دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال نوزدهم، شمارهٔ۳، بهار و تابستان ۱۳۹۱

تاثیر نقدینگی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده بر رشد اقتصادی ایران

اشکان رحیم زاده*
استادیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی_ واحد زنجان
محمود هوشمند
دانشیار اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد،
احسان فضل الهی
عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی_ واحد کاشان

چکیده

مشخص گشتن این موضوع که در کشورمان سیاست پولی (نقدینگی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده) می‌تواند در رفع کمبود تولید موثر باشد یا خیر، در تصمیم گیری‌های اقتصادی حائز اهمیت است.
هدف این مقاله ارزیابی عوامل موثر بر رشد اقتصادی در ایران در قالب مدل رشد درون‌زا با استفاده از روش‌های سری زمانی در طی دوره (۸۷- ۱۳۵۷) می‌باشد.
نتایج نشان می‌دهد که نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به GDP واقعی با وقفه، نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به GDP واقعی با وقفه، رشد نیروی کار موثر و رشد نقدینگی پیش‌بینی شده پس از دو وقفه تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته اند. این در حالی است که رشد نقدینگی پیش‌بینی نشده تاثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایجاد نکرده است.

واژه های کلیدی: نقدینگی پیش‌بینی شده، نقدینگی پیش‌بینی نشده، رشد اقتصادی، رشد درون‌زا

طبقه بندی JEL: $C۱۰, E۲۰, O۴۰$

---

* - (نویسنده مسئول) : Ashkan_Rahimzadeh@yahoo.com

تاریخ دریافت : ۱۳۹۰/۷/۱۶ تاریخ پذیرش : ۱۳۹۰/۱۲/۲۴

Archive of SID
www.SID.ir

The Effect of Anticipated and Unanticipated Cash on Economic Growth of Iran

Ashkan Rahimzadeh
Corresponding Author, Assistant Professor of Economics. IAU, Zanjan Branch
Mahmood Hoshmand
Associate Professor in Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Ehsan Fazle Elahi
Faculty Member of IAU, Kashan Branch

Abstract

This subject is important for economic decisions that can be effective monetary policy (Anticipated and Unanticipated Liquidity) in resolve of output shortage?
The aim of this paper analyses the effective factors on economic growth in Iran by Using time series methods and in (۱۹۷۸-۲۰۰۸) period endogenous growth model.

Results show that the ratio of private investment to real GDP(-۱), ratio of government investment to real GDP(-۱), the effective labor growth and anticipated Liquidity growth have a positive effect on economic growth. But the effect of unanticipated Liquidity growth on economic growth isn't significant.

Keywords: Anticipated Cash, Unanticipated Cash, Economic Growth, Endogenous Growth

JEL: O۴۰, E۲۰, C۱۰

۱- مقدمه

در سال‌های دهه ۱۹۷۰ اقتصاددانان مکانیزم‌های کینزی‌ها و پولیّون را زیر سؤال برده و استدلال نمودند که افراد قادر به پیش‌بینی متغیّرهای اقتصادی به طریق عقلایی بوده و می‌توانند با استفاده از روش‌های استاندارد آماری متغیّرهای اقتصادی را پیش‌بینی نمایند.

فرضیه انتظارات عقلایی به صورت خلاصه این گونه بیان می‌شود که در شکل‌گیری انتظارات مربوط به قیمت‌های آینده و متغیرهای دیگر، بازیگران نهایت تلاش خود را می‌کنند. یعنی با توجه به اطلاعات موجود در زمان جاری، نمی‌توان پیش‌بینی بهتری بر اساس این اطلاعات انجام داد.

Archive of SID
www.SID.ir

البته این بدان معنا نیست که پیش‌بینی عقلایی درست نبوده یا اینکه برای دوره خاصی حدس نمی‌تواند بهتر از پیش‌بینی باشد؛ بلکه دلالت بر صحیح بودن پیش‌بینی عقلایی به طور متوسط است و هیچ روش پیش‌بینی دیگری نمی‌تواند به طور دائم بهتر از آن باشد. در صورتی که پیش‌بینی عقلایی به طور متوسط درست نباشد، چنین اشتباه سیستماتیک حاکی از استفاده نادرست از اطلاعات به طور کامل است که این مطلب با عقلایی بودن مغایرت دارد. بدیهی است که تعریف پیش‌بینی بهینه به آن معنی نیست که کلیه بازیگران همواره پیش‌بینی بهینه انجام دهند. این دقیقاً مانند فرض حداکثر نمودن سود است که الزامی پدید نمی‌آورند که کلیه بنگاه‌ها، همواره سود را حداکثر نمایند. انتظارات عقلایی در دو قالب مکتب نیوکلاسیک‌ها یا کلاسیک‌های جدید و نیوکینزی‌ها یا کینزین‌های جدید مطرح می‌شود.

در دنیای کلاسیک جدید، کامل بودن اطلاعات و تعدیل‌های بدون هزینه مطرح می‌گردد. محور اصلی مکتب کلاسیک جدید آن است که نوسانات اقتصاد کلان مربوط به ناقص بودن اطلاعات و گران بودن برخی تعدیل‌هاست. در توجیه این مطلب می‌توان گفت افراد در دریافت مجموعه کامل قیمت صبر ننموده تا تصمیمات عرضه یا تقاضای خود را بر اساس این قیمت‌های واقعی اتخاذ کنند. به طور مثال، قرارداد دستمزد قبل از آغاز کار منعقد می‌شود. تعهدات بر اساس انتظارات مرتبط با چگونگی قیمت‌های آینده صورت می‌گیرد، لیکن این انتظارات می‌تواند نادرست باشد. مشهورترین نتیجه این مکتب آن است که سیاست‌های منظم تقاضای کل، اثر حقیقی نمی‌تواند داشته باشد. توضیح این مطلب را می‌توان به این صورت خلاصه نمود: اقتصادی را در نظر گرفته که در اشتغال کامل است به این معنی که بازار کار در سطح دستمزد مشخص تسویه گشته و موجودی سرمایه ثابت است. اگر کلیه قیمت‌ها و درآمد اسمی به یک نسبت افزایش یابند، متغیرهای حقیقی تغییر نخواهند کرد. در صورتی که مقامات مسئول اعلام به دو برابر نمودن موجودی پول نمایند، بازیگران عقلایی قیمت‌های خود را دو برابر نموده و اثر حقیقی وجود ندارد. لیکن اگر این افزایش موجودی پول، بدون اعلام قبلی باشد، بنگاه‌های اقتصادی و کارگران ممکن است تصور کنند که افزایش تقاضای حقیقی برای خدمات آنها وجود دارد و از این رو عرضه خود را افزایش می‌دهند.

این در حالی است که کینزی‌های جدید استدلال می‌کنند که وقتی دولت دخالت می‌نماید تا تقاضای کل را تغییر دهد، اگر چه تغییرات سیاستی پیش‌بینی شده هستند، ولی بر روی GDP

www.SID.ir

حقیقی تأثیر دارند. زیرا وجود قراردادها، همچنان تجدید نظر در دستمزدها و قیمت‌های منابع را محدود می‌نمایند. از این رو سیاست‌های پولی و مالی دولت اگر چه پیش‌بینی شده هستند، می‌توانند برای از بین بردن بیکاری و رکود مورد استفاده قرار گیرند.

۲- نوسانات تقاضای کل

۲-۱- نظریه کینزی‌ها

در مدل ساده کینزی، منحنی عرضه کل با کشش بوده و دستمزدهای پولی به سمت پایین چسبنده می‌باشد؛ لیکن در عین حال می‌توانند به سرعت به سمت بالا افزایش یابند. با کاهش تقاضای کل دستمزدهای پولی کاهش نیافته ولی تولید به سرعت کاهش می‌یابد. از سوی دیگر با افزایش تقاضای کل منحنی عرضه کل به موازات اینکه صاحبان منابع تلاش در جهت برقراری مجدد قدرت خرید خود می‌نمایند، به سرعت به سمت بالا حرکت خواهد نمود.

بنابراین در مدل کینزی با کاهش تقاضای کل، اقتصاد با رکود بسیار جدی مواجه گشته لیکن با افزایش تقاضای کل، اقتصاد در طی منحنی عرضه بلندمدت با قیمت‌های بسیار بالا مواجه می‌شود.

۲-۲- نظریه پولیّون

یکی از نظریه‌های تقاضای کل که باعث ایجاد سیکل تجاری می‌شود، نوسانات در نرخ رشد عرضه پول است. افزایش در نرخ رشد عرضه پول باعث حالت انبساطی و کاهش در نرخ رشد آن سبب حالت انقباضی می‌شود.

مطابق نظریه پولیّون وقتی قیمت‌ها و دستمزدهای پولی تعدیل می‌شوند، اقتصاد به وضعیت GDP حقیقی بالقوه بازگشت می‌کند. پولیّون معتقدند که اتخاذ سیاست‌های پولی اقتصاد را با سیکل مواجه می‌کند، بدین صورت که GDP حقیقی و اشتغال در طول زمان افزایش و یا کاهش می‌یابد. از نظر آنها تا وقتی که رشد پول ثابت باشد، اقتصاد ذاتاً با ثبات بوده و تعادل به خودی خود برقرار خواهد گشت.

دیدگاه پولیون در قالب نظریه مقداری بیان می‌کند که تورم همیشه و همه جا یک پدیده پولی است. تفاوت این مکتب و مکتب کینزی آن است که پولیون معتقدند که سیستم بازار کارایی داشته، قیمت‌ها و دستمزدها کاملاً انعطاف‌پذیر بوده و افراد دچار توهم و خطای پولی نمی‌شوند.

Archive of SID

www.SID.ir

انتظارات بازار در بلندمدت در تضاد با واقعیات نیست.

۲-۳- نظریه انتظارات عقلایی

دهه ۱۹۷۰طرفداران این مکتب پیمان کردند که افراد قادر به پیش‌بینی متغیّرهای اقتصادی به طریق عقلایی بوده و می‌توانند با استفاده از روش‌های استاندارد آماری متغیّرهای اقتصادی را پیش‌بینی نمایند. از این رو مدل‌هایی تدوین شد که به مدل‌های انتظارات عقلایی معروف می‌باشد. این مدل‌ها به دو صورت زیر ارائه می‌شوند:

۲-۳-۱- نظریه نیوکلاسیک‌ها و یا کلاسیک‌های جدید

مبنای این نظریه‌ها این اعتقاد است که شوک‌ها و تنش‌های غیر قابل پیش‌بینی در تقاضای کل باعث ایجاد نوسانات تجاری می‌گردند.

مطابق این دیدگاه اگر تقاضای کل به صورت آنچه پیش‌بینی شده کاهش یابد، در آن حالت هیچ‌گونه رکودی به وجود نمی‌آید. خریداران و فروشندگان می‌دانند که چه چیزی رخ داده و آنها قیمت‌ها و دستمزدهای پولی را با هم تعدیل نموده و به عبارتی در این وضعیت تغییری در دستمزدهای حقیقی رخ نمی‌دهد. اگر تقاضای کل به صورت غیر قابل پیش‌بینی کاهش یابد، در آن صورت قیمت‌ها سریع‌تر از دستمزد پولی کاهش یافته و دستمزد حقیقی افزایش می‌یابد. سپس اقتصاد وارد دوره‌ای از رکود خواهد شد (مطابق نظریه پولیّون). مدل انتظارات عقلایی از این جهت با مدل پولیّون تفاوت دارد که در این مدل رکود تنها در زمانی رخ می‌دهد که یک تغییر غیر مترقبه در تقاضای کل رخ دهد. همچنین اقتصاد وارد یک دوره رونق می‌شود، بدین صورت که یک افزایش غیر مترقبه در تقاضای کل باعث کاهش دستمزد حقیقی گشته و قیمت‌های پولی بسیار آرامتر از سطح قیمت‌ها تعدیل خواهند شد.

به عنوان پیشنهاد سیاستی، کلاسیک‌های جدید استدلال می‌کنند که اگر دولت وارد عمل شود تا با تغییر تقاضای کل بتواند بر روی GDP حقیقی اثر بگذارد، این عمل پیش‌بینی شده و در آن حالت دستمزدها و قیمت‌های منابع به سرعت به گونه‌ای تعدیل می‌شوند که دستمزد حقیقی را ثابت نگه داشته و از این رو هیچ اثری بر GDP حقیقی به وجود نخواهد آمد.

۲-۳-۲- نظریه نیوکینزی و یا کینزی‌های جدید

Archive of SID

www.SID.ir

این نظریه‌ها بر این مبانی استوارند که شوک‌ها و تنش‌های غیر قابل پیش‌بینی و همچنین شوک‌ها و تنش‌های قابل پیش‌بینی در تقاضای کل با یکدیگر ترکیب شده و باعث پیدایش سیکل تجاری می‌گردند. در این مدل ماهیّت و طبیعت قراردادهای بلندمدت منابع مورد تأکید قرار گرفته است. برای مثال، قراردادهای کارگری معمولاً بین ۲ تا ۳ سال دوام داشته و مدت قرارداد برای تهیه داده‌ها و مواد اولیه برای تولید کننده بین ۶ ماه تا ۲ سال است. بر طبق این مدل وقتی که تغییرات در تقاضای کل پیش‌بینی نشده باشد، نتیجه شبیه مدل کلاسیک‌های جدید است. ولی به خاطر وجود محدودیّت زمانی در قراردادهای منابع، کینزی‌های جدید همچنین بر این اعتقادند که تغییرات پیش‌بینی شده در تقاضای کل می تواند موجب پیدایش سیکل در اشتغال و GDP حقیقی گردد. ولی کلاسیک‌های جدید در مقابل معتقدند از آنجایی که به سادگی می‌توان در قراردادهای منابع به شرط تغییرات قابل پیش‌بینی در تقاضای کل تجدید نظر نمود، لذا علی رغم وجود محدودیّت زمانی در قراردادهای منابع، تغییرات قابل پیش‌بینی در تقاضای کل نمی‌تواند باعث پیدایش سیکل تجاری شود.

۳- مطالعات تجربی

در زمینه تاثیر پول پیش‌بینی شده و نشده بر تولید می‌توان به مطالعات خارجی و داخلی اشاره نمود.

۳-۱- مطالعات خارجی

بارو[۱] اثرگذاری تغییرات پیش‌بینی نشده پول بر متغیرهای واقعی اقتصادی نظیر تولید را بررسی نمود. متغیرهایی که به لحاظ تجربی اثرات سیستماتیک بر رشد پول آمریکا داشته‌اند عبارتند از: مخارج دولت فدرال، نرخ بیکاری با وقفه و مقادیر رشد پولی با دو وقفه زمانی. در مطالعه مذکور از مشاهدات سالیانه دوره زمانی (۷۸– ۱۹۴۱) استفاده شده است. رشد پول پیش‌بینی نشده تفاوت بین رشد واقعی و رشد پیش‌بینی شده پول است که به عنوان یک متغیر توضیحی برای تعیین تولید

۱- Barro

Archive of SID

www.SID.ir

ناخالص ملی (GNP) واقعی به کار گرفته شد. نتایج نشان می‌دهد که متغیر رشد پول پیش‌بینی نشده و همچنین متغیر با یک وقفه زمانی و هزینه دولت فدرال با تولید ارتباط مثبت و معنی‌داری دارد(Barro, ۱۹۷۷).

گوچوکو[۱] به آزمون خنثی بودن پول و فرضیه عقلایی برای کشور ژاپن طی سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۷۳ پرداخته است. فرضیه انتظارات عقلایی در مورد ژاپن برای دوره‌ی (۱۹۸۵-۱۹۷۳) که از وقفه‌های متفاوت رشد پولی قابل انتظار و غیر قابل انتظار استفاده کرده، رد شده است. آزمون‌های جداگانه خنثی و عقلایی بودن نشان می‌دهد که عدم خنثی بودن در رد فرضیه انتظارات عقلایی نقش دارد(Gochoco, ۱۹۸۶).

جفرسون[۲] به بررسی خنثایی پول با تفکیک پول به دو بخش پول بیرونی (پایه پولی) و پول درونی (حساب سپرده‌های دیداری) پرداخت. وی در کار مطالعاتی خود، متغیرهای تولید ملی حقیقی و اسمی، شاخص قیمت، همچنین سپرده‌های دیداری و پایه پولی را در سال‌های ۱۹۹۲ – ۱۹۰۰ به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفت و آنها را در قالب یک الگوی VAR مورد بررسی قرار داد. در تخمین هایی که از الگو به عمل آمد، شواهدی مبتنی بر غیر خنثایی پول درونی حاصل گردید. هر چند در این راستا مقدار آنها بسیار ناچیز، اما از اعتبار آماری برخوردار بوده است. (Jefferson, ۱۹۹۷)

ساندرز[۳] رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید اسمی، تولید واقعی و عرضه پول را با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۹۹-۱۹۵۹ بررسی کرده است. برای تحلیل داده‌ها از روش آزمون همجمی یوهانسن و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده کرده است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین GDP اسمی و رشد پولی در آمریکا وجود دارد. در حالی که این رابطه بین GDP واقعی و رشد پولی مشاهده نشد(Saunders, ۲۰۰۲).

۱- Gochoco

۲- Jefferson

۳- Saunders

Archive of SID

www.SID.ir

بال وکروشور[۱] میزان توانایی و قابلیت سیاست پولی پیش‌بینی شده بر روی مقادیر واقعی و انتظاری متغیرهای تولید و تورم را از طریق تغییر در ذخایر واقعی بانک فدرال آمریکا در طی دوره ۹۵-۱۹۶۸ مورد آزمون قرار داد. مدل مورد استفاده فرض می‌کند که واحدهای اقتصادی به طور سیستماتیک اثرات سیاستی شوک‌ها روی تقاضای کل را کمتر از حد پیش‌بینی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های سیاستی بر روی تولید واقعی بیش از تولید انتظاری تاثیرگذار می باشند (Ball & Croushore, ۲۰۰۳).

ریز[۲] بر اساس مدل سیدراسکی[۳] (۱۹۶۷) موضوع عدم خنثایی پول را به طور نظری مورد بررسی قرار داد. این مدل پول را در قالب یک مدل رشد نئوکلاسیکی در تابع مصرف قرار می‌دهد. مطالعه مزبور ضمن نشان دادن جنبه‌های پویای مدل سیدراسکی نتیجه می‌گیرد که سیاست پولی الزاماً خنثی نبوده و علاوه بر آن سیاست پولی در غالب موارد حتی در شرایط ثبات نیز غیر خنثی است(Reis, ۲۰۰۷).

مایترال[۴] کارایی پول (پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده) را در نوسانات تولید سنگاپور طی دوره زمانی ۷۲-۱۹۷۱ تا ۰۸-۲۰۰۷ مورد بررسی قرار داد. مطالعه مذکور نشان می‌دهد که عرضه پول و تولید در سنگاپور با یکدیگر رابطه داشته لیکن ارتباط مورد نظر از ناحیه پول پیش‌بینی شده نمی‌باشد. مطالعه مورد نظر ضمن بررسی انتظارات عقلایی نشان می‌دهد که قسمت پیش‌بینی نشده عرضه پول نقش معنی داری در رشد تولید ایجاد نموده و از این‌رو سیاست‌های غیر مترقبه پولی در افزایش تولید موثر است (Maitral, ۲۰۰۷).

۳-۲- مطالعات داخلی

منجذب اثر بخشی حجم پول بر تولید و تورم را مورد آزمون قرار داد. برای این امر ابتدا مدل

۱- Ball and Croushore

۲- Reis Ricardo

۳- Siderauski,

۴- Maitral

Archive of SID

www.SID.ir

پولی ایران مورد شناسایی و تخمین قرار می‌گیرد. سپس در چارچوب مدل‌های کلاسیکی و کینزی به عنوان 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 به عنوان متغیری اسمی بر تولید صورت می‌گیرد و نتایج فوق تکرار می‌شود(Monjazeb, ۲۰۰۶).

دلالی اصفهانی و همکاران در فضای نسل‌های تداخلی با الهام از نظریه انتظارات عقلایی و در محیطی از ریاضیات تصادفی به تدوین الگوی خود پرداختند. روش مطالعه آنها، تحلیل نظری (ریاضی) بوده که در چارچوب اقتصاد مرسوم انجام می گیرد. نتایج آنها در این ارتباط به ناخنثایی پول و برقراری منحنی فیلیپس به عنوان یک نتیجه مشخص از حل سیستم‌های تعادلی اشاره می نماید (Dallali Esfahani et at al, ۲۰۰۸).

هژبرکیانی و ابطحی اثرات نامتقارن نوع اول و دوم شوک‌های پولی را بر تولید در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار دادند. در مطالعه‌ی مذکور مدل‌های چرخش رژیم و خود بازگشتی برداری و داده‌های فصلی (۸۴-۱۳۶۷) در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد عدم تقارن اثرات شوک‌های پولی در اقتصاد ایران گویای آن است که در بلندمدت تنها شوک‌های منفی بر تولید اثرگذارند و شوک‌های مثبت اثری بر تولید ندارند(Hozhabr Kiani & Abtahi, ۲۰۰۸).

جعفری صمیمی و قنبرزاده نیار با استفاده از روش میشکین[۱] و با استفاده از داده‌های فصلی سری زمانی (۸۶-۱۳۶۷) به آزمون فرضیه‌های انتظارات عقلایی در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که با لحاظ شکست ساختاری انتظارات عقلایی در سه وقفه رد و در یازده و شانزده وقفه تایید می‌شود(Jafari Samimi & Ghanbarzadeh, ۲۰۰۹).

جلائی و شیرافکن به بررسی تاثیرگذاری سیاست‌های پولی انبساطی در اقتصاد ایران با توجه به منحنی فیلیپس (نیو کلاسیک‌ها و نیوکینزی‌ها) بر میزان طبیعی بیکاری و بیکاری تورم غیر افزایشی و بررسی عوامل تاثیرگذار بر این دو متغیر طی دوره ۸۴-۱۳۳۸ پرداختند. بدین منظور از روش‌های سری‌های زمانی مبتنی بر تکنیک VAR و روش‌های ساختاری مبتنی بر تکنیک OLS استفاده شده است. نتایج، نظریه کینزین‌های جدید در اقتصاد ایران را با در نظر گرفتن انتظارات تطبیقی و

۱- Mishkin

Archive of SID

www.SID.ir

انتظارات عقلایی تایید می‌کند(Jalaii & Shirafcan, ۲۰۰۹).

خواجه روشنایی و همکاران با بهره‌گیری از روش پسران به مطالعه چگونگی تاثیر سیاست‌های پولی بر نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی ایران در چارچوب انتظارات عقلایی طی دوره زمانی ۸۵-۱۳۵۲ پرداختند. وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مستقل با متغیرهای وابسته نرخ ارز موثر حقیقی و نرخ تورم را بررسی نموده و روابط کوتاه‌مدت نیز با استفاده از فرآیند هندری و آزمون فرضیه‌های پیاپی تعیین گردید. نتایج نشان داد که عامل اصلی نوسانات تورمی، تغییرات شاخص قیمت بوده و همچنین در چارچوب انتظارات عقلایی تحلیل میزان تاثیر نرخ ارز و تورم بر یکدیگر امکان پذیر نیست(KHajeh roshanaii et at al, ۲۰۱۰).

۴- ارائه الگوی رشد اقتصادی

این مقاله از تابع تولید کل سولو، که با در نظر گرفتن موجودی سرمایه (خصوصی و دولتی) و سرمایه انسانی تکمیل شده، استفاده نموده است. تابع تولید عبارت است از:

$$Y_t = A\left(K_t^p\right)^{\alpha}\left(K_t^g\right)^{\beta}\left(Z_t\right)^{\gamma} \qquad (۱)$$

$$Z_t = H_t L_t$$

که در آن Y تولید، A تکنولوژی، K^p و K^g موجودی سرمایه فیزیکی خصوصی و دولتی، Z نیروی کار (L) تعدیل شده با سرمایه انسانی(H) و t زمان است.

با فرض اینکه $\alpha + \beta + \gamma \geq 1$، مدل های رشد درون‌زا، حتی در نبود پیشرفت برون‌زای تکنولوژی و رشد جمعیت به خاطر وجود نیروهایی از درون سیستم (نظیر انباشت سرمایه انسانی و فیزیکی و تغییرات در سیاست اقتصادی) رشد پایدار ایجاد می‌کند. اگر $\alpha + \beta + \gamma = 1$ باشد، تابع تولید (۱) به تابع $Y = AK$ تبدیل می‌شود که در آن K سرمایه انسانی و فیزیکی را در بر می‌گیرد.

معادله (۱) بر حسب نرخ رشد به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y = a + \alpha k^p + \beta k^g + \gamma z \qquad (۲)$$

این رابطه قابل برآورد است ولی به دلیل نبود آمار مربوط به موجودی سرمایه فیزیکی خصوصی و دولتی برای کشورهای در حال توسعه، این رابطه به یک رابطه قابل برآورد تبدیل

Archive of SID

www.SID.ir

می‌شود. از این رو از روابط زیر استفاده می گردد:

$$\frac{\Delta K_t^p}{K_{t-1}^p} = \frac{I_t^p}{K_{t-1}^p} - \delta_p \qquad (۳)$$

$$\frac{\Delta K_t^g}{K_{t-1}^g} = \frac{I_t^g}{K_{t-1}^g} - \delta_g \qquad (۴)$$

که در آن I^p و I^g سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی (هر دو به قیمت‌های ثابت) و δ_p و δ_g به ترتیب نرخ استهلاک موجودی سرمایه خصوصی و دولتی می‌باشند. با فرض اینکه:

$$K^p = \theta_p Y \qquad (۵)$$

$$K^g = \theta_g Y \qquad (۶)$$

که θ_p و θ_g ضرایب ثابت هستند. معادله (۲) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y = a' + \alpha'\left[\frac{I_t^p}{Y_{t-1}}\right] + \beta'\left[\frac{I_t^g}{Y_{t-1}}\right] + \gamma z \qquad (۷)$$

که:

$$a' = \left(a - \alpha\delta_p - \beta\delta_g\right)$$

$$\alpha' = \frac{\alpha}{\theta_p}$$

$$\beta' = \frac{\beta}{\theta_g}$$

حال، معادله (۷) با توجه به اطلاعات موجود قابل برآورد می‌باشد. با توجه به این معادله داریم:

$$GGDP = a_0 + a_1\ INVPGDP + a_2\ INVGGDP + a_3\ GRHUMAN \qquad (۸)$$

متغیرهای مدل فوق به ترتیب عبارت از رشد GDP واقعی، نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به GDP واقعی با وقفه، نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به GDP واقعی با وقفه، رشد نیروی کار موثر(حاصلضرب جمعیت فعال در جمعیت شاغل دارای تحصیلات عالی) می‌باشد.

لازم به ذکر است که مدل‌های رشد درون‌زا مکانیزمی را تعریف می‌کنند که از طریق آن، تغییر در سیاست‌های اقتصادی و انباشت سهم سرمایه فیزیکی، انسانی و خصوصی می‌تواند حتی در شرایط نبود تغییرات تکنولوژی و جمعیت، رشد پایدار را افزایش دهد. با توجه به استفاده از مدل رشد درون‌زا در این تحقیق می‌توان تاثیر سیاست پولی (پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده) را بر رشد

Archive of SID

www.SID.ir

اقتصادی با اضافه نمودن متغیر مورد نظر به مدل مشاهده نمود.

لازم به ذکر است که در این ارتباط می‌بایست نخست نقدینگی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده را با توجه به برآورد الگوی رشد نقدینگی به‌دست آورد. هدف از برآورد معادله نرخ رشد نقدینگی، تفکیک تغییرات آن به دو قسمت پیش‌بینی شده و نشده است (رشد نقدینگی پیش‌بینی نشده (پسماندها[۱]) تفاوت بین رشد واقعی و رشد پیش‌بینی شده نقدینگی می‌باشد). پس از به دست‌آوردن سری زمانی رشد نقدینگی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده، این دو متغیر به مدل رشد درون‌زای (۸) به عنوان متغیرهای توضیحی اضافه می‌شود.

۵- برآورد مدل

۵-۱- ارائه الگوی رشد نقدینگی

مبنای اولیه مدل در این قسمت به تبعیت از مطالعه انجام شده توسط بارو بوده، لیکن با توجه به شرایط اقتصاد ایران برخی متغیرهای دیگر جهت تکمیل مدل، به آن اضافه شده است. در این مطالعه از مشاهدات سالیانه سال‌های (۸۷- ۱۳۵۲) استفاده شده است. در مدل مورد نظر، رشد نقدینگی به عنوان متغیر وابسته و رشد هزینه‌های واقعی دولت، نرخ بیکاری، رشد سرمایه‌گذاری واقعی، نسبت کسری بودجه به PDG، رشد نرخ ارز غیر رسمی و نرخ سود بانکی پنج ساله به عنوان متغیرهای مستقل محسوب می‌شوند. البته لازم به ذکر است که اقتصاد ایران با شوک‌های مختلفی نظیر پیروزی انقلاب، جنگ تحمیلی و یا مواردی مثل تغییر دولت و بالطبع تغییر سیاست‌های آن (ناپایداری سیاسی در اثر تغییرات کابینه) مواجه گشته که این موارد را می‌توان به سیاست پولی پیش‌بینی نشده منتسب نمود. به عبارت دیگر در این مدل متغیرهای موهومی لحاظ نشده است. از برآورد معادله می‌توان رشد نقدینگی را به دو قسمت پیش‌بینی شده و نشده مجزا نمود.[۲]

---

۱ Residual

۲ - رشد پول پیش‌بینی نشده از تفاضل رشد واقعی و پیش‌بینی شده (پسماندها) حاصل می گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

$$GM_{۲}= a_{۰} + a_{۱} GEXPEN + a_{۲} UNEMPLOY + a_{۳} GRINV +$$
$$a_{۴} DEFGDP + a_{۵} GEXCHANGE + a_{۶} GINTEREST \qquad (۹)$$

متغیرهای مدل فوق به ترتیب رشد نقدینگی، رشد هزینه‌های واقعی دولت، نرخ بیکاری، رشد سرمایه‌گذاری واقعی، نسبت کسری بودجه به GDP، رشد نرخ ارز غیر رسمی و نرخ سود بانکی می‌باشند.

۵-۱-۱- بررسی پایایی متغیرها در الگوی رشد نقدینگی

استفاده از روش‌های سنتی در اقتصاد سنجی در تحقیقات تجربی، منوط به فرض پایایی متغیرها است. بنابراین، قبل از برآورد مدل باید پایایی متغیرها بررسی گردد. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی فولر[۱] استفاده می‌گردد. نتایج این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی‌فولر در سطح متغیرها

متغیر	مقدار t آماری	مقداراحتمال ($p-value$) مکینون
$Gm_{۲}$	-۳/۰۴	-۲/۹۵ (در سطح ۵٪)
GEXPEN	-۳/۲۷	-۲/۹۵ (در سطح ۵٪)
GRINV	-۴/۲۸	-۳/۵۸ (در سطح ۱٪)
DEFGDP	-۲/۱۳	-۱/۹۵ (در سطح ۵٪)
GEXCHANGE	-۳/۱۶	-۲/۹۲ (در سطح ۵٪)
UNEMPLOY	-۳/۶۱	-۳/۵۷ (در سطح ۱٪)
GINTEREST	-۳/۵۳	-۲/۹۵ (در سطح ۵٪)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس آزمون مذکور نتیجه گرفته می‌شود که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای متغیرهای مورد نظر رد شده و کلیه متغیرهای مورد نظر پایا بوده و از این رو می‌توان به روش OLS برآورد مورد نظر را انجام داد.

۵-۱-۲- برآورد الگوی رشد نقدینگی

۱- Dickey-Fuller

Archive of SID

www.SID.ir

معادله (۹) با استفاده از روش OLS برآورد و نتایج آن در جدول ۲ ارائه گشته است. لازم به ذکر است که با توجه به مقدار آماره دوربین- واتسون مشکل خود همبستگی وجود داشته، لذا این مشکل از طریق وارد نمودن AR(۱)[۱] رفع شده است. برازش مدل از کیفیت خوبی برخوردار می‌باشد (مقدار R^2 و $\overline{R}^2$ به ترتیب برابر ۰/۷۶۴ و ۰/۶۹۲ است).

جدول (۲) : نتایج برآورد مدل

GINTEREST(-۲)	GEXCHANGE(-۱)	DEFGDP	GRINV (-۱)	UNEMPLOY (-۳)	GEXPEN
۰/۲۶۴	۰/۲۲۸	۰/۵۹۲	-۰/۲۴۵	۲/۰۶۷	۰/۱۲۷
(۳/۳۴۰)	(۳/۷۲۷)	(-۳/۵۸۳)	(-۴/۴۹۱)	(۲/۵۵۸)	(۲/۶۰۲)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

(اعداد درون پرانتز t آماری را نشان می‌دهند)

نتایج حاصل از برآورد مدل ۹ (جدول ۲) به صورت زیر می‌باشد:

- رشد نقدینگی متاثر از رشد هزینه‌های دولت می‌باشد. به عبارت دیگر می‌توان گفت رشد نقدینگی در کشور متاثر از سیاست‌های مالی (رشد هزینه‌های دولت) بوده به طوری که یک واحد افزایش این متغیر، رشد نقدینگی را به میزان ۰/۱۲۷ واحد افزایش می‌دهد.
- رشد سرمایه‌گذاری واقعی پس از یک وقفه تاثیر معنی‌داری بر رشد نقدینگی ایجاد می‌نماید. این تاثیر منفی بوده که مطابق انتظار است. رشد این متغیر، درآمد و بالطبع درآمد مالیاتی را افزایش داده و این امر درجه اتکای دولت بر چاپ اسکناس جهت رفع کسری بودجه را کاهش می‌دهد. نتیجه برآورد نشان می‌دهد که هر یک واحد افزایش این متغیر رشد نقدینگی را به میزان ۰/۲۴۵ واحد کاهش می‌دهد.
- تغییرات نرخ بیکاری پس از سه وقفه در کشور توانسته تاثیرات معنی‌داری بر رشد نقدینگی ایجاد نماید. به عبارت دیگر افزایش نرخ بیکاری در کشور پس از سه وقفه توانسته مقامات پولی را در استفاده از سیاست‌های پولی جهت کاهش یا رفع آن مجاب نماید.

۱- Auto-Regressive

Archive of SID

www.SID.ir

- نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی واقعی مطابق انتظار ارتباط مثبت و معنی‌دار قوی با رشد نقدینگی ایجاد نموده است. یک واحد افزایش این نسبت، رشد نقدینگی را به میزان ۰/۵۹۲ افزایش می‌دهد.
- رشد نرخ ارز غیر رسمی پس از یک وقفه تاثیر معنی‌داری بر رشد نقدینگی ایجاد می‌نماید. به عبارت دیگر تضعیف پول ملی کشور (افزایش نرخ ارز) پس از یک وقفه رشد نقدینگی را افزایش می‌دهد. یک واحد افزایش متغیر مورد نظر رشد نقدینگی را به میزان ۰/۲۲۸ واحد افزایش می‌دهد.
- رشد سود سپرده‌های بلندمدت پس از دو وقفه رشد نقدینگی را افزایش داده به طوری که یک واحد افزایش در آن ۰/۲۶۴ واحد رشد نقدینگی را افزایش می‌دهد.

پس از برآورد ضرایب معادله (۹) رشد نقدینگی پیش‌بینی نشده از تفاضل رشد نقدینگی واقعی[۱] و رشد نقدینگی برآورد شده (پیش‌بینی شده)[۲] به دست می‌آید. به عبارت دیگر پسماندهای مدل برآوردی رشد نقدینگی پیش‌بینی نشده را تشکیل می‌دهد. اکنون رشد نقدینگی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده در الگوی رشد (۸) لحاظ می‌شود.

۵-۲- برآورد الگوی رشد اقتصادی

با توجه به معادله (۸) و لحاظ رشد نقدینگی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده در آن، محققین درصدد برآورد رابطه زیر هستند:

$$GGDP = a_0 + a_1\ INVPGDP + a_2\ INVGGDP + a_3\ GRHUMAN + a_4\ ANTI + a_5\ UNANTI \quad (10)$$

که در آن:

ANTI: رشد نقدینگی پیش‌بینی شده

UNANTI: رشد نقدینگی پیش‌بینی نشده

۱- Actual

۲- Fitted

Archive of SID

www.SID.ir

۵-۲-۱- بررسی پایایی متغیرها

نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر که در جدول ۳ ارائه شده نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای متغیرهای رشد GDP واقعی، نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به GDP واقعی با وقفه و پول پیش‌بینی نشده رد شده و این متغیرها پایا می‌باشند. در مورد متغیرهای دیگر می‌توان مشاهده نمود که در برخی سال‌ها شکست ساختاری رخ داده به طوری که برای متغیر رشد پول پیش‌بینی شده مشاهده می‌شود که در سال ۱۳۷۶ شکست ساختاری (تغییر در شیب تابع روند) رخ داده است. با لحاظ این موضوع متغیر مورد نظر در سطح ۲/۵ درصد پایا می‌باشد. در مورد نسبت سرمایه‌گذاری دولت به GDP واقعی با وقفه شکست ساختاری در سال ۱۳۵۷ (از نوع تغییر در عرض از مبدا) صورت گرفته، با احتساب این موضوع متغیر مورد نظر در سطح ۲/۵ درصد پایا می‌باشد. همچنین برای رشد نیروی کار موثر در سال ۱۳۵۳ شکست ساختاری (از نوع تغییر در عرض از مبدا) صورت گرفته که با لحاظ این موضوع متغیر مورد نظر نیز در سطح ۹ درصد پایا می‌باشد.

بنابراین کلیه متغیرهای مدل پایا (I(۰)) بوده و از این رو با توجه به پایایی داده‌ها، استفاده از روش سنتی OLS مجاز می‌باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون دیکی‌فولر در سطح متغیرها

متغیر	مقدار t آماری	مقداراحتمال ($p-value$) مکینون
GGDP	-۳/۱۲	-۲/۹۳ (در سطح ۵٪)
INVPGDP	-۴/۲۶	-۳/۵۸ (در سطح ۱٪)
INVGGDP	-۲/۴	-۲/۶ (در سطح ۱۰٪)
GRHUMAN	-۲/۱۵	-۲/۶۰ (در سطح ۱۰٪)
ANTI	-۲/۲۸۵	-۲/۶۲ (در سطح ۱۰٪)
UNANTI	-۳/۹۶۴	-۳/۶۷ (در سطح ۱٪)

ماخذ: یافته های تحقیق

۵-۲-۲- برآورد الگوی رشد اقتصادی

معادله (۱۰) با استفاده از روش OLS برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۷ برآورد می‌شود. با توجه

Archive of SID

www.SID.ir

به مقدار آماره دوربین – واتسون مشکل خود همبستگی وجود داشته، لذا این مشکل از طریق وارد نمودن $AR(1)$ رفع می‌گردد. لازم به ذکر است که از متغیرهای رشد نقدینگی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده (خود و وقفه‌هایشان)، تنها رشد نقدینگی پیش‌بینی شده پس از دو وقفه بر رشد اقتصادی تاثیرگذار است.

جدول ۴ : نتایج برآورد مدل رشد اقتصادی

INVPGDP	INVGGDP	GRHUMAN	ANTICASH(-۲)	R^2
۰/۴۹۷ (۲/۷۴)	۱/۵۷۱ (۳/۸۳)	۰/۹۷۱ (۳/۷۷)	۰/۲۹۷ (۲/۵۷)	۰/۸۲

ماخذ: یافته های تحقیق

(اعداد درون پرانتز مقادیر t آماری را نشان می‌دهند).

مطابق جدول ۴ نتایج زیر حاصل می شود:

نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به GDP با وقفه در سطح ۱ درصد از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. یک واحد افزایش این نسبت، رشد اقتصادی را به میزان ۰/۴۹۷ افزایش می‌دهد. رابطه مثبت و معنی‌دار سرمایه‌گذاری خصوصی با رشد اقتصادی حکایت از این امر دارد که علی‌رغم سرمایه‌گذاری غیر قابل توجه و عدم تاکید بر این بخش در سال های قبل، لیکن این بخش توانسته تاثیر سودمندی بر اقتصاد داشته باشد.

نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به GDP با وقفه در سطح اطمینان بیش از ۹۹ درصد از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. یک واحد افزایش این نسبت، رشد اقتصادی را به میزان ۱/۵۷۱ افزایش می‌دهد. ارتباط مثبت بین سرمایه‌گذاری دولتی و رشد اقتصادی در ایران مطابق انتظار بوده زیرا در دولتی بودن اقتصاد ایران و سیطره بخش دولتی در سرمایه‌گذاری‌های عمده و اساسی تردیدی وجود ندارد.

اثر نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به GDP با وقفه قویتر از نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به GDP با وقفه است که این امر به دلیل دولتی بودن اقتصاد ایران مطابق انتظار است.

رشد نیروی کار موثر اثر مثبت و معنی‌دار قوی بر رشد اقتصادی ایجاد می‌کند که این امر در درون‌زا بودن مدل مورد نظر نقش ایفا می‌کند. این تاثیر قوی طوری است که یک واحد افزایش

Archive of SID

www.SID.ir

این متغیر، رشد اقتصادی را به میزان ۰/۹۷۱ واحد افزایش می‌دهد.

از میان رشد نقدینگی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده، تنها رشد نقدینگی پیش‌بینی شده پس از دو وقفه تاثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایجاد نموده است. این مطلب بدان معناست که تنها سیاست‌های منظم پولی از سوی مقامات است که بر فرآیند رشد اقتصادی تاثیرگذار بوده و سیاست‌های نامنظم پولی (پیش‌بینی نشده) بر رشد اقتصادی موثر نمی‌باشد. به عبارت دیگر تصمیمات پولی غیر مترقبه ناشی از شوک‌های غیر قابل پیش‌بینی در بهبود رشد اقتصادی تاثیرگذار نبوده است. این در حالی است که یک واحد افزایش در رشد نقدینگی پیش‌بینی شده پس از دو وقفه، رشد اقتصادی را به میزان ۰/۲۹۷ واحد افزایش می‌دهد.

ذکر این نکته ضروری است که یک بار به جای رشد نقدینگی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده، رشد نقدینگی (غیر تفکیک شده) در مدل لحاظ گردید و برآورد انجام شد. نتایج نشان می‌دهد که رشد نقدینگی پس از دو وقفه تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایجاد می‌کند. با توجه به نتیجه حاصله و قیاس آن با نتایج برآورد از جدول ۴ (تفکیک رشد نقدینگی) می‌توان گفت که تاثیرگذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی (پس از دو وقفه) از کانال سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده دولت بوده و سیاست‌های غیر مترقبه پولی در این فرآیند نقشی نداشته است.

۶- نتایج و پیشنهادات

نتایج برآورد در قالب مدل رشد درون‌زا طی دوره زمانی (۸۷-۱۳۵۷) نشان می‌دهد که نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به GDP واقعی با وقفه، نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به GDP واقعی با وقفه، رشد نیروی کار موثر و رشد نقدینگی پیش‌بینی شده پس از دو وقفه تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته‌اند. این در حالی است که رشد نقدینگی پیش‌بینی نشده تاثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایجاد نکرده است.

با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهادات زیر مطرح می‌شود:

گسترش زیربناهای اقتصادی که در تقویت انگیزه سرمایه‌گذار مهم بوده، نیازمند خریدهای کلان کالاها و خدمات از کشورهای توسعه یافته صنعتی می‌باشد. با توجه به محدودیت منابع مالی و ارزی، تدوین برنامه‌های منسجم و هماهنگ که کشور را به سمت تولید این کالاها سوق دهد، پیشنهاد می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

برای ادامه فعالیت بیشتر بخش خصوصی می‌بایست علاوه بر کلیه عوامل اقتصادی تاثیرگذار بر آن، امنیت سرمایه‌گذاری تامین گردد. باید در کشور فرهنگ و فضای مناسب جهت سرمایه‌گذاری ایجاد شده و مقررات دست و پاگیری که بر سر راه سرمایه‌گذاری به عنوان یک مانع وجود دارد، از بین رود. از سوی دیگر ایجاد انگیزه‌های مادی مناسب و حمایت‌های مالی لازم، موجبات تحرک بیشتر فعالیت‌های تولیدی را فراهم می‌نماید.

توجه بیشتر دولت به سرمایه‌گذاری زیربنایی پیشنهاد می‌شود. از آنجایی که اجرای پروژه‌های زیربنایی غالباً به سرمایه‌های هنگفت نیازمند بوده و به ثمر رسیدن آنها مستلزم زمانی طولانی است، بررسی طرح های متنوع زیربنایی و تعیین ضروری‌ترین آنها، با توجه به محدودیت‌های مالی ضرورت می‌یابد.

با توجه به تاثیر مهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی توصیه می‌شود که سرمایه‌گذاری در آموزش و پرورش از طریق سرمایه‌گذاری در تحقیقات، سرمایه‌گذاری در کشف استعدادها، سرمایه‌گذاری در قابلیت تطبیق نیروی کار، سرمایه‌گذاری در جهت ایجاد کادر آموزشی و سرمایه‌گذاری آموزشی افزایش یابد.

برای آنکه بتوان از سیاست‌های پولی قانونمند و پیش‌بینی شده، بهتر در زمینه بهبود تولید در کشور استفاده نمود، می‌بایست قبل از آن ساختار اقتصادی کشور به سمت تولید را متحول نمود.

References

[۱] Ball, L. & D Croushore. (2003). **Expectations and the Effects of Monetary Policy.** Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, No. 4, pp. 437–484.

[۲] Barro, R. (1977). **Unanticipated Money Growth and Economic Activity in the United States.** Page (137–169).

[۳] Branson, V.H. (1999). **Macroeconomic Theory and Policies. Translated by Shakeri,** A. New publication, Tehran, forth edition (in Persian).

[٤] Central bank of Iran, Economic Report and Bank Balance Sheet in different years (in Persian).

[٥] Dallali Esfahani, R & H Shajari & M Renani & S Delangizan. (2008). **The Study of Effects Hypothesis Change in Expectation Model and Lucas Money Neutrality.** Journal of economic Researchs (in Persian).

[٦] Ghura, D. (1997). **Private Investment and Endogenous growth: Evidence**

Archive of SID

www.SID.ir

from Cameroon, IMF ,WP/97/165.

[۷] Gochoco, S.(1986). **Tests of Monetary Neutrality and Rationality Hypotheses: The Case of Japan** (1973–1985). Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 18, No. 4, (November)

[۸] Gorji, E. & A Mirsepasi, (2002). **Business Cycles and its Underlying Causes in Iranian Economy: A Theoretical Approach.** Institute for Trade Studies and Research Publication, Tehran, first edition (in Persian).

[۹] Hozhabr Kiani, K. & I Abtahi, (2008). **Test of Keynes View about Monetary Shocks Asymmetric Effects on Output in Iran economy With emphasis on Markov Regime Switching Model.** Journal of Humanities and Social sciences (in Persian).

[۱۰] Jafari Samimi, A & Gh Ghanbarzadeh Niar. (2009). **I Break and Test of Rational Expectation Hypothesis in Iran.** Economic Research (in Persian).

[۱۱] Jalaii, A &M Shirafcan.(2009). **The effect of Monetary Policies on Unemployment Level via Analyses of New Keynesian Philips Curve in Iran.** Journal of Humanities and Social sciences (in Persian).

[۱۲] Jefferson. Ph.(1997). **On the Neutrality of Inside Money and outside Money**. Economical, 64 ,1997 , pages 567–86.

[۱۳] Jones, I.(1997). **Introduction to Economic Growth.** W.W.Norton & Company, New York.

[۱٤] KHajeh roshanaii, N & N Shahnooshi & I Azarinfar & R Mohammadzeh & A Amjadi, (2010). **The Study of Relation between Monetary Policy and Iran economy Flactutions (With Rational Expectation).** Quarterly Journal of Quantitive Economics (in Persian).

[۱۵] Maitral,B.(2011). **Anticipated Money, Unanticipated Money and Output Variations in Singapore,** Journal of Quantitive Economics, Vol. ۹ No.(۱).

[۱٦] Mohammadi, H & A rahimzadeh & E fazleelahi, (2009). **The Effective Factors on Seignorage in Iran.** Quarterly Journal of economic Modeling (in Persian).

[۱۷] Monjazeb, M. (2006). **Analysis on effectiveness of Money Supply Expand on Output and Inflation in Iran economy.** Iranian Journal of Economic Research(in Persian).

[۱۸] Noferesti, M.(1999). **Unit Root and Integration in Econometrics.** Rasa Publication, Tehran (in Persian).

[۱۹] Reis, R. (2007). **The Analytics of Monetary Non-Neutrality in Sidrauski Model.** Economics Letters, Vol. 94, pp. 129–135.

[۲۰] Saunders, P.(2002). **Effects of Monetary Changes on the U.S. Economy in the Short- Run and Long-Run.** The Indian Economics Journal, Vol.

Archive of SID

www.SID.ir

50 ,No. 7 .

[۲۱] Tashkini, A & A shafiee,(2005). **Fiscal and Monetary Variables in Money Neutrality Test.** Iranian Journal of Trade Studies (in Persian).

Received: ۸ **Oct** ۲۰۱۱
Accepted: ۱۴ **Mar** ۲۰۱۲

Archive of SID

www.SID.ir