

تحلیلی بر اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران

تاریخ پذیرش: ۸۵/۱۱/۱

تاریخ دریافت: ۸۵/۷/۴

دکتر محمدرضا منجذب^۱

چکیده

در این مقاله اثربخشی حجم پول بر تولید و تورم مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای این امر ابتدا مدل پولی ایران مورد شناسایی و تخمین قرار می‌گیرد. سپس در چارچوب مدل‌های کلاسیکی و کینزی به‌عنوان مدل‌های رقیب، آزمون تأثیر حجم پول در مقاطع زمانی مختلف بر تولید صورت می‌پذیرد، که خنثی بودن پول در بلندمدت تأیید می‌گردد. در روشی دیگر آزمون تأثیر تورم به‌عنوان متغیری اسمی بر تولید صورت می‌گیرد و نتایج فوق تکرار می‌شود. وجود توهم پولی در مدل به تأیید می‌رسد و نیز مدل‌های کینزی در برابر مدل‌های کلاسیکی و همچنین وجود شرایط کینزی در اقتصاد ایران تأیید می‌گردد.

کلید واژه: تولید، تورم، حجم پول، اقتصاد ایران، توهم پولی، مدل پولی، مدل تولید.

JEL : E52

مقدمه

استفاده از تمامی اطلاعات مناسب در دسترس و بهره‌گیری از آن در بروز عکس‌العمل، و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی پایه و اساس مکتب کلاسیک جدید را تشکیل می‌دهد. در این صورت با اطلاعات کامل، در اقتصاد توهم پولی وجود ندارد و سرایت سریع اطلاعات به تمامی بخش‌های اقتصادی موجب می‌شود که پارامترهای اسمی با تعدیلات لازم و هماهنگ، اولاً تغییرات پارامترهای واقعی را به دنبال نداشته و اصطلاحاً پول خنثی باشد، ثانیاً اقتصاد منتهی به شرایط تعادلی و باثبات می‌شود.

هدف ما در این بررسی، ارزیابی و آزمون تحقق فروض کلاسیک‌ها یا کینزی‌ها در بعد تأثیر و نقش پول بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران است. مقصد اصلی آن است که از طرفی مدل پولی اقتصاد ایران بر اساس مبانی نظری مورد شناسایی قرار گیرد و سپس میزان کارایی سیاست‌های پولی ارزیابی گردد.

لذا در این چارچوب ابتدا ضمن معرفی و برآورد مدل‌های کلاسیکی و کینزی، مدل‌های کینزی در برابر کلاسیکی جهت انتخاب مدل بهینه بر اساس داده‌های اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌گیرند. سپس آزمون خنثی بودن پول بر تولید واقعی و تورم در قالب مدل‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت صورت گرفته و مدل‌های قیمت جهت ارزیابی وجود توهم پولی و وجود شرایط کینزی بررسی می‌شوند. برای تکمیل مبحث آزمون‌های خنثایی، اثرات پارامتر اسمی رشد قیمت بر تولید واقعی اسمی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱. مروری بر برخی کارهای انجام شده

خنثی بودن پول عبارتی کوتاه از تئوری مقداری پول است، مبنی بر اینکه تغییر در مقدار پول سبب تغییر متناسب در سطح قیمت‌ها می‌شود، ولی بر سطح قیمت‌های نسبی، نرخ بهره واقعی، درآمد حقیقی، ثروت حقیقی (شامل موازنه پول حقیقی) و بنابراین تولید واقعی، بدون تأثیر است. اولین بار هیوم (۱۷۵۲) در تحلیل خود از پول و بهره از این عبارت استفاده کرده‌است، اما مفهوم خنثایی مفهوم نسبتاً جدیدی در علم اقتصاد است. این مفهوم اولین بار در زبان انگلیسی توسط هایک (۱۹۳۱) به کار می‌رود که آن را به ویکسل (۱۸۹۸) نسبت می‌دهد.

از بعد عرضه، رابرت لوکاس بنیانگذار مکتب نوکلاسیک مدلی از نوع بازار کار تعادلی را مطرح می‌نماید، بطوری که در آن فرض می‌کند مردم از سطح عمومی قیمت اطلاعاتی ندارند، ولی از قیمت یک بازار اطلاع دارند. مثلاً یک کارگر از نرخ دستمزد خود اطلاع دارد ولی از تمامی قیمت‌ها در سطح اقتصاد اطلاع ندارد، و لذا از سطح عمومی قیمت و نیز دستمزد واقعی مطلع نیست. با فرض اینکه کارگران و بنگاه‌ها برخی از اطلاعات را در دسترس ندارند، کارگران انتظار سطح قیمت P_e را دارند و عرضه نیروی کار با سطح قیمت

Pe انطباق دارد. اگر بنگاه‌ها نیز اعتقاد به سطح قیمت بالفعل Pe داشته باشند با نرخ دستمزد W^* ، سطح دستمزد واقعی تعادلی $\frac{W^*}{P^e} = \left(\frac{W}{P}\right)^*$ است.

با فرض اینکه سطح قیمت بالفعل P باشد و بنگاه‌ها از آن مطلع ولی کارگران بی‌اطلاع و معتقد به Pe باشند، و نیز P بالاتر از Pe باشد، به لحاظ اینکه با سطح دستمزد اسمی W° دستمزد واقعی $\frac{W^{\circ}}{P^e}$ است، لذا اطلاعات ناقص کارگران منجر به افزایش در سطح اشتغال و افزایش در تولید می‌شود. اما از بعد تقاضا که به صورت تعریف می‌شود،

$$P = \frac{\beta \bar{M}}{Y - \alpha \bar{A}}$$

\bar{M} : حجم پول

\bar{A} : مجموع مخارج خصوصی و دولتی

Y: تولید حقیقی

P: سطح عمومی قیمت‌ها

خانوارها و بنگاه‌ها انتظار دارند که اشتغال کامل برقرار شود. با فرض عدم وجود خطا در تعیین سطح قیمت انتظاری $P = P^e$ است و تولید در سطح اشتغال کامل $Y = Y^{\circ}$ است. خانوارها این معادله را برای پیش‌بینی‌ها به کار می‌برند و با جایگذاری $Y = Y^{\circ}$ آنها اهداف پیش‌بینی شده را در سطح اشتغال کامل در نظر می‌گیرند، و حجم پول را پیش‌بینی می‌کنند که بنابراین با M^e مواجه‌اند. پس پیش‌بینی Pe به صورت زیر است:

$$P^e = \frac{\beta M^e}{Y^* - \alpha \bar{A}}$$

اگر عرضه پول افزایش یابد و این افزایش مورد انتظار باشد، منحنی تقاضای کل به تناسب افزایش در انباشت پول، به سمت راست و بالا منتقل می‌شود. ولی در سطح تولید Y^* سطح قیمت Pe به یک نسبت افزایش می‌یابد. تعادل جدید با قیمت P_1^e انطباق دارد و همراه با انباشت پولی بیشتر تولید بی‌تغییر است. بنابراین، با افزایش پول پیش‌بینی شده تأثیرات واقعی وجود ندارد و متغیرهای اسمی نیز چون پول، دستمزد اسمی، قیمت‌ها (بالفعل و انتظاری) تمامی به یک نسبت افزایش می‌یابند. اکنون اگر تغییر سطح قیمت مورد انتظار کارگران نباشد، در این صورت افزایش حجم پول سبب افزایش تقاضای کل می‌گردد. چون کارگران انتظار افزایش سطح قیمت را ندارند، با ثبات عرضه کل، افزایش قیمت‌های بالفعل موجب بالا رفتن قیمت‌ها از سطح قیمت‌های انتظاری $(P > P^e)$ می‌شود و تولید افزایش می‌یابد، لذا در شرایط انبساط پولی پیش‌بینی نشده توسط کارگران، افزایش تولید اتفاق می‌افتد. در ادامه به برخی از کارهای انجام گرفته اشاره می‌شود.

مدل بارو

اساس این کار تجربی مبتنی بر این است که اجزای پیش‌بینی نشده پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله نرخ بیکاری یا سطح تولید تأثیر می‌گذارند.

بارو جزء پیش‌بینی شده رشد پول را آن قسمتی از فرایند تعیین رشد پول می‌داند که بر مبنای اطلاعات در دسترس در طول زمان قابل پیش‌بینی است، لذا وظیفه‌اش را تشخیص این فرایند می‌داند. بر طبق ملاحظات قطعی تئوریک و کارهای تجربی متعدد، بارو معادله زیر را به‌عنوان بهترین فرایند تعیین میزان رشد پول در ۱۹۷۸-۱۹۴۱ برای اقتصاد آمریکا تخمین می‌زند:

$$DM_t = 0.097 + 0.48DM_{t-1} + 0.17DM_{t-2} + 0.07FEDV_t + 0.03UN_{t-1} \quad (1)$$

$$R^2 = 0.90 \quad D.W = 1.9$$

میزان رشد به صورت لگاریتمی و به صورت $DM_t = \log m_t - \log m_{t-1}$ است؛ M_t میانگین سالانه حجم پول در آمریکا است؛ $FEDV_t$ معیاری است که انحراف مخارج دولت از سطح نرمال آن را نشان می‌دهد؛ UN_t متغیر بیکاری است که به صورت $\log\left(\frac{U}{1-U}\right)_t$ تعریف می‌شود؛ و U میانگین سالانه نرخ بیکاری است. رشد پول پیش‌بینی نشده عبارت است از پسماند تخمین OLS از ضرایب معادله ۱ که متغیر وابسته آن رشد پول بالفعل (DM_t) است.

برای آزمون تأثیر جزء پیش‌بینی نشده پول بر متغیرهای واقعی، بارو سطح تولید و بیکاری را بر ارزشهای جاری و تأخیری DMR_t و نیز مخارج دولتی و متغیر زمان T تخمین می‌زند:

$$\log\left(\frac{U}{1-U}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 DMR_t + \alpha_2 DMR_{t-1} + \alpha_3 \left(\frac{G}{Y}\right) + \varepsilon_t^u$$

$$\log Y_t = \beta_0 + \beta_1 DMR_t + \beta_2 DMR_{t-1} + \beta_3 \log G_t + \beta_4 T + \varepsilon_t^y$$

به طوری که ε_t جمله خطا، G مخارج دولت به قیمت ثابت، Y تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت، و T متغیر زمان بیانگر بهبود تکنولوژی و افزایش کارایی است.

اگر چنانچه تنها اجزای پیش‌بینی نشده پول بر متغیرهای واقعی مؤثر باشند و اجزای پیش‌بینی شده آن تأثیری بر متغیرهای واقعی نداشته باشند، در این صورت پول خنثی است و تأثیری بر پارامترهای واقعی اقتصاد ندارد.

مدل گوردن^۱

1 . R.J. Gordon(1982) :Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the US 1895-1980, Journal of Political Economy, 1982, 90, pp.1087-1117.

گوردن اولاً متغیر رشد تولید اسمی را به جای تقاضای کل در مدل خود وارد می‌کند؛ ثانیاً نرخ تورم تأخیری را نیز به عنوان متغیر ترجیحی در مدل تخمین خود به کار می‌برد و مدل تولید را به صورت زیر تخمین می‌زند:

$$YC_t = \beta_0 \alpha Z_{t-1} + \beta_1 YC_{t-1} - \sum \beta_{2+i} P_{t-i}^0 + W_t$$

که در آن Z_{t-1} برداری از متغیرهای شناخته شده توسط عوامل اقتصادی در زمان $t-1$ مؤثر بر درآمد یا تولید اسمی (DXT_t) است که از مدل $DXT_t = \alpha Z_{t-1} + V_t$ تخمین می‌خورد و در مدل یاد شده جایگزین می‌شود. P_{t-i}^0 تورم تأخیری، و W_t جمله خطا است. همچنین، $YC_t = Y_t - Y_{nt}$ میزان اختلاف رشد تولید واقعی از میزان رشد طبیعی‌اش را نشان می‌دهد. جملات تورمی با تأخیر در معادله یاد شده دیدگاه کینزی گوردن از تأثیرات ممکنه تورم با تأخیر (اطلاعات با تأخیر) را بر تولید جاری آزمون می‌کند.

مدل میشکین¹

ویژگی مدل وی طول تأخیرهای عرضه پول یا انتقال آثار آن به تغییرات تولید است. بطور خلاصه، میشکین مدل زیر را در نظر می‌گیرد:

$$X_t = Z_{t-1} \alpha + U_t$$

$$Y_t = \bar{Y}_t + \sum B_i (X_{t-i} - X_{t-i}^e) + \sum \delta_i X_{t-i}^e + \varepsilon_t$$

به طوری که Y_t بیکاری یا تولید واقعی، \bar{Y}_t سطح طبیعی آن، X_t متغیر تقاضای کل (رشد پول یا تورم یا رشد محصول ناخالص ملی اسمی)، X_t^e پیش‌بینی X_t با اطلاعات تا $t-1$ ، B_i ضرایب، و ε_t و U_t جملات خطا هستند. Z_{t-1} برداری از متغیرها با اطلاعات در دسترس تا دوره $t-1$ برای پیش‌بینی X_t بکار می‌رود، α بردار ضرایب است، لذا داریم:

$$X_t^e = Z_{t-1} \alpha$$

خنثی بودن پول و سیاستهای پولی بدین مفهوم است که سیاست پیش‌بینی شده با $\bar{Y}_t - Y_t$ رابطه و همبستگی ندارد و ضرایب δ برای X_{t-1}^e محدود به صفر است و در این صورت آزمون $\delta_i = 0$ آزمون خنثی بودن پول است.

مدل پسران²

2. F.S. Mishkin(1983); A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics, Chicago, University of Chicago Press.

2. M.H. Pesaran(1983); A critique of the Proposed Tests of the Natural Rate-Rational Expectations Hypothesis, Economic Journal 92, pp.529-554.

وي بر اساس مدل بارو (۱۹۷۷) نکته منطقي مهمي را بنا نهاده و مدل کينزي خود را مطرح کرده است. تمرکز پسران بر متغير FEDVt در مدل پول است و معتقد است که شناسايي ارزش اين متغير در دوره ۱-t به سادگي صورت نمي گيرد. براي اجتناب از اين مشکل، پسران مدل پيش بيني مخارج دولتي را توسعه مي دهد و در مدل بارو از $FEDV_t^e$ به جاي FEDVt بهره مي گيرد، به طوري که اين متغير بخش پيش بيني شده متغير مخارج دولت است. در مدل پسران به دليل تفاوت FEDVt پيش بيني شده از مقدار بالفعل آن، ارزشهاي محاسبه شده پسران از رشد پول پيش بيني DMRT از بارو متفاوت است و آن را با علامت DMRT در مدل خود بکار مي برد و بر اساس داده هاي بارو دو مدل توليد و بيکاري را تخمين مي زند و سپس با بهره گيري از non-nested test اين دو مدل را در برابر يکديگر آزمون مي کند.

مدل فيشر و سيتر

شلي و والاس (Shelly & Wallace) در مقاله اي تحت عنوان «آزمون خنثي بودن پول در بلندمدت در مکزیک» و نيز والاس (Wallace 2004) در مقاله اي تحت عنوان «خنثي بودن پول در بلندمدت: مورد گواتمالا»^۱ با بهره گيري از روش فيشر و سيتر (Fisher & Seater) به مطالعه اي مشابه دست زده اند.

مدل مورد استفاده که به روش ARIMA و خطي لگاريتمي مورد برآورد قرار مي گيرد به شرح ذيل مي باشد:

$$a(L)\Delta^{(m)}m_t = b(L)\Delta^{(y)}y_t + u_t \quad (1)$$

$$d(L)\Delta^{(y)}y_t = c(L)\Delta^{(m)}m_t + w_t \quad (2)$$

که در آن mt و yt به ترتيب لگاريتم پول و توليد مي باشند و $a_0 = d_0 = 1$ و ut و wt با ميانگين صفر هستند. فيشر و سيتر ثابت مي کنند که برآورد bk از روش OLS در معادله (۳) مي تواند ما را به آزمون خنثي بودن راهنمايي کند:

$$y_t - y_{t-K-1} = a_K + b_K(m_t - m_{t-K-1}) + e_{Kt} \quad (3)$$

بر مبناي مدل مذکور براي مکزیک طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۳۲ خنثي بودن پول بلندمدت رد مي شود، هرچند که طی دوره کوتاهتر ۱۹۸۱-۱۹۳۲ خنثي بودن رد نشده است. بر مبناي مذکور براي گواتمالا طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۵۰ پول خنثي است. اين آزمون بر GDP حقيقي و GDP سرانه حقيقي صورت گرفته است و نتايج مشابه است.

۲. آزمون گرانجر و نتايج آن در مورد مدل توليد

1 . Frederick H. Wallace(2004); Long Run Money Neutrality, The Case of Guatemala, Texas A & M University, August 2004.

آزمون گرانجر براي ارزيابي رابطه علت و معلولي بين دو متغير به كار مي رود و بدین وسيله مي توانيم تشخيص دهيم كه کداميك از متغيرها علت ديگري بوده اند. نتايج آزمون گرانجر با تاخيرات متفاوت (۱۲ و ۲۰) در جدول ذيل درج گرديده است:

جدول شماره ۱- آزمون گرانجر از رابطه علت و معلولي ميان رشد پول و توليد واقعي ناخالص داخلي

متغيرها	تعداد وقفه	R2	D.W	F
$RGDPNO_t = f(\varepsilon_{t-1} \sum \alpha_i DLM_{t-i})$	۱۲	۰/۹۷	۲/۵	۶۴۸
$DLM_t = f(\varepsilon_{t-1} \sum \beta_i RGDPNO_{t-i})$	۱۲	۰/۰۲	۲/۱	۰/۵۷
$RGDPNO_t = f(\varepsilon_{t-1} \sum \alpha_i DLM_{t-i})$	۲۰	۰/۹۷	۲/۵	۶۳۱
$DLM_t = f(\varepsilon_{t-1} \sum \beta_i RGDPNO_{t-i})$	۲۰	-۰/۲۲	۱/۹۳	۳/۸

همان طور كه ملاحظه مي گردد با مطالعه مدلهاي تخمين فوق با تاخيرات متفاوت برتري رابطه علي از DLM رشد حجم پول به RGDPNO توليد ناخالص داخلي بدون نفت و به قيمت ثابت ۱۰۰=۱۳۷۶ به وضوح قابل مشاهده است. اين برتري از طريق فزون R2 و F در مدلهاي با متغير توضيحي رشد پول نسبت به مدل مقابل قضاوت مي شود. بدین صورت، آزمون گرانجر فوق صحت و طراحي مدلهاي توليد را مورد تأييد قرار مي دهد. در دنباله طراحي و نگارش و تخمين مدلهاي توليد با عنايت به ساختار توليد در اقتصاد ايران باتوجه به مدلهاي کينزي و کلاسيكي صورت مي پذيرد.

۳. بررسي مدل نئوکلاسيكي بارو

در اين قسمت از مدلهاي مختلف نظري کلاسيكي و کينزي، باتوجه به داده هاي مربوط به اقتصاد ايران، استفاده گرديده و در مقابل يکديگر مورد آزمون قرار مي گيرند. ابتدا مدل پولي مربوط به اقتصاد ايران مورد تحليل و برآورد قرار مي گيرد.

مدل پولي ايران

در ابتدا بر اساس مباني نظري مدل تبیین کننده رشد پولي، به شکل زیر تخمین خورد:

$$1367(1) - 1383(2)$$

$$DLM_t = -0.43 + 0.16DLM_{t-4} + 0.004 + 0.36D711 - 0.46D1 + 0.35D4 - 0.22D764$$

به طوري كه متغيرهاي DLM رشد حجم پول، $D4$ متغير مجازي مربوط به فصل چهارم هر سال معادل يك - و ساير فصول صفر- زیرا در اين فصل اقتصاد دچار انبساط پولي مي شود و ND كسري بودجه هستند. آزمون LM براي وجود همبستگي سريالي از مدل فوق بيانگر $F = 0.24$ = بود كه با احتمال ۰/۹۱ رد شد.

با ملاحظه مدل فوق، رشد پول با دو و سه تأخیر تأثیری مثبت بر رشد پول دارند، کسری بودجه دولت نیز به دلیل اینکه به طور معمول کسری بودجه دولت با گسترش حجم پول توأم است، لذا تأثیری مثبت بر رشد حجم پول دارد.

برای به دست آوردن مقادیر برآزش شده رشد حجم پول یا رشد پول پیش‌بینی شده، ابتدا مدل پولی فوق به روش OLS تخمین خورد و سپس مقادیر DLM مورد برآزش قرار گرفت، و به عنوان مقادیر رشد پول پیش‌بینی شده (DLMHAT) و نیز جملات پسماند از رابطه $RES_{DLMt} = DLM_t - DLMHAT_t$ به عنوان رشد پول پیش‌بینی نشده معرفی می‌شوند. درجه همبستگی میان رشد پول و رشد پیش‌بینی شده معادل ۰/۶۱ بوده که در حد نسبتاً بالایی رابطه مثبت با یکدیگر دارند و لذا قابل استفاده می‌باشند. مقادیر رشد پول پیش‌بینی شده و نشده در مدل تولید که معادله کلی آن به شکل ذیل است بکار می‌روند.

$$Y_t = a + \sum b_i RES_{DLM_{t-i}} + \sum c_i DLMHAT_{t-i}$$

که در آن Y_t میزان تولید واقعی که تولید ناخالص ملی یا داخلی می‌تواند باشد و تعداد تأخیرات هم بسته به کوتاه یا بلندمدت بودن مدل قابل تغییر است.

آزمون مدل‌های کینزی تولید در برابر کلاسیکی بارو

در این قسمت مدل‌های قابل تخمین و کینزی میکین (۱۹۸۲)، گوردون (۱۹۸۲) و پسران (۱۹۸۲) در برابر کلاسیکی بارو (۱۹۷۸-۷۹) قرار می‌گیرند و با استفاده از داده‌های مربوط به اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌گیرند.

مدل پسران

در مدل پسران اطلاعات جاری از مخارج دولت در دسترس نمی‌باشد و اطلاعات با تأخیر در دسترس قرار می‌گیرد، لذا بودجه دولت بر اساس متغیر مخارج دولتی پیش‌بینی شده در مدل پولی به کار می‌رود. چون در اقتصاد ایران کسری بودجه در توضیح‌دهی رشد پول نقش مهمتری را به عهده دارد، لذا در مدل پولی تعدیل شده بارو که از سوی پسران مورد استفاده قرار گرفت، از این متغیر استفاده شد و بر این اساس مدل، کسری بودجه به صورت زیر برای اقتصاد ایران برآورد شد:

$$NG = ۳۶۰ + \frac{۰/۴}{(۰/۴۱)} NG_{t-۱} + \frac{۰/۷۲}{(۴/۹۵)} NG_{t-۴} + ۶۴۲۶ \frac{D811}{(۲/۴۴)}$$

که در آن NG مخارج دولت، $D811$ فصل اول سال ۷۳۸۱ است. سیاست/یکسال سازی نرخ ارز اجرا می‌شود و انبساطی در مخارج دولت ایجاد می‌شود.

بر اساس مدل فوق که بهترین مدل معنادار مورد برآزش از مخارج دولت است و مقادیر برآزش شده مخارج دولت یا $NGHAT$ در مدل پولی بارو جایگزین کسری بودجه مدل گردید و مدل پولی تعدیل شده بارو یا همان مدل پولی پسران به شکل ذیل برآورد شد:

$$DLM_t = 0.04 + 0.196 DLM_{t-4} + 0.37 DV_{11} - 0.047 D^2 + 3 \times 10^{-7} NGHAT$$

$$\bar{R}^2 = 0.75 \quad D.W = 1.89 \quad h = 1/8 \quad F = 35$$

در مدل مذکور DLM رشد حجم پول و D4 متغیر مجازي مربوط به فصل چهارم هر سال مي باشد.

مدل فوق به روش OLS برآورد گردید و مقادير پول پیش‌بینی شده بر اساس مدل پسران با برآزش مقادير DLM از مدل فوق حاصل مي شود که با علامت DLMHATP معرفي شده و جملات پسماند مدل برآزش شده فوق با علامت RESDLMP به عنوان مقادير پول پیش‌بینی نشده (بر اساس تعريف پسران) معرفي مي شود. درجه همبستگی ND با NDHAT معادل ۰/۵۰ ، DLMHAT با DLM معادل ۰/۵۶ و DLMHAT با DLMHATP معادل ۰/۲۳ است.

مدل تولید بر مبنای تحلیل پسران به صورت ذیل مورد برآورد قرار گرفت:

$$RGDPNO = -17876 + \sum_{i=0}^4 \alpha_i RESDLMP_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i DLMHATP_{t-i} + \lambda NGHAT + bT + P_{t-1} \varepsilon_{t-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.97 \quad D.W = 2 \quad F = 20.9/5$$

که در آن NGHAT مخارج دولت برآزش شده، رشد پول پیش‌بینی شده و نشده به ترتیب DLMHATP و RESDLMP و نیز RGDPNO تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت و D57/4 متغیر مجازي مربوط به فصل چهارم سال ۱۳۵۷ است که اعتصابات دوران انقلاب به اوج خود رسیده و رکودي را بر تولید عارض نموده بود و لذا مقادير صفر در غير این فصل و مقدار يك در این فصل موجب شده است که ضريب b منفي و معنادار باشد.

بر اساس آزمون «Nested» مدل پسران در برابر مدل بارو تأیید مي شود که این خود مؤید تلوحي فروض کينزي در اقتصاد ایران است.

مدل میکین

در مدل میکین تورم در شرایط عدم اطمینان رابطه‌ای مثبت با تورم غیرمنتظره داشته و مؤثر بر تولید است. بدین جهت در این تحلیل از تورم غیرمنتظره به عنوان متغیر Proxy تورم در شرایط عدم اطمینان استفاده مي گردد که از این لحاظ همگونی با مدل میکین دارد. لذا بر مبنای قواعد نظري و شواهد قطعي تجربي مدل تورم به شکل ذیل برآورد گردید:

$$1367(2) - 1382(2)$$

$$PO_t = \frac{3}{7} + \frac{18}{8} DLM_{t-1} + \frac{17}{(2/2)} DLM_{t-2} + \frac{14}{6} DLM_{t-3} - 6 \times 10^{-5} NG_{(-2/2)}$$

$$R^2 = 0/22 \quad D.W = 2 \quad F = 4$$

که POT تورم در هر فصل است.

برآزش مقادیر تورم از مدل فوق و محاسبه مقادیر جملات پسماند به عنوان تورم غیرمنتظره (RESPO) و استفاده از آن در مدل تولید تشکیل دهنده مدل تولید براساس نظریه میکین است. لذا مدل تولید میکین بصورت ذیل برآورد گردید:

$$1349(1) - 1374(4)$$

$$RGDPNO = 1122 + \sum_{i=0}^2 \alpha_i RESDLM_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \beta_i DLMHAT_{t-i} + \lambda RESPO + bT + P_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$R^2 = 0/97 \quad D.W = 2/1 \quad F = 202$$

در مدل RGDPNO تولید ناخالص داخلی بدون نفت واقعی، رشد پول پیش‌بینی شده و نشده به ترتیب DLMHAT و RESDLM و D57/4 متغیر مجازی فصل چهارم 1357 است.

آزمون مرکب بر مبنای مدل فوق، به رد مدل کلاسیکی بارو در برابر مدل کینزی میکین منجر می‌شود.

مدل کینزی گوردون

در این مدل تورم به عنوان متغیر توضیحی وارد مدل می‌گردد و می‌تواند با یک تأخیر نیز توضیح‌دهنده تولید واقعی باشد و لذا مدل ذیل برآورد گردید:

$$1349(1) - 1374(4)$$

$$RGDPNO_t = a + \sum_{i=0}^2 \alpha_i RESDLM_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \beta_i DLMHAT_{t-i} + \lambda PO_t + dT$$

$$R^2 = 0/98 \quad D.W = 2/17 \quad F = 237$$

که در آن POT تورم و T روند است. ورود متغیر تورم در مدل تولید از دیدگاه گوردون در اصل به بررسی تأثیرات ممکن این متغیر بر تولید می‌پردازد. توجیه نظری ورود این متغیر به مدل تولید بر این مبناست که بجز متغیر اسمی رشد پول، متغیر اسمی نرخ تورم مؤثر بر تولید واقعی است و استفاده از این متغیر (البته با تأخیر) در مدل به معنای سرایت اطلاعات بر تولید با تأخیر نیز خواهد بود، در هر حال انگیزه‌های تولید تحت تأثیر تورم بوده و تغییر می‌نماید.

آزمون مرکب بر مبنای مدل فوق، در چارچوب دو مدل کلاسیکی بارو و کینزی گوردون صورت پذیرفت که مدل گوردون (به عنوان یک مدل کینزی) در برابر مدل

کلاسيکي بارو تأييد گرديد. تأييد مدلهاي کينزي پسران، ميکين و گوردون در برابر مدل کلاسيکي بارو همگي مؤيد قبول تلويحي فروض کينزي در اقتصاد ايران در دوره زماني کوتاهمدت - زيرا تأخيرات رشد پول پيش بيني شده و نشده در مدل توليد حداکثر با دو تأخير است. مي باشد و در قالب مدلهاي کينزي بايد آزمون خنثي بودن پول انجام شود تا قوت نتيجه فوق به اثبات رسد.

۴. نتايج آزمون اثربخشي گسترش حجم پول بر توليد واقعي- کوتاهمدت

اين آزمون بر توليد ناخالص داخلي بدون نفت به صورت مدل مرجع کينزي غيرخطي ذيل برآورد گرديد:

$$۱۳۷۴(۴) - ۱۳۴۹(۱)$$

$$RGDPNO = a + b_i \sum_{i=0}^{\infty} RESDLM_{t-i} + c_i \sum_{i=0}^{\infty} DLMHAT_{t-i} + \lambda_1 PO + \lambda_2 T$$

$$\bar{R}^2 = ۰/۹۷$$

$$D.W = ۲/۶$$

$$F = ۲۲۵ / ۸$$

در مدل RGDPNO توليد ناخالص داخلي واقعي بدون نفت، DLM رشد پول، DLMHAT و RESDLM به ترتيب رشد پول پيش بيني شده و نشده، T روند زمان، D57/4 متغير فصل انقلاب و PO نرخ تورم است.

آزمون خنثي بودن پول بر توليد واقعي يا به تعبير ديگر آزمون اثربخشي رشد پول پيش بيني شده بر توليد واقعي توسط آزمون $C_i=0$ انجام مي شود. مدل فوق بر مبناي مدل گوردن برآورد گرديده و متغير T (روند) با ضريبي مثبت بيانگر افزايش کارآيي به دلایل تکنولوژيك در توليد است.

نتيجه آزمون خنثايي پول در کوتاهمدت به شرح ذيل است:

جدول ۲. آزمون خنثايي پول

احتمال (P2)	آماره (X2)
۰/۶۴	۱/۶۷۷

فرضيه خنثايي پول رد مي شود و لذا تأثير گسترش پولي بر توليد واقعي در دوره کوتاهمدت در اقتصاد ايران تأييد مي گردد.

تأييد مدلهاي کينزي در برابر کلاسيکي اولاً به کارگيري و طراحي مدلهاي تخميني را براساس مدلهاي کينزي به بار مي آورد؛ ثانياً تأييد و مصداق فروض کينزي مبني بر عدم شفافيت بازارها، تأخير در دسترسي به اطلاعات لازم و اقتصادي در جهت تصميمگيري هاي اقتصادي، عدم خنثايي پول و عدم تحقق فروض کلاسيکي،... نیز در قالب مدلهاي کينزي قابل استناد است و در کل مي توان گفت که ساختار اقتصادي ايران نزديکتر به شرايط کينزي است و در اين راستا با الهام بيشتري از اين ديدگاه بايد به اعمال سياستهاي اقتصادي از جمله سياستهاي مالي بهينه توجه نمود.

سیاستهای پولی در کوتاهمدت قابل توصیه است؛ چرا که در کوتاهمدت رشد پول تأثیر واقعی دارد و بر تولید واقعی مؤثر است؛ هرچند آثار تبعی دیگر اینگونه سیاستها غیرقابل اجتناب خواهد بود، کما اینکه متعاقباً این آثار مورد ارزیابی قرار خواهند گرفت ولی از دیگر آثار تبعی قابل ذکر، آثار تورمی اینگونه سیاستها حتی در کوتاهمدت است که حتی بر اساس مدل گوردون آثاری را بر تولید برجای می‌گذارد.

۵. نتایج آزمون اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید در میانمدت

تکرار رویه فوق با اعمال تأخیرهای فصلی میانمدت در مدلها نتایج زیر را دست داد: علاوه بر تأیید مدلهای کینزی در کوتاهمدت و میانمدت در تبیین رفتار تولید، خنثی نبودن پول در کوتاهمدت و خنثی بون پول در میانمدت از نتایج مدل تاکنون است.

تأیید مدل کینزی پسران دال بر وجود تأخیر در رشد اطلاعات، وجود شرایط عدم اطمینان در اقتصاد با تأیید مدل کینزی میکین و نیز وجود اطلاعات ناقص بر مبنای مدل کینزی گوردون همگی دال بر تأیید فروض کینزی در مدل است. خنثایی پول در میانمدت بیانگر وجود منحنی عرضه کل نزدیک به عمودی در میانمدت است و حاکمیت فروض کینزی و اشتغال ناقص در اقتصاد بدین معناست که سیاستهای پولی موجب انتقال تقاضای کل به سمت راست می‌گردد. لذا اینگونه سیاستها به دلیل عرضه کل نزدیک به عمودی تأثیری بر تولید نداشته و انعکاس بر افزایش قیمتها خواهد داشت و در میانمدت اثر محسوسی بر تولید ندارد.

لذا عدم کارایی سیاستهای پولی (از طرف تقاضای اقتصاد)، به دلیل وجود تنگناهای اقتصادی بالاخص در بخش سرمایه به دلیل محدودیت های ارزی موجب ظهور این تفکر است که در اقتصاد ایران باید از طریق سیاستهای غیرپولی مثلاً سیاستهای مالی بهینه وارد عمل شد تا بتوان منحنی عرضه کل را به تدریج به سمت راست برد.

اعمال سیاستهای پولی بهینه باید به گونه‌ای باشد که موجبات گسترش حجم پول را فراهم نیاورد چرا که تورم در اقتصاد را ایجاد می‌کند و این در شرایطی است که اثرات واقعی را به دنبال نخواهد داشت. بنابر این تخصیص مجدد و بهینه حجم نقدینگی نیز می‌تواند به‌عنوان یکی از سیاستهای مطلوب جهت کانالیزه کردن حجم پول موجود و بالقوه به سمت تولید و تحدید تقاضا، در کوتاهمدت توصیه و اجرا می‌باشد.

چنانچه اشاره شد از توصیه و اعمال سیاستهای مالی بهینه نیز نمی‌توان غافل بود. سیاستهای مالی و طرق تأمین آن باید به سیاستهای معطوف گردد که موجبات گسترش بی‌رویه و ناهماهنگ حجم پول در اقتصاد نشود. تجدید نظر در سیاستهای مالیاتی و مطلوبتر کردن هزینه‌های عمرانی (و جاری) دولت، جلوگیری از بلندپروازی در پروژه‌های عمرانی و بالاخص زمان‌بر و... از جمله سیاستهای مساعدتر مالی در راستای توصیه‌های کینزی قابل طرح هستند.

۶. نتایج بررسی بلندمدت آزمون اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید در بلندمدت

تأیید مجدد مدلهای کینزی در برابر کلاسیکی، صحت و مصداق فروض کینزی در اقتصاد ایران بوده است و از طرف دیگر خنثی نبودن پول در کوتاهمدت و خنثایی آن در میانمدت و بلندمدت بیانگر عدم مصداق دیدگاه این خنثایی پول در اقتصاد ایران است. ظهور فروض کینزی در مدل باعث تقویت این فرض است که اقتصاد توانایی به کارگیری تمامی ظرفیتهای بالقوه خود را ندارد و اشتغال ناقص در اقتصاد حاکم است. از طرف دیگر خنثایی پول به معنای عرضه کل نزدیک به عمومی است و در شرایط اشتغال ناقص و نظریه کینزی مؤید وجود تنگناها در اقتصاد در زمینه افزایش تولید در اقتصاد است و در این صورت هرچند منحنی فیلیس در کوتاهمدت دارای شیب منفی است اما در بلندمدت عمومی بوده که از این نظر دیدگاه مکتب پولی در ایران تقویت می‌گردد.

۷. ارزیابی تأثیر حجم پول بر متغیر قیمت

۱-۷. مدلهای تورم

در تحلیل قبلی آزمونهای خنثایی و تأثیر حجم پول و رشد نقدینگی بر پارامترهای واقعی در مقاطع کوتاهمدت، میانمدت و بلندمدت ارزیابی گردید. در این بخش تحلیل مربوط به خنثایی بدین نحو صورت می‌پذیرد که اگر چنانچه پول خنثی باشد، در این صورت عدم تأثیر رشد پول بر متغیرهای واقعی معادل تأثیر رشد پول بر متغیرهای اسمی مانند سطح قیمتها، تورم، تولید اسمی، سطح دستمزدهای اسمی و... می‌باشد. از این جهت دیدگاه کسانی چون بارو، میشکین قابل ذکر است. هدف ما در این قسمت، آزمون اثربخشی گسترش حجم پول بر نرخ تورم به عنوان یک متغیر اسمی است. پیش‌داوری و پیش فرض نیز چنین است که اگر چنانچه متغیر اسمی رشد حجم پول بر متغیر واقعی چون تولید واقعی مؤثر نمی‌باشد، لذا بر متغیرهای اسمی مانند نرخ تورم تأثیر دارد لذا در این قسمت درصدد احیاء نتایج سابق با بیانی دیگر هستیم و در این صورت آزمون تأثیر رشد پول بر نرخ تورم نیز صورت می‌پذیرد. در این چارچوب با عنایت به استفاده از آزمونهای مرکب و غیرمرکب در انتخاب مدلهای نئوکینزی در برابر نئوکلاسیکی و انتخاب مدل مرجح کینزی (پسران) آزمون اثربخشی رشد پول بر تورم را طی سه مقطع کوتاهمدت، میانمدت و بلندمدت دنبال می‌نماییم. مدل مرجح پسران و مدل پولی وی به صورت ذیل برآورد گردید:

$$DLM_t = F(NDHAT_{t-1}, D_4)$$

به طوری که DLM رشد پول، NDHAT کسری بودجه پیش‌بینی شده و D4 متغیر مجازی فصل چهارم است که اقتصاد دچار گسترش پولی می‌گردد، هستند. سپس مدل تورم به صورت زیر در سه مقطع زمانی کوتاه، میان و بلندمدت برآورد می‌گردد:

$$PO_t = a + \sum_{i=1}^{1+2} \alpha_i (RESLMP_{t-i} + \sum_{i=1}^{1+2} \beta_i DLMHATP_{t-i})$$

به طوری که تورم تابعی از رشد پول پیش‌بینی شده^۱ و نشده است و آزمون $i\beta = 0$ آزمون اثربخشی پول بر تورم است. براساس این مدل، فرضیه خنثی بودن (پول بر تورم) در تمامی موارد و مقاطع کوتاه، میان و بلندمدت رد می‌شود. در ضمن ضرایب رشد پول پیش‌بینی شده در مدلها با تأخیرات مختلف معنادار هستند که می‌توان گفت یکی از اثرات افزایش حجم پول، تورم بوده است و رشد پول موجب رشد قیمت‌ها در اقتصاد گردیده است.

۲-۷. مدل‌های قیمت

مدل قیمت ایران براساس مدل مرجح کینزی (پسران) به صورت زیر برآورد گردید:

$$LCPI = a_1 + a_2 DLM_t + a_3 DLM_{t-1} + a_4 DLMHATP + a_5 DLMHATP_{t-1} + \lambda T$$

به طوری که LCPI لگاریتم شاخص قیمت خرده‌فروشی، DLM رشد پول، DLMHATP رشد پول پیش‌بینی شده بر اساس مدل مرجح پسران و T روند زمان است. مدل فوق بر مبنای مقادیر مختلف I (تأخیرهای متفاوت) مورد برآورد قرار گرفت و با مقایسه آماره‌های R2 و F دریافتیم که مدل قیمت با دو تأخیر بهترین توضیح‌دهنده متغیر قیمت است و لذا مدل قیمت در این چارچوب تخمین می‌خورد.

در مورد ایران دو نوع مدل قیمتی خطی و غیرخطی مورد برآورد قرار گرفت و وجود الگوی اطلاعات ناقص، وجود توهم پولی و چسبندگی قیمت و دستمزدهای دستمایه نظریه نوکینزی در مدل‌های کلان به اثبات رسید. به طور خلاصه و چکیده نتایج حاصل از آزمون‌های مختلف مدل‌های قیمت ذیل تبیین می‌گردد:

۱. تغییر حجم پول، تأثیر متناسب و همزمان به صورت یک به یک بر سطح قیمت‌ها ندارد و با تأخیر بر آن تأثیر می‌گذارد و لذا از این جهت مدل انطباق با شرایط کینزی داشته و دچار توهم پولی است.

۲. معناداری ضرایب رشد پول با دو تأخیر و با علامت مثبت در مدل‌های قیمت، دلالت بر این دارد که تسری اطلاعات رشد پول با تأخیر بر سطح قیمت‌ها اثر می‌گذارد و سرایت اطلاعات، ناقص و با تأخیر روی می‌دهد.

۳. معناداری ضرایب رشد پول با دو تأخیر در مدل‌های قیمت نیز دلالت بر این دارد که اطلاعات ملی با دو تأخیر فصلی کامل می‌گردد و این نتیجه همگون با مدل تولید است مبنی بر اینکه اثربخشی رشد حجم پول اسمی در سه فصل اول بر تولید واقعی کامل می‌گردد.

۴. به دلیل وجود اطلاعات ناقص و وجود توهم پولی، رشد حجم پول در کوتاه‌مدت اثرات واقعی را به دنبال خواهد داشت ولیکن بعد از انتقال و سرایت اطلاعات به طور کامل اثرات واقعی خود را از دست می‌دهد و خنثی می‌گردد.

خلاصه و نتایج

۱. براساس آزمونهاي مختلف مشخص شد كه مدلهاي كينزي توضيح دهنده بهتري براي توليد در ايران هستند و لذا به طور تلوحي مي توان گفت فروض كينزي بر اقتصاد ايران حاكم است.

۲. پول و گسترش آن در كوتاه مدت بر توليد واقعي تأثير دارد وليكن اين متغير در ميان مدت و بلندمدت تأثير خود را از دست مي دهد.

۳. تغيير حجم پول تأثير متناسب و يك به يك بر سطح قيمتها ندارد و با تأخير بر آن تأثير مي گذارد و لذا از اين جهت مدل انطباق با شرايط كينزي دارد و دچار توهم پولي است.

۴. تسري اطلاعات رشد پول با تأخير بر سطح قيمتها، دلالت بر سرايت اطلاعات ناقص دارد و وجود اطلاعات ناقص و وجود توهم پولي بعد از انتقال و سرايت اطلاعات به طور كامل اثرات واقعي خود را از دست مي دهد و خنثي مي گردد.

۱. منجذب، محمدرضا(۱۳۷۶)، داده‌های فصلی شدة محاسبات ملی ایران، جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مجلات بانک مرکزی، فصلهای مختلف.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، فصلهای مختلف.
۴. منجذب، محمدرضا(۱۳۷۸)، ارزیابی تأثیر نقدینگی بر ارزش افزوده بخش صنعت، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، معاونت امور اقتصادی، ۱۲.
5. Barro, R.J. (1979); Unanticipated Money Growth and Economic Activity in the United States, Journal of Political Economy.
6. Lucas, R.J. (1973); Some International Evidence on Output- Inflation Trade Offs, AER 63.
7. Mishkin, F.S. (1995); The Economics of Money, Banking and Financial Markets, Harper Collins Inc.
8. Makin, J.H. (1982); Anticipated Money, Inflation Uncertainty and Real Economic Activity, Review of Economics and Statisticks.
9. Pesaran, M.H. (1982); A Critique of the Proposed Tests of the Natural Rate-Rational Expectations Hypothesis, Economic Journal.
10. Frederick, H. Wallace(2004); Long Run Money Neutrality: The Case of Guatemala, Texas A&M University, August 2004.