رشد حجم پول و تأثیر آن بر تولید و اشتغال دراقتصاد ایران

ابراهیم حیدری
عضو هیأت علمی دانشگاه خلیج فارس
eb_heidari@hotmail.com **eb_heidari@yahoo..com**
تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۴/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۱۱/۲۰

چکیده

این مقاله، فرضیهٔ اساسی انتظارات عقلایی مبنی بر خنثی بودن سیاست پولی یا عدم تأثیر این سیاست بر متغیرهای حقیقی تولید و اشتغال را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۸۲- ۱۳۴۵، مورد آزمون قرار داده است. نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ تولید، اثرگذاری جزء پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر متغیر تولید را در سطح ازمون ۵ درصد، رد می‌کنند، لذا نتایج به‌دست آمده، مؤید این نکته‌اند که سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده و منظم در طول دورهٔ مطالعه و در چارچوب روش انتخابی تحقیق و داده‌های آماری موجود در ایران، بر رشد اقتصادی مؤثر بوده‌اند. افزون بر این نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ نرخ بیکاری نیز فرضیهٔ اثرگذاری جزء پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر متغیر حقیقی اشتغال را در سطح آزمون ۵ درصد رد کرده و بر تأثیرگذاری رشد پیش‌بینی شدهٔ حجم پول با یک وقفهٔ زمانی بر اشتغال، تأکید دارند. در مجموع، نتایج این مطالعه دیدگاه پیروان انتظارات عقلایی مبتنی بر عدم اثربخشی سیاست‌های پولی منظم بر متغیرهای حقیقی تولید و اشتغال را، تأیید نمی‌کند.

طبقه‌بندی JEL : E50, E52, E58 ,E59

کلید واژه: انتظارات عقلایی، سیاست پولی، خنثایی پول، رشد پیش‌بینی‌نشدهٔ پول، رشد پیش‌بینی‌شده پول، متغیرهای حقیقی

۱- مقدمه

چگونگی تأثیرگذاری رشد حجم پول بر فعالیت‌های اقتصادی با تأکید بر متغیرهای حقیقی ازجمله تولید و اشتغال مباحث متعددی را در ادبیات اقتصاد کلان به‌خود اختصاص داده است. بسیاری از تحقیقات انجام‌شده طی سه دههٔ اخیر در زمینه بررسی تأثیرات کوتاه‌مدت رشد حجم پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله تولید و اشتغال، بر تمایز میان اثرات رشد پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده حجم پول بر

متغیرهای مزبور تأکید دارند. شواهد تجربی موجود به ارزیابی دو الگوی نوکلاسیکی و کینزی مربوط می‌گردد. در مدل نوکلاسیکی تغییرات پیش‌بینی‌شده حجم پول بر متغیرهای حقیقی مؤثر نیستند اما رشد پیش‌بینی‌شده پول در کوتاه‌مدت متغیرهای حقیقی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این رهیافت بر پایه فرضیه انتظارات عقلایی و بر خلاف فریدمن اعتقاد دارد که سیاست‌های پولی غیرسیستماتیک یا بدون قاعده بر متغیرهای حقیقی مؤثرند. الگوی کینزی به تأثیرگذاری هر دو جزء رشد پول بر تولید و اشتغال اعتقاد دارد. برخی کینزین‌ها نیز فرضیهٔ انتظارات عقلائی را پذیرفته‌اند لیکن اعتقاد دارند که سیاست‌های اقتصادی پیش‌بینی‌شده در کوتاه مدت نیز از کارائی لازم برخوردارند[1].

فرضیه اصلی این تحقیق در ارتباط با مدل انتظارات عقلائی مطرح می‌شود. فرضیهٔ اساسی تحقیق اینست که تنها جزء پیش‌بینی‌نشده رشد حجم پول بر متغیرهای حقیقی تولید و اشتغال در اقتصاد ایران مؤثربوده است. این فرضیه در این‌جا با استفاده از یک مدل عمومی اقتصاد کلان و بر پایه داده‌های آماری متغیرهای تحقیق طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۴۵ در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌گیرد. دو نکته اساسی موجود در این تحقیق عبارتند از، چگونگی برآورد رشد پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده پول و تخمین رابطه علت و معلولی میان نرخ رشد حجم پول و متغیرهای تولید و اشتغال.

۲- مفهوم انتظارات عقلایی

فرضیه انتظارات عقلایی این‌گونه بیان می‌شود که واحدهای اقتصادی به‌طور هوشمندانه‌ای از تمامی اطلاعات قابل دسترس جهت پیش‌بینی تغییرات آینده متغیرهای اقتصادی بهره‌برداری می‌کنند. مطابق چنین فرضیه‌ای هرگونه اقدام سیاستی دولت به‌منظور تأثیرگذاری بر اقتصاد اگرچنانچه توسط واحدهای اقتصادی پیش‌بینی‌شده باشد بی‌اثر خواهد بود. در مدل انتظارات عقلایی توزیع احتمال متغیرهای حقیقی اقتصادی مستقل از قاعده مشخص عرضه پول می‌باشد. آثار و پیامدهای ناشی از چنین مدلی برای شناخت و ارزیابی کارائی سیاست‌های اقتصادی بسیار حائز اهمیت است.

1- D.Begg ,S.Fisher and R.Dornbusch(2003).

طراح این نظریه، جان موت (۱۹۶۱)[1] اظهار می‌دارد: برای ساختن مدل‌های کاملاً پویای اقتصادی فرمول‌های مختلف انتظارات مورد استفاده قرار می‌گیرد. با این‌حال در متون اقتصادی شواهد اندکی مبنی براستفاده از روابط قابل استناد مشابه در این‌خصوص به چشم می‌خورد. موت معتقد است که اقتصاددانان غالباً به چگونگی امکان تغییر انتظارات در شرایط مطمئن علاقمند هستند و بدین‌ترتیب با قواعد و فرمول‌های ثابت انتظارات که تغییر را نمی‌پذیرند، متقاعد نمی‌شوند. اگر ساختار سیستم اقتصادی تغییر نماید انتظار می‌رود بعد از مدت زمانی عاملان اقتصادی شیوه شکل‌دهی انتظارات خود را تغییر دهند. مدل‌های سنتی فرمول‌بندی انتظارات چنین تعدیلی را مجاز نمی‌دانند. موت می‌گوید: انتظاراتی که حوادث آینده را پیش‌بینی می‌کنند، اساساً همانند پیش‌بینی‌های تئوری اقتصادی مربوطه عمل می‌کنند. ما چنین انتظاراتی را «عقلایی»[2] می‌نامیم[3].

در فرضیهٔ انتظارات عقلایی انتظارات ذهنی، روانشناسی واحدهای اقتصادی[4] در مورد یک متغیر معادل با امید ریاضی شرطی آن متغیر فرض می‌شود و در ارتباط با متغیرهای اقتصادی این انتظارات به هر آن‌چه که مردم در مورد قواعد اجرای سیاست پولی و مالی می‌دانند بستگی دارد. به بیان دیگر انتظارات ذهنی مردم از یک متغیر تصادفی در میانگین (امیدریاضی)، برابر با مقادیر صحیح آن متغیر است.[5]

برای محاسبه امید ریاضی یک متغیر تصادفی می‌بایست از توزیع احتمال آن آگاه بود. از این‌رو واحدهای اقتصادی عموماً بر پایه اطلاعات قابل دسترس خود در هر زمان توزیع احتمال وقوع متغیرهای تصادفی (پیشامدهای) اقتصادی را ارزیابی می‌کنند. اگر Γ_{t-1} را مجموعه اطلاعات موجود مربوط به متغیرهای مؤثر بر متغیر انتظارات نزد عاملان اقتصادی در زمان $t-1$ در نظر بگیریم ، چگالی احتمال شرطی برای متغیر تصادفی X، مشروط به مجموعه اطلاعات مزبور را می‌توان به‌صورت $f(X_t|\Gamma_{t-1})$ نشان داد.از این‌رو امیدریاضی شرطی متغیر X مشروط به اطلاعات موجود و در دسترس زمان $t-1$ یا $E(X_t|\Gamma_{t-1})$ عبارت است از:

$$E(X_t|\Gamma_{t-1}) = \int_a^b X_t f(X_t|\Gamma_{t-1})dX_t \qquad (1)$$

---

1 - John F, Mouth (1961); "Rational Expectations and the theory of price movements" .Econometrica 29.3,pp.315-335.

2- Rational.

3- Sheffrin (1998) .

4- economic actors' subjective, psychological expectations.

5- Sheffrin (1996).

از آن‌جا که امید ریاضی شرطی یک متغیر تصادفی با توجه خصوصیات آن می‌تواند به‌عنوان مقدار پیش‌بینی‌شده متغیر تصادفی در نظر گرفته شود، از این‌رو مقدار خطـای پیش‌بینی یا η_t عبارت است از:

$$\eta_t = X_t - E(X_t|\Gamma_{t-1}) \quad , \eta_t \to iid(0, \sigma_\eta^2) \qquad (2)$$

خطای پیش‌بینی دارای سه ویژه‌گی مهم است: اولاً، امید ریاضی شـرطی آن صـفر است، یعنـی $E(\eta_t|\Gamma_{t-1}) = 0$ و ثانیـاً، دارای واریـانس ثابـت اسـت و ثالثـاً، مسـتقل از اطلاعات موجود در مجموعه Γ_{t-1} مـی‌باشـد، بـه‌عبـارت دیگـر $E(\eta_t \cdot \Gamma_{t-1}|\Gamma_{t-1}) = 0$ است.حال اگر چنان‌چه X_t^e را مقدار انتظاری ذهنی- روانشناسی متغیر X_t که بر پایـه اطلاعات زمان $t-1$ پیش‌بینی شده است در نظر بگیریم ، مطابق با بحـث بـالا فرضـیه انتظارات عقلایی بیان می‌کند که :

$$\text{subjective expectation} = X_t^e = E(X_t|\Gamma_{t-1}) = \text{conditional expectation} \qquad (3)$$

بنابراین در اینجا باورهای عاملان اقتصادی فردی در ارتباط با رفتار استوکاسـتیکی حقیقی سیستم می‌باشد. این نکته اساس رهیافت انتظارات عقلایی می‌باشد. مطـابق بـا روابط ۲ و ۳ می‌توان نوشت:

$$X_t = X_t^e + \eta_t \qquad (4)$$

به‌عبارت دیگر سطح تحقق یافته متغیر مورد پیش‌بینی در زمان جاری (t) برابر با مقدار انتظاری متغیر به اضافه جزء خطای نامعین و تصادفی است. از آن‌جـا کـه η_t خطای پیش‌بینی سیستماتیک نیست و لذا X_t به طرز صحیحی پیش‌بینی مـی‌گـردد. در این مدل تنها به دلیل خطای انتظاری ناشی از شوک‌های اقتصادی است که حـوادث غیرقابل پیش‌بینی رخ می‌دهند.

طبق نظریه انتظارات عقلائی عـاملان اقتصـادی همـواره متغیـر تصـمیم یـا X_t را به‌خوبی پیش بینی می‌کنند، به عبارت دیگر با توجه به کلیـه اطلاعـات قابـل دسـترس میانگین مربع خطای پیش‌بینی را حداقل می‌سازند. بنابراین اگـر Γ_{t-1} کلیـه اطلاعـات زمان $t-1$ و مؤثر بر X_t باشد، می‌توان گفت تصمیم گیرندگان همواره عبارت زیـر را حداقل می‌سازند:

$$E\left[(X_t - X_t^e)^2|\Gamma_{t-1}\right]$$

نتیجه حداقل سازی فوق عبارت است از:

$$X_t^e = E(X_t|\Gamma_{t-1}) \qquad (5)$$

این رابطه بیان می‌کند که بهترین پیش بینی از متغیر X_t برابر است با میانگین این متغیر بر پایه اطلاعات زمان $t-1$. با وارد نمودن رابطه(۵) در رابطه (۴) و گرفتن امید ریاضی میانگین خطای پیش بینی به شرط اطلاعات زمان $t-1$ برابر با صفر به‌دست می‌آید یعنی $E(\eta_t|\Gamma_{t-1})=0$. حال اگرچنانچه افراد برای پیش‌بینی، زیرمجموعه‌ای از Γ_{t-1}را مورد استفاده قرار دهند، باز هم پیش‌بینی‌ها نااریب است و تنها واریانس خطای پیش بینی افزایش می‌یابد[۱]. شایان ذکر است که فرضیهٔ انتظارات عقلایی مستلزم دو چیز است، یکی صفر بودن ارزش انتظاری خطاها و دیگری حداقل بودن واریانس جمله خطاها . تحقق هر دوشرط بیانگر الگوی انتظارات عقلایی کامل و برقراری صرفاً شرط اول الگوی انتظارات ناقص را نتیجه می‌دهد[۲]. میشکین(۱۹۸۲)[۳] می‌گوید فرضیه انتظارات عقلائی دارای دو جنبه مهم است، یکی خنثائی ، بدین معنی که سیاست پیش‌بینی‌شده بر متغیرهای حقیقی مؤثر نیستند و دیگری نیز شکل‌گیری منطقی انتظارات است بدین‌معنی که عاملان اقتصادی یا شرکای بازار تمامی اطلاعات مرتبط و قابل دسترس را در جهت پیش بینی متغیرهای تصمیم در آینده بکار می‌گیرند.

۳- مروری مختصر بر برخی مطالعات انجام شده

در دهه‌های اخیر کارهای متعددی در زمینه آزمون فرضیه انتظارات عقلائی انجام شده است. مطالعات بارو (۱۹۷۷) و بارو و راش (۱۹۸۰)[۴] در زمینه آزمون فرضیهٔ انتظارات عقلایی در ادبیات اقتصاد کلان بسیار مورد توجه قرار گرفته است. الگوی بارو دارای سه معادله ساختاری رشد پول، تولید و نرخ بیکاری است.در معادلهٔ رشد پول بارو متغیرهایی از جمله متغیرهای تأخیری رشد پول، متغیر تأخیری بیکاری و متغیر جاری شکاف مخارج واقعی با مخارج عادی دولت را دربر می‌گیرد. مقادیر برآورد شده رشد پول از طریق تخمین معادلهٔ مزبور را به‌عنوان رشد پیش بینی شده پول در نظر می‌گیرد ومقدار پیش بینی نشده رشد پول را برابر با رشد واقعی پول منهای مقدار برآورد شده

۱- برای اطلاع بیشتر به: ابریشمی، حمید ـ مهرآرا، محسن، تهران (۱۳۸۱) مراجعه شود.

۲- برانسون. ویلیام. اچ . "تئوری و سیاست های اقتصاد کلان"، مترجم دکتر عباس شاکری (۱۳۷۴) فصل یازدهم.

3- Mishkin.Fredric.S(1982).

4 -Barro , R.J.(1977) , Barro,R.J., Mark Rush,(1980)

رشد پول به‌دست می‌آورد. در دو معادلۀ دیگر لگاریتم تولید و نرخ بیکاری را روی متغیرهای جاری و تأخیری رشد پیش بینی شده و رشد پیش بینی نشده پول و مخارج دولت در حالات مختلف رگرس کرده است. نتایج مطالعه بارو دال بر تأیید فرضیۀ انتظارات منطقی مبنی بر تأثیرگذاری رشد پیش بینی نشده حجم پول بر متغیرهای تولید و اشتغال است.

شایان ذکر است که الگوی مورد استفاده در مطالعه حاضر هرچند با اقتباس از کار بارو تنظیم شده است اما در یک مورد مهم با الگوی مزبور تفاوت دارد. در الگوی بارو مقدار جاری متغیر شکاف مخارج واقعی دولت از مخارج عادی (مورد انتظار) دولت، به‌عنوان شاخصی سیاستی جهت انعکاس نقش دولت در سیکل‌های تجاری در معادلۀ رشد پول وارد شده است. در صورتی‌که در تحقیق حاضر مطابق اصول ریاضی تئوری انتظارات عقلایی مقادیر باوقفه متغیر مخارج دولتی را به‌طور مستقیم در معادلۀ رشد پول وارد می‌کنیم .به بیان دیگر مقادیر باوقفه مخارج دولت جزء اطلاعات قابل دسترس در زمان $t-1$ می‌باشد که جهت تخمین متغیر انتظارات (در این‌جا حجم پول) بکار برده می‌شود. در قسمت بعد بیشتر به این موضوع پرداخته می‌شود.

سارجنت و والاس (۱۹۷۵)[1] در مقالۀ معروف خود بر اساس یک مدل خودساخته خاص (ad hoc Model) همراه با تابع زیان اجتماعی درجۀ دو، به بررسی اثرات سیاست‌های پولی در ارتباط با انتخاب ابزار سیاست و قاعده پولی مطلوب در قالب دو رویکرد انتظارات عقلائی و انتظارات خودهمبسته در خصوص قیمت‌ها پرداخته‌اند. آن‌ها دو استراتژی جایگزین سیاست پولی توسط مقامات پولی را مورد مقایسه قرار داده‌اند: یکی هدف‌گذاری روی نرخ بهره (میخکوب کردن نرخ بهره) و لذا تعیین میزان عرضه پول مورد نیاز جهت برقراری تعادل بازار پول در نرخ بهره هدف. دیگری نیز هدف‌گذاری عرضه پول و قبول تغییرات آزاد نرخ بهره جهت تحقق تعادل در بازار پول. نویسندگان نتیجه گرفته‌اند که دو رویکرد مزبور توصیه‌های سیاستی متفاوتی را ارائه می‌کنند. در رویکرد انتظارات عقلائی در ارتباط با سیاست پولی حکم می‌کند که توزیع احتمال تولید مستقل از انتخاب قاعدۀ معین عرضۀ پول است، لذا یک قاعده معین عرضه پول مناسب‌ترین راهکار سیاست پولی است . به‌اضافه اگرچنان‌چه مقامات پولی

1- Sargent Tomas and Wallace, N (1975).

نرخ بهره را بدون توجه به تغییر در مقدار آن در هر دوره هدف‌گذاری (میخکوب) کنند، سطح تعادلی منحصر بفرد قیمت وجود نخواهد داشت. در صورت وجود انتظارات خودهمبسته نتایج مزبور محقق نمی‌شود.

مطالعهٔ میشکین (۱۹۸۲)[1] نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی پیش بینی نشده تنها با سیکل‌های تجاری مرتبط هستند در حالی که رشد پیش بینی شده پول در کوتاه‌مدت بر متغیر حقیقی تولید مؤثر می‌باشد.

ماریا.اس.کوچکو (۱۹۸۶)[2] با تخمین معادلهٔ غیرخطی تولیدات صنعتی روی رشد پیش بینی شده و پیش بینی نشده حجم پول به آزمون فرضیهٔ انتظارات منطقی در مورد اقتصاد ژاپن طی سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۷۳ پرداخته است. نتایج این مطالعه فرضیهٔ انتظارات مزبور را در مورد اقتصاد ژاپن رد کرده است.

دکتر ادموند خشادوریان (۱۳۷۸)[3] با اقتباس از مدل نئوکلاسیکی بارو فرضیهٔ شکل‌گیری انتظارات عقلایی را در در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۴۳ مورد آزمون قرار داده است. نتایج به‌دست آمده این مطالعه نشان دهندهٔ پذیرش فرضیهٔ انتظارات عقلایی و خنثایی پول در اقتصاد ایران است. تفاوت الگوی تحقیق حاضر با کار دکتر خشادوریان در انتخاب معادلهٔ رشد پول و وارد کردن متغیر مخارج دولتی در آن است (همانند تفاوت با الگوی بارو که در بالا مورد اشاره قرار گرفت).

خارتی جاناردان.بی. و همکاران (۱۹۹۰)[4] فرضیهٔ انتظارات منطقی را در اقتصاد تایلند مورد آزمون قرار داده اند. آن‌ها این فرضیه را که تنها رشد پیش بینی نشده پول تولید را تغییر می‌دهد را رد کرده‌اند. جان مریک(۱۹۸۳)[5] با آزمون مجدد قاعده تجزیه رشد پول بارو-راش در اقتصاد آمریکا نشان داده است که تغییرات پیش بینی شده در متغیرهای اسمی از جمله حجم پول حداقل در کوتاه مدت بر متغیرهای حقیقی تأثیرگذار است.

1- Mishkin.Fredric.S(1982).

2 - Gochoco.M.S. (1986).

۳- خشادوریان، ادموند (۱۳۷۸) "سیاست‌های پولی و رشد اقتصادی در ایران" تهران، نشریه پژوهشنامه بازرگانی شماره ۱۳.

4 - Kharti-Chhetri. J.B.,A.Kittiampon , and M,S Wallace (1990) .

5- Merrick John.J (1983).

عمر ماراشده (۱۹۹۳)[1] فرضیهٔ لوکاس – سارجنت و والاس (LSW) مبنی بر تأثیرگذار بودن سیاست‌های پیش بینی نشده بر متغیرهای حقیقی را در مورد اقتصاد مالزی مورد آزمون قرار داده و نتیجه گرفته است که تغییرات پیش بینی شده سیاست مالی و تراز پرداخت‌ها بر تولید مؤثر نیست اما سیاست پولی پیش‌بینی شده بر تولید مؤثر است و بهمین لحاظ فرضیهٔ میشکین را در برابر فرضیهٔ LSW تأیید می‌کند.

توماس کولی و گری هانسن (۱۹۹۷)[2] ایده لوکاس مبنی بر تأثیر حجم پول پیش‌بینی نشده بر محصول واقعی را با استفاده از یک مدل مقداری سیکل‌های تجاری از لحاظ تجربی روی داده‌های آماری آمریکا طی دورهٔ (۹۱-۱۹۵۴) مورد بررسی تجربی قرار داده‌اند. نتیجه‌گیری مدل با کارهای قبلی که روی مدل لوکاس انجام شده است متفاوت می‌باشد. این مطالعه نشان می‌دهد که شوک‌های پیش بینی نشده اثر واقعی نسبتاً قوی دارند. نویسندگان هم‌چنین نشان داده‌اند که ویژگی‌های آماری نوساناتی که از این شوک‌ها نتیجه می‌شوند با رفتار اسمی و واقعی سیکل‌های تجاری در آمریکا مطابقت دارند.

استیون هین و چارلز بیچوف (۱۹۹۸)[3] طی مطالعه‌ای یک مدل جایگزین در زمینه تعیین تولید واقعی را به جای مدل‌های نئوکلاسیکی و کینزی مطرح می‌کنند. این مدل نوسانات تولید واقعی در هر سال را به تفاوت میان نرخ واقعی و انتظاری رشد عرضه پول در دوسال ما قبل آن مربوط می‌سازد. این مدل بر پایهٔ کار فیشر (۱۹۷۷)[4] استوار است. مطالعهٔ فیشر ارتباط میان خطاهای انتظاری رشد پول و متغیر تولید را از طریق قراردادهای بلندمدت دستمزد اسمی برای چند دوره تعمیم می‌دهد. مطالعه هین و همکاران که روی داده‌های فصلی ایالات متحده در طول سال‌های (۷۹-۱۹۷۰) انجام شده است در سطح آزمون ۵ درصد فرضیهٔ نئوکلاسیکی انتظارات عقلایی را رد می‌کند. به‌اضافه نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اثرات تغییر در رشد پیش بینی شده پول با اثرات رشد پیش بینی نشده پول بر روی متغیرهای تولید و تورم تنها در تأخیرهای بیش از دو سال با یکدیگر مجزا می‌باشند.

1- Marashdeh Omar(1993).
2- Cooly Thomas.F and Hansen Gary.D (Nov 1997) .
3 - Hine Steven C. and Charles.W.Bischoff (1998) .
4- Fischer S(1977) .

لورنس بال (۲۰۰۳)[1] میزان توانایی و قابلیت سیاست پولی پیش بینی شده بر روی مقادیر واقعی و انتظاری متغیرهای تولید و تورم را از طریق تغییر در ذخائر واقعی بانک فدرال آمریکا در طول دورهٔ ۹۵-۱۹۶۸مورد آزمون قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های سیاستی بر روی تولید واقعی بیش از تولید انتظاری تأثیرگذارند. نتایج این مطالعه بر رد فرضیهٔ انتظارات منطقی گواهی می‌دهد. مدل مورد استفاده فرض می‌کند که واحدهای اقتصادی به‌طور سیستماتیک اثرات سیاستی شوک‌ها روی تقاضای کل را کمتر از حد پیش بینی می‌کنند. این مسئله به تشریح تأثیرات واقعی سیاست پولی کمک می‌کند.

ریکاردو ریز (۲۰۰۶)[2] بر اساس مدل سیدراسکی (۱۹۶۷)[3] مسئله عدم خنثایی پول را به‌طور نظری مورد بررسی قرار می‌دهد. مدل سیدراسکی پول را در قالب یک مدل رشد نئوکلاسیکی در تابع مصرف قرار می‌دهد. این مطالعه ضمن نشان دادن جنبه‌های پویای مدل سیدراسکی نتیجه می‌گیرد که سیاست پولی لزوماً خنثی نیست، علاوه بر این سیاست پولی در غالب موارد حتی در شرایط ثبات نیز غیرخنثی است.

۴- متدولوژی و الگوی تحقیق

۴-۱- شکل کلی الگو

در این تحقیق انتظارات ما از متغیر مورد نظر برای زمان t (به‌عنوان مثال x_t) در زمان $t-1$ وارد مدل می‌شود. علاوه بر متغیر انتظارات، خطای پیش بینی آن نیز به‌عنوان رگرسور در مدل وارد می‌شود. باضافه در این‌جا متغیر انتظارات و خطای پیش‌بینی (مقدار پیش بینی نشده) متغیر مزبور با چند وقفه به‌کار گرفته می‌شود. از این‌رو اگر مقدار انتظاری متغیر انتظارات در زمان $t-j$ که در دوره قبلی آن پیش بینی شده است را به‌صورت x^e_{t-j} و خطای پیش بینی (مقدار پیش بینی نشده) آن را با $(x_{t-j} - x^e_{t-j})$ نشان می‌دهیم، شکل کلی مدل عبارت است از:

$$y_t = \sum_{j=0}^{k} \alpha_j x^e_{t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_j.\left(x_{t-j} - x^e_{t-j}\right) + Z_t \gamma + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

$$\varepsilon_t \Rightarrow iid(0, \sigma^2_\varepsilon) \quad , Z_t : 1\times s \quad , \gamma : s\times 1$$

---

1 - Ball Laurence and Croushore Dean (2003)
2- Reis Ricardo.(2007)
2- Siderauski, M (1967)

k تعداد وقفه‌هاست که هم برای متغیرانتظارات و هم برای خطای پیش‌بینی آن منظورشده است. Z_t بردار سایرمتغیرهای مستقل است که همگی برون‌زا و مستقل از x ها در نظرگرفته می‌شوند. بر اساس تئوری انتظارات عقلائی متغیر انتظارات در زمان t به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$x_t = x_t^e + \eta_t \quad , \quad \eta_t \Rightarrow iid(0, \sigma_\eta^2) \qquad (۷)$$

از این‌رو متغیر انتظارات در زمان $t-j$ به صورت زیر خواهد بود:

$$x_{t-j} = x_{t-j}^e + \eta_{t-j} \quad , \quad \eta_{t-j} \Rightarrow iid(0, \sigma_\eta^2) \qquad (۸)$$

در این‌جا هدف تخمین پارامترهای معادلهٔ ۶ و انجام استنباط‌های آماری بر روی آن‌هاست. جهت تناسب لازم‌است معادلهٔ ۶ بگونه ای تنظیم شود که مقدار واقعی متغیر x یعنی (x_{t-j})و مقدار پیش بینی نشده آن $(x_{t-j} - x_{t-j}^e)$ به‌عنوان دو رگرسور جداگانه در معادله ظاهر شوند. برای این منظور به‌جای x_{t-j}^e در جمله اول معادلهٔ ۶ مقدار آن از معادلهٔ ۸ را جایگزین می‌کنیم ، لذاخواهیم داشت:

$$y_t = \sum_{j=0}^{k} \alpha_j \left(x_{t-j} - \eta_{t-j}\right) + \sum_{j=0}^{k} \beta_j \left(x_{t-j} - x_{t-j}^e\right) + Z_t \gamma + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

که نتیجه می‌دهد:

$$y_t = \sum_{j=0}^{k} \alpha_j x_{t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_j \left(x_{t-j} - x_{t-j}^e\right) + Z_t \gamma + \mu_t$$
$$\mu_t = \varepsilon_t - \sum_{j=0}^{k} \alpha_j \eta_{t-j} \qquad (۱۰)$$

x_t^e غیر قابل مشاهده است.جایگزین نمودن مقدار x_t^e در جملهٔ ۲ باعث می‌شود جمله اختلال η_{t-j} به‌جای $x_{t-j} - x_{t-j}^e$ در جمله دوم معادلهٔ ۱۰ قرار می‌گیرد که این جمله نیز کماکان غیرقابل مشاهده است . حذف عبارت دوم و انتقال آن به رابطه ε ذیل معادلهٔ ۱۰ باعث می‌شود که پارامتر β از معادلهٔ مزبور حذف شود. بنابر این مدل ۱۰ دو مشکل دارد:

۱- جملهٔ $x_{t-j} - x_{t-j}^e$ در این معادله غیرقابل مشاهده است.

۲- حتی در صورت قابل مشاهده بودن $x_{t-j} - x_{t-j}^e$، پارامترهای α و β را نمی‌توان از طریق OLS تخمین زد زیرا مطابق روابط ۷ و ۹ و۱۰، اولاً: x_t ها با جمله

اختلال μ_t رابطه دارند، ثانیاً: مدل دچار همبستگی سریالی است. بنابر این برای استفاده از مدل مزبور بایستی دو مشکل فوق حل گردد.

همان‌گونه که در قسمت دوم اشاره شد، بهترین پیش بینی از متغیر x_t میانگین این متغیر بر پایه اطلاعات زمان $t-1$ است، اگر Λ_{t-1} را زیرمجموعه‌ای از کلیه اطلاعات زمان t-1 یا Γ_{t-1}(که در قسمت دوم معرفی شد) در نظر بگیریم ، خواهیم داشت:

$$x_t^e = \Lambda_{t-1}.\pi \quad ; \quad \Lambda_{t-1} : 1\times p \ , \ \pi : p\times 1 \qquad (11)$$

یا:

$$x_{t-j}^e = \Lambda_{t-(j+1)}.\pi \qquad (12)$$

p تعداد متغیرهای توضیحی در بردار Λ می‌باشد . پیداست که بردار π در معادلات بالا یکسان است. طبق معادلات ۷ و ۱۱ می‌توان نوشت:

$$x_t = \Lambda_{t-1}.\pi + \eta_t \qquad (13)$$

با قرار دادن ۱۲ در معادلهٔ ۱۰ مشکل اول حل می‌شود:

$$y_t = \sum_{j=0}^{k} \alpha_j x_{t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_j (x_{t-j} - \Lambda_{t-(j+1)}.\pi) + Z_t \gamma + \mu_t$$
$$\mu_t = \varepsilon_t - \sum_{j=0}^{k} \alpha_j \eta_{t-j} \qquad (14)$$

مدل ۱۴کماکان دو مشکل همبستگی متغیرهای مستقل با جمله خطا و همچنین خودهمبستگی سریالی را داراست. برای رفع مشکل همبستگی متغیر مستقل با جملات خطا از روش متغیر ابزاری یا روش برآورد دو گام به شرح زیر استفاده می‌شود:

۱- ابتدا متغیر x_t را طبق ۱۳ روی متغیرهایی Λ_{t-j} رگرس می‌کنیم، سپس $\hat{x}_t$ را به دست می‌آوریم.

$$\hat{x}_t = \Lambda_{t-1}.\hat{\pi}$$

ناگفته پیداست که با داشتن مقادیر $\hat{x}_t$ می‌توان به $\hat{x}_{t-j}$ ها هم دست یافت.

۲- در مرحلهٔ بعد y_t را طبق رابطهٔ ۱۴ روی $\hat{x}_t$ و $x_t - \hat{x}_t$ رگرس کرده و تمامی پارامترهای مدل شامل α , β , γ را تخمین می‌زنیم. $x_t - \hat{x}_t$ که باقیمانده معادلهٔ ۱۳ پس از تخمین می‌باشد به‌عنوان متغیر جانشین برای $x_t - x_t^e$ در معادلهٔ ۶

یا ۹ یا جانشین $x_t - \Lambda_{t-j}.\pi$ در معادلهٔ ۱۴ می‌باشد. این‌کار معادل آن است که در معادلهٔ ۶ به‌جای x_t^e، $\hat{x}_t$ را قرار داده و سپس معادله را تخمین زد (در این‌جا برای سادگی به‌جای اندیس $t-j$ فقط t گذاشته شده است).

روش دوگام در این‌جا همان روش حداقل مربعات دومرحله ای یا 2SLS می‌باشد. روش متغیر ابزاری نیز با انتخاب $\hat{x}_t$ به‌عنوان متغیر ابزاری برای تخمین معادلهٔ ۱۴انجام می‌شود. $\hat{x}_t$ از طریق شیوه ذکرشده در بند ۱ بالا به‌دست می‌آید . بدین ترتیب هر دو روش برآوردگرهای یکسانی را می‌دهند. مطابق ۱۴ مدل ساختاری ما دچار همبستگی سریالی جملات خطاست، هرچند که در هر معادله رگرسیونی خطاهای ساختاری می‌توانند دچار همبستگی سریالی باشند. برای حل این مسئله می‌توان در کنار متغیر ابزاری از برآوردگر حداقل مربعات تعمیم یافته نیز استفاده کرد.این روش به برآوردگر حداقل مربعات دو مرحله ای با دو گام یعنی $2S-2SLS$ [1] معروف است. تخمین مدل با روش یادشده برآوردگرهای سازگاری از α و β را خواهد داد. اما تخمین واریانس ضرایب مدل که در مرحلهٔ دوم به‌دست می‌آید صحیح نبوده و می‌باید اصلاح شوند[2]. شایان ذکر است که با جایگزین نمودن مقدار x_{t-j}^e طبق فرضیهٔ انتظارات عقلائی به‌عنوان تابعی از کلیه یا زیر مجموعه ای از اطلاعات Γ_{t-1} در معادلهٔ ۶ نیز می‌توان با استفاده از سایر روش‌های حداقل مربعات غیرخطی و یا حداکثر درستنمائی پارامترهای مدل را تخمین زد.[3]

۴-۲- الگوی رشد حجم پول، تولید و اشتغال

همان‌گونه که قبلاً بیان شد، هدف اصلی این مقاله آزمون این فرضیه است که تنها جزء پیش‌بینی‌نشدهٔ رشد عرضهٔ پول، بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله سطح تولید و اشتغال مؤثر است. برای انجام این‌کار، ابتدا تفکیک اجزاء پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشدهٔ رشد پول در طول دورهٔ مطالعه حائز اهمیت فراوان است.

1- Two- Step Two- Stage Least Squares .

۲- نرم افزار EviewS به‌طور خودکار این مدل را به مسئله حداقل مربعات غیرخطی تبدیل نموده و سپس با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری آن را تخمین می‌زند. برای اطلاع بیشتر به راهنمای Eviews (نسخه های ۳ و بالاتر) و Fair(1987) مراجعه شود.

۳- برای آشنائی با ویژگی‌های اصلی مدل و روش برآورد مورد استفاده به ضمیمه مراجعه شود.

بنابراین، در ابتدا لازم است مدلی مناسب برای رشد حجم پول بر پایهٔ مدل انتظارات عقلایی ارائه شود. شکل اولیهٔ الگوی رشد حجم پول را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$DM_t = \Psi_{t-1} \cdot \nu + \eta_t \quad ; \quad \eta_t \Rightarrow iid(0, \sigma_\eta^2) \qquad (15)$$

در این‌جا DM_t، نرخ رشد حجم پول و Ψ_{t-1} بردار متغیرهای توضیحی یا زیرمجموعه‌ای از اطلاعات در زمان $t-1$ است(مانند بردار Λ_{t-1}، در قسمت ۳-۱). ν، بردار ضرایب رگرسیون و η جملهٔ اخلال تصادفی با میانگین صفر و واریانس ثابت است. در این تحقیق، Ψ_{t-1} را می‌توان مشتمل بر متغیرهای تأخیری نرخ رشد حجم پول، نرخ بیکاری و مخارج دولت و ..... در نظر گرفت. اگر از دو طرف معادلهٔ بالا در زمان $t-1$ انتظارات بگیریم، مقدار انتظاری نرخ رشد حجم پول در زمان t، براساس اطلاعات زمان $t-1$ به‌دست می‌آید. بدین‌صورت:

$$E_{t-1}DM_t = E_{t-1}\Psi_{t-1} \cdot \nu + E_{t-1}\eta_t \qquad (16)$$

E_{t-1}، عملگر انتظارات است (که به‌جای علامت e بالای متغیر در قسمت قبل قرار می‌گیرد). از آن‌جا که مقدار مورد انتظار خطا برابر با صفر و مقدار انتظاری بردار Ψ_{t-1} در زمان $t-1$ برابر با خودش است، می‌توان نوشت:

$$E_{t-1}DM_t = \Psi_{t-1} \cdot \nu \qquad (17)$$

همان‌گونه که در قسمت دوم اشاره شد، طبق فرضیهٔ انتظارات عقلایی، بهترین پیش‌بینی برای یک متغییر، میانگین آن متغیرمشروط به اطلاعات زمان t-۱ است. روابط ۱۶ و ۱۷ نیز همین قاعده را در مورد حجم پول نشان می‌دهند. به این‌ترتیب، مقدار پیش‌بینی‌شدهٔ نرخ رشد حجم پول از رابطهٔ (۱۵) به‌دست می‌آید. بنابراین، با تخمین معادلهٔ ۱۵، مقدار برآوردشدهٔ نرخ رشد حجم پول یا $\widehat{DM}_t$ را به‌دست آورده و به‌عنوان مقدار پیش‌بینی‌شده، نرخ رشد پول منظور می‌کنیم. پس می‌توان نوشت:

$$DM_t = E_{t-1}DM_t \cdot \nu + \eta_t = DM_t^e + \eta_t \qquad (18)$$

یا:

$$DM_t^e = DM_t - \eta_t \qquad (19)$$

مقدار پیش‌بینی نشده یا غیرانتظاری حجم پول یا DM_t^u، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$DM_t^u = DM_t - DM_t^e = \eta_t \qquad (۲۰)$$

از آن‌جا که بررسی تأثیر رشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر تولید ملی و اشتغال مورد نظر است، در گام بعدی به تدوین الگویی برای اندازه‌گیری و بررسی تأثیر انبساط پولی بر روی نرخ رشد تولید و اشتغال پرداخته می‌شود. این الگو شامل معادلات مربوط به تولید و اشتغال است. به‌منظور آزمون فرضیهٔ اصلی تحقیق می‌بایست مقادیر جاری و تأخیری نرخ رشد عرضهٔ واقعی و پیش‌بینی‌نشده پول به‌عنوان یک متغیر توضیحی، در کنار متغیرهای توضیحی دیگر درمعادلات مورد نظر وارد شوند. به‌این‌ترتیب، معادلات تولید و اشتغال عبارتند از:

$$Y_t = c^Y + \sum_{j=0}^{k} \alpha_j^Y DM_{t-j}^e + \sum_{j=0}^{k} \beta_j^Y (DM_{t-j} - DM_{t-j}^e) + Z_t^Y . \gamma^Y + \varepsilon_t^Y \qquad (۲۱)$$

$$E_t = c^E + \sum_{j=0}^{k} \alpha_j^E DM_{t-j}^e + \sum_{j=0}^{k} \beta_j^E (DM_{t-j} - DM_{t-j}^e) + Z_t^E . \gamma^E + \varepsilon_t^E \qquad (۲۲)$$

با جای‌گذاری مقدار DM_t^e از رابطهٔ ۱۹ در معادلات بالا، معادلات الگو برحسب DM_t به‌دست می‌آید:

$$Y_t = c^Y + \sum_{j=0}^{k} \alpha_j^Y DM_{t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_j^Y (DM_{t-j} - DM_{t-j}^e) + Z_t^Y . \gamma^Y + \mu_t^Y \qquad (۲۳)$$

$$\mu_t^Y = \varepsilon_t^Y - \sum_{j=0}^{k} \alpha_j^Y \eta_{t-j}$$

$$E_t = c^E + \sum_{j=0}^{k} \alpha_j^E DM_{t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_j^E (DM_{t-j} - DM_{t-j}^e) + Z_t^E . \gamma^E + \mu_t^E \qquad (۲۴)$$

$$\mu_t^E = \varepsilon_t^E - \sum_{j=0}^{k} \alpha_j^E \eta_{t-j}$$

در این‌جا Z, DM, N, Y به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ متغیرهای اشتغال، تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت، نرخ رشد حجم پول و بردار سایر متغیرهای توضیحی‌اند. بالانویس‌های E و Y در بالای پارامترها، به‌ترتیب نشانهٔ معادلات اشتغال و تولیداند. ε، نیز جزء خطای تصادفی است که دارای ویژگی‌های دلخواه، همراه با استقلال سریالی است.

شایان ذکر است که معادلات ۲۳ و ۲۴ با دو مشکل عمده روبرو هستند: مشکل اول درون‌زائی و هم‌بستگی مقادیر واقعی نرخ رشد پول یا DM_t، باجملات اختلال μ است. در ضمن جملات اختلال μ، ترکیب خطی ηها و εها هستند. مشکل دوم این است که با توجه به‌وجود متغیرهای تأخیری نرخ رشد حجم پول در سمت راست معادلات، مدل با پدیدهٔ خودهم‌بستگی سریالی جملات اختلال روبرو است. بنابراین، استفاده از روش OLS، به تخمین ناااریب پارامترها نمی‌انجامد. از این‌رو، همان‌گونه‌که در بخش ۳-۱ مطرح شد، برای حل دو مشکل مزبور و دست‌یابی به برآوردگرهائی سازگار با پارامترهای مدل، از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای با دوگام یا 2S-2SLS استفاده می‌شود، بدین‌معنی که در گام اول، معادلهٔ ۱۵ را تخمین زده و مقادیر برآوردشدهٔ نرخ‌رشد پول که معادل $D\hat{M}_t$ است را به‌دست می‌آوریم. سپس با قرار دادن $D\hat{M}_t$ و $DM_t - D\hat{M}_t$ به‌ترتیب به‌عنوان جانشین‌های DM_t و $DM_t - DM_t^e$، پارامترهای معادلات ۲۳ و ۳۴ را تخمین می‌زنیم. هم‌چنین مشکل خودهم‌بستگی سریالی هم به‌طریقی که در بخش ۳-۱ بیان شد، برطرف می‌شود. شایان ذکر است با توجه به این‌که $D\hat{M}_t$ مناسب‌ترین پیش‌بینی برای رشد حجم پول است، قرار دادن $D\hat{M}_t$ و $DM_t - D\hat{M}_t$ به‌عنوان جانشین‌های DM_t و $DM_t - DM_t^e$ درمعادلات ۲۳ و ۳۴ دقیقاً معادل با قرار دادن $D\hat{M}_t$ به‌جای DM_t^e در معادلات ۲۱ و ۲۲ و سپس تخمین زدن آن‌ها است.

۵- نتایج تخمین الگو

معادلات اصلی الگوی تحقیق شامل معادلات ۱۵ و ۲۳ و ۲۴ در قسمت قبل هستند. برای تخمین این معادلات، می‌بایست در ابتدا متغیرها و عناصر بردار Ψ_{t-1} را مطابق تئوری انتظارات منطقی تعیین کرد و معادلهٔ ۱۵ را تخمین زد. سپس با محاسبهٔ $D\hat{M}_t$ و تعیین متغیرهای بردارهای Z^Y و Z^E، متغیرهای تولید و اشتغال را طبق معادلات ۲۳ و ۲۴ با استفاده از روش 2S-2SLS، روی Zها و وقفه‌های مختلف $D\hat{M}$ و $DM - D\hat{M}$ رگرس کرد. تمامی متغیرهای پولی بر پایهٔ قیمت‌های سال ۱۳۶۹ تورم زدایی می‌شوند.

قبل از ارائهٔ نتایج تخمین، به نکته‌ای دربارهٔ چگونگی جمع‌آوری آمار و داده‌های تحقیق اشاره می‌شود. آمار مربوط به عرضهٔ پول، که مطابق مفهوم اول حجم پول یا M_1 مورد نظر است، آمار تولید ملی حقیقی و سایر متغیرهای موجود در تحقیق، از منابع رسمی، استخراج و مورد استفاده قرار می‌گیرند. متأسفانه در منابع رسمی آماری موجود در ایران، داده‌های قطعی نرخ بیکاری و اشتغال فقط برای سال‌های سرشماری عمومی وجود دارد، برای سال‌های دیگر یا اصولاً آماری وجود ندارد یا طبق تنها برآوردی از بیکاری گزارش شده است[1].

معمولاً مطالعاتی نیز که در زمینهٔ برآورد نرخ بیکاری در ایران وجود دارند، آمار یکسان و متناظری را ارائه نمی‌دهند. با وجود این، هرچند برآورد نرخ بیکاری در این تحقیق به‌طور خاص مورد مطالعه ما نیست، اما سعی شده است آمار موجود بیکاری از منابع مختلف (شامل منابع رسمی و مطالعاتی که در این زمینه انجام گرفته است)، استخراج و مورد ارزیابی و بازبینی قرار گیرند. نتیجهٔ این بررسی‌ها، دست‌یابی به سری‌های زمانی متفاوتی از نرخ بیکاری و اشتغال بوده است، که متأسفانه هیچ مبنایی برای انتخاب مطمئن یکی یا دبیش‌تر از آن‌ها وجود ندارد، به‌همین لحاظ سعی شده است با بررسی تفاوت‌های موجود در آمار قابل دسترس و طبق معیارهائی از جمله گزارشات آماری و عملکردها، به یک سری زمانی به‌عنوان پایهٔ آماری این تحقیق دست یابیم.

۵-۱- نتایج تخمین معادلهٔ عرضهٔ پول

در این تحقیق، با توجه به عوامل تأثیرگذار بر عرضهٔ پول در اقتصاد ایران، به‌منظور تخمین معادلهٔ پیش‌بینی نرخ رشد حجم پول (شمارهٔ ۱۵) در بردار Ψ_{t-1}، متغیرهای تأخیری نرخ رشد حجم پول، نرخ بیکاری و رشد مخارج دولتی در نظرگرفته شده است[2]. مدل را برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۲-۱۳۴۵، با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم

۱- داده‌های آماری مورد نیاز تحقیق از سال‌نامهٔ آماری کشور (مرکز آمار ایران) و ترازنامهٔ بانک مرکزی طی سال‌های ۸۲-۱۳۴۵ استخراج شده است. (منابع فارسی شمارهٔ ۳ و ۴)

۲- از آن‌جا که از نظر تئوریک دلیلی قطعی مبنی بر تأثیرگذاری متغیر نرخ بیکاری بر حجم پول به‌دست نمی‌آید، آزمون علیت دو طرفه گرنجر روی داده‌های دو متغیر نرخ بیکاری و متغیر رشد حجم پول در دورهٔ مطالعه انجام شده، که نشان می‌دهد دو متغیر مزبور در سطح آزمون ۵ درصد مرتبط (تأثیرگذار روی یکدیگر) نیستند. از این‌رو، متغیر نرخ بیکاری از معادلهٔ پول حذف شده است.

یافته (به‌دلیل وجود خودهم‌بستگی سریالی خطاها)، در حالات مختلف (بر حسب وقفهٔ متغیرها) تخمین زده‌ایم. مناسب‌ترین حالت تخمین معادلهٔ نرخ رشد حجم پول به‌صورت زیر است:

$$DM_t = ۰.۱۳۶ - ۰.۱۲۷DM_{t-۱} + ۰.۵۶DM_{t-۲} + ۰.۳۱DG_{t-۱} + ۰.۱۸DG_{t-۲}$$
$$(۳.۸) \quad (-۱.۶۵) \quad (۴.۹) \quad (۴.۲۷) \quad (۲.۴۴)$$
$$R^۲ = ۰.۵۸ \quad , \quad \hat{\sigma}_u = ۰.۰۸۴ \qquad (۲۵)$$

در این‌جا DG , DM به‌ترتیب نرخ رشد حجم پول (مفهوم اول آن یا $M_۱$) و نرخ رشد مخارج حقیقی دولت بر پایهٔ قیمت‌های سال ۱۳۶۹ است. اعداد داخل پرانتز آمارهٔ t ضرایب هستند. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، به‌جز ضریب وقفهٔ اول متغیر رشد پول، سایر ضرایب در سطح آزمون ۵ درصد معنی‌دارند. علائم ضرایب نیز از نظر اقتصادی قابل قبول‌اند. شایان ذکر است که حذف کردن متغیر $DM_{t-۱}$ هر چند تأثیری بر نتایج اصلی مدل ندارد، اما انحراف استاندارد خطاها را افزایش می‌دهد، به‌همین دلیل، برای پیش‌بینی بهتر رشد حجم پول آن‌را از مدل حذف نکرده‌ایم. آزمون ریشهٔ واحد روی متغیرهای معادلهٔ مزبور، نشان می‌دهد که تمامی‌آن‌ها ساکن در سطح یا $I(۰)$ هستند. مطابق الگوی تحقیق مقادیر برآوردشدهٔ نرخ رشد پول براساس معادلهٔ ۲۵ را به‌عنوان مقادیر مورد انتظار این متغیر در نظر گرفته و معادلات تولید و نرخ بیکاری (معادلات ۲۳و ۲۴) را تخمین می‌زنیم.

۵-۲- نتایج تخمین معادلهٔ تولید

برای بررسی تأثیر رشد حجم پول بر روی تولید ملی حقیقی، معادلهٔ تولید شمارهٔ ۲۳را در قالب سه مدل، بر حسب متغیرهای نرخ رشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای با دوگام تخمین زده‌ایم. متغیرهای وارد شده در معادلهٔ تولید عبارتند از: مقادیرجاری و تأخیری متغیر رشد حجم پول پیش‌بینی نشده و متغیر رشد حجم پول پیش‌بینی نشده (که از معادلهٔ ۲۵ و مطابق با روش بیان شده در قسمت‌های قبل استخراج شده‌اند)، متغیر جاری مخارج حقیقی دولت در اقتصاد ملی و هم‌چنین روند زمانی به‌منظور خارج کردن

روند از متغیر وابسته که لگاریتم تولید ناخالص داخلی است. قبل از ارائهٔ نتـایج تخمـین مدل، در ذیل به دو نکته مهم اشاره می‌شود:

نکتهٔ اول این‌که ضـمن رعایـت قواعـد تخمـین، سـه مـدل از نظـر انـواع و تعـداد متغیرهای توضیحی و هم‌چنین تعداد وقفه‌ها، بـه‌گونـه‌ای تـدوین شـده‌انـد کـه امکـان مقایسه میان آن‌ها و هم‌چنین تجزیه و تحلیل و بررسی‌های سیاستی بهتر فـراهم شـود. به این‌ترتیـب، در مـدل اول، لگـاریتم تولیـد را روی مقـادیر جـاری و تـأخیری هـر دو متغیررشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشدهٔ پول و لگاریتم مخارج حقیقی دولت رگرس می‌کنیم. مقادیر تأخیری این متغیر در دو وقفه وارد مدل شـده‌انـد. در مـدل دوم، تنهـا مقادیر جاری و تأخیری نرخ رشد پیش‌بینی شدهٔ حجم پول و مخارج دولـت، بـه‌عنـوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته می‌شوند. مدل سوم نیز فقط مقادیر جاری و تأخیری نرخ رشد پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول و مخارج دولت را به‌عنوان متغیرهای توضـیحی در برمی‌گیرد.

نکتهٔ دوم تعیین درجهٔ ساکن بودن متغیرهاست.در این راستا بنا به ضـرورت،قبل از تخمین مدل آزمون ریشه واحد را برای تعیین درجهٔ پایایی متغیرها روی متغیرها اعمال کرده‌ایم. نتایج نشان می‌دهد که، متغیرهای جاری و تأخیری رشـد پـیش‌بینـی شـده و پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول همگی ساکن در سطح اما متغیرهای لگاریتم تولیـد و سـهم دولت در اقتصاد هر دو ساکن در تفاضل اول یا انباشته از درجهٔ یک $[I(1)]$ بنابراین، در صورتی که مطابق قاعدهٔ هم‌انباشتگی تخمین مدل به ترکیبی خطـی انباشـته از درجـهٔ صفر از متغیرهای مدل منجر شود، رگرسیون، هم‌انباشته خواهد بود. به‌همین دلیل، پس از تخمین مدل در هر حالت آزمون پایـایی روی پسـمانده‌هـای رگرسـیون انجـام شـده است[1]. جدول ۱ نتایج تخمین معادلهٔ تولید را در دورهٔ مطالعهٔ تحقیق و در هر سه مـدل نشان می‌دهد.

۱- جهت پرهیز از طولانی شدن بحث، از ارائهٔ نتایج کمی و تفصیلی این آزمون در این‌جا خودداری می‌شود.

جدول ۱- نتایج تختمین معادلهٔ تولید شمارهٔ ۲۳- متغیر وابسته $\mathrm{Log}(GDP_{REAL})_t$

متغیرهای توضیحی	مدل اول		مدل دوم		مدل سوم	
	مقدار ضریب	آمارهٔ t	مقدارضریب	آمارهٔ t	مقدارضریب	آمارهٔ t
C	7.69	(18.2)	7.72	(19.0)	7.49	(11.3)
DMF_t	0.24	(2.66)	0.24	(3.48)	-------	-------
DMF_{t-1}	0.315	(2.56)	0.3	(3.48)	-------	-------
DMF_{t-2}	0.2	(3.02)	0.195	(2.81)	-------	--------
DMU_t	0.04	(0.59)*	-------	-------	-0.07	(-0.8)*
DMU_{t-1}	0.072	(0.73)*	-------	--------	-0.03	(-0.3)*
DMU_{t-2}	0.06	(0.8)*	--------	--------	0.02	(0.29)*
$\mathrm{Log}(GR_t)$	0.22	(4.78)	0.23	(4.134)	0.26	(3.62)
t	0.03	(16.35)	0.029	(13.28)	0.02	(6.8)
R^2	0.98		0.98		0.987	
$\overline{R}^2$	0.97		0.979		0.972	
D.W	1.86		1.87		2	
Fstatistic	144		217		161	

*: عدم معنی‌دار بودن در سطح 0.05 -------: خط چین نشانهٔ عدم حضور متغیر در مدل است

در این‌جا، t, GR, DMU, DMF به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ متغیرهای نرخ رشد پیش‌بینی شدهٔ حجم پول، نرخ رشد پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول، مخارج حقیقی دولت و روند زمانی هستند. C، جملهٔ ثابت رگرسیون است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در مدل اول به‌جز ضرایب متغیرهای جاری و تأخیری رشد پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول، سایر ضرایب در سطح آزمون ۵ درصد معنی‌دارند. در مدل دوم، که تنها شامل متغیرهای جاری و تأخیری رشد پیش‌بینی نشدهٔ پول و متغیرهای مخارج دولت و روند زمانی است، تمامی ضرایب در سطح آزمون ۵ درصد معنی‌دارند. مدل سوم نیز که متغیرهای جاری و تأخیری رشد پیش‌بینی نشدهٔ پول و مخارج دولت و روند زمانی را شامل می‌شود، هیچ‌کدام از ضرایب متغیر رشد پیش‌بینی نشدهٔ پول معنی‌دار نیستند،

اما سایر ضرایب معنی‌دارند. کاملاً پیداست که آماره‌های ضریب تشخیص و دوربین – واتسون در تمامی مدل‌ها مقادیری رضایت بخش را کسب کرده‌اند. تمامی مدل‌ها از نظر خودهم‌بستگی سریالی جملات خطا اصلاح شده‌اند و رگرسیون‌ها به‌طور کامل هم‌انباشته هستند. در قسمت بعد، به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود.

۵-۳- نتایج تخمین معادلهٔ اشتغال

به‌منظور بررسی تأثیر رشد حجم پول بر روی نرخ بیکاری و اشتغال، معادلهٔ ۲۴ را در سه مدل جداگانه با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای با دوگام برآورد کرده‌ایم. در این‌جا نیز با رعایت قواعد تخمین، مدل‌ها به‌گونه‌ای تنظیم شده‌اند که مقایسهٔ میان آن‌ها و هم‌چنین بررسی‌های سیاستی از زوایای مورد نظر امکان‌پذیر شود. به این‌ترتیب، در مدل اول، لگاریتم نرخ بیکاری را روی مقادیر جاری و تأخیری هر دو متغیررشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشدهٔ پول و سهم دولت در تولید ملی یا نسبت $\left(\frac{G}{Y}\right)$ رگرس می‌کنیم[1]. مقادیر تأخیری متغیرهای رشد پول هر کدام در دو وقفه وارد مدل شده‌اند. در مدل دوم مقادیر جاری و تأخیری نرخ رشد پیش‌بینی شده حجم پول و نسبت $\left(\frac{G}{Y}\right)$ را به‌عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته‌ایم. مدل سوم نیزصرفاً مقادیر جاری و تأخیری نرخ رشد پیش‌بینی نشده حجم پول و سهم دولت را به‌عنوان متغیرهای توضیحی در برمی‌گیرد.

هر دو متغیر لگاریتم نرخ بیکاری و نسبت $\left(\frac{G}{Y}\right)$، ساکن از درجهٔ یک هستند.از این‌رو، می‌بایست آزمون هم‌انباشتگی روی رگرسیون‌ها اعمال شود. شایان ذکر است که به‌واسطهٔ وجود متغیر $\left(\frac{G}{Y}\right)$ در معادلهٔ اشتغال، مسئلهٔ درون‌زائی متغیر Y نسبت به جملهٔ اختلال را پدید آورده و به برخی مشکلات تخمین دامن می‌زند. برای برطرف کردن مشکل احتمالی مقدار برآوردشدهٔ Y یا $\widehat{Y}$ را بعد از تخمین معادلهٔ ۲۳ به‌دست آورده و

۱- این‌جا در انتخاب متغیر سهم دولت (نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی). مانند الگوی بارو (۱۹۸۱) عمل شده است. هم‌چنین، انتظار می‌رود که این نسبت از نظر سیاستی و نقش دولت در اقتصاد متغیری تأثیرگذار بر نرخ بیکاری باشد.

سپس متغیر $\left(\frac{G}{\hat{Y}}\right)$ را به‌عنـوان متغیـر ابـزاری $\left(\frac{G}{Y}\right)$ بـرای تخمـین سـازگار معادلـهٔ ۲۴ به‌کارمی‌گیریم. نتایج تخمین معادلهٔ نرخ بیکاری در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲- نتایج تخمین معادلهٔ نرخ بیکاری شمارهٔ ۲۴- متغیر وابسته $Log(UR_t)$

متغیرهای توضیحی	مدل اول		مدل دوم		مدل سوم	
	مقدار ضریب	آمارهٔt	مقدارضریب	آمارهٔt	مقدارضریب	آمارهٔt
C	1.72	(5.02)	1.76	(5.52)	1.83	(3.44)
DMF_t	-0.24	(-1.04)*	-0.188	(-0.86)*	-------	--------
DMF_{t-1}	-0.89	(-3.53)	-0.74	(-3.34)	-------	---------
DMF_{t-2}	-0.22	(-0.86)*	-0.08	(-0.39)*	---------	--------
DMU_t	-0.26	(-0.94)*	--------	--------	0.02	(-0.8)*
DMU_{t-1}	-0.53	(-1.55)*	--------	---------	-0.09	(-0.31)*
DMU_{t-2}	-0.41	(-1.6)*	--------	---------	-0.25	(-1.16)*
$Log\left(\frac{G}{Y}\right)_t$	-0.505	(-2.08)	-0.5	(5.6)	-0.4	(-1.18)*
R^2	0.86		0.85		0.78	
$\overline{R}^2$	0.81		0.82		0.73	
D.W	1.9		1.97		2	
Fstatistic	16.33		31.25		15.56	

*: عدم معنی‌دار بودن در سطح 0.05 ------: خط چین نشانه عدم حضور متغیر در مدل است

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در مدل اول و دوم تنها ضـریب متغیرتـأخیری اول رشد پیش‌بینی شده حجم پول، نسبت مخارج دولت بـه تولیـد ملـی و جملـه ثابـت در سطح آزمون ۵ درصد معنی‌دار هستند. در مدل سوم هم به‌جز جمله ثابت سایر ضـرایب در سطح آزمون ۵ درصد معنی‌دار نیسـتند. آمـاره‌هـای ضـریب تشـخیص و دوربـین – واتسون در تمامی‌مدل‌ها مقادیری رضایت بخش را اختیار کـرده‌انـد. ضمناًرگرسـیون‌هـا به‌طور کامل هم‌انباشته‌اند. در قسمت بعد به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود.

۶- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

فرضیهٔ کلیدی این تحقیق براساس نظریهٔ انتظارات عقلایی، این است که تنها جزء پیش‌بینی نشدهٔ رشد پول بر متغیرهای حقیقی تولید و اشتغال مؤثر است. فرضیهٔ مقابل آن نیز دیدگاه کینزی است، که اعتقاد دارد به‌طور کلی سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی تأثیر می‌گذارند.در این مقاله، به‌منظور ارزیابی تجربی فرضیهٔ انتظارات عقلایی در اقتصاد ایران، داده‌های آماری متغیرهای حقیقی و ابزارهای سیاستی، شامل تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، عرضهٔ پول و مخارج دولتی را در چارجوب یک الگوی معتبر اقتصادسنجی برای تخمین معادلات رشد پول، تولید ملی و نرخ بیکاری مورد استفاده قرار دادیم، که نتایج آن در قسمت قبلی ارائه شد. حال در این قسمت به اختصار به تجزیه و تحلیل نتایج مزبور پرداخته می‌شود. نتایج تخمین معادلهٔ تولید شمارهٔ ۲۳، در قالب سه مدل که در جدول ۱ آمده است، به شرح مختصر ذیل است:

از آن‌جا که مدل اول دربرگیرندهٔ تمامی متغیرهای جاری و تأخیری رشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول است، پایهٔ خوبی برای مقایسهٔ تأثیرات هم‌زمان دو جزء مزبور بر تولید حقیقی است. نتایج تخمین این مدل نشان می‌دهد که مقادیر جاری و تأخیری رشد پیش‌بینی شده پول از نظر آماری به‌طور معنی‌داری بر متغیر حقیقی تولید ملی تأثیرگذارند. علائم ضرایب نیز از نظر اقتصادی منطقی‌اند. طبق نتایج مزبور، رشد پیش‌بینی شده پول در هر سال تأثیر خود را طی همان سال و دو سال بعد از آن بر تولید ملی وارد می‌کند. بیش‌ترین میزان تأثیرگذاری مربوط به سال بعد از اجرای سیاست است. مجموع ضرایب متغیرهای مزبور برابر با ۰/۷۵ است، بدین معنی که افزایش یک درصد رشد حجم پول طی سال جاری و دو سال بعد از آن، تولید را به‌اندازهٔ ۰/۷۵ افزایش می‌دهد، این در حالی است که میزان این تأثیرگذاری در سال اول کم‌تر از ۳۰ درصد کل تغییرات تولید حقیقی است. طبق بررسی‌هایی که روی مدل انجام شده است، تأثیرگذاری رشد پول در وقفهٔ سوم تفاوت معنی‌داری با صفر ندارد.

در مدل مزبور، علائم ضرایب متغیرهای رشد پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول هرچند از نظر اقتصادی منطقی به نظر می‌آیند، اما از نظر آماری در سطح آزمون ۵ درصد معنی‌دار نیستند. بنابراین، نتایج تخمین در طول دورهٔ مطالعه، در چارچوب این مدل اثرگذاری رشد پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر تولید حقیقی را نه در کوتاه‌مدت و نه در

هیچ تأخیر زمانی تأیید نمی‌کنند. مدل دوم، معادلهٔ تولید تنها متغیر رشد پیش‌بینی شدهٔ حجم پول را دربرمی‌گیرد. در چارچوب این مدل می‌توان به‌طور خاص چگونگی تأثیرگذاری رشد پیش‌بینی شدهٔ پول بر تولید حقیقی را مشاهده کرد. نتایج تخمین مدل فوق دال بر تأیید نتایج مدل اول است. با وجود تفاوت دو مدل از نظر شکلی و تعداد متغیرها، ملاحظه می‌شود که مقدار برآورد شدهٔ ضرایب متغیرهای مشترک در دو مدل، چندان تفاوتی با یکدیگر ندارند. نتایج تخمین مدل دوم نیز همانند مدل اول بر تأثیرگذاری معنی‌دار رشد پول پیش‌بینی شده بر تولید در سال جاری و هم‌چنین دو وقفهٔ پیاپی، تأکید دارند.

مدل سوم معادلهٔ تولید فقط متغیرهای جاری و تأخیری جزء پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول را دربرمی‌گیرد. نتایج تخمین نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای یادشده هیچ‌کدام در سطح آزمون ۵ درصد معنی‌دار نیستند. این نتیجه مؤید عدم تأثیرگذاری رشد پیش‌بینی نشدهٔ پول بر تولید حقیقی طی دورهٔ مطالعه در اقتصاد ایران است.

به‌طور کلی، نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ تولید در قالب سه مدل یادشده براساس تجربیات اقتصاد ایران، فرضیهٔ تحقیق مبنی بر اثربخشی جزء پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر متغیر حقیقی تولید را در سطح ازمون ۵ درصد رد می‌کنند. به بیان دیگر، نتایج حاصل شده مؤید این نکته هستند که سیاست‌های سیستماتیک پولی در طول دورهٔ مورد مطالعه و در چارچوب روش انتخابی تحقیق و داده‌های آماری موجود در ایران، بر رشد اقتصادی مؤثر بوده‌اند. این نتایج بر تأثیرگذاری یک شوک سیاستی پولی در کوتاه‌مدت و طی دووقفهٔ متوالی بر رشد تولید ملی، تأکید دارند.

معادلهٔ نرخ بیکاری نیز همانند معادلهٔ تولید، در قالب سه مدل برآورد شده است. نتایج تخمین این مدل‌ها در جدول ۲ درج شده است. مدل اول، دربرگیرندهٔ تمامی‌متغیرهای جاری و تأخیری رشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بوده و مدل جامعی برای مقایسهٔ تأثیرات هم‌زمان دو جزء رشد پول بر اشتغال، به‌حساب می‌آید.نتایج تخمین این مدل نشان می‌دهد که از میان تمامی متغیرهای جاری و تأخیری اجزاء حجم پول، تنها متغیر تأخیری جزء پیش‌بینی شدهٔ رشد پول با یک وقفه یا DMF_{t-1}، بر بیکاری و اشتغال تأثیر معنی‌داری دارد. هرچند علائم ضرایب به‌طور کامل از لحاظ اقتصادی منطقی‌اند. طبق نتایج مزبور، رشد پیش‌بینی شدهٔ پول در هر

سال بعد از یک وقفه و تنها یک بار بر رشد اشتغال مؤثر است و این تأثیرگذاری در سال جاری و وقفهٔ دوم به بعد، تفاوت معنی‌داری با صفر ندارد.

مدل دوم معادلهٔ نرخ بیکاری، فقط متغیر رشد پیش‌بینی شدهٔ حجم پول را دربرمی‌گیرد. نتایج تخمین مدل فوق دال بر تأیید نتایج مدل اول است. نتایج تخمین مدل دوم نیز همانند مدل اول بر تأثیرگذاری معنی‌دار رشد پول پیش‌بینی شده با یک وقفه بر اشتغال، تأکید دارد. مدل سوم تنها متغیرهای جاری و تأخیری جزء پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول را دربرمی‌گیرد. نتایج تخمین نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای یادشده هیچ‌کدام در سطح آزمون ۵ درصد معنی‌دار نیستند. این نتیجه گواه بر عدم تأثیرگذاری رشد پیش‌بینی نشدهٔ پول بر متغیر حقیقی اشتغال طی دورهٔ مطالعه در اقتصاد ایران است.

نتایج تخمین در طول دورهٔ مطالعه در چارچوب این مدل، اثرگذاری رشد پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر اشتغال را چه در کوتاه‌مدت و چه با وقفهٔ زمانی تأیید نمی‌کنند. به‌طور کلی، نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ تولید در قالب سه مدل یادشده براساس تجربیات اقتصاد ایران، فرضیهٔ تحقیق مبنی بر اثربخشی جزء پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر متغیر حقیقی اشتغال را در سطح ازمون ۵ درصد، رد می‌کنند و بر تأثیرگذاری رشد پیش‌بینی شدهٔ حجم پول با یک وقفهٔ زمانی صحه می‌گذارند. به هر حال، نتایج حاصل شده مؤید این نکته‌اند که سیاست‌های سیستماتیک پولی در طول دورهٔ مورد مطالعه و در چارچوب روش انتخابی تحقیق و داده‌های آماری موجود در ایران بعد از یک سال، بر رشد اشتغال مؤثر بوده‌اند.

نتایج تحقیق در تمامی مدل‌ها تأثیر متغیرهای مخارج حقیقی دولت و شاخص سهم دولت بر متغیرهای تولید حقیقی و اشتغال را در سطح آزمون ۵ درصد، تأیید می‌کنند. علائم ضرایب برآوردشدهٔ این دو متغیر درتمامی مدل‌ها از نظر اقتصادی مورد انتظار و منطقی هستند. اما همان‌گونه که پیداست، نتایج تحقیق در زمینهٔ تأثیرگذاری متغیر رشد پیش‌بینی شدهٔ پول بر متغیرهای تولید و اشتغال از نظر زمانی قضاوت همگونی را ارائه نمی‌دهند. چنین انتظاری هر چند غیرمنطقی نیست، اما با توجه به مسائلی از جمله ماهیت الگو و تأثیرگذاری وقفه‌ها، چگونگی دسترسی به داده‌های آماری و به‌ویژه مشکلات و نارسائی‌های مربوط به داده‌های اشتغال (که در قسمت قبل اشاره

شد) و هم‌چنین ماهیت متغیرهای تولید و اشتغال و مسائل نهادی، قابل تأمل است. با فرض اطمینان بخش بودن داده‌های آماری، تفاوت تأثیرگذاری رشد حجم پول بر متغیرهای تولید و اشتغال از نظر زمانی را می‌توان در نقش سایر عوامل تعیین‌کنندهٔ تولید مانند سرمایه و بهره‌وری نهاده‌ها و... جستجو کرد که رشد حجم پول بر آن‌ها تأثیرگذار است.

با وجود این، نتایج حاصل از تخمین الگوی تحقیق، فرضیهٔ تأثیرگذاری جزء پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر متغیرهای تولید و اشتغال در دورهٔ مطالعهٔ تحقیق حاضر را در سطح آزمون مورد نظر تأیید نمی‌کند. به بیان دیگر، دیدگاه پیروان تئوری انتظارات عقلایی در برابر دیدگاه کینزی، اثربخشی سیاست‌های پولی منظم بر متغیرهای حقیقی تولید و اشتغال، براساس نتایج این تحقیق رد می‌شود.

۷- خلاصه و نتیجه‌گیری

این تحقیق فرضیهٔ کلیدی نظریهٔ انتظارات عقلایی مبنی براین‌که تنها جزء پیش‌بینی نشدهٔ رشد پول بر متغیرهای حقیقی تولید و اشتغال مؤثراست را در چارچوب الگویی مناسب و با استفاده از آمار سری زمانی تولید ملی، اشتغال و حجم پول و مخارج دولتی طی سال‌های ۸۲-۱۳۴۵، در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار داده است. نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ تولید در قالب سه مدل، فرضیهٔ انتظارات منطقی مبنی بر اثربخشی جزء پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر متغیر حقیقی تولید را، در برابر دیدگاه کینزی، اثربخشی سیاست‌های سیستماتیک پولی در سطح ازمون ۵ درصد رد می‌کنند. نتایج به‌دست آمده مؤید این نکته هستند که سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده ومنظم در طول دورهٔ مورد مطالعه و در چارچوب روش انتخابی تحقیق و داده‌های آماری موجود در ایران، بر رشد اقتصادی مؤثر بوده‌اند. به بیانی دیگر این نتایج بر تأثیرگذاری یک شوک سیاستی پولی در کوتاه‌مدت و طی دووقفهٔ متوالی بر رشد تولید ملی، تأکید دارند.

شایان ذکر است که نتایج تخمین معادلهٔ نرخ بیکاری در این تحقیق، اثرگذاری رشد پیش‌بینی نشده حجم پول را بر اشتغال چه در کوتاه‌مدت و چه با تأخیرات زمانی تأیید نمی‌کنند. به‌طور کلی، نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ نرخ بیکاری در تمامی

مدل‌ها براساس تجربیات اقتصاد ایران، فرضیهٔ تحقیق مبنی بر اثربخشی جزء پیش‌بینی نشدهٔ حجم پول بر متغیر حقیقی اشتغال را در سطح ازمون ۵ درصد رد کرده و بر تأثیرگذاری رشد پیش‌بینی شدهٔ حجم پول با یک وقفهٔ زمانی صحه می‌گذارند. به هر حال نتایج به‌دست آمده مؤید این نکته هستند که سیاست‌های سیستماتیک پولی در طول دورهٔ مورد مطالعه و در چارچوب روش انتخابی تحقیق و داده‌های آماری موجود در ایران، با وقفهٔ یک ساله، بر رشد اشتغال مؤثر بوده‌اند.

در مجموع نتایج تحقیق حاضر، فرضیهٔ تأثیرگذاری سیاست پولی پیش‌بینی نشده را بر متغیرهای حقیقی اقتصاد ایران، از نظر آماری و در سطح آزمون ۵ درصد رد می‌کنند، به بیان دیگر، نتایج این مطالعه دیدگاه پیروان انتظارات عقلایی مبتنی بر عدم اثربخشی سیاست‌های پولی منظم بر متغیرهای حقیقی تولید و اشتغال را تأیید نمی‌کنند.

شایان ذکر است که نتایج تجربی این تحقیق نتایج مطالعات بارو (۱۹۷۷ و۱۹۸۰) در مورد ایران را تأیید نمی‌کند اما با نتایج کار میشکین(۱۹۸۲)، که نشان می‌دهد سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده تنها با سیکل‌های تجاری مرتبط‌اند، در حالی که رشد پیش‌بینی شده پول در کوتاه‌مدت بر متغیر حقیقی تولید مؤثر است، مطابقت دارد. بارو، با وارد کردن مقدار جاری شاخص سیاستی دخالت دولت در سیکل‌های تجاری در معادلهٔ نرخ رشد پول، رشد پیش‌بینی شدهٔ پول را برآورد کرده است، در حالی که در این مقاله، طبق اصول ریاضی پیش‌بینی متغیر انتظارات فقط مقادیر تأخیری متغیرهای مؤثر بر عرضهٔ پول، وارد معادلهٔ مزبور شده‌اند.

شایان ذکر است نتایج تحقیق با مطالعات جدیدتر، از جمله نتایج تحقیق توماس کولی و گری‌هانسن (۱۹۹۷)، که در چارچوب یک مدل مقداری سیکل‌های تجاری روی داده‌های آمریکا طی دورهٔ (۹۱-۱۹۵۴) انجام شده و بر اثرات قوی شوک‌های پیش‌بینی نشدهٔ پولی تأکید دارند، متفاوت است. در این میان نتایج دریافتی با کار تجربی استیون هین و چارلز بیچوف (۱۹۹۸)، روی داده‌های فصلی ایالات متحده در طول سال‌های (۷۹-۱۹۷۰) و هم‌چنین مطالعهٔ لورنس بال (۲۰۰۳)، در مورد اقتصاد آمریکا در طول دورهٔ ۹۵- ۱۹۶۸، در زمینهٔ رد فرضیهٔ انتظارات منطقی، مطابقت دارد. افزون بر این،

نتایج حاصل از تحقیق، با قواعد ارائه شدهٔ مطالعهٔ نظری ریکاردو ریز (۲۰۰۶) در زمینهٔ عدم خنثایی سیاست پولی، تناقضی ندارد.

۸- فهرست منابع

۱- ابریشمی، حمید ـ مهرآرا، محسن، (۱۳۸۱) «اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)» چاپ اول، تهران، موسسهٔ انتشارات و چاپ دانشگاه تهران،

۲- گجراتی، دامور (۱۹۹۵)، («اقتصادسنجی» مترجم: دکتر حمید ابریشمی، (۱۳۷۸) تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

۳- مرکز آمار ایران؛ «سال‌نامهٔ آماری کشور» تهران، مرکز آمار ایران، سال‌های ۸۲-۱۳۴۵.

۴- بانک مرکزی ایران " ترازنامهٔ بانک مرکزی"، تهران، انتشارات بانک مرکزی، سال‌های ۸۲-۱۳۴۵.

۵- برانسون. ویلیام. اچ. " تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان"، مترجم دکتر عباس شاکری (۱۳۷۴) تهران، نشر نی.

۶- خشاوردیان، ادموند(۱۳۷۸) " سیاست‌های پولی و رشد اقتصادی در ایران" تهران، نشریه پژوهش‌نامهٔ بازرگانی شمارهٔ ۱۳.

۷- امیر و صیامی نمینی، شیما "برآورد نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان و تولید بالقوه" تهران، مجلهٔ برنامه و بودجه شمارهٔ ۸۶.

8- Barro, R. J. (1977) “Unanticipated Money Growth and Unemployment in United State” American Economic Review. V. 67. No. 2, pp 101-115.

9- Barro, R. J., Mark Rush, (1980) “Unanticipated Money and Economic Activity” In Rational Expectations and Economic Policy” edited by Staley Fischer, pp. 23-48.Chicago: Univercity of Chicago Press for the national Bureau of Economic Research.

10- Ball Laurence and Croushore Dean (2003), "Expectations and the effects of Monetary Policy" Journal of Money, Credit and Banking, Vol.35,No.4, pp.437-484.

11- Cooly Thomas.F and Hansen Gary.D (Nov 1997) "Unanticipated Money Growth and the Business Cycle Reconsidered" Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, No9, pp.624-648.

12- D.Begg ,S.Fisher and R.Dornbusch(2003),”Economics” 7edition, The McGraw-Hill Companies,London,Ch.32

13- Fischer,S.(1977),"Long term contracts, Rational Expectations and the optimal money supply rule" Journal of Political Economy, Vol 85, pp. 191- 206.
14- Gochoco.M.S. (1986), “Testes of Money Neutrality and Rationality Hypotheses: The case of Japan 1973-1985” Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 18, No4.
15- Hine Steven C. and Charles.W.Bischoff (1998) “The relevance of Unanticipated money growth in explaning output variation” Applied Economics, 1998, 30, pp. 1127-1136.
16- Intriligator, M.D; (1978) “Econometric Models, Techniques, & Applications” Prentice-Hall, Inc. Englewood cliffs, new jersey.
17- Johnston. J, (1984) “Econometric Methods” 3rd edition, Megraw-Hill-Singepore.
18- Kharti-Chhetri. J.B.,A.Kittiampon, and M,S Wallace (1990) “Anticipated and Unanticipated Money in Thailand” The American Economist,Vol.XXXIV, pp. 83-87.
19- Marashdeh Omar(1993), “ Anticipated and Unanticipated Money: a case of Malaysia” Applied Economics, 1993, 25, pp. 919-925.
20- Merrick John.J (1983) “Financial Market Efficiency, the Decomposition of Anticipated and Unanticipated Money Growth and Further Testes of the Relation between Money and real Output” Journal of Money , Credit, and Banking, Vol.15,No.2.
21- Mishkin. Fredric. S (1982) "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation." Journal of Political Economy, Vol 90, pp. 22-51.
22- Reis Ricardo. (2007) "The analytics of Monetary non-neutrality in Sidrauski model" Economics Letters , Vol.94 , pp.129-135
23- Sargent Tomas and Wallace, N (1975) “ Rational Expectations, The Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule” Journal of Political Economy, 83, pp. 241-54.
24- Siderauski,M (1967),"Rational Choices and Patterns of growth in a Monetary Economy" American Economic Review , Vol. 57 , pp. 534-544.
25- Sheffrin S.M(1996); “ Rational Expectations” Cambridge University Press.

پیوست

ویژگی‌های اصلی الگو و روش برآورد آن

برای استخراج برآوردگرها و هم‌چنین نمایش واریـانس ضـرائب مـدل و سـازگاری برآوردگرها بهتر است می‌بایستی معادلات اصلی سیستم را به‌صورت بردار ماتریسی بیان کرد. برای سادگی جمله Z (سایر متغیرهای مستقل) را حذف می‌کنیم:

(۱)

$$y_t = X.\alpha + (X - X^e).\beta + \mu_t$$

$$y_t : ۱\times۱ \;,\; X : ۱\times(k+۱),\; X^e : ۱\times(k+۱),\; \alpha : (k+۱)\times۱,\; \beta : (k+۱)\times۱,\; \mu_t : ۱\times۱$$

$$X = (x_t, x_{t-۱}, \ldots\ldots, x_{t-k}) \;,\; X^e = (x_t^e, x_{t-۱}^e, \ldots\ldots, x_{t-k}^e)$$

$$\mu_t = \varepsilon_t - \sum_{j=۱}^{k} \eta_{t-j}.\alpha_j$$

اگر خالص تعداد مشاهدات را T در نظر بگیریم، بردارهای X^e, X با در نظر گرفتن تمامی مشاهدات به‌صورت زیر معرفی می‌شوند:

$$\underset{T\times(k+۱)}{X} = \begin{bmatrix} X_۱ \\ X_۲ \\ \ldots\ldots \\ X_T \end{bmatrix} \quad , \quad \underset{T\times(k+۱)}{X^e} = \begin{bmatrix} X_۱^e \\ X_۲^e \\ \ldots\ldots \\ X_T^e \end{bmatrix}$$

اندیس بردارهای X^e, X در دو ماتریس بالا شمارهٔ مشاهده است. بـه‌عنـوان مثـال $X_۲$ نشـان‌دهنـدهٔ بـردار مشـاهدات روی عناصـر X در دورهٔ دوم بـوده و بـرداری $[۱\times(k+۱)]$ است. بردار x و x^e را به‌ترتیب مشاهدات روی x_t و x^e در نظر می‌گیریم:

$$\underset{T\times۱}{X} = \begin{bmatrix} x_۱ \\ x_۲ \\ \ldots\ldots \\ x_T \end{bmatrix} \quad , \quad \underset{T\times۱}{X^e} = \begin{bmatrix} x_۱^e \\ x_۲^e \\ \ldots\ldots \\ x_T^e \end{bmatrix}$$

بنابر این فرم کامل ماتریسی الگو را با توجه بـه تعـداد مشـاهدات بـه‌صـورت ذیـل می‌توان نشان داد:

.....

$$\text{I)}\quad Y = X.\alpha + (X - X^{e}).\beta + U$$

$$Y : T\times 1 \,,\; X : T\times(k+1) \,,\; X^{e} : T\times(k+1) \,,\; \alpha : (k+1)\times 1 \,,\; \beta : (k+1)\times 1 \,,\; U : T\times 1$$

$$\text{II)}\quad U = \varepsilon - \Pi.\alpha$$

$$\varepsilon : T\times 1 \quad , \quad \underset{T\times(k+1)}{\Pi} = (\eta_{t}, \eta_{t-1}, \ldots\ldots, \eta_{t-k})$$

$$\text{III)}\quad X = \Lambda.\pi + \eta$$

$$X : T\times 1 \;\; , \;\; \Lambda : T\times p \;\; , \;\; \pi : p\times 1 \;\; , \;\; \eta : T\times 1$$

$$\text{IV)}\quad \hat{X} = \Lambda.\hat{\pi}$$

$$\hat{X} : T\times 1 \;\; , \;\; \hat{\pi} : p\times 1$$

$$\operatorname{Plim}\frac{X' U}{T} \neq 0 \quad , \quad E(UU') = \sigma_{u}^{2}.\Sigma \qquad (۲)$$

.....

این سیستم شامل چهار معادله است.شایان ذکر است با توجـه بـه ایـن‌کـه عناصـر بردار X^{e}, X شامل مقادیر جاری و تأخیری متغیرها هستند، بـاتخمین معادلـهٔ سـوم از سیستم ۱۵، یعنی $x = \Lambda\pi + \eta$، می‌توان به تمـامی عناصـر بردارهـای X^{e}, X بـردار دست یافت.

با توجه به سیستم معادلات ۲، برآوردگـر حـداقل مربعـات دو مرحلـه‌ای (۲SLS) و متغیر ابزاری (IV) برای پارامترهای بردار α به‌ترتیب عبارتند از (ابعاد ماتریس‌هائی کـه در سیستم معادلات بالا معرفی شده‌اند، تکرار نمی‌شود):

$$\hat{\alpha}_{2SLS} = \left(\hat{X}' \hat{X}\right)^{-1} \hat{X}' Y \qquad (۳)$$

$$\hat{\alpha}_{IV} = \left(\hat{X}' X\right)^{-1} \hat{X}' Y \qquad (۴)$$

$$\hat{X} = \Lambda . \hat{\pi} \quad ; \quad \Lambda : T \times p(k+1) \quad , \quad \hat{\pi} : p(k+1) \times (k+1) \qquad (۵)$$

$$\hat{\pi} = \left(\Lambda' \Lambda\right)^{-1} \Lambda' X$$

بنابراین داریم:

$$\hat{X} = \Lambda \left(\Lambda' \Lambda\right)^{-1} \Lambda' X \qquad (۶)$$

شایان ذکر است که از هر ستون ماتریس $\hat{\pi}'$ ، p عنصر آن عناصر بـردار $\hat{\pi}$ و بقیـه نیز صفر هستند. ماتریس‌های Λ و $\hat{\pi}'$ به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\underset{T\times p(k+1)}{\Lambda} = \left[\Lambda_{t-1}, \Lambda_{t-2}, \ldots\ldots\ldots \Lambda_{t-(k+1)}\right] \quad , \quad \Lambda_{t-j} : T \times p$$

$$\underset{p(k+1)\times(k+1)}{\hat{\pi}} = \begin{bmatrix} \hat{\pi}, 0, \ldots\ldots\ldots, 0 0 0, \hat{\pi}, \ldots\ldots\ldots, 0 \\ \ldots\ldots\ldots \ldots\ldots\ldots \ldots \\ 0, 0, \ldots\ldots\ldots, \hat{\pi} \end{bmatrix} \quad ; \ \hat{\pi} : 1 \times p$$

با قرار دادن ۶ در ۳ خواهیم داشت:

$$\hat{\alpha}_{2SLS} = \left(X' \Lambda \left(\Lambda' \Lambda\right)^{-1} \Lambda' \Lambda \left(\Lambda' \Lambda\right)^{-1} \Lambda' X\right)^{-1} X' \Lambda \left(\Lambda' \Lambda\right)^{-1} \Lambda' Y$$
$$= \left(\hat{X}' X\right)^{-1} \hat{X}' Y = \hat{\alpha}_{IV}$$

رابطهٔ ۷ نشان می‌دهد که برآوردگرهای حداقل مربعات دو مرحلـه‌ای و متغیرهـای ابزاری، یکسان هستند. برای سایر پارامترهای مدل نیز چنین نتیجه‌ای حاصل می‌شـود، که در این‌جا برای رعایت اختصار از نشان دادن آن‌ها اجتناب می‌شود.

با توجه به‌وجود خـودهم‌بسـتگی سـریالی خطاهـا، شـیوهٔ اسـنخراج برآوردگرهـای حداقل مربعات دومرحله‌ای با دوگام یا 2S-2SLS را نشان می‌دهیم. معادلهٔ ساختاری ما عبارت است از:

$$Y = X.\alpha + (X - X^e).\beta + U \qquad (۸)$$

$$\text{P lim} \frac{X' U}{T} \neq 0 \quad , \quad E(UU') = \sigma_u^2.\Sigma$$

با در نظرگرفتن $\hat{X}$ها به‌عنوان متغیرهای ابزاری، دو طرف را بطـه را در $\hat{X}$ ضـرب می‌کنیم:

$$\hat{X}'Y = \hat{X}'X.\alpha + \hat{X}'(X - X^e).\beta + \hat{X}'U \qquad (۹)$$

در این‌جا:

$$\hat{X} = \Lambda \left(\Lambda' \Lambda\right)^{-1} \Lambda' X \qquad (۱۰)$$

جملات اختلال $\hat{X}.U$ در رابطهٔ ۹ مستقل از رگرسورها هستند. ماتریس واریـانس کوواریانس جملات اختلال در معادلهٔ ۹ عبارت است از:

$$E(\hat{X}'UU'\hat{X})=\sigma_u^2.(\hat{X}'\Sigma\hat{X}) \qquad (۱۱)$$

برآوردگر 2S-2SLS برای α و واریانس آن عبارت است از:

$$\hat{\alpha}_{2SLS}=\left(X'\hat{X}(\hat{X}'\Sigma\hat{X})^{-1}\hat{X}'X\right)^{-1}X'\hat{X}(\hat{X}'\Sigma\hat{X})^{-1}\hat{X}'Y \qquad (۱۲)$$

$$Var(\hat{\alpha})=\sigma_u^2.\left[X'\hat{X}(\hat{X}'\Sigma\hat{X})^{-1}\hat{X}'X\right]^{-1} \qquad (۱۳)$$

حال نشان می‌دهیم که $\hat{\alpha}$ برآوردگری سازگار برای α است. با جایگزین کـردن ۸ به‌جای Yدر۱۲ و ساده کردن‌های لازم، رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{\alpha}_{2SLS}=\alpha+(\hat{X}'X)^{-1}\hat{X}'U \qquad (۱۴)$$

بـا قـراردادن مقـدار $\hat{X}$ از معادلـهٔ ۵ در رابطـهٔ بـالا و بـا توجـه بـه تسـاوی $(\hat{X}'X)=(\hat{X}'\hat{X})$(طبق ۴ و۷)، می‌توان نوشت:

$$\hat{\alpha}_{2SLS}=\alpha+(\hat{\pi}'\Lambda'\Lambda\hat{\pi})^{-1}\hat{\pi}'\Lambda'U \qquad (۱۵)$$
$$=\alpha+(\hat{\pi}'\frac{\Lambda'\Lambda}{T}\hat{\pi})^{-1}\hat{\pi}'\frac{\Lambda'U}{T}$$

در این‌جا:

$$P\lim\ \pi'=\pi \quad ; \quad \lim\frac{\Lambda'\Lambda}{T}=R \quad ; \quad P\lim\frac{\Lambda'U}{T}=0$$

لذا سازگاری برآوردگرها به صورت زیر اثبات می‌شود:

$$P\lim\hat{\alpha}_{2SLS}=\alpha+(\pi'R\pi)^{-1}\pi'.P\lim\frac{\Lambda'U}{T}=\alpha \qquad (۱۶)$$

- همان‌گونه که گفته شد، برآوردگر دومرحله‌ای حـداقل مربعـات تخمـین صـحیحی از واریانس ضرائب مدل را نمی‌دهد. مقدار تخمینی واریانس $\hat{\alpha}$ که توسط برآوردگر مزبـور محاسبه می‌شود، برابر است با:

$$EST[Var(\hat{\alpha})]=\hat{\sigma}_u^2.\left[X'\hat{X}(\hat{X}'\Sigma\hat{X})^{-1}\hat{X}'X\right]^{-1}$$

$$\hat{\sigma}_u^2=\frac{\Sigma\left(y_t-\sum_{j=0}^{k}\hat{\alpha}_j\hat{x}_{t-j}-\sum_{j=0}^{k}\beta_j(x_{t-j}-\Lambda_{t-(j+1)}.\hat{\pi})\right)^2}{T}$$

در این‌جا $\hat{\sigma}_u^2$ به‌عنوان برآوردگر σ_u^2، اشتباه است. مقدار صحیح $\hat{\sigma}_u^2$ عبار ت است از:

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\Sigma\left(y_t - \sum_{j=0}^{k} \hat{\alpha}_j x_{t-j} - \sum_{j=0}^{k} \beta_j (x_{t-j} - \Lambda_{t-(j+1)}.\hat{\pi}) \right)^2}{T}$$

نرم افزار Eviews به‌طور خودکار عمل تصحیح واریانس را انجام می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی