر به دست خواهد آمد:

$$m_t = Z_t\, \gamma + \eta \qquad (۷)$$

$$y_t = \Sigma\, \beta(m_{t-i} - z_{t-1}\, \gamma) + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

۴. البته او متغیر دیگری را نیز که نشان دهنده خریدهای دولتی است، در معادله تولید دخالت می‌دهد.

شرط عقلایی بودن، از طریق مقید ساختن سیستم به صورت $\gamma = \gamma^{*}$ ، NRH از طریق مقید ساختن سیستم به صورت $\delta_i = 0$ برای تمامی مقادیر i تضمین می‌شود. آزمون اعتبار قیود از طریق مقایسه دترمینان ماتریس واریانس -کوواریانس جملات خطا برای سیستم مقید و سیستم غیرمقید در قالب یک آزمون χ^2 به انجام می‌رسد. آماره این آزمون به طور دقیق به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$L^{*} = n\log\left(\frac{\det\Omega^{c}}{\det\Omega^{u}}\right) \sim \chi^{2}(q) \qquad (۹)$$

Ω^{c} نشان دهنده ماتریس واریانس -کوواریانس سیستم مقید و Ω^{u} نشان دهنده ماتریس واریانس -کوواریانس سیستم غیرمقید می‌باشند. در این ارتباط، q نشان دهنده تعداد قیدهای اعمال شده در سیستم مقید است.[۵] با توجه به آنچه بیان گردید، اینک می‌توان به برآورد سیستم مقید، مشتمل بر معادلات (۷) و (۸) برای اقتصاد ایران اقدام نمود.[۶] به منظور این کار، ابتدا به الگویی برای تبیین رفتار رشد عرضه پول در اقتصاد ایران مورد نیاز است. سپس، با در دست داشتن چنین الگویی که تکانه‌های غیرمنتظره بخش پولی استخراج می‌شود، این تکانه‌ها به همراه مقادیر با وقفه آن، وارد معادله تولید خواهند شد.

۳. نتایج حاصل از برآورد مدل ایران

مانند مدل بارو، در معادله رشد عرضه پول از معادله‌ای استفاده شده است که در آن اثر تغییرات سیاستهای مالی در رشد پولی در نظر گرفته می‌شود.[۷] در مطالعه بارو این کار از طریق برآورد یک معادله خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده برای متغیر مخارج واقعی دولت به انجام می‌رسد. بارو، جمله خطای چنین معادله‌ای را به عنوان انحراف مخارج واقعی دولت از

۵. آماره مشابهی برای نمونه‌های کوچک توسط میشکین ارایه شده است.

۶. یک مشکل در ارتباط با تعریف این سیستم معادلات در نرم افزارهای موجود، نحوه معرفی جمله خطای معادله رشد پولی است. برای این منظور، جمله خطا به صورت تفاضل رشد پول از کمیت برآورد شده برای آن در سیستم تعریف می‌شود. این نحوه وارد ساختن جمله خطا در نرم‌افزار EVIEWS (که در این مطالعه مورد استفاده واقع شده است)، امکان‌پذیر است.

۷. اسامی متغیرها و آزمون ویژگیهای آماری آنها در پیوست مقاله ارایه شده است.

روند طبیعی آن در نظر گرفته و با این توجیه که این انحراف، الزاماً بازار پول را تحت تأثیر قرار خواهد داد، آن را در معادله عرضه پول می‌گنجاند.

به منظور بررسی این مسأله، در نخستین مرحله با استفاده از اطلاعات سری زمانی مربوط به پرداختهای دولت از محل درآمدهای عمومی، هزینه‌های واقعی دولت (از طریق تعدیل این سری زمانی توسط شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی)، به صورت تابعی از مقادیر با وقفه آن و ارزش واقعی درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت، مورد برآورد قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد این معادله در جدول (۱) منعکس شده است.

جدول ۱ـ نتایج حاصل از برآورد معادله هزینه‌های واقعی دولت

Dependent Variable G
Method Least Squares
Sample(adjusted): 1340 1376
Included observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.695506	0.273549	2.542529	0.0159
G(-1)	1.081671	0.167134	6.471872	0.0000
G(-2)	-0.315011	0.151128	-2.084392	0.0449
O	0.125430	0.064192	1.953971	0.0592

R-squared	0.956236	Mean dependent var	7.709733
Adjusted R-squared	0.952257	S.D. dependent var	0.701892
S.E. of regression	0.153364	Akaike info criterion	-0.810202
Sum squared resid	0.776175	Schwarz criterion	-0.636049
Log likelihood	18.98875	F-statistic	240.3482
Durbin-Watson stat	2.014168	Prob(F-statistic)	0.000000

جمله خطای معادله اخیر، که gres نامیده شده است، یک متغیر اصلی توضیح دهنده رشد عرضه پول در ایران به شمار می‌رود. با محاسبه این متغیر، زمینه لازم برای معرفی سیستم دو معادله‌ای نیوکلاسیک به منظور ارزیابی اثرات واقعی سیاستهای پولی مهیا شده است. این سیستم

به صورت معادلات شماره (۱۰) و (۱۱) معرفی می‌شود:

$$d(m) = c(11)* d(m(-1)) + c(12)* pol(-1) + c(13)* gres \qquad (۱۰)$$

$$y = c(21) + c(22)* y(-1) + c(23)* im + c(24)* mres + c(25)* drev \qquad (۱۱)$$

روابط فوق، در واقع شکل مقید سیستم دو معادله‌ای را نشان می‌دهند که در آن، متغیر mres، جمله خطای معادله شماره (۱۰) و نشان دهنده تکانه‌های تصادفی سیستم در بخش پولی است.[۸] معادله رشد پولی به شکلی ساده و مشتمل بر تکانه‌های سیاستی از بخش مالی (که در یک نظام بانکداری غیرمستقل بسیار با اهمیت است)، کمیت با وقفه سیکل تولید (متغیر Pol) و نیز کمیت با وقفه رشد عرضه پول (بدون در نظرگرفتن عرض از مبداء) طراحی شده است. همانگونه که در پیوست مقاله اشاره شده است، متغیر pol که چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران را استخراج می‌کند، از تفاضل لگاریتمی روند تولید طبیعی از تولید ناخالص داخلی به دست آمده است. حضور این متغیر به صورت با وقفه، می‌تواند منعکس کننده رفتار سیاستهای پولی در اقتصاد ایران باشد. علامت منفی برای ضریب این متغیر می‌تواند نشان دهنده عملکرد فعال سیاستهای پولی باشد که در جهت خلاف چرخه‌های تجاری اعمال می‌شود به عبارت دقیق‌تر، هرگاه تولید واقعی اقتصاد از سطح متوسط (طبیعی) آن پایین‌تر باشد، انتظار می‌رود که سیاستگزار پولی، یک سیاست انبساطی را در سال بعد اعمال نماید. متقابلاً، هر چه تولید واقعی بالاتر از سطح متوسط آن قرار گیرد، برای جلوگیری از شدت یافتن تورم، سیاستگزار به یک سیاست انقباضی متمایل می‌شود. به هر صورت، این متغیر می‌تواند، عملکردی مشابه با متغیر بیکاری با وقفه در مدل بارو (معادله ۳) داشته باشد.[۹]

۸. توجه به این نکته لازم است که معادله هزینه‌های واقعی دولت به صورت مستقل از دو معادله دیگر سیستم مورد برآورد واقع می‌گردد. این کار صرفاً به منظور سهولت آزمون قیدهای سیستم است.

۹. شایان ذکر است که در صورت به دست آوردن ضریب مثبت Pol می‌توان تفسیری مشابه با تفسیر نظریه برای متغیر چرخه‌های تجاری واقعی برای اقتصاد ایران متصور بود. البته خشادوریان (۱۳۷۷) تفسیری متفاوت را در این مورد مطرح می‌سازد که به وجود شواهدی دال بر منحنی فیلیپس صعودی (در فضای تورم و بیکاری) اشاره دارد.

اما، در معادله (۱۱) از تولید واقعی علاوه بر کمیت با وقفه خود، تابعی از تکانه‌های تصادفی بخش پولی است. همچنین، یک متغیر مجازی به همراه ارزش واقعی واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای کشور در این معادله ظاهر شده‌اند. حضور این متغیرها در معادله تولید بسیار با اهمیت است، زیرا در غیر این صورت، امکان تفکیک میان تکانه‌های ساختاری طرف عرضه از سایر تکانه‌های پولی (طرف تقاضای اقتصاد) امکانپذیر نخواهد بود.[۱۰]

قبل از ارایه نتایج آزمون لازم است به یک نکته بسیار ضروری اشاره گردد. جمله خطای معادله رشد عرضه پول، تنها هنگامی می‌تواند به عنوان یک متغیر مناسب برای توضیح جزء تصادفی سیاستهای پولی مدنظر قرار گیرد که توأماً حایز شرایط زیر باشد:

۱. این جمله خطا پایای کوواریانسی با توزیعی نزدیک به نرمال باشد،

۲. فاقد خود همبستگی مرتبه اول یا مراتب بالاتر باشد، و

۳. معادله رشد عرضه پول مشتمل بر متغیرهایی بجز مقادیر با وقفه متغیر وابسته باشد.

دو شرط اول، تضمین کننده سفید بودن جمله خطا، و شرط سوم تضمین‌کننده امکان آزمون قیدها (شناسایی قیود) در سیستم دو معادله‌ای است. البته، از آنجاکه در داده‌های سالانه مورد استفاده در این مطالعه، مقادیر با وقفه متغیر mres، در معادله تولید بی‌معنی بوده‌اند. شرط سوم، محدودیتی در رابطه با شناسایی قیدها نخواهد داشت. به هر صورت، قبل از برآورد سیستمی مدل، معادله رشد پولی به صورت مجزا مورد برآورد قرار گرفته است و در این راستا، پایایی کوواریانسی جمله اختلال، شناسایی مدل (به کمک آزمون رمزی)، نرمال بودن جمله اختلال (به کمک آماره ژارکو - برا) و ثبات پارامتریک معادله (توسط روشهای نموداری پارامترهای عطفی و آزمون Cusum square) همگی مورد بررسی قرار گرفته و دلالت بر مناسب بودن معادله داشته‌اند، پس از پشت سرگذاردن این مراحل، اینک نوبت به برآورد سیستم تحت روش ISURE می‌رسد. نتایج به دست آمده به شرح جدول (۲) می‌باشد.

۱۰. خشادوریان (۱۳۷۸ ب).

جدول ۲ـ برآوردهای مقید مدل پولی برای اقتصاد ایران (۱۳۷۶-۱۳۴۳)

Estimation Method: Iterative Seemingly Unrelated Regression
Sample: 1343 1376
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 4 weight matricies, 5 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	0.613511	0.122743	4.998358	0.0000
C(12)	0.080040	0.028054	2.853101	0.0059
C(13)	0.189150	0.064914	2.913848	0.0050
C(21)	0.909622	0.186907	4.866713	0.0000
C(22)	0.877742	0.028843	30.43211	0.0000
C(23)	0.042198	0.022660	1.862184	0.0675
C(24)	0.248363	0.113898	2.180571	0.0331
C(25)	-0.159090	0.028582	-5.566101	0.0000

Determinant residual covariance 6.93E-06

Equation: D(M)=C(11)*D(M(-1))+C(12)*POL(-1)+C(13)*GRES
Observations: 34

R-squared	0.502611	Mean dependent var	0.217862
Adjusted R-squared	0.470522	S.D. dependent var	0.082133
S.E. of regression	0.059764	Sum squared resid	0.110726
Durbin-Watson stat	1.784274		

Equation: Y=C(21)+C(22)*Y(-1)+C(23)*IM+C(24)*(D(M)-(C(11)*POL(-1)+C(12)*D(M(-1))+C(13)*GRES))+C(25)*DREV
Observations: 34

R-squared	0.987583	Mean dependent var	9.193292
Adjusted R-squared	0.984241	S.D. dependent var	0.420176
S.E. of regression	0.052748	Sum squared resid	0.072340
Durbin-Watson stat	1.672099		

به منظور آزمون اعتبار قیود، لازم است تا دترمینان ماریس واریانس -کوواریانس جملات پسماند در سیستم غیرمقید نیز محاسبه گردد. به این ترتیب، برآورد سیستم معادلات غیرمقید به همراه کمیت دترمینان مورد نظر در جدول (۳) منعکس می‌گردند.

جدول ۳- برآوردهای غیرمقید مدل پولی برای اقتصاد ایران (۱۳۷۶ - ۱۳۴۳)

Estimation Method: Iterative Seemingly Unrelated Regression
Sample: 1343 1376
Convergence achieved after: 1 weight matrix, 2 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	0.608943	0.124314	4.898429	0.0000
C(12)	0.080802	0.028371	2.848021	0.0061
C(13)	0.209004	0.067498	3.096464	0.0030
C(21)	0.904351	0.199568	4.531532	0.0000
C(22)	0.883248	0.030377	29.07637	0.0000
C(23)	0.043905	0.022968	1.911565	0.0610
C(24)	0.214969	0.145644	1.475985	0.1455
C(26)	-0.203138	0.149892	-1.355229	0.1807
C(27)	-0.036310	0.135324	-0.268321	0.7894
C(28)	0.023663	0.068573	0.345078	0.7313
C(25)	-0.141693	0.034282	-4.133137	0.0001

Determinant residual covariance 6.66E-06

Equation: D(M)=C(11)*D(M(-1))+C(12)*POL(-1)+C(13)*GRES
Observations: 34

R-squared	0.503893	Mean dependent var	0.217862
Adjusted R-squared	0.471886	S.D. dependent var	0.082133
S.E. of regression	0.059687	Sum squared resid	0.110440
Durbin-Watson stat	1.757064		

Equation: Y=C(21)+C(22)*Y(-1)+C(23)*IM+C(24)*D(M)+C(26)*POL(-1)+C(27)*D(M(-1))+C(28)*GRES+C(25)*DREV
Observations: 34

R-squared	0.988040	Mean dependent var	9.193292
Adjusted R-squared	0.984819	S.D. dependent var	0.420176
S.E. of regression	0.051770	Sum squared resid	0.069683
Durbin-Watson stat	1.696931		

با بررسی نتایج جداول (۲) و (۳)، آماره آزمون برای سنجش اعتبار قیدها، به ازای ۳۴ مشاهده حدود ۰/۵۸ محاسبه شده است. با توجه به اینکه تعداد پارامترهای برآورد شده در

حالت غیرمقید معادل ۱۱ و در حالت مقید معادل ۸ بوده است، آماره محاسبه شده با کمیت $\chi^2(3)$ در جدول مقایسه می‌شود. با رجوع به جدول مورد نظر، به سادگی می‌توان دریافت که در فرضیه صفر مبنی بر اعتبار قیدها (انتظارات عقلایی و نظریه نرخ طبیعی) در کلیه سطوح اطمینان متداول غیرقابل رد خواهد بود. این مسأله با نگاهی به ضریب شماره (۲۴) در حالت مقید (رشد غیرمنتظره پولی) و غیرمقید (رشد محقق شده عرضه پول) نیز (که در حالت اول معنی‌دار و در حالت دوم از نظر آماری بی‌معنی است)، به طور ضمنی مورد تأیید مجدد قرار می‌گیرد.

جمع‌بندی و ملاحظات

سهمیه‌بندی تسهیلات بانکی، کنترل نرخ‌های سود بر روی وام‌ها و سپرده‌ها، بالا بود نرخ ذخیره قانونی بر روی انواع سپرده‌ها و در نتیجه، بروز اختلاف شدید میان نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات بانکی، اعمال سیاستهای تبعیض‌آمیز در قبال بانکهای تجاری و تخصصی و مهم‌تر از همه، انحصار همه جانبه دولتی بر عملکرد بازار پول از مشخصه‌های بارز سیاست پولی در ایران در طول دو دهه گذشته است. همه این موارد، با هر توضیحی که از جانب سیاستگزاران پولی همراه شود، حکایت از تسلط یک دیدگاه ساختارگرا بر نحوه عملکرد بازار پول ایران دارد.

این دیدگاه به طور اصولی بانک مرکزی را بانک دولت می‌داند و وظیفه مهم آن را در کنار سایر موارد، تأمین مالی سرمایه گذاری‌های دولتی و شبه‌دولتی به منظور تقویت بنیه تولیدی اقتصاد تا زمان فراهم شدن زمینه لازم برای حضور تدریجی بخش غیردولتی در فرایند سرمایه گذاری و رشد قلمداد می‌کند. اما، همانگونه که در مقدمه نیز بدان اشاره شد، نتیجه عمومی اعمال چنین سیاستی در جهان، افزایش نرخ تورم و بی‌ثباتی اقتصادی بوده است و در نتیجه، از آغاز دهه ۷۰ میلادی، اکثر کشورهای پیشرفته و در حال توسعه، به تدریج از الگوی کنترل نرخ بازدهی، به سمت یک استراتژی کنترل حجم پول گرایش یافته‌اند. یک چنین الگوی سیاستی دارای دو ویژگی بارز است. نخست، با رقابتی‌تر ساختن نرخ‌های بهره، زمینه توسعه بازار پول کشورها را فراهم می‌سازد و به این ترتیب، بانک مرکزی را خود به خود به سمت یک استقلال عملی سوق می‌دهد. دوم، وظیفه اصلی مقامات پولی را به جای دغدغه رشد اقتصادی بر محور تأمین ثبات اقتصادی متمرکز می‌سازد.

در این مطالعه، با استفاده از مدل نیوکلاسیک بارو با فرض تسلط نگرش ساختارگرا، حدود اثربخشی سیاستهای پولی در انگیزش تولید، مورد بررسی قرار گرفته است. با پذیرش فرضیه انتظارات عقلایی، نتیجه دیگر حاصل از برآورد یک الگوی دو معادله‌ای، نشان داده است که رشد پولی در ایران، فاقد هرگونه اثر سیستماتیک بر رشد اقتصادی در این کشور است، و اگر قائل به فرض ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران باشیم، این امر به خودی خود، وجود تورم مزمن و بالا در اقتصاد ایران را به بهترین نحو توجیه می‌سازد. به علاوه، علامت مثبت ضریب چرخه‌های تجاری در معادله رشد پول، جالب توجه است. به طور ابتدا به ساکن، این نتیجه ظاهراً بیان می‌کند که سیاست پولی در اقتصاد ایران نتوانسته است تأمین کننده هدف ثبات اقتصادی باشد.[۱۱] اگر بپذیریم که سیاستهای پولی خود به تشدید نوسانات اقتصادی دامن زده‌اند، در این صورت با استناد به مطالعه فیشر (۱۹۹۳) می‌توان انتظار داشت که اثرات حقیقی سیاستهای اقتصادی[۱۲] چندان قابل توجه نباشند.

از جمله مسایل جالب دیگر در این زمینه عبارت از آن است که نظر تئوریک، اختلاف نظر در مورد هدفگذاری اقتصادی در شرایط تورم بالا وجود ندارد. هر دو دیدگاه نیوکینزین و نیوکلاسیک (دو دیدگاه برجسته در مباحث طرف تقاضا) در شرایط تورمی بر محدود بودن امکان انگیزش تولید تأکید دارند و کاهش نرخ تورم را هدف اصلی سیاستهای اقتصادی می‌دانند. لذا، نتایج این مطالعه، حداقل از جنبه روش بررسی و الگوی مورد استفاده در آن، سؤال برانگیز نخواهد بود.

در مواجهه با معضل تورم، طی دهه‌های گذشته، سیاستگزاران پولی اقدامات چندی اعمال نموده‌اند که اهم آنها در بالا بردن نرخ ذخیره قانونی و محدود ساختن قدرت خلق پول بانکها

۱۱. یک انتقاد وارد بر این استدلال می‌تواند نتیجه به دست آمده را بخاطر استفاده از سریهای زمانی سالانه مورد سؤال قرار دهد. معمولاً نمی‌توان با استفاده از سریهای سالانه، ارزیابی مناسبی از عملکرد سیاستهای کوتاه مدت دولت ارایه نمود. چه بسا که این سیاستها از یک وقفه فصلی برخوردار باشند و در اینجا استفاده از وقفه سالانه بیانگر رفتار سیاستهای دولت در برابر نوسانات اقتصادی نمی‌باشد. به هر صورت، استفاده از متغیر POL بدون در نظر گرفتن وقفه نیز منتهی به نتایجی مشابه شده است.

۱۲. همانگونه که خشادوریان (۱۳۷۸ ب) نیز در مورد ایران نشان داده است.

خلاصه می‌شود. به لحاظ نظری، این رویه، اثری مضاعف بر تورم و بی‌ثباتی اقتصادی دارد، زیرا وقتی سیاست پولی بر محور کنترل نرخ‌های بازدهی استوار باشد، سیاستهای انقباضی ممکن صرفاً از دریچه ضریب تکاثر پول قابل اعمال می‌باشند و این امر کارایی بخش پولی اقتصاد را تحت تأثیر منفی خود قرار می‌دهد. کنترل نرخ تورم در چنین نظامی از طریق ایجاد محدودیت در فرایند پولی شدن اقتصاد، متوجه طرف عرضه شده و در بازخورد بعدی، حتی به تشدید تورم دامن می‌زند. به هر صورت، نتیجه عملی سیاستهایی که با هدف کنترل نرخ تورم (در ساختاری که بر پایه تثبیت نرخ بازدهی استوار شده است) اعمال شده‌اند، عبارت از آن بوده است که رشد ضریب تکاثر پول را محدود ساخته است. امروزه به طور متوسط، فقط ۵٪ رشد عرضه پول از محل رشد ضریب تکاثر پول تأمین می‌شود و ۹۵٪ مابقی، از محل رشد پایه پولی تحقق می‌یابد. به علاوه، متوسط نرخ ذخیره قانونی نیز به سقف ۳۰٪ پیش‌بینی شده در قانون نزدیک شده است. با توجه به این وضعیت، سؤال قابل طرح عبارت از این است که چه ابزار دیگری در دست مقامات پولی برای محدود کردن رشد پول باقی مانده است؟ البته، اگر چه گرایش تدریجی به سمت یک استراتژی کنترل حجم پول، نیازمند تجدید نظر جدی در مورد بسیاری از زمینه‌های مدیریتی و سیاستی است که در جای خود بس دشوار خواهد بود، ولی دشوارتر از آن، پذیرش فرضی است که تداوم وضع موجود را امکانپذیر می‌داند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

معرفی متغیرها و بررسی ویژگیهای سری زمانی آنها

جدول (۴)، متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه را معرفی می‌نماید. در این جدول علاوه بر معرفی و توضیح نحوه محاسبه متغیرها، ویژگیهای سری زمانی متغیرها از نظر پایایی یا ناپایا بودن، نوع آزمون اعمال شده بر روی آنها و مشخصات آزمون شرح داده شده است. در مورد آزمون پایایی، در این مطالعه علاوه بر استفاده از روشهای مرسوم، از آزمون نموداری کوکران نیز استفاده به عمل آمده است. شرح کاملی در مورد ویژگی‌های هر یک از این آزمونها، وکاربرد آنها در مورد سری‌های زمانی اقتصاد ایران، در خشادوریان (۱۳۷۸ الف)، ارایه شده است.

جدول ۴- معرفی متغیرها

نام	شرح	آزمون	شرح آزمون	نتیجه
g	لگاریتم پرداختهای واقعی دولت (تعدیل شده بر حسب شاخص ضمنی قیمت تولید ناخالص داخلی، ۱۳۶۱=۱۰۰)، به میلیارد ریال	پرون / کوکران	شکست ساختاری از نوع AO (تغییر در شیب) در سال ۱۳۵۶	پایا
im	لگاریتم ارزش واقعی واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای (تعدیل شده بر حسب شاخص قیمتهای جهانی) به میلیون دلار	پرون / کوکران	شکست ساختاری از نوع AO (تغییر در شیب) در سال ۱۳۵۴	پایا
dm	تفاضل مرتبه اول لگاریتم نقدینگی بخش خصوصی، به میلیارد ریال	دیکی - فولر	معادله‌دارای عرض‌ازمبدأ	پایا

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

pol	تفاضل روند زمانی غیرخطی تولید واقعی (خشادوریان (۱۳۷۸ ب) از لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی	دیکی - فولر	معادله دارای عرض از مبدأ	پایا
o	لگاریتم ارزش واقعی صادرات نفت ایران (تعدیل شده بر حسب شاخص قیمتهای جهانی) به میلیون دلار	پرون / کروکران	شکست ساختاری از نوع IO (تغییر در شیب و عرض از مبدأ) در دوره ۵۰-۵۳	پایا
y	لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمتهای بازار (تعدیل شده بر حسب شاخص ضمنی قیمت تولید ناخالص داخلی، ۱۳۶۱=۱۰۰) به میلیارد ریال	پرون / کروکران	شکست ساختاری از نوع IO (تغییر در شیب و عرض از مبدأ) در دوره ۵۰-۵۳	پایا
drev	متغیر مجازی انقلاب (برای سه ساله ۵۷الی ۵۹کمیت ۱ و در مابقی سالها کمیت صفر را انتخاب کرده است).	------	----	پایا

در شکست ساختاری از نوع AO، فرایند آزمون در دو مرحله صورت می‌پذیرد. در مرحله اول، نخست متغیر مورد نظر روندگیری شده و در مرحله دوم، آزمون پایایی بر روی متغیر روندگیری شده اعمال می‌گردد. اما، در شکست ساختاری از نوع IO، فرایند آزمون به این دلیل که انتقال به فرایند جدید (منظور روند و عرض از مبدأ جدید می‌باشد) زمانبر خواهد بود، امکان آزمون دو مرحله‌ای وجود ندارد و لذا، آزمون از طریق اضافه نمودن متغیرهای مجازی به معادله انجام می‌شود.

به این ترتیب، برای تغییرات ساختاری از نوع AO در حالت تغییر شیب، نخست، متغیر مورد نظر به کمک معادله $\tilde{y}_t = \mu + \beta_t + \gamma DT^*_t + \tilde{y}_t$ که در آن y_t و DT^*_t به ترتیب نشان دهنده متغیر روند زمانی بعد از نقطه شکستگی، روند زمانی برای کل دوره مشاهدات می‌باشند، به صورت متغیر y_t روندگیری می‌شود، و سپس آماره t مربوط به ضریب α در معادله $\tilde{y}_t = \alpha\tilde{y}_{t-1} + \Sigma^k_{i=1}\alpha_i \Delta\tilde{y}_{t-i} + e_t$، با کمیتهای بحرانی جدول مربوط مقایسه می‌شود. این آماره‌ها برای دو متغیر g و im به ترتیب معادل ۹/۵۸ و ۴/۱ محاسبه شده که اولی، فرضیه صفر را در سطح اطمینان ۱٪ و دومی در سطح اطمینان ۱۰٪ رد می‌کنند.

در فرایندهای IO، اگر تغییر ساختاری به صورت تغییر همزمان شیب و عرض از مبدأ باشد، معادله $\Delta y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_t + \delta DTB_t + \gamma DT^*_t + \alpha y_{t-1} + \Sigma^k_{i=1}\alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ ملاک آزمون خواهد بود، که در آن متغیر DTB و DU به ترتیب در سال بعد از شکستگی و در کلیه سالهای بعد از شکستگی مقدار ۱ را اختیار می‌کنند. نتایج حاصل از این آزمون در دو جدول زیر، برای متغیرهای o و y ارایه شده است و همانگونه که ملاحظه می‌گردد، هر دو، فرضیه صفر را در سطح معنی‌دار ۱٪ رد کرده‌اند.

Dependent Variable: D(O)
Method: Least Squares
Included observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.505457	0.859565	5.241555	0.0000
T	0.088962	0.027493	3.235762	0.0029
DTB50	-1.111864	0.375281	-2.962752	0.0058
DU50	1.428589	0.342356	4.172817	0.0002
DTS50	-0.127840	0.030616	-4.175576	0.0002
O(-1)	-0.663800	0.124898	-5.314727	0.0000

Dependent Variable: D(Y)
Method: Least Squares
Included observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.191054	0.638974	4.994030	0.0000
T	0.046638	0.009233	5.051003	0.0000
DTB55	0.073207	0.058457	1.252311	0.2205
DU55	-0.180720	0.039062	-4.626444	0.0001
DTS55	-0.035547	0.008141	-4.366364	0.0001
Y(-1)	-0.417149	0.084644	-4.928243	0.0000
D(Y(-1))	0.419876	0.130624	3.214390	0.0032

بالاخره، متغیرهای dm و pol نیز به روش دیکی - فولر تحت آزمون پایایی قرار گرفتند که نتیجه آن در جدول زیر، حکایت از رد فرضیه صفر در سطح معنی دار ۵٪ در مورد dm و سطح معنی دار ۱٪ در مورد pol دارد.

Unit Root test for DM

ADF Test Statistic	-3.184326	1%	Critical Value*	-3.6171
		5%	Critical Value	-2.9422
		10%	Critical Value	-2.6092

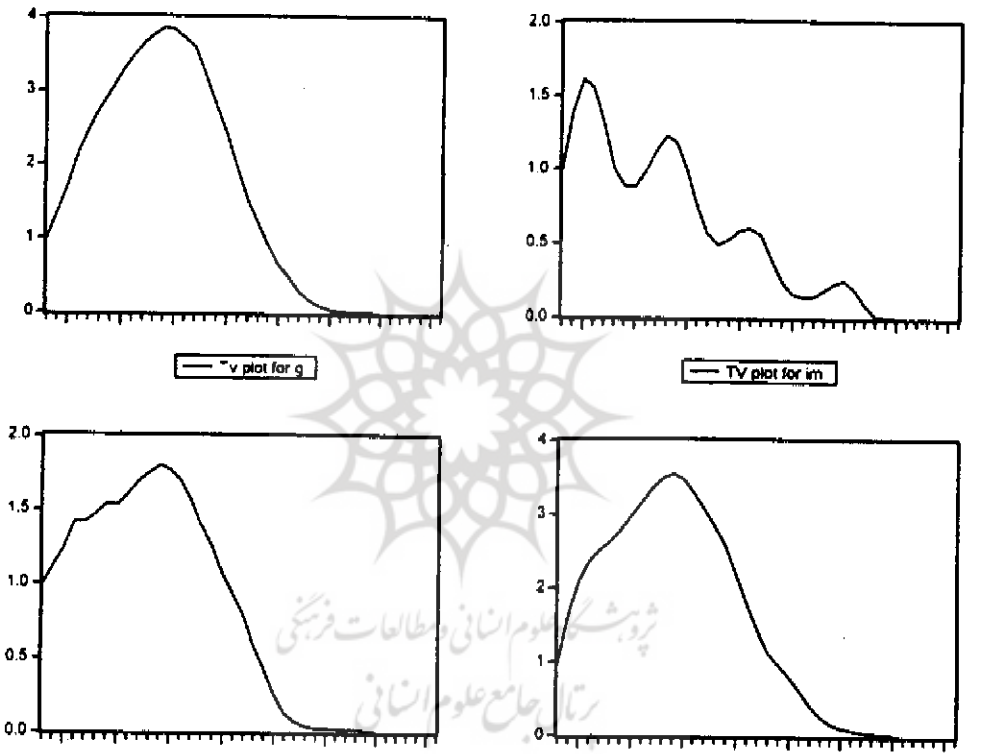
Unit Root test for POL

ADF Test Statistic	-4.438962	1%	Critical Value*	-3.6422
		5%	Critical Value	-2.9527
		10%	Critical Value	-2.6148

علاوه بر آزمونهای پیش گفته، آزمون نموداری کوکران در مورد چهار متغیری که پایایی آنها به روش پرون مورد پذیرش واقع شده است. به انجام رسید که در نمودار (۱). ارایه می‌گردد. شایان ذکر است که ملاک پایایی سری‌های زمانی در این روش، گرایش نسبت واریانس تفاضلها به سمت صفر است که این مورد در هر چهار سری زمانی به وضوح مشهود است.

پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۱ـ تغییرات نسبت زمانی واریانس برای سری‌های زمانی تحت مطالعه



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. خشادوریان. ا. *نقش سیاستهای اقتصادی در فرایند رشد اقتصادی و تورم در ایران*، پایان‌نامه دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی (۱۳۷۷).

۲. *بررسی وجود خواص پایایی در سریهای زمانی اقتصاد کشور برای دوره ۱۳۷۴ - ۱۳۳۸*، (۱۳۷۸ الف)، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، (در دست چاپ).

3. Barro, R. J. ***Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States,*** American Economic Review. v. 67. No. 2, pp 101 - 115, (1977).

4. ***Unanticipated Money , Output and the Price Level in the United States, Journal of Political Economy,*** 86, PP 549 - 580. (1978)

5. ***Money , Expectations and Business Cycles.*** Academic press.(1981)

6. Fischer, S. , ***The Role of Macroeconomic Factors in Growth,*** Journal of Monetary Economics, 32, pp 485 - 512.(1993)

7. Friedman, M. , ***Nobel Lecture. Inflation and Unemployment,*** Journal of political Economy . vol 85. no. 3, pp 451 - 471. (1977)

8. Laidler, D.E. , ***Monetarism : An Interpretation and An Assessment.*** the Economic Journal , (March edition) pp 1-28. (1981)

9. Lucas, R.E. ***Some International Evidence on Output - Inflation Trade offs,*** The American Economic Review 63, PP 326 - 334.(1973)

10. Mishkin, F.S. ***Does Anticipated Monetary policy Matter? An Econometric Investigation***, Journal of political Economy vol. 90 . no . 1, pp22-51. (1982)

11. Oxely, L. and McAleer , M. ***Testing the Rational Expectations Hypothesis in Macroeconometric Models with Unobserved Variables***, in Oxely et al. (eds). Surveys in econometrics, Basil Blackwell. (1995)

12. Phillips, A. W. , ***The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom,*** 1961-1957", Economica, vol. 25, pp 283-99.(1971)

13. Sargent, T.J., ***A Note on the Accelerationt Controversy***, in Lucas R.E. and Sargent , T.J. ***(eds). Rational Expectations and Econometric Practice,*** George Allen and Unwin, (1981), pp 33-38. (1971)