دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست وسوم، شمارۀ11، بهار و تابستان 1395

آزمون خنثایی پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران با تأکید بر تکانه‌های پولی: کاربردی از رهیافت آزمون کرانه‌ها

حسن خداویسی [1]
دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
احمد عزتی شورگلی [2]
کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه

تاریخ دریافت:11 /1394/6 تاریخ پذیرش:1394/11/3

چکیده

یکی از موضوعات بسیار مهم برای سیاست‌گذاران اقتصادی در سطح کلان، نحوۀ رفتار متغیرها در بلندمدت و کوتاه‌مدت در نتیجه تغییر پارامترهای سیاستی می‌باشد. ازجمله پارامترهای مهم سیاست‌گذاری، ابزارهای سیاست پولی است که این مقاله بر آن تمرکز دارد. در حقیقت یکی از موضوعات مورد بحث در ادبیات اقتصاد نظری، نحوه تأثیر سیاست پولی و شوک‌های پولی بر متغیرهای واقعی است. این پژوهش به بررسی آزمون خنثایی پول و عدم تقارن تکانه‌های پولی در ایران، با استفاده از داده‌های فصلی دورۀ زمانی (1393:3-1369:1) می‌پردازد. الگوی اقتصادسنجی به کارگرفته شده در این مقاله رهیافت آزمون کرانه‌ها، روش فیلتر هدریک-پرسکات و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که پول در بلندمدت در اقتصاد ایران خنثی است، ولی در کوتاه‌مدت، رشد نقدینگی تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سپس با استفاده از روش فیلتر هدریک-پرسکات، شوک‌های مثبت و منفی پولی و ادوار

1- نویسنده مسئول Email: h.khodavaisi@urmia.ac.ir

2- این مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد احمد عزتی شورگلی به راهنمایی دکتر حسن خداویسی است.

Email: ahmetezzati@gmail.com

تجاری اقتصاد ایران تفکیک می‌شوند. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های پولی تأثیر نامتقارنی بر تولید دارد. همچنین اثر شوک‌های پولی بر تولید طی سیکل‌های تجاری نامتقارن است.

کلیدواژه‌ها: خنثایی پول، تکانه‌های پولی، رهیافت آزمون کرانه‌ها.
طبقه‌بندی JEL: N1, E62, H50,

مقدمه

از دیرباز اقتصاددانان علاقه داشته‌اند ارتباط بین متغیرهای واقعی اقتصاد در سطح کلان (مانند تولید واقعی، نرخ بهره واقعی، اشتغال، نرخ ارز واقعی) و متغیرهای اسمی اقتصاد (مانند نرخ تورم، نرخ بهره اسمی، نرخ ارز اسمی، عرضه اسمی پول) و جهت رابطه علی و معلولی بین آن‌ها را مطالعه نمایند. در این راستا بخش زیادی از وقت و انرژی آن‌ها صرف مطالعه ارتباط بین دو سؤال کلیدی 1- پول و تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت و 2- پول، تورم و تولید در کوتاه‌مدت و بلند-مدت شده است. ماحصل این تحقیقات پیدایش کلمات دیگری مانند خنثایی پول شده است. در ادبیات اقتصادی، عدم تأثیرگذاری سیاست‌های پولی[1] بر تولید را خنثایی پول نامیده‌اند. بحث خنثایی پول بدین معنا است که اثرگذاری سیاست‌های پولی بر اقتصاد تنها به تغییر متغیرهای اسمی منجر می‌شود و این سیاست‌ها متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر تولید را تغییر نمی‌دهد. به طور تقریبی می‌توان گفت که اکثر اقتصاددانان (پیرو مکاتب فکری مختلف) معتقدند که سیاست‌های پولی در بلندمدت خنثی است، اما در زمینه خنثایی پول در کوتاه‌مدت و میان‌مدت بین آن‌ها اختلاف نظر

1 - تغییرات رخ داده در حجم پول و نقدینگی را از دو منظر کاملاً متفاوت می‌توان تحلیل کرد. دیدگاه اول این است که مقامات بانک مرکزی برای تاثیرگذاری بر تولید واقعی به صورت عمدی حجم پول را به صورت برونزا تغییر دهند. این نوع سیاستگذاری را سیاستگذاری فعال پولی می‌نامند. دیدگاه دوم تغییرات حجم پول را نتیجه منطقی واکنش درونزای تطبیق اقتصاد داخلی توسط بانک مرکزی به شمارآورده که در جواب شوکهای وارده به بخش واقعی اقتصاد یا در جهت پوشش کسری بودجه دولت ایجاد شده است. از این منظر تغییرات حجم پول و نقدینگی دیگر سیاست فعال پولی نبوده بلکه واکنش منطقی و مفعولی بانک مرکزی به شوک‌های وارده است که مختص اقتصادهای خیلی باز وکشورهای عضو اپک است. این تحقیق در صدد تفکیک این دو پدیده از همدیگر نیست و در جای دیگری باید آن را بررسی کرد. قطعاً اثر این دو کاملاً از هم متفاوت است.

وجود دارد. هرکدام از آن‌ها با توجه به زیربنای فکری خود به نحوی درصدد توجیه نظر خود برمی‌آیند. اقتصاددانان کلاسیک با طرح نظریه دوگانگی بین بخش حقیقی و پولی اقتصاد، درصدد توجیه عدم تأثیرگذاری پول در اقتصاد بودند. از سوی دیگر کینز و طرفداران او نقش فعال و انکارناپذیری برای سیاست‌های پولی و مالی در ایجاد ثبات اقتصادی بیان می‌نمودند؛ اما درعین‌حال اثرگذاری سیاست پولی را در شرایط دام نقدینگی مورد تردید قرار می‌دادند. پولگرایان به‌عنوان یکی از مکاتب اقتصادی ایجاد شده در اثر تضاد فکری موجود بین کینزین‌ها و کلاسیک‌ها (پیدایش پولگرایان مدیون بحران رکود تورمی می‌باشد که به دلیل اجرای سیاست-های مدیریت تقاضای کینز به وجود آمد) معتقد بودند که منحنی فیلیپس و عرضه کل اقتصاد در بلندمدت عمودی می‌باشد و با یک چنین دیدگاهی، معتقد به عدم کارایی پول و خنثایی پول در بلندمدت هستند. همچنین کلاسیک‌های جدید نیز با طرح انتظارات عقلایی، معتقدند که صرفاً تکانه‌های پیش‌بینی نشده پول می‌تواند نوسانات اقتصادی در اقتصاد را موجب شود، اما تکانه‌های پیش‌بینی شده پول در اقتصاد خنثی است. مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی با دیدگاهی متفاوت نسبت به سایر مکاتب در رابطه با علل اصلی ایجاد نوسانات اقتصادی، عامل اصلی ایجاد نوسانات اقتصادی را شوک‌های طرف عرضه عنوان کردند، به‌نحوی‌که پول در این مکتب حالت منفعل دارد و به دنبال افزایش و کاهش تولید، افزایش یا کاهش می‌یابد.

این در حالی است که مکتب کینزین‌های جدید با توسل به چسبندگی قیمت و دستمزد، بحث جدیدی در ادبیات اقتصاد کلان مطرح کردند و عنوان نمودند که شوک‌های پولی دارای اثرات نامتقارن در اقتصاد هستند. مطالعات تجربی بسیار زیادی در خارج و داخل کشور برای بررسی موضوعات مطرح شده انجام شده است که به بعضی از مرتبط‌ترین و مهم‌ترین آن‌ها در این بخش اشاره می‌شود. کاور (Cover, 1992)، به بررسی تأثیر شوک‌های پولی در اقتصاد آمریکا پرداخت و به این نتیجه رسید که شوک منفی نسبت به شوک مثبت تأثیر بزرگ‌تری بر تولید دارد. راون و سولا (Ravn & Sola, 2004)، با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ در کشور آمریکا به این نتیجه دست یافتند که شوک کوچک پولی نسبت به شوک بزرگ پولی اثر بزرگ‌تری دارد، همچنین گارسیا و شالر (Garcia & Schaller, 2002)، دولادو و ماریا دولرس (Dolado & Maria-Dolores, 2001, 2006)، پیرسمن و اسمتس (Peersman and Smets, 2001) و کوفمن (Kaufmann, 2002) با استفاده از مدل چرخشی مارکوف به بررسی تأثیر شوک‌ها، طی ادوار

تجاری پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیدند که در کشورهای آمریکا، اتریش، آلمان، اسپانیا، ایتالیا، فرانسه و بلژیک تأثیر شوک‌ها در طی دوره رکود بزرگ‌تر از دوره رونق است. همچنین مطالعه آرگون و پرچوگال (Aragón & Portugal, 2009) برخلاف نتایج مطالعات قبلی نشان داد که تأثیر شوک‌های پولی در کشور برزیل طی دوره رونق بزرگ‌تر از دوره رکود است. در ایران نیز مطالعات صمیمی و عرفانی (Samimi & Erfani, 2004) منجذب (Monjazeb, 2006)، لشگری (Lashgari, 2010) و جبل عاملی و گودرزی فراهانی (Jabal-Ameli & Godarzi-Farahani, 2013) نشان داد که پول در بلندمدت در ایران خنثی است. همچنین هژبر کیانی و ابطحی (Hozhabr-Kiani & Abtahi, 2008) با استفاده از مدل چرخشی مارکوف نشان دادند که تأثیر شوک منفی نسبت به شوک مثبت بزرگ‌تر است، همچنین تأثیر شوک‌های کوچک نسبت به شوک‌های بزرگ قوی‌تر است و دل‌انگیزان و همکاران (Del-Angizan et al. 2011) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته به بررسی تأثیر شوک‌ها طی ادوار تجاری پرداخته‌اند که نتایج نشان داد که اثرات تکانه‌های پولی بر رشد اقتصاد ایران نامتقارن است، به‌طوری‌که تکانه‌های منفی در دوران رونق و تکانه‌های مثبت در دوران رکود اثر معنی‌دارتری بر رشد اقتصادی دارند[1].

مطالعات صورت گرفته در ایران که در بالا ذکر شد یا صرفاً بر بلندمدت تمرکز کرده‌اند یا عمده توجه خود را معطوف کوتاه‌مدت کرده‌اند. با توجه به این که میزان تأثیر و اهمیت سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت از منظر سیاست‌گذاران اقتصادی متفاوت است لذا این مطالعه درصدد است روشی را بکار بگیرد که هر دوی آن‌ها را یکجا تحلیل نماید که این وجه تمایز این

---

1 - مطالعه دل‌انگیزان و همکاران (Del-Angizan et al., 2011)، به بررسی تأثیر رشد نقدینگی بر رشد تولید طی ادوار تجاری با استفاده از داده‌های سالانه پرداخته است. مطالعه ذکر شده صرفاً اختصاص به دوره کوتاه مدت دارد و می‌تواند به عنوان بخشی از مقاله ما به حساب آید. مقاله حاضر دو تفاوت اساسی با مطالعه دل انگیزان و همکاران دارد. اول اینکه در تحقیق حاضر به دلیل بکارگیری آزمون کرانه‌ها از تفاضل‌گیری داده‌ها جلوگیری می‌کنیم تا اطلاعات بلندمدت داده‌ها حفظ شود. دوم اینکه از آزمون لامزداین پاپل استفاده می‌کنیم و شکست‌های ساختاری را به صورت درونزا وارد مدل می‌کنیم که روش قابل قبول‌تری می‌باشد. این دو نکته محل تمایز این مقاله با مطالعه دل‌انگیزان و همکاران (Del-Angizan et al., 2011) است. علاوه بر این در این مقاله ما به بررسی عدم تقارن شوک‌ها طی ادوار تجاری و آزمون خنثایی پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران می‌پردازیم. نتایج مقاله هم گسترده‌تر می‌باشد.

مقاله با مطالعات ذکر شده می‌باشد و می‌تواند به‌عنوان نوآوری این تحقیق به حساب آید. در این راستا از رهیافت آزمون کرانه‌ها[1] و الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی[2] (ARDL) که توسط پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) ارائه شده است، استفاده می‌شود؛ بنابراین نقطه قوت این مقاله علاوه بر به‌کارگیری روش‌های نوین اقتصادسنجی، خود موضوع می‌باشد زیرا هیچ مطالعه داخلی به بررسی نحوه تأثیرگذاری رشد نقدینگی بر تولید ناخالص داخلی و آزمون خنثایی پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت و همچنین آزمون خنثایی پول با تأکید بر شوک‌های مثبت و منفی پولی و آزمون تقارن یا عدم تقارن شوک‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت طی ادوار تجاری به طور همزمان نپرداخته است. لذا هدف اصلی این مطالعه رفع کمبودهای ذکر شده است.

در ادامه این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری؛ بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام شده؛ بخش چهارم، معرفی مدل و روش انجام تحقیق؛ بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

جدول (1)- دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی نسبت به اثرگذاری پول در اقتصاد

مکتب	دیدگاه نسبت به نقش پول در اقتصاد
کلاسیک‌ها	پول خنثی است و صرفاً تأثیرات خود را در بخش اسمی اقتصاد بر جای می‌گذارد.
کینزین‌ها	پول خنثی نیست، ولی موانعی همچون دام نقدینگی بر سر راه اثرگذاری آن وجود دارد.
پولگرایان	پول در کوتاه‌مدت خنثی نیست ولی در بلندمدت خنثی است.
کلاسیک‌های جدید	سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده تنها در کوتاه‌مدت بر سطح تولید و سایر متغیرهای حقیقی اثر می‌گذارد.
چرخه‌های تجاری حقیقی	پول خنثی است و صرفاً تأثیرات خود را در بخش اسمی اقتصاد تخلیه می‌کند.
کینزین‌های جدید	پول خنثی نیست و سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت اثر گذارند. اثرات نامتقارن شوک پولی از نظر اندازه و طی ادوار تجاری را هم به نظریات قبلی اضافه کردند.

ماخذ: محمد لشکری، 1389

مبانی نظری

نحوه تأثیرگذاری پول از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی

جدول 1، خلاصه‌ای از دیدگاه مکاتب اقتصادی در زمینه پول و بحث خنثایی آن در اقتصاد

1 Bounds Testing Approach
2 Autoregressive Distributed Lag

است. ملاحظه می‌شود که تمامی مکاتب اقتصادی فرضیه خنثایی پول در بلندمدت را پذیرفته‌اند، اما مکتب کینزین‌های جدید با دیدگاهی متفاوت نسبت به نقش پول در اقتصاد (مبنی بر آثار نامتقارن سیاست پولی) تمرکز دارد که در ادامه بحث به طور مفصل آورده می‌شود.

کلاسیک‌ها معتقدند که سیاست پولی انبساطی تابع تقاضای کل اقتصاد را انتقال خواهد داد، اما ازآنجاکه منحنی عرضه کل عمودی است افزایش تقاضای اسمی صرفاً در افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منعکس خواهد شد؛ بنابراین سیاست پولی موجب تورم خواهد شد؛ بنابراین کلاسیک‌ها خنثایی پول را از مفهوم دوگانگی کلاسیکی[1] استنتاج می‌کنند؛ یعنی این که متغیرهای حقیقی (اشتغال، تولید و قیمت‌های نسبی شامل نرخ بهره حقیقی) در بخش حقیقی و واقعی اقتصاد تعیین شده، سپس مقادیر اسمی (سطح قیمت، دستمزد اسمی و نرخ بهره اسمی) در بازار پول مشخص می‌شوند. در نتیجه از اهمیت بازار پول کاسته شده و متغیرهای اسمی مقادیر حقیقی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. دیدگاه کلاسیکی مذکور با فرض اینکه بخش حقیقی اقتصاد از بخش پولی جدا است در اغلب مباحث سیاست‌گذاری خود، بازار پول را نادیده می‌گیرد (Mehrara, 1998).

کینزین‌ها معتقدند که سیاست مالی و پولی فعال نقش اساسی در کاهش و تثبیت نوسان‌ها یا ادوار تجاری دارند. در حقیقت فروض چسبندگی دستمزد و قیمت‌های اسمی که به‌عنوان یکی از پیش‌فرض‌های این مکتب فکری است، عامل مهمی برای توجیه عدم تعادل‌های طولانی در بازار کار و کالا می‌باشد. علیرغم اینکه پول از دیدگاه کینز خنثی نیست، اما در شرایطی مانند بیکاری گسترده و دام نقدینگی اثرگذاری آن محدود می‌شود و علاوه بر این در شرایط وجود دام سرمایه-گذاری (جایی که سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره حساس نیست) نیز از اهمیت پول کاسته می-شود. جبل عاملی و گودرزی فراهانی (Jabal-Ameli & Godarzi-Farahani, 2013)

پولگرایان با دیدگاهی متفاوت با دو دیدگاه قبلی معتقدند که نوسانات پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، آثار متفاوتی دارند. این بدان معنا است که تکانه‌های اسمی، متغیرهای حقیقی اقتصاد را در کوتاه‌مدت ممکن است تحت تأثیر قرار دهند، اما در بلندمدت به طور یقین بر متغیرهای حقیقی

1- Classical Dichotomy

بی‌تأثیر هستند. با یک چنین دیدگاهی فرضیه دوگانگی کلاسیکی بین بخش‌های پولی و حقیقی در بلندمدت صادق می‌باشد، اما در کوتاه‌مدت از اعتبار این تئوری کاسته می‌شود؛ بنابراین مکتب پول‌گرایان معتقد به خنثی بودن پول در بلندمدت است. در حالت کلی پولگرایان سه ویژگی اصلی برای پول قائل هستند. 1- پولگرایان بر ویژگی‌های خود متعادل‌کننده اقتصاد در بلندمدت تأکید دارند. 2- پولگرایان عقیده دارند که حجم پول عامل مهمی در تعیین مقدار تولید ناخالص ملی پولی (اسمی) است. 3- پولگرایان برداشتی غیرمداخله‌گرایانه از سیاست کلان اقتصادی دارند. نظرات آنان ریشه در اقتصاد کلاسیک (مکتب ریکاردو و آدام اسمیت) دارد. لشگری (Lashgari, 2010)

مکتب کلاسیک جدید در دهه 1970 میلادی از مکتب پول‌گرایی منشعب شد، چون ایده اصلی هر دو بر ماهیت پولی تورم مبتنی بود، اما کلاسیک‌های جدید ایده‌های متفاوت از مکتب پول‌گرایی داشتند. کلاسیک‌های جدید فرضیه انتظارات عقلایی که موث[1] در سال 1961 مطرح کرده بود را به‌عنوان روش تحلیلی خود انتخاب کردند شاکری(Shakeri, 2010)؛ بنابراین کلاسیک‌های جدید معتقدند که سیاست پولی پیش‌بینی شده نمی‌تواند تأثیری بر تولید حقیقی و اشتغال داشته باشد و این در حالی است که تنها سیاست پولی پیش‌بینی نشده توانایی تأثیرگذاری بر محصول حقیقی را دارد؛ اما چنانچه آحاد اقتصادی و مردم بتوانند سیاست‌های دولت و سیاست‌گذاران را پیش‌بینی کنند به‌نحوی‌که سیاست‌گذاران و آحاد اقتصادی، از اطلاعات یکسان برخوردار باشند در این حالت سیاست پولی پیش‌بینی نشده با تکانه‌های دیگر اقتصادی همبستگی نداشته و تنها خطای انتظارات و عدم اطمینان بیشتر را در اقتصاد ایجاد می‌کند و این نیز از کارایی تخصیصی سیستم قیمت می‌کاهد ولی به طور موقت بر تولید و اشتغال تأثیر دارد. جبل عاملی و گودرزی فراهانی (Jabal-Ameli & Godarzi-Farahani, 2013)

مکتب ادوار تجاری حقیقی[2] با اتکا به سیستم تعادل عمومی والراسی معتقد است که تئوری کلاسیک‌های اولیه در خصوص دوگانگی کلاسیکی بین بخش حقیقی و پولی همچنان برقرار است. تئوری RBC در تکاپوی توضیح نوسانات اقتصادی هیچ ارجاعی به عوامل پولی نداده حتی

1- Muth, John
2- Real Business Cycle (RBC)

وجود بخش پولی را مجزا نموده است. همچنین، این مکتب برای بانک‌های مرکزی و دیگر نهادهای سیاست‌گذاری نقش محدودی در نظر می‌گیرد. کینگ و پلاسر (King & plosser, 1984)، همبستگی تاریخی بین پول و تولید را به‌گونه‌ای تبیین نمودند که بیانگر واکنش درون‌زای پول به تولید بود. آن‌ها تفسیر پول‌گرایی در مورد رابطه علیت از سوی پول به تولید را ردکردند. در مدل آن‌ها خدمات پولی، بیانگر کالاهای واسطه است که به طور خصوصی تولید می‌شوند که، مقدار آن همراه با توسعه فعالیت حقیقی اقتصاد، افزایش و کاهش می‌یابد. بهمنی و همکاران (Bahmani et al., 2014)

کینزین‌های جدید[1] معتقدند که به دلیل وجود شرایط بازار رقابت ناقص در بازار کار و محصول و اعتبار (چسبندگی واقعی، اسمی و محدودیت‌های اعتباری شایع در اقتصاد) و همچنین به علت محدب بودن منحنی عرضه کل، حتی با وجود فرضیه انتظارات عقلایی، نوسانات پولی توانایی تأثیر بر تولید حقیقی را دارند؛ اما نحوهٔ تأثیر این شوک‌ها به صورت نامتقارن است. دل-انگیزان و سایرین (Del-Angizan et al., 2011). در ادامه بحث عدم تقارن شوک‌های پولی و نحوه این عدم تقارن‌ها از دیدگاه کینزین‌های جدید بحث می‌شود.

شوک‌های پولی و آثار نامتقارن[2]

تا دههٔ 1990میلادی تمامی مطالعاتی که در زمینه‌ی ادوار تجاری و تأثیر شوک‌ها بر تولید و قیمت انجام گرفته بود، بر این فرض استوار بود که تأثیر این شوک‌ها به صورت متقارن است، یعنی آثار سیاست‌های انبساطی و انقباضی (شوک‌های مثبت و منفی)، یکسان می‌باشد؛ اما کینزین‌های جدید از جمله منکیو (Mankiw, 1994) و کاور (Cover, 1992) بحث آثار نامتقارن را بالأخص در ارتباط با آثار سیاست‌های پولی را بر تولید و قیمت مطرح کردند. در حقیقت بحث عدم تقارن شوک‌های سیاست پولی از سه جنبه قابل بحث است.

1- لازم به ذکر است که کینزین‌های جدید نامتقارن بودن شوک‌های پولی را از سه جنبه در نظر می‌گیرند. اولین جنبه عدم تقارن مربوط به جهت سیاست پولی است، دومین جنبه آن از لحاظ سایز شوک پولی است و سومین آن از لحاظ اثرگذاری در شرایط اقتصادی متفاوت است. لذا در این مقاله به بررسی دیدگاه کینزین‌های جدید حول مورد اول و سوم پرداخته می‌شود.

2- تلخیص شده از پراقیدیس و همکاران (Pragidis et al., 2013)

الف- اولین عدم تقارن مربوط به جهت سیاست پولی است؛ یعنی میزان تأثیر شوک منفی بر تولید نسبت به شوک مثبت بیشتر است، این نوع عدم تقارن در شرایطی ایجاد می‌شود که به علت چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها منحنی عرضهٔ کل محدب باشد که مدل نامتقارن تعدیل[1] هزینه بال و منکیو (Ball and Mankiw, 1994a, 1994b) نمونه‌ای از این نوع تحلیل عدم تقارن است. ب- دومین عدم تقارن مربوط به سایز شوک سیاست پولی است. بدین مفهوم که شوک‌های کوچک پولی نسبت به شوک‌های بزرگ پولی، تولید را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهند. در حقیقت علت اصلی چنین عدم تقارنی به مطلوبیت بنگاه برمی‌گردد، یعنی بعد از شوک کوچک پولی، مطلوبیت بنگاه در تثبیت قیمت بیشتر از تعدیل قیمت است و به طور معکوس، نیز بعد از شوک بزرگ پولی، مطلوبیت بنگاه در تعدیل قیمت بیشتر از تثبیت قیمت است. مدل هزینه فهرست بها[2] بال و رومر (Ball & romer, 1989, 1990) نمونه‌ای کامل از این نوع توجیه عدم تقارن است. ج- سومین عدم تقارن مربوط به دوران رکود و رونق اقتصادی است؛ یعنی تأثیرگذاری سیاست پولی به شرایط اقتصادی بستگی دارد. بدین نحو که، در تورم پایین تفاوت چندانی بین تأثیر شوک مثبت و منفی (از لحاظ قدر مطلق) بر تولید وجود ندارد، اما با افزایش تورم میزان این تأثیر به لحاظ این که از سمت شوک مثبت باشد یا شوک منفی، تفاوت معنی‌داری ایجاد می‌شود. این حالت ممکن است زمانی اتفاق افتد که در بازار پول و اعتبار عدم تقارن اطلاعاتی بین وام‌دهنده و وام‌گیرنده وجود داشته باشد. آرگون و پرچوگال (Aragón (2009) & Portugal).

مبانی نظری خنثایی پول در اقتصاد

تأثیر یا عدم تأثیر پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد از موضوعات جنجال‌برانگیز در ادبیات اقتصاد کلان نظری و تجربی بوده است به‌نحوی‌که اقتصاددانان و مکاتب مختلف اقتصادی هیچ توافق نظری در این رابطه ندارند. این در حالی است که هر یک از مکاتب اقتصادی تحلیل متفاوت و مختلفی از نحوه تعامل میان بخش حقیقی و پولی ارائه کرده‌اند. در این زمینه دو فرضیه اساسی برای توصیف رابطه بین بخش حقیقی و بخش پولی اقتصاد وجود دارد: الف؛ فرضیه خنثایی پول

1- asymmetric adjustment cost model
2- The menu cost model

در بلندمدت، ب؛ فرضیه ابرخنثایی پول در بلندمدت.

فرضیه خنثی بودن ادعا دارد که تغییرات دائمی در سطح عرضه پول در بلندمدت هیچ‌گونه تأثیری بر سطح متغیرهای واقعی ندارد. فرضیه ابر خنثی بودن نیز بیان می‌کند که تغییرات دائمی در نرخ رشد عرضه پول در بلندمدت بر سطح متغیرهای واقعی اثرگذار نیست.

طبق دیدگاه فیشر و سیتر (Fisher and Seater, 1993)، اگر تغییر دائمی و برون‌زا در حجم پول همراه با تغییرات متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها اتفاق افتد اما متغیرهای حقیقی و نرخ بهره اسمی تأثیری از سمت تغییرات حجم پول نپذیرند، آنگاه این حالت خنثایی پول نامیده می‌شود. از طرف دیگر، چنانچه تغییرات دائمی و برون‌زا در عرضه پول، همراه با تغییرات متناسب در نرخ بهره اسمی باشد، اما سطح متغیرهای حقیقی بدون تغییر باقی بماند، این به معنای ابرخنثایی پول است. در حقیقت نظریه خنثایی پول در بلندمدت از نظریه مقداری پول استنتاج می‌شود. طبق این نظریه، در صورتی که مقام پولی با هدف اجرای یک سیاست صلاحدید، دست به اجرای یک انبساطی پولی بزند، این سیاست طبق دیدگاه پولگرایان می‌تواند در کوتاه‌مدت بیکاری را کاهش دهد، اما در بلندمدت هیچ تأثیری بر اشتغال نخواهد داشت و صرفاً منجر به افزایش قیمت‌ها خواهد شد. این در حالی است که طبق دیدگاه کلاسیک‌های جدید و مبانی انتظارات عقلایی حتی در کوتاه‌مدت نیز پول خنثی است و دارای اثر بر متغیرهای حقیقی نیست. خنثایی پول بدین معنا است که تغییرات دائمی در حجم پول دارای آثار دائمی بر تولید نیست و طبق رابطه فیشر این فرض مطرح می‌شود که در نقطه تعادلی، تغییرات در نرخ تورم برابر با تغییرات در نرخ بهره اسمی خواهد بود و نرخ بهره حقیقی هیچ تغییری نخواهد کرد. همچنین در بلندمدت منحنی فیلیپس عمودی بوده و تغییرات در نرخ تورم هیچ اثری بر نرخ بیکاری نخواهد داشت. مک کالوم (McCallum, 2004)

سیدراسکی (Sidraski, 1967)، معتقد است که دنبال کردن جریان پولی در اقتصاد و اعمال محدودیت کالدرو می‌تواند بسیار پیچیده باشد و همچنین از نظر تحلیلی، مدل غیر قابل حل می‌گردد. به این دلیل وی، پول را وارد تابع مطلوبیت یا تابع تولید می‌کند. در ضمن در مدل وی پول در بلندمدت توانایی تأثیرگذاری بر متغیرهای واقعی اقتصاد را ندارد. با توجه به این که دارایی فرد از دو جزء اصلی پول و سرمایه تشکیل شده است و نگه‌داری پول برای فرد علاوه بر ایجاد مطلوبیت همراه با هزینه فرصت نگه‌داری پول هم می‌باشد. در مدل وی هزینه فرصت پول به شکل محدودیت انباشت سرمایه در دوره بعد خود را نشان می‌دهد؛ بنابراین افراد با توجه به قید بودجه

خود، به دنبال حداکثر کردن تابع مطلوبیت خود هستند و بنگاه‌ها هم به دنبال حداکثر کردن سود خود هستند. همچنین رمزی (Ramsey, 1927) نیز همانند سیدراسکی پول را وارد تابع مطلوبیت کرده و معتقد است که علاوه بر سرمایه و کار، پول نیز در تولید مؤثر است، به‌عبارتی‌دیگر یکی از عامل‌های اساسی تولید در هر اقتصادی، پول می‌باشد. با یک چنین دیدگاهی؛ بایستی پول متناسب با سایر عوامل تغییر کند، زیرا در غیر این صورت تأثیر این متغیر بر تولید و اشتغال ناکارا خواهد بود. لشگری (Lashgari, 2010).

پیشینه مطالعات تجربی

مطالعات خارجی

آرگون و پرچوگال (Aragón & Portugal, 2009)، با استفاده از داده‌های ماهیانهٔ کشور برزیل، طی دورهٔ زمانی 2006-1995، با به‌کارگیری مدل چرخش مارکوف، به بررسی عدم تقارن تکانه‌های پولی در کشور برزیل پرداخته‌اند. محققان به این نتیجه دست یافتند که، بین شوک‌های مثبت و منفی پولی در شرایط رکود و رونق اقتصادی تفاوت معنی‌داری وجود دارد. به‌نحوی‌که شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت، در دوره رونق؛ تأثیر بزرگ‌تری بر رشد دارد و همچنین شوک‌های منفی در دوره رونق نسبت به دوره رکود تأثیر بزرگ‌تری بر تولید ناخالص داخلی دارد.

چانگ و دیگران (Chang et al., 2009)، با استفاده از داده‌های فصلی چین طی دورهٔ زمانی 2008-1993، با به‌کارگیری روش فیلتر هودریک پرسکات به بررسی تأثیر سیاست پولی بر تورم و تولید ناخالص داخلی در چین پرداخته‌اند. محققان به این نتیجه رسیدند که، اثرات شوک‌های پولی بر رشد تولید و تورم نامتقارن است. به این ترتیب که تولید ناخالص داخلی به شوک‌های منفی پاسخ می‌دهد ولی به شوک‌های مثبت پاسخ نمی‌دهد. علاوه بر این تورم تنها به شوک‌های مثبت پولی واکنش نشان می‌دهد.

مهرآرا (Mehrara, 2011)، با استفاده از داده‌های ایران، طی دورهٔ زمانی 2008-1960، با به‌کارگیری مدل کورو و روش هم‌انباشتگی به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پول در اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که، شوک‌های انقباضی اثرات معناداری روی رشد دارند، در حالی که اثر شوک‌های انبساطی پول خنثی می‌باشد، و تصریح غیرخطی معادله رشد که

شامل شوک‌های پولی مثبت و منفی می‌باشد، قابلیت اجرایی بهتری نسبت به تصریح خطی دارد. از سویی دیگر تغییرات پیش‌بینی نشده حجم پول، اثرات قوی‌تری نسبت به تغییرات پیش‌بینی‌شده دارد، به‌طوری‌که فرضیه عدم تقارن سیاست پولی پذیرفته می‌شود، همچنین متغیرهای قابل کنترل نسبت سرمایه‌گذاری، تورم، مخارج دولتی و درآمدهای نفتی، اثرات معناداری روی رشد تولید دارند، در حالی که ضریب نرخ ارز در بیشتر تصریح‌ها معنادار نمی‌باشد.

خوندراکپام (Khundrakpam, 2013)، با استفاده از داده‌های فصلی کشور هند، طی دورهٔ زمانی 1996:1-2009:4، با به‌کارگیری مدل حداقل مربعات معمولی، به این نتیجه رسید که، در کشور هند در دورهٔ مورد مطالعه صرفاً شوک‌های پیش‌بینی نشده، رشد اقتصادی و تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

رحمان و قیوم (Rahman & Qayum, 2013)، با استفاده از داده‌های کشور بنگلادش، طی دورهٔ زمانی 2008 -1974، با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، به آزمون خنثایی پول در اقتصاد بنگلادش پرداخته‌اند، نتایج این تحقیق نشان داد که چنانچه، تعریف پول محدود به M1 باشد، پول در اقتصاد خنثی نیست، این در حالی است که چنانچه تعریف پول را به M2 گسترش دهیم در این صورت پول در اقتصاد بنگلادش خنثی است.

جایارامان و چن (Jayaraman& Chen, 2014)، با استفاده از داده‌های کشور فیجی، طی دورهٔ زمانی 2011 -1970، با به‌کارگیری مدل گشتاورهای تعمیم یافته و روش هم‌انباشتگی یوهانسون، به آزمون خنثایی پول در اقتصاد فیجی پرداخته‌اند، محققان در این مطالعه به این نتیجه دست یافتند که چنانچه تعریف پول محدود به M1 باشد و یا به صورت M2 گسترش یابد، در هر دو حالت، پول بر رشد اقتصادی تأثیر گذاشته و پول در اقتصاد فیجی خنثی نیست.

مطالعات داخلی

صمیمی و عرفانی (Samimi & Erfani, 2004)، با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی 1338 - 1381، و با به‌کارگیری روش فیشر و سیتر، به بررسی خنثایی و ابر خنثایی پول در اقتصاد ایران پرداخته‌اند، نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت پول در اقتصاد ایران خنثی است، ولی ابر خنثی بودن پول در اقتصاد ایران را در دوره مورد آزمون قابل پذیرش نیست.

منجذب (Monjazeb, 2006)، با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی 1367:1-1383:2، و با به-

کارگیری مدل‌های نئوکلاسیکی بارو، مدل میکین، گوردون و پسران به بررسی اثربخشی حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران پرداخته است. با استفاده از مدل‌های مذکور آزمون تأثیر حجم پول در مقاطع زمانی مختلف بر تولید صورت پذیرفته، که خنثی بودن پول در بلندمدت تأیید می‌گردد. در روشی دیگر آزمون تأثیر تورم به‌عنوان متغیر اسمی بر تولید صورت می‌گیرد و نتایج فوق تکرار می‌شود. وجود توهم پولی در مدل تأیید می‌گردد و نیز مدل‌های کینزی در برابر مدل‌های کلاسیکی و همچنین وجود شرایط کینزی در اقتصاد ایران تائید می‌گردد.

هژبرکیانی و ابطحی (Hozhabr-Kiani & Abtahi, 2008)، با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی 1384:4-1367:1، و با به‌کارگیری مدل چرخش رژیم مارکوف، به بررسی دیدگاه کینزین‌های جدید پیرامون اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید در ایران پرداخته‌اند. محققان به این نتیجه دست یافتند که تأثیر شوک‌های منفی بر رشد تولید همواره بیش از اثر شوک‌های مثبت پولی است و شوک‌های مثبت پولی در اقتصاد ایران اثری بر رشد تولید ندارند. هم چنین مطابق با دیدگاه کینزین‌های جدید، شوک‌های کوچک پولی همواره بیش از شوک‌های بزرگ پولی، تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

فرازمند و همکاران (Farazmand et al., 2010)، با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی 1386-1342، و با به‌کارگیری مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیر تکانه‌های مالی دولت و رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. محققان به این نتیجه رسیدند که، تأثیر تکانه‌های مالی بر رشد اقتصادی مثبت است، اما رشد نقدینگی تأثیری بر رشد اقتصادی ایران در بلندمدت ندارد. به‌نحوی‌که افزایش 10 درصدی در تکانه‌های مالی، رشد اقتصادی را بیشتر از 10 درصد افزایش می‌دهد.

لشگری (Lashgari, 2010)، با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی 1338-1387، و با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی، به بررسی خنثی بودن و یا خنثی نبودن پول در اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان داد که بین متغیرهای واقعی اقتصاد (تولید و اشتغال) و حجم پول رابطه معناداری وجود ندارد و سیاست‌های پولی در ایران خنثی است.

فخرحسینی (Fakhrehoseini, 2011)، با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی 1387-1345، و با به‌کارگیری الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی ادوار تجاری پولی در اقتصاد ایران پرداخته است. وی به این نتیجه رسید که تکانه‌های پولی باعث افزایش تورم در اقتصاد شده و اثر

آن بر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال به ترتیب 0/05 و 0/01-درصد انحراف از حالت باثبات خواهد بود. به عبارت دیگر پول در این الگوی ادوار تجاری پولی بدون چسبندگی، خنثی است.

عباسی‌نژاد و همکاران (Abbasi-Nezhad et al., 2011)، با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی 1389-1350، و با به‌کارگیری الگوی تصحیح خطا، به بررسی آثار نوسانات پولی بر تولید حقیقی پرداخته‌اند. محققان به این نتیجه دست یافتند که، شوک‌های منفی اثرات به‌مراتب بیشتر بر کاهش رشد اقتصادی نسبت به شوک‌های مثبت دارد. به علاوه در تمامی تصریحات، شوک‌های مثبت پولی پس از یک دوره اثر منفی بر رشد تولید داشته است، بطوریکه بخش بزرگی از اثر شوک-های مثبت در دوره بعد خنثی می‌شود.

دل‌انگیزان و سایرین (Del-Angizan et al., 2011)، با استفاده از دادهای دورهٔ زمانی 1385-1338 و با به‌کارگیری فیلتر هودریک - پرسکات به استخراج ادوار اقتصادی و تکانه‌های پولی می‌پردازند. بررسی‌ها نشان دهندهٔ این است که اثرات تکانه‌های پولی بر رشد اقتصاد ایران نامتقارن است، به‌طوری‌که تکانه‌های منفی در دوران رونق و تکانه‌های مثبت در دوران رکود اثر معنی-دارتری بر رشد اقتصادی دارند.

جبل عاملی و گودرزی فراهانی (Jabal-Ameli & Godarzi-Farahani, 2013)، با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی 1390-1350، در مقاله‌ای تحت عنوان "تاییدی دیگر بر خنثایی پول" و با به-کارگیری روش خودرگرسیون برداری ساختاری به بررسی خنثایی پول در بلندمدت پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان داد که در سطح اطمینان یک درصد خنثایی پول در بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. نتایج تحت قیود خنثایی پول در کوتاه‌مدت نیز نمی‌تواند دلیلی بر رد خنثایی پول در بلندمدت باشد.

جمع‌بندی مطالعات انجام شده: رویکردهایی جهت رفع کاستی‌های مطالعات داخلی

با توجه به مطالعات داخلی صورت پذیرفته در زمینه بررسی رابطهٔ رشد نقدینگی، مخارج دولت و تکانه‌های پولی با تولید چند ضعف اساسی قابل مشاهده است. لذا در این مطالعه سعی بر آن است که علاوه بر رفع این نواقص، با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مناسب، به بررسی آزمون خنثایی پول و تأثیر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته

شود.

اغلب متغیرهای اقتصادی در طی زمان و با توجه به تحولات اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و غیره، دچار شکست ساختاری متعددی می‌شوند. با توجه به این که اقتصاد ایران در دهه‌های گذشته در معرض تغییرات ساختاری متعددی قرارگرفته است، لذا وجود شکست‌های ساختاری در داده‌های سری زمانی ایران بسیار محتمل می‌باشد. از سویی وجود چنین شکست‌های در داده‌ها، روابط بین متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. عدم لحاظ چنین شکست‌هایی در برآورد مدل‌ها و بررسی روابط بین متغیرها، احتمال استنباط گمراه‌کننده از نتایج را در پی دارد، که در مطالعات داخلی عدم لحاظ چنین شکست‌هایی یکی از ضعف‌های اساسی است. ازاین‌رو در مطالعه حاضر برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون لامزداین پاپل با لحاظ دو شکست ساختاری استفاده شده است. سپس متناسب با شکست‌هایی که در این آزمون برای متغیرها مشخص می‌شود، متغیرهای موهومی به مدل اضافه می‌شود.

چنانکه قبلاً نیز اشاره شد، با توجه به اهمیت روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت در بحث سیاست-گذاری‌های اقتصادی، در این مطالعه از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است که قابلیت برآورد همزمان روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را دارد، که در این زمینه صرفاً یک مطالعه توسط فرازمند و همکاران 1389، انجام گرفته است، که البته بیشتر توجه تحقیق ذکرشده نیز بر تکانه‌های مالی است.

هم‌چنین در این تحقیق ما درصدد جدا کردن تکانه‌های مثبت و منفی پول و بررسی رفتار تولید در شرایط مختلف اقتصادی هستیم. از این جنبه مدل ما همان منطق مدل مارکوف سوئیچینگ را بکار می‌گیرد. با این تفاوت که در مدل مارکوف، وقوع رژیم مثبت و منفی پولی توسط خود مدل به صورت درون‌زا تعیین می‌شود، اما در این مطالعه به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. قابل ذکر است که مزیت این روش نسبت به مدل چرخشی مارکوف، تعیین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها است.

معرفی مدل، داده‌ها و روش انجام تحقیق

معرفی مدل

با توجه به مطالب ذکر شده در قسمت مبانی نظری و پیشینهٔ تحقیق، مدلی که در این تحقیق در

نظر گرفته می‌شود، به صورت زیر است. لازم به ذکر است که، در الگوهای رشد از متغیرهای گوناگونی به‌عنوان متغیرهای کنترل استفاده می‌شود. برخی از این متغیرها عبارتند از: سرمایه‌گذاری فیزیکی، سرمایه انسانی، باز بودن تجاری، نرخ تورم، جمعیت، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، وفور منابع طبیعی... . در این مطالعه با توجه به محدود بودن حجم نمونه، در دسترس بودن داده‌ها، آزمون‌های تشخیصی و پیشینه مطالعات انجام شده در زمینه خنثایی پول و اثر شوک‌های پولی بر تولید از متغیرهای زیر استفاده می‌شود. عباسی‌نژاد و همکاران، (Abbasi-Nezhad et al., 2011)

$$LnY = \alpha_0 + \beta_1 P + \beta_2 Lng + \beta_3 Lnoil + \beta_4 liq \qquad (1)$$

که در آن؛ Y سطح تولید به قیمت ثابت؛ P تورم؛ g مخارج دولت به قیمت ثابت؛ oil درآمد نفتی به قیمت ثابت؛ liq رشد نقدینگی به قیمت ثابت.

با استفاده از معادله بالا، به بررسی خنثایی پول در ایران پرداخته می‌شود، و سپس به منظور بررسی اثر نامتقارن شوک‌های پولی از روابط زیر استفاده می‌شود.

$$LnY = \alpha_1 + \gamma_2 Lng + \gamma_3 psliq + \gamma_4 nsliq \qquad (2)$$

$$LnY = \alpha_2 + \gamma_5 Lng + \gamma_6 psliqex + \gamma_7 nsliqex \qquad \text{مدل رونق} \qquad (3)$$

$$LnY = \alpha_3 + \gamma_8 Lng + \gamma_9 psliqre + \gamma_{10} nsliqre \qquad \text{مدل رکود} \qquad (4)$$

که در آن؛ psliq، شوک‌های مثبت پولی؛ nsliq، شوک‌های منفی پولی؛ psliqex، شوک مثبت پولی طی دوره رونق؛ psliqre، شوک مثبت پولی طی دوره رکود؛ nsliqex، شوک منفی پولی طی دوره رونق و nsliqre، شوک منفی پولی طی دوره رکود اقتصادی می‌باشد.

لازم به ذکر است که با استفاده از مدل شماره 2، آزمون تقارن یا عدم تقارن جهت شوک‌های پولی (شوک مثبت و منفی پول) در کوتاه‌مدت و بلندمدت و خنثایی پول در بلندمدت از جهت شوک‌ها آزمون می‌شود، این در حالی است که با استفاده از روابط شماره 3 و 4 نیز آزمون تقارن یا عدم تقارن شوک‌ها پولی طی ادوار تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته می‌شود. همچنین مدل 1 براساس مطالعه دل‌انگیزان و همکاران (Del-Angizan et al., 2011)، عباسی نژاد و شفیعی (Abbasi-Nezhad & Shafiee, 2005)، لشکری (Lashgari, 2010) و جبل عاملی و گودرزی فراهانی (Jabal-Ameli & Godarzi-Farahani, 2013)، تصریح شده است. از سویی مدل شماره 2 براساس مطالعه دل‌انگیزان (Del-Angizan et al., 2011) و آرگون و پرچوگال (& Aragón

Portugal, 2009)، تصریح شده است، همچنین مدل شماره 3 و مدل شماره 4 نیز براساس مطالعه آرگون و پرچوگال (Aragón & Portugal, 2009) تصریح شده است.

داده‌های تحقیق

تمامی داده‌های این مطالعه از بانک اطلاعات و سری‌های زمانی بانک مرکزی گردآوری شده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت فصلی و در بازۀ زمانی 1369:1-1393:3 می‌باشند. هم‌چنین تمامی متغیرهای تحقیق به قیمت پایۀ سال 1376می‌باشند.

روش انجام تحقیق

به منظور برآورد مدل‌های تحقیق، ابتدا مانایی متغیرهای مورد استفاده بررسی می‌گردد. برای انجام این کار ابتدا با استفاده از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته[1] و آزمون kpss و آزمون لامزداین پاپل (Lumsdaine & Papell, 1997)، درجه جمعی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد (لازم به ذکر است که با استفاده از آزمون لامزداین پاپل نقاط شکست متغیرها نیز مشخص می-شود). به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها، پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) پنج حالت را معرفی کرده‌اند که در پژوهش حاضر حالت سوم با عرض از مبدأ نا مقید و بدون روند[2]، حالت چهارم با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید[3] و همچنین حالت پنجم با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید[4] که بیشترین مطابقت را با واقعیات و داده‌های اقتصادی دارند، مورد استفاده قرار می‌گیرند. شکل جبری سناریوهای فوق برای معادله (1) به صورت زیر می‌باشند:

—حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند:

$$\Delta LnY_t = \alpha_0 + \sum_{k=0}^{n} \varphi_k LnY_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \emptyset_k Lnp_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \partial_k Lng_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \psi_k Lnoil_{t-k} + \Theta_k liq_{t-k+} \pi_1 LnY_{t-1} + \pi_2 Lnp_{t-1} + \pi_3 Lng_{t-1} + \pi_4 Lnoil_{t-1} + \pi_6 liq_{t-1} + S_i DU_i + u_t \quad (5)$$

1 Augmented Dickey Fuller
2 Unrestricted Intercept; No Trend
3 Unrestricted Intercept; Restricted Trend
4 Unrestricted Intercept; Unrestricted Trend

حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید:

$$\Delta LnY_t = \alpha_1 + \sum_{k=0}^{n} \varepsilon_k \Delta LnY_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \zeta_k \Delta Lnp_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \xi_k \Delta Lng_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \delta_k \Delta Lnoil_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \partial_k \Delta liq_{t-k} + \gamma_1(LnY_{t-1} - \Omega_{lny}.t) + \gamma_2(lnp_{t-1} - \Omega_{lnk}.t) + \gamma_3(lng_{t-1} - \Omega_{lng}.t) + \gamma_4(\Delta lnoil_{t-1} - \Omega_{lnoil}.t) + \gamma_6(\Delta liq_{t-1} - \Omega_{liq}.t) + S_iDU_i + u_t \quad (6)$$

–حالت پنجم: با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید:

$$\Delta lnY_t = \alpha_2 + \rho t + \sum_{k=0}^{n} b_k \Delta lny_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} c_k \Delta lnp_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} d_k \Delta lng_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} e_k \Delta lnoil_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} r_k \Delta liq_{t-k} + \pi_5 lny_{t-1} + \pi_6 lnp_{t-1} + \pi_7 lng_{t-1} + \pi_8 \Delta lnoil_{t-1} + \pi_{10} \Delta liq_{t-1} + S_iDU_i + u_t \quad (7)$$

S_iDU_i: نشان دهنده متغیرهای موهومی استفاده شده در مدل می‌باشد. نتایج به دست آمده از این حالت‌ها مقادیری از F را به منظور بررسی فرضیه صفر مبنی بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ارائه می‌دهد که با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط نارایان (Narayan, 2005) مقایسه می‌گردند. در صورتی که مقدار محاسبه شده F پایین‌تر از مقدار کرانه پایین قرارگیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد نمی‌شود. در صورتی که مقدار محاسبه شده F بالاتر ازکرانه بالا قرار گیرد فرضیهٔ صفر رد می‌شود که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد. در صورتی که مقدار محاسبه شده F در بین دو کرانه قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تعیین وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه نمی‌باشد.

در گام بعدی، در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه، مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به منظور تعیین ضرایب بلندمدت متغیرها تخمین زده می‌شود. ARDL شرطی برای معادله (1) به صورت زیر تصریح می‌گردد.

$$LnY_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_1 LnY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_2 Lnp_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_3 Lng_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_4 Lnoil_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_6 Liq_{t-i} + u_t \quad (8)$$

در نهایت، به منظور به دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و تعیین سرعت تعدیل انحراف از

تعادل، معادله (ECM) تخمین زده می‌شود. ضریب تعدیل[1] تصحیح خطا در این معادله بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت در هر دوره می‌باشد .الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله به صورت زیر تصریح می گردد:

$$LnY_t=\delta_0+\sum_{i=1}^{p}\delta_1\Delta LnY_{t-n}+\sum_{i=1}^{p}\delta_2\Delta Lnp_{t-n}+\sum_{i=1}^{p}\delta_3\Delta Lng_{t-n}+\sum_{i=1}^{p}\delta_4\Delta Lnoil_{t-n}+\sum_{i=1}^{p}\delta_6\Delta Liq_{t-n}+\Phi ecm_{t-n} \quad (9)$$

جدول (3): تعیین نقاط شکست متغیرها با استفاده از آزمون لامزداین پاپل

متغیر	شکست دوم	شکست اول
Lny	81:2	74:4
liq	76:4	73:1
Lng	80:1	72:1

ماخذ: نتایج تحقیق

یافته‌ها

ویژگی داده‌ها: مانایی[2] و شکست ساختاری

با توجه به جدول (2)، طبق آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون kpss، لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LnY)، لگاریتم مخارج دولتی (Lng)، رشد نقدینگی (liq)، انباشته از درجه یک هستند و متغیرهای لگاریتم درآمدهای نفتی (Lnoil)، شوک‌های مثبت پولی (psliq) و شوک‌های منفی پولی (nsliq)، شوک مثبت و منفی پولی طی ادوار تجاری (دوره رکود و رونق) انباشته از درجه صفر هستند. همچنین متغیر تورم طبق آزمون دیکی فولر تعمیم یافته انباشته از درجه یک و مطابق با آزمون kpss انباشته از درجه صفر و مانا است؛ اما ازآنجاکه وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی ممکن است به دلیل عدم لحاظ شکست ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد. پرون(Perron, 1997) به این منظور آزمون ریشه واحد با لحاظ دو شکست

1- Adjustment Effect
2- Stationary

ساختاری درون‌زای لامزداین و پاپل (Lumsdaine & Papell, 1997) مورد استفاده قرارگرفته است؛ که مطابق با نتایج جدول (1)، متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی و لگاریتم مخارج دولت بعد از لحاظ دو شکست درونزا مانا شده‌اند.

جدول (2): آزمون‌های ریشه واحد

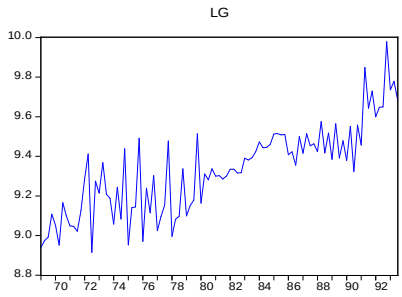
	آزمون لامزداین پاپل	آزمون KPSS	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته
متغیر	درجه انباشتگی	درجه انباشتگی	درجه انباشتگی
Lny	I(0)	I(1)	I(1)
p	-	I(0)	I(1)
Lng	I(0)	I(1)	I(1)
Lnoil	-	I(0)	I(0)
liq	I(0)	I(1)	I(1)
psliq	-	I(0)	I(0)
nsliq	-	I(0)	I(0)
psliqex	-	I(0)	I(0)
psliqre	-	I(0)	I(0)
nsliqex	-	I(0)	I(0)
nsliqre	-	I(0)	I(0)

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نمودار 1، که مربوط به روند مخارج دولت در اقتصاد ایران است، می‌توان مشاهده کرد که از سال 1380، مخارج دولت در اقتصاد ایران یک روند رو به افزایشی شدیدی داشته و همانند دوره‌های قبل با نوسانات شدید روبه‌رو نیست و در حقیقت یک انتقال به سطح بالا داشته است، که در جدول شماره 2، مطابق آزمون لامزداین پاپل نیز برای مخارج دولت در سال 80 نیز یک شکست ساختاری وجود دارد.

نتایج تخمین مدل شماره (1)، آزمون خنثایی پول

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون کرانه‌ها، مقادیر F محاسبه شده در دو حالت چهارم و پنجم بزرگ‌تر از کرانه بحرانی بالا در سطح پنج درصد می‌باشد که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد.



ماخذ: داده‌های بانک مرکزی

نمودار (1): لگاریتم مخارج فصلی ایران طی دوره 1369-1393

جدول (4): نتایج آزمون کرانه‌ها

آماره F				
معادله شماره (1)		حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
f_{lny}(p, lng, lnoil, liq, dus4,d80)		1/39	5/81 **	6/96 ***

ماخذ: نتایج تحقیق، ***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری 1، 5، 10 درصد است.

ds4، متغیر موهومی برای فصل آخر هر سال و d80، متغیر موهومی افزایش مخارج دولت

لازم به ذکر است که متغیر موهومی dS4، به علت انبساط پولی که در فصل چهارم هر سال اتفاق می‌افتد، به مدل اضافه شد. هم‌چنین متغیر موهومی سال 80 یعنی d80 نیز به علت وجود شکست ساختاری در مخارج دولت به مدل اضافه شد تا افزایش مخارج دولت که بین سال‌های 80 تا 93 اتفاق افتاد را در مدل لحاظ نماید.

در مرحله بعد، پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، مقدار ضرایب بلندمدت بین متغیرها با استفاده از ARDL شرطی به دست آمده از ARDL(1,2,1,3,2) تخمین زده شده است. نتایج تخمینی مدل فوق در جدول (5) گزارش شده است. لازم به ذکر است که مدل ARDL(1,2,1,3,2) با حداکثر سه وقفه براساس معیار SBC انتخاب شده است.

با توجه به نتایج جدول (5)، ضریب رشد نقدینگی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. به عبارتی، خنثایی پول در بلندمدت در اقتصاد ایران تأیید می‌شود همچنین نتایج آزمون والد در جدول 6 نیز فرضیه خنثایی پول در اقتصاد ایران را رد نمی‌کند. بعلاوه، مخارج دولت و درآمدهای نفتی در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته‌اند، مشاهده می‌شود که تأثیر تورم برتولید

ناخالص داخلی منفی و معنادار است. همچنین متغیر موهومی ds4، نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد که نشان دهندهٔ این است که انبساط پولی که در آخرین فصل هر سال اتفاق می‌افتد، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. این انبساط پولی به دلیل سیاست پولی برنامه‌ریزی شده بانک مرکزی نیست. دلیل آن را می‌توان فشار دولت بر بانک مرکزی برای پوشش کسری بودجه دولت از طریق چاپ پول دانست. چاپ پول بی پشتوانه و تورم حاصل که در فصل پایانی سال مالی رخ می‌دهد عامل این اثر منفی بر رشد اقتصادی است. هم‌چنین افزایش زیاد مخارج دولت از سال 80 نیز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، که می‌تواند دلیلی بر وجود منحنی آرمی در اقتصاد ایران باشد، زیرا مطابق نتایج تحقیق خود مخارج دولت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما افزایش زیاد این مخارج (بیشتر از حد آستانه‌ای)، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران داشته است.

جدول (5): ضرایب بلندمدت ARDL(1,2,1,3,2)، متغیر وابسته LnY

متغیر	ضریب	آماره t		احتمال
lng	0/261 ***	2/59		0/004
lnoil	0/022 *	1/76		0/081
p	-0/543 ***	-3/12		0/002
liq	0/662	A(4) 0/856	←	0/394
ds4	-0/162 **	-2/01		0/048
d80	-0/030**	-2/31		0/043
c	9/65 ***	10/00		0/000
t	0/011 ***	12/18		0/000

ماخذ: نتایج تحقیق؛ ***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری 1، 5، 10 درصد است.

جدول (6): آزمون والد، آزمون خنثایی پول در بلندمدت

فرضیه H_0: A(4)= ضریب رشد نقدینگی=صفر	
آماره آزمون: (1) CHSQ = 0/734	احتمال: 0/392

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج جدول (7) و جدول (8)، خنثایی پول در کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران تأیید نمی‌شود. مشاهده می‌شود که تأثیر رشد نقدینگی (Δliq) در کوتاه‌مدت مثبت و معنی‌دار است. نتایج آزمون والد نیز خنثایی پول در اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت را رد می‌کند. هم‌چنین مطابق انتظار تورم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی است. هم‌چنین با توجه به ضرایب مخارج دولت و متغیر موهومی سال 80، باز هم منحنی آرمی در اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت برقرار است. متغیر موهومی

آخرین فصل هر سال تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد که می‌تواند بیانگر پولی کردن کسری بودجه دولت (چاپ پول برای پوشش کسری بودجه دولت) در این فصل باشد. ضریب تصحیح خطا ((ecm(-1)، که از لحاظ آماری منفی و معنی‌دار است، نشان‌دهنده سرعت نسبتاً بالای رفع عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت در مدل است که در هر سال (دوره) تقریباً 60 درصد انحراف از تعادل بلندمدت رفع می‌شود.

جدول (7): ضرایب کوتاه‌مدت ARDL(1,2,1,3,2) ، متغیر وابسته LnY

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
Δlng	0/145 **	2/33	0/026
lng(-1)	-0/153 ***	-4/27	0/000
Δlnoil	0/013	1/62	0/107
Δp	-0/085	-0/185	0/853
Δp (-1)	-0/774 ***	-2/41	0/003
Δp (-2)	-0/742 **	-2/14	0/012
Δliq	0/865 ***	A(6) 2/69 ←	0/009
Δliq (-1)	-0/531 ***	A(7) -2/54 ←	0/013
Δds4	-0/096 ***	-2/39	0/019
Δd80	-0/178	-10/3	0/000
Δc	5/74 ***	3/39	0/001
Δt	0/006 ***	3/54	0/001
ecm(-1)	-0/595 ***	-3/91	0/000

ماخذ: نتایج تحقیق؛ ***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری 1، 5، 10 درصد است

جدول (8): آزمون والد، آزمون خنثایی پول در کوتاه‌مدت

فرضیه H_0: A(6)+A(7)=ضریب رشد نقدینگی+ ضریب متغیر باوقفه رشد نقدینگی=صفر
آماره آزمون: CHSQ (1) = 5/65 احتمال: ** 0/017

ماخذ: نتایج تحقیق؛ ***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری 1، 5، 10 درصد است.

به منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج الگوهای برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی همبستگی سریالی[1]، آزمون ناهمسانی واریانس[2] و نرمال بودن اجزا اخلال [1] مورد بررسی قرار

1- Autocorrelation
2- Heteroskedasticity

گرفتند. همان‌طور که نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول (9) نشان می‌دهد در الگوی برآورد شده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی وجود ندارد و اجزای اخلال به صورت نرمال توزیع شده‌اند (در سطح 5 درصد). همچنین، به منظور بررسی پایدار بودن ضرایب تخمین زده شده در طول زمان در الگوی تحت بررسی، از معیارهای براون، دوربین و ایوانز (Brown, Durbin, Evans, 1975) استفاده شده است؛ که بدین منظور از آزمون مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی (CUSUMQ) و آزمون مجموع انباشت پسماندهای عطفی (CUSUM) استفاده شده است. در هر دو آزمون مقدار آماره آزمون در مقابل دو کرانه بحرانی رسم می‌گردد در صورتی که مقدار آماره آزمون از این دو مقدار بحرانی خارج نشود می‌توان ادعا نمود که ضرایب مدل تخمین زده شده در سطح 5 درصد پایدار می‌باشند. همان‌طورکه در نمودار2و 3، مشاهده می‌شود الگوی برآورد شده در سطح 5 درصد پایدار می‌باشد؛ بنابراین براساس نتایج آزمون‌های تشخیصی و پایداری صورت گرفته، می‌توان از معتبربودن نتایج به دست آمده اطمینان حاصل نمود.

جدول (9): آزمون‌های تشخیصی مدل شماره (1)

الگوی ARDL	آزمون	آماره آزمون	احتمال
ARDL(1,2,1,3,2)	همبستگی سریالی	5/30	0/136
	ناهمسانی واریانس	0/029	0/864
	نرمال بودن اجزا اخلال	0/109	0/947

ماخذ: نتایج تحقیق

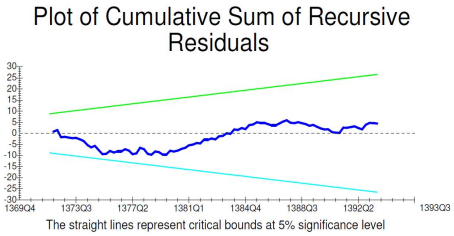
-3 نتایج تخمین مدل شماره (2)، آزمون عدم تقارن تکانه‌های پولی

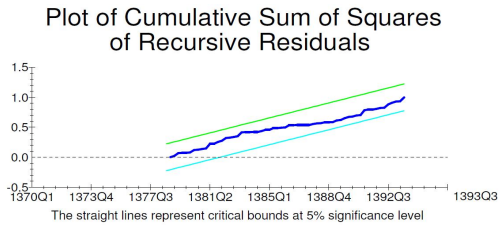
با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون کرانه‌ها، در جدول (10)، مقادیر F محاسبه شده درهر دو حالت چهارم و پنجم بزرگ‌تر از کرانه بحرانی بالا در سطح پنج درصد می‌باشد که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد.

پس‌ازاینکه، از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، اطمینان حاصل شد، مقدار ضرایب بلندمدت بین متغیرها با استفاده از ARDL شرطی به دست آمده از ARDL(1,2,2,1)

1- Normality

تخمین زده شده است. نتایج تخمینی مدل فوق در جدول (11) گزارش شده است. همچنین مدل ARDL(1,2,2,1) با حداکثر دو وقفه براساس معیار SBC انتخاب شده است.





ماخذ: نتایج تحقیق

نمودار (2): آزمون پایداری CUSUMQ **نمودار (3): آزمون پایداری CUSUM**

جدول (10): نتایج آزمون کرانه‌ها

آماره F				
معادله شماره (2)	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم	
f_{lny}(lng, psliq, nsliq, ds4,d80)	1/21	6/79 ***	8/49 ***	

ماخذ: نتایج تحقیق؛ ***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری 1، 5، 10 درصد است.

لازم به ذکر است که شوک‌های مثبت و منفی پول با استفاده از روش فیلتر هدریک - پرسکات (Hodrick prescott, 1998)، به دست آمده‌اند، به‌نحوی‌که مقدار برآورد شده هر متغیر توسط ابزار فیلتر به‌عنوان بخش قابل پیش‌بینی و مقدار تفاوت هر متغیر از مقدار برآوردیش توسط فیلتر به‌عنوان بخش غیر قابل پیش‌بینی تعبیر می‌گردد. تکانه‌های پیش‌بینی نشده خود به تکانه‌های پیش‌بینی نشده مثبت و تکانه‌های پیش‌بینی نشده منفی قابل تقسیم خواهند بود. در صورتی که سیاست پولی را مبتنی بر اعمال رشد پولی متفاوت از مقدار فیلتر شده متغیر رشد پولی تعریف کنیم، در این صورت، سیاست انقباضی پولی زمانی است که تکانه‌های پولی منفی هستند و سیاست انبساطی زمانی برقرار شده که تکانه‌ها مثبت هستند[1].

1- در واقع هنگامی که تکانه‌های پیش‌بینی نشده‌ی حاصل شده از روش فیلتر، مثبت باشد، سری psliq برابر آن قرار می‌گیرد و برای بقیه موارد مقدارش صفر است و به طور معکوس، نیز و قتی تکانه‌های پیش‌بینی نشده‌ی حاصل شده از روش فیلتر، منفی باشد، سری nsliq برابر آن قرار می‌گیرد و برای بقیه موارد مقدارش صفر است.

جدول (11): ضرایب بلندمدت(ARDL(1,2,2,1 ، متغیر وابسته LnY

متغیر	ضریب		آماره t		احتمال
lng	0/285 **		2/34		0/021
psliq	1/43	A(2)	1/49	←	0/138
nsliq	-1/77	A(3)	-0/848	←	0/399
ds4	-0/205 **		-2/18		0/031
d80	-0/036 **		2/23		0/019
c	8/41 ***		10/73		0/000
t	0/009***		14/97		0/000

ماخذ: نتایج تحقیق؛ ***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری 1، 5، 10 درصد است.

جدول (12): نتایج آزمون والد در بلندمدت

		آماره آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خنثایی پول	فرضیه H_0 $A_2+A_3=0$	0/337 (0/561)	فرضیه خنثایی پول در بلندمدت قابل رد نیست.
آزمون عدم تقارن شوک‌ها پولی	فرضیه H_0 $A_2=A_3$	3/19 (0/059)	فرضیه تقارن بین شوک مثبت و منفی پول بر رشد، قابل رد است.

ماخذ: نتایج تحقیق؛ اعداد داخل پارانتز P-value آزمون است.

با توجه به نتایج حاصل شده در جدول (11)، خنثایی پول در بلندمدت در اقتصاد ایران قابل رد نیست، زیرا تأثیر شوک‌های مثبت و منفی پولی در بلندمدت بر تولید معنی‌دار نیست، اما از جهتی دیگر عدم تقارن سیاست‌های پولی نیز قابل مشاهده است، به‌نحوی‌که شوک منفی پولی تأثیر منفی و شوک مثبت پولی تأثیر مثبتی بر تولید در بلندمدت دارد، گرچه از لحاظ آماری مقدار این تأثیر معنی‌دار نیست (که نشان دهندهٔ خنثی بودن پول در بلندمدت است)، اما از جهتی دیگر، شوک منفی نسبت به شوک مثبت، تأثیر بزرگ‌تری بر تولید دارد (که نشان دهندهٔ عدم تقارن شوک‌ها در بلندمدت است). ضریب متغیر موهومی ds4، منفی و معنی‌دار است که مطابق انتظار است. تفسیر آن از نظر اقتصادی به صورت افزایش چاپ پول بی پشتوانه جهت پوشش کسری بودجه دولت می‌باشد که عموماً در پایان سال مالی در ایران رخ می‌دهد و ترکیب آن با تورم منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. هم‌چنین ضریب منفی و معنی‌دار متغیر موهومی d80 نیز مطابق انتظار است.

افزایش بیش از حد مخارج دولت و پیشی‌گرفتن تقاضای کل بر عرضه کل و به تبع آن افزایش تورم بعد از دهه هشتاد شمسی هم می‌تواند تفسیری برای این ضریب باشد که نتیجه نهایی آن کاهش رشد اقتصادی می‌باشد. نتایج جدول 12، نشان می‌دهد که بر مبنای آزمون والد هم فرضیه خنثایی پول در اقتصاد ایران در بلندمدت قابل رد نیست، همچنین فرضیه تقارن شوک مثبت و منفی پولی در بلندمدت قابل رد است که نشان دهنده عدم تقارن شوک‌های پولی (مثبت و منفی) بر تولید است.

جدول (13): ضرایب کوتاه‌مدت ARDL(1,2,2,1) ، متغیر وابسته LnY

متغیر	ضریب		آماره t	احتمال
Δlng	0/152 **		2/58	0/011
Δlng(1)	-0/135 ***		2/97	0/008
Δpsliq	0/319	A(3)	0/922	0/359
Δpsliq(-1)	-1/22 ***	A(4)	-4/26	0/000
Δnsliq	-1/64 ***	A(5)	5/06	0/000
Δds4	-0/109 ***		-2/71	0/008
Δd80	0/022 *		1/97	0/051
Δc	4/48***		2/95	0/004
Δt	0/005 ***		3/18	0/003
ecm(-1)	-0/533 ***		-3/79	0/000

ماخذ: نتایج تحقیق؛ ***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری 1، 5، 10 درصد است.

جدول (14): نتایج آزمون والد در کوتاه‌مدت

		آماره آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خنثایی پول	فرضیه H_0 $A_3+A_4+A_5=0$	24/12 (0/000)	فرضیه خنثایی پول در کوتاه‌مدت قابل رد است.
آزمون عدم تقارن شوک‌ها پولی	فرضیه H_0 $A_3=A_5$	6/05 (0/014)	فرضیه تقارن بین شوک مثبت و منفی پول بر رشد، قابل رد است.

ماخذ: نتایج تحقیق؛ اعداد داخل پارانتز P-value آزمون است.

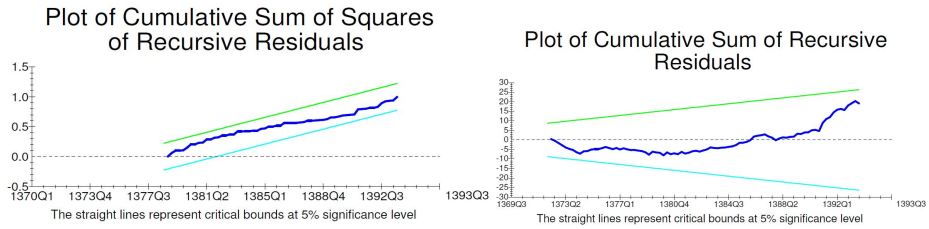
نتایج حاصل شده در جدول (13)، که رابطه کوتاه‌مدت مدل تخمینی است؛ گویای این است که پول در کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران خنثی نیست به‌نحوی‌که شوک مثبت پولی در کوتاه‌مدت

تأثیر مثبت بر تولید دارد، اما مقدار این ضریب از لحاظ آماری معنی‌دار نیست، اما نکتهٔ جالب در نتایج، به ضریب منفی و معنی‌دار متغیر تاخیری شوک مثبت پولی برمی‌گردد؛ زیرا شوک مثبت پولی بعد از یک دوره به علت آثار تورمی خود تأثیر منفی خود را بر رشد اقتصادی ظاهر می‌کند این بدان علت است که شوک مثبت، تورم را بیشتر از تولید تحت تأثیر قرار می‌دهد. (قابل ذکر است که در جدول 7، نیز تأثیر رشد نقدینگی در کوتاه‌مدت بر تولید مثبت است، اما بعد از یک دوره تأثیر منفی خود را بر رشد اقتصادی می‌گذارد، از این منظر نتایج حاصل شده همدیگر را تأیید می‌کنند). از سویی دیگر شوک منفی پولی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، که می‌تواند به این علت باشد که، شوک منفی پولی سریعتر آثار رکودی خود را بر رشد اقتصادی نمایان می‌سازد؛ زیرا شوک منفی، تولید را بیشتر از تورم تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سویی نتایج جدول 14 نیز نشان‌دهنده رد فرضیه خنثایی پول در کوتاه‌مدت است. هم‌چنین ضرایب معنی‌دار متغیرهای موهومی مطابق انتظار است، از سویی، تأثیر مثبت مخارج دولت و تأثیر منفی تورم بر تولید نیز مطابق انتظار است. با توجه به ضریب جمله تصحیح خطا که منفی و از لحاظ آماری معنادار است، می‌توان سرعت نسبتاً بالای رفع عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت را مشاهده کرد، به‌نحوی‌که در هر دوره تقریباً 53 درصد از این عدم تعادل رفع می‌شود و تقریباً بعد از 2 دوره به تعادل بلندمدت می‌رسد.

جدول (15): آزمون‌های تشخیصی مدل شماره (2)

الگوی ARDL	آزمون	آماره آزمون	احتمال
ARDL(1,2,2,1)	همبستگی سریالی	13/52	0/211
	ناهمسانی واریانس	0/126	0/722
	نرمال بودن اجزا اخلال	0/191	0/909

ماخذ: نتایج تحقیق؛ ***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری 1، 5، 10 درصد است.



نمودار (4): آزمون پایداری CUSUM

نمودار (5): آزمون پایداری CUSUMQ

با توجه به نتایج حاصل شده در جدول 15، می‌توان بر صحت نتایج حاصل شده در سطح

معناداری 5 درصد اطمینان حاصل کرد، زیرا مطابق جدول 9، مدل تخمین زده شدهٔ ARDL(1,2,2,1) که به منظور آزمون عدم تقارن تکانه‌های پولی مورد بررسی قرار گرفت، مشکلات ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی را نداشته، و اجزاء اخلال نیز به صورت نرمال توزیع شده است. از سویی دیگر مطابق نمودار شماره 4 و 5 نتایج حاصل شده در مدل تخمینی، در سطح پنج درصد مطابق آزمون CUSUMQ و CUSUM پایدار هستند.

نتایج تخمین مدل‌های شماره 3 و 4، آزمون عدم تقارن تکانه‌های پولی طی ادوار تجاری[1]

با توجه به نتایج جدول 16، در سطح 5 درصد، بین متغیرهای هر دو مدل رکود و رونق در بلندمدت رابطه وجود دارد.

جدول (16): نتایج آزمون کرانه‌ها

	آماره F		
	حالت پنجم	حالت چهارم	حالت سوم
معادله شماره (3)، مدل رونق	8/14 ***	1/38	6/51 ***
معادله شماره (4)، مدل رکود	12/12 ***	1/73	9/69 ***

ماخذ: نتایج تحقیق؛ ***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری 1، 5، 10 درصد است.

نتایج تخمینی مدل رونق در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت در معادلات پایین گزارش شده است. همچنین مدل ARDL(2,2,2,0) با حداکثر دو وقفه براساس معیار SBC، به‌عنوان مدل بهینه مدل رونق انتخاب شده است.

با توجه به مدل بلندمدت دوره رونق و همچنین نتایج آزمون والد در جدول 17، خنثایی پول

1 - برای جدا کردن دوران رونق و رکود فصلی اقتصاد ایران نیز از روش فیلتر هدریک-پرسکات استفاده شده است. به نحوی که متغیر رونق اقتصادی برای فصل‌هایی که رونق اقتصادی وجود داشته عدد 1 و برای فصل‌هایی که رکود اقتصادی وجود داشته، عدد صفر به خود گرفته است؛ و متغیر رکود اقتصادی برای فصل‌هایی که رکود اقتصادی وجود داشته عدد 1 و برای فصل‌هایی که رونق اقتصادی وجود داشته، عدد صفر به خود گرفته است. سپس با ضرب متغیر موهومی رکود و رونق اقتصادی بر شوک مثبت و منفی پولی، متغیرهای شوک مثبت پولی طی ادوار تجاری و شوک منفی پولی طی ادوار تجاری استخراج گردید.

در بلندمدت در مدل رونق همچنان قابل رد نیست. از سویی تأثیر شوک منفی از لحاظ قدر مطلق بزرگ‌تر از تأثیر شوک مثبت پولی است؛ که نشان دهنده عدم تقارن تأثیر شوک مثبت و منفی پولی طی دوره رونق است. این در حالی است که در دوره رونق شوک مثبت پولی تأثیر مثبت (اما بی‌معنی) بر تولید ناخالص داخلی دارد، اما شوک منفی پولی تأثیر منفی (و بی‌معنی) بر تولید ناخالص داخلی دارد؛ بنابراین در دوره رونق، شوک‌های پولی دارای دو نوع عدم تقارن هستند، اولین عدم تقارن مربوط به بزرگ بودن تأثیر شوک منفی از شوک مثبت (از لحاظ قدرمطلق) است و دومین عدم تقارن مربوط به جهت تأثیر شوک‌ها می‌باشد، به‌نحوی‌که تأثیر شوک مثبت در دوره رونق مثبت و تأثیر شوک منفی در دوره رونق منفی است. این در حالی است که برخلاف دوره بلندمدت، در دوره کوتاه‌مدت، خنثایی پول قابل رد است (نتایج آزمون والد نیز مبین این قضیه است). همچنین در دوره کوتاه‌مدت تأثیر شوک منفی (از لحاظ قدر مطلق) بزرگ‌تر از تأثیر شوک مثبت پولی است[1]. (اعداد داخل پارانتز آماره t، هستند)

مدل رونق $LnY = \alpha_2 + \gamma_5 Lng + \gamma_6 psliqex + \gamma_7 nsliqex + d80 + ds4$

برآورد مدل رونق (بلندمدت)

$$LnY = 9/85 + 0/164\ Lng + 0/90\ psliqex - 1/69\ nsliqex + 0/011\ T - 0/213\ d80 - 0/213\ ds4$$
$$(9/05)^{***} \quad (2/33)^{**} \quad (0/88) \quad (-1/51) \quad (13/06)^{***} \quad (-9/79)^{***} \quad (-4/62)^{***}$$

برآورد مدل رونق (کوتاه‌مدت)

$$\Delta LnY = 1/40 + 0/205\ \Delta Lng - 0/198\ \Delta lng(-1) + 0/923\ \Delta psliqex - 1/48\ \Delta pliqex(-1)$$
$$(6/13)^{***} \quad (3/43)^{***} \quad (-2/25)^{**} \quad (7/82)^{***} \quad (-2/50)^{**}$$
$$- 1/50\ \Delta nsliqex + 0/007\ \Delta T - 0/021\ d80 - 0/138\ ds4 - 0/649\ \Delta ecm$$
$$(-2/15)^{**} \quad (6/72)^{***} \quad (-1/87)^{*} \quad (-6/88)^{***} \quad (-7/65)^{***}$$

مدل ARDL(2,2,0,2) با حداکثر دو وقفه براساس معیار SBC، به‌عنوان مدل بهینه مدل رکود انتخاب شده است. با توجه به مدل بلندمدت دوره رکود و همچنین نتایج آزمون والد در جدول 17، خنثایی پول در بلندمدت مدل رکود قابل رد نیست. از سویی تأثیر شوک مثبت از لحاظ قدر

1- آزمون‌های تشخیصی و پایداری انجام گرفته بر مدل تورمی، نشان‌دهنده صحت و پایداری نتایج حاصل شده است، که به منظور اضافه نشدن حجم مقاله از اضافه کردن آزمون‌های تشخیصی و پایداری این مدل به مقاله خودداری شده است.

مطلق بزرگ‌تر از تأثیر شوک منفی پولی است؛ که نشان دهنده عدم تقارن تأثیر شوک مثبت و منفی پولی طی دوره رکود است. این در حالی است که در دوره رکود شوک مثبت پولی تأثیر مثبت (اما بی‌معنی) بر تولید ناخالص داخلی دارد، اما شوک منفی پولی تأثیر منفی (بی‌معنی) بر تولید ناخالص داخلی دارد؛ بنابراین در دوره رکود، شوک‌های پولی دارای دو نوع عدم تقارن هستند، اولین عدم تقارن مربوط به بزرگ‌تر بودن تأثیر شوک مثبت نسبت به شوک منفی (از لحاظ قدرمطلق) است و دومین عدم تقارن مربوط به جهت تأثیر شوک‌ها می‌باشد، به‌نحوی‌که تأثیر شوک مثبت در دوره رکود مثبت و تأثیر شوک منفی در دوره رکود منفی است. این در حالی است که برخلاف دوره بلندمدت، در دوره کوتاه‌مدت، خنثایی پول قابل رد است.

نتایج آزمون والد نیز مبین این قضیه است). همچنین در دوره کوتاه‌مدت تأثیر شوک مثبت (از لحاظ قدر مطلق) بزرگ‌تر از تأثیر شوک منفی پولی است.[1]

مدل رکود

$$LnY = \alpha_3 + \gamma_8 Lng + \gamma_9 psliqre + \gamma_{10} nsliqre + d80 + ds4$$

برآورد مدل رکود (بلندمدت)

$$LnY = 8/65 + 0/256\ Lng + 0/742\ psliqre - 0/612\ nsliqre + 0/009\ T - 0/213\ d80 - 0/213\ ds4$$
$$(9/97)^{***}\quad (2/64)^{**}\quad (1/20)\quad (-1/10)\quad (13/71)^{***}\quad (-2/52)^{**}\quad (-2/55)^{**}$$

برآورد مدل رکود (کوتاه‌مدت)

$$\Delta LnY = 5/58 + 0/165\ \Delta Lng - 0/132\ \Delta lng(-1) + 0/88\ \Delta psliqre - 0/85\ \Delta psliqre(-1)$$
$$(3/61)^{***}\quad (2/88)^{***}\quad (-2/22)^{**}\quad (2/02)^{**}\quad (-6/4)^{***}$$
$$- 0/32\ \Delta nsliqre + 0/006\ \Delta T - 0/033\ d80 - 0/021\ ds4 - 0/645\Delta ecm$$
$$(-2/88)^{***}\quad (3/8)^{***}\quad (-2/23)^{**}\quad (-2/55)^{**}\quad (-4/55)^{***}$$

لازم به ذکر است که با مقایسه دو مدل رکود و رونق، به طور خلاصه می‌توان به این نتیجه رسید، که اولاً؛ تأثیر شوک مثبت بر تولید ناخالص داخلی در دوره رونق (0/90) بزرگ‌تر از دوره رکود (0/74) است. همچنین تأثیر شوک منفی نیز در دوره رونق (1/69-) بزرگ‌تر از دوره رکود (0/61-) است. دوما؛ در دوره رکود تأثیرگذاری شوک مثبت (0/74) بر تولید ناخالص داخلی

1- آزمون‌های تشخیصی و پایداری انجام گرفته بر مدل رکودی، نشان‌دهنده صحت و پایداری نتایج حاصل شده است، که به منظور عدم افزایش زیاد حجم مقاله از اضافه کردن آزمون‌های تشخیصی و پایداری مدل رکودی به مقاله خودداری شده است.

بزرگ‌تر از تأثیر شوک منفی (0/61-) است. از سویی در دوره رونق تأثیرگذاری شوک منفی (1/69-) بر تولید ناخالص داخلی بزرگ‌تر از تأثیر شوک مثبت (0/90) است

جدول (17): نتایج آزمون والد، مدل رکود و رونق

آزمون خنثایی پول	مدل رونق		مدل رکود	
	دوره بلندمدت	دوره کوتاه‌مدت[1]	دوره بلندمدت	دوره کوتاه‌مدت[2]
آزمون H_0	$\gamma_{6+}\gamma_{7=0}$	$a_4+a_5+a_6=0$	$\gamma_{8+}\gamma_{9=0}$	$a_4+a_5+a_6=0$
آماره آزمون	CHSQ (1)= 1/36 (0/242)	CHSQ (1)= 13/65 (0/000)***	CHSQ (1)= 0/717 (0/397)	CHSQ (1)= 3/52 (0/009)***

ماخذ: نتایج تحقیق؛ اعداد داخل پارانتز P-value آزمون هستند.

نتیجه‌گیری

در راستای آزمون خنثایی پول در اقتصاد ایران و بررسی عدم تقارن تکانه‌های پولی در ایران با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، به بررسی تجربی روابط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی برای دوره (1369-1393) با استفاده از داده‌های فصلی شده است. در الگوی تخمین زده شده، ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مخارج دولت، تورم، رشد نقدینگی، درآمدهای نفتی، شوک‌های مثبت و منفی پول با تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرارگرفته است.

ابتدا با استفاده از مدل تجربی، به بررسی خنثایی پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران پرداخته شد. نتایج حاصل از الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت، گویای این است که؛ پول در بلندمدت در اقتصاد ایران خنثی است اما در کوتاه‌مدت توانایی تأثیرگذاری بر تولید را دارد. با استفاده از آزمون لامزداین پاپل یکی از شکست‌های مخارج دولت در سال 1380 به دست آمد و به مدل اضافه شد. این شکست درنتیجه روند مخارج دولت طی دورهٔ 1380-1393 به وجود آمده بود. نتیجه به دست آمده نشان می‌داد که افزایش مخارج دولت در این دوره تأثیر منفی بر رشد

1- در دوره کوتاه‌مدت مدل رونق، a4، ضریب Δpsliqex و a5،ضریب (-1)Δpliqex و a6 ضریب Δnsliqex است.

2- در دوره کوتاه‌مدت مدل رکود، a4، ضریب Δpsliqre و a5،ضریب ((-1Δpliqre و a6 ضریب Δnsliqre است.

اقتصادی داشت که می‌تواند دلیلی بر وجود منحنی آرمی در اقتصاد ایران باشد. بر همین اساس می‌توان گفت که دولت نبایستی میزان مخارج خود را به میزان زیاد افزایش دهد زیرا میزان بیش از اندازهٔ مخارج دولتی تأثیر معکوسی بر رشد اقتصادی می‌گذارد.

سپس به منظور بررسی عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل‌های شماره‌ی2، 3 و 4، را برآورد نمودیم، که نتایج نشان داد که شوک منفی پولی نسبت به شوک مثبت پولی تأثیر بزرگ‌تری هم در بلندمدت هم در کوتاه‌مدت دارد، همچنین تأثیر این شوک‌ها در بلندمدت خنثی است که دلیلی بر خنثایی پول در بلندمدت است. نتایج حاصل همچنین بیانگر آن است که تأثیر رکودی یک سیاست انقباضی پولی در اقتصاد ایران سریعتر از آثار تورمی سیاست انبساطی ظاهر می‌شود. نتایج مدل کوتاه‌مدت نیز تائیدکننده این مطلب می‌باشد، زیرا مطابق نتایج تحقیق در کوتاه‌مدت شوک مثبت تأثیر مثبت اما بی‌معنی بر تولید دارد، اما وقفه شوک مثبت تأثیر منفی و معناداری بر تولید دارد، که نشان‌دهنده آثار تورمی شوک مثبت پولی در کوتاه‌مدت است و شوک مثبت پولی در کوتاه‌مدت بیشتر از اینکه تولید را تحت تأثیر قرار دهد تورم را تحت تأثیر قرار داده و از طریق تورم، پس از یک دوره تأخیر، تأثیر منفی خود را بر رشد از کانال تورم می‌گذارد، این در حالی است که تأثیر شوک منفی بر تولید در همان دوره منفی است. این می‌تواند بدین دلیل باشد که در اقتصاد ایران شوک منفی تأثیر بیشتری بر تولید دارد و اثر رکودی خود را بر تولید خیلی زود نمایان می‌سازد. نتایج نشان می‌دهد که دوره ماندگاری اقتصاد ایران در دوره رکود زیاد و خروج از رکود هم کند است، بنابراین اجرای سیاست انقباضی پولی در ایران می‌تواند آثار مضری به همراه داشته باشد.

نتایج تخمین مدل‌های رکودی و رونق اقتصاد ایران نشان داد که تأثیر شوک‌های پولی طی ادوار تجاری نامتقارن است به‌نحوی‌که، اولاً؛ تأثیر شوک مثبت بر تولید ناخالص داخلی در دوره رونق (0/90) بزرگ‌تر از دوره رکود (0/74) است. همچنین تأثیر شوک منفی نیز در دوره رونق (1/69-) بزرگ‌تر از دوره رکود (0/61-) است. دوما؛ در دوره رکود تأثیرگذاری شوک مثبت (0/74) بر تولید ناخالص داخلی بزرگ‌تر از تأثیر شوک منفی (0/61-) است. از سویی در دوره رونق تأثیرگذاری شوک منفی (1/69-) بر تولید ناخالص داخلی بزرگ‌تر از تأثیر شوک مثبت (0/90) است.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان گفت که در اقتصاد ایران دیدگاه پولگرایان مبنی بر خنثایی

پول را نمی‌توان رد کرد، بنابراین نقش پول در اقتصاد ایران با دیدگاه پولگرایان سازگاری دارد. بعلاوه، دیدگاه کینزین‌های جدید مبنی بر عدم تقارن شوک‌ها پولی نیز در اقتصاد ایران نیز قابل رد نیست، بنابراین نقش پول در اقتصاد ایران تلفیقی از دیدگاه دو مکتب پولگرایان و کینزین‌های جدید است و صرفاً با دیدگاه‌های یکی از مکاتب نمی‌توان نقش پول در اقتصاد ایران را توصیف کرد. پیشنهاد سیاستی که برمبنای نتایج فوق می‌توان ارائه نمود این است که بانک مرکزی بهتر است با این عدم تقارن‌های سیاست پولی آشنا باشد و آن‌ها را در هر بسته سیاستی به نحو مقدور در جهت پیشبرد بهتر سیاست پولی لحاظ نماید.

References

[1] Abbasi-Nezhad, H., Godarzi-Farahani, Y, Moshtari-Doost, S. (2011). Neutrality and Long-Run Super-Neutrality Of Money In The Economy Of Iran,, Journal Of Economic Research-Knowledge Way, No. 5, 69-94. (In Persian).

[2] Abbasi-Nezhad, H., Shafiee, A. (2005). Is Money Really Neutral in The Economy of Iran, Journal Of Economic Research,No. 68, 115-154. (In Persian).

[3] Aragón, E. K. D. S. B., & Portugal, M. S. (2009). Asymmetric Effects of Monetary Policy in Brazil. Estudos Econômicos (São Paulo). 39(2), 277-300.

[4] Bahmani, M., Godarzi Salehi, N., Javadi Nia, M., Shafeei, S. (2014). The Analysis of Real Business Cycle School in Iran Using Hessiao Test, Quarterly Economic Development Research, No. 14, 1-18. (In Persian).

[5] Ball, L., & Mankiw, N. G. (1994a). A sticky-price manifesto. InCarnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (Vol. 41, pp. 127-151). North-Holland.

[6] Ball, L.; Mankiw, N. G. (1994b). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations, The Economic Journal, V. 104, N. 423, 1994.

[7] Ball, L.; Romer, D. (1989). Are Prices Too Sticky?, The Quarterly Journal of Economics, V. 104, N.3, 1989.

[8] Ball, L.; Romer, D (1990). Real Rigidities and The Non-Neutrality Of Money. Review of Economic Studies, V. 57, N. 2, 1990.

[9] Branson, William H. (1997). Macroeconomic Theory and Policy, Translated By Abbas Shakeri, Ney Publication Company, Tehran Iran. (In Persian).

[10] Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological). 149-192.

[11] Chang, Chih Hasing. Kam C Chan. Hung Gay Fung. (2009); Effect of Money Supply on Output And Price in China, China & World Economy, Vol. 17, No. 2.Pp 35- 44

[12] Cover, J. P. (1992). Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-

Supply Shocks, The Quarterly Journal of Economics, V. 107, N. 4, 1992.
[13] Del-Angizan, S., Fallahati. A., Rajabi. (2011). Studying The Asymmetric Impact of The Monetary Shocks on Economic Growth of Iran From A New Keynesian Perspective, Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research,No. 3, 135-168. (In Persian).
[14] Del-Angizan, S., Khezir, Esmaeal. (2012). Studying The Impact of Fiscal Policy Shocks on The Economic Growth of Iran During 1338-1388, Journal Of Economic Strategy,No. 3, 37-67. (In Persian).
[15] Dolado, J.J.; Maria-Dolores. (2006). State Asymmetries in The Effects of Monetary Policy Shocks on Output: Some The New Evidence of The Euro-Area. in: MILAS Et Al. Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles, Amsterdam: Elsevier, 2006.
[16] Dolado, J.J.; Maria-Dolores, R. (2001). An Empirical Study of The Cyclical Effects of Monetary Policy in Spain, Investigaciones Económicas, V. 25, N. 1, 2001.
[17] Fakhrehoseini, F. (2011). Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of Monetary Business Cycle For Iran, Journal of Economic Modeling Research, No. 3, 1-28. (In Persian).
[18] Farazmand, H.,Afghah, M., Aghajari, J. (2010). A Study on The Effect of Long Term Fiscal-Monetary Shocks on The Economic Growth of Iran, Quarterly Journal of Quantitative Economics, No. 3, 95-114. (In Persian).
[19] Fisher, M. E., & Seater, J. J. (1993). Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework. The American Economic Review, 402-415
[20] Garcia, R.; Schaller, H. (2002). Are The Effects of Monetary Policy Asymmetric?, Economic Inquiry, V. 40, N. 1, 2002.
[21] Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation, Journal of Money, credit, and Banking, 1-16.
[22] Hozhabr-Kiani, K. Abtahi,Y. (2008). Testing The New Keynesian Views About The Asymmetric Effects of Monetary Shocks on The Production in The Economy of Iran Using Markov Regime Switching Models, Journal of Humanities and Social Sciences, No. 3, 123-144. (In Persian).
[23] Jabal-Ameli, F. and Godarzi-Farahani, Y. (2013). Another Confirmation For Monetary Neutrality, Quarterly Journal of Economic Research, No. 68, 109-138. (In Persian).
[24] Jayaraman, T. K., & Chen, H. (2014). Testing Long-Run Neutrality of Money in Fiji, School of Economics Working Paper No. 2014/05, School of Economics, The University of The South Pacific.
[25] Kaufmann, S. (2002). Is There An Asymmetric Effect Of Monetary Policy Over Time? A Bayesian Analysis Using Austrian Data, Empirical Economics, V. 27, N.2, 2002.
[26] Khundrakpam, Jeevan Kumar. (2013). A Note on Differential Asymmetric Effects of Money Supply and Policy Rate Shocks in India, MPRA Paper No. 53058,
[27] King, R.G. and C.I. Plosser. (1984). Money, credit, and price in a real business

cycle, American Economic Review 74, 363-380.
[28] Lashgari,M. (2010). The Impact of Monetary Variables on Economic Growth in Iran: A Monetarists' Approach, Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research,No. 1, 79-105. (In Persian).
[29] Lumsdaine, R. L. & D.H. Papell. (1997); Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis, Review of Economics and Statistics, Vol. 79, No. 2, PP. 212-218.
[30] Maccallum, B. T. (2004). Long Run Monetary Neutrality and Contemporary Policy Analysis, Paper Presented at The Eleventh International Conference of The Institute For Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, Tokyo, July 5-6.
[31] Mehrara, M. And A.R. Karsalari. (2011). Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Economic Activities: The Case of Iran Period 1960- 2008, Journal Of Money, Investment And Banking, Issue 20. P 62-74
[32] Mehrara,M. (1998). The Interaction Between The Monetary Sector and The Real Sector-The Case of Iran, Journal of Economic Research,No. 53, 103-133. (In Persian).
[33] Monjazeb,M. (2006). Analyzing The Efficiency Of Increasing Money on Output and Inflation in The Economy of Iran, The Interaction Between The Monetary Sector and The Real Sector-The Case of Iran, Quarterly Journal of Economic Research,No. 3, 1-16. (In Persian).
[34] Narayan, P.K. (2005); The Saving and Investment Nexus For China: Evidence From Cointegration Tests, Applied Economics, Vol. 37, PP. 1979-1990.
[35] Peersman, G.; Smets, F. (2001). Are The Effects of Monetary Policy in The Euro Area Greater in Recessions Than In Booms? Frankfurt, European Central Bank, 2001. (Working Paper, 52).
[36] Perron,P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, Journal of Econometric, Vol. 80, PP. 355–385.
[37] Pesaran, M. H. & Smith. (1998). Structural Analysis of Cointegration VARS, Journal of Economic Surveys, Vol. 12, No. 5, PP. 471-505.
[38] Pesaran, M. H., Shin, Y. & R.J. Smith. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16, PP. 289-326.
[39] Pragidis, Ioannis, Gogas, Periklis, Tabak, Benjamin. (2013). Asymmetric Effects of Monetary Policy in The U.S. and Brazil, Banco Central Do Brasil, Working Papers 340
[40] Rahman, Md Jahanur, And Md Abdul Qayum. (2013). Testing The Hypothesis of Long-Run Neutrality of Money in Bangladesh, International Journal of Statistical Sciences ,(2013): Pp 39-54
[41] Ramsey, F. P. (1927). A Contribution to the Theory of Taxation, The Economic Journal, 47-61.
[42] Ravn; M. O.; Sola, M. (2004). Asymmetric Effects of Monetary Policy in The United States, Review of Federal Reserve Bank Of ST. Louis, V. 86, N. 5, 2004.

[43] Samimi, J., Erfani, A. (2004). Neutrality and Long-Run Super-Neutrality of Money in The Economy of Iran, Journal of Economic Research,No. 67, 117-138. (In Persian).
[44] Sidrauski, M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy, The American Economic Review, 534-544.