Archive of SID

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره سوم، تابستان ۱۳۹۰

آزمون علیت هشیائو بین نرخ بهره و تورم برای گروه کشورهای منا

دکتر محمد طاهر احمدی شادمهری*، دکتر محمد علی فلاحی**، سمیه خسروی***

دریافت: ۱۳۹۰/۲/۱۰ پذیرش: ۱۳۹۰/۵/۱۵

چکیده

بهره به عنوان هزینه فرصت سرمایه گذاری و به عبارت دیگر هزینه دریافت اعتبارات مورد نیاز در فرآیند تولید، نقش مهمی را در قیمت تمام شده کالا بر عهده دارد. لذا انتظار این است که تغییرات نرخ بهره بتواند نرخ تورم را تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا این مقاله رابطه علیت بین تغییرات نرخ بهره و تورم را در گروه کشورهای منا بررسی می کند. هدف در این تحقیق پاسخ به این سئوال است که آیا می توان با کنترل نرخ بهره موفق به مهار تورم شد یا خیر؟داده‌های فصلی مربوط به نرخ بهره و تورم در مورد ۱۶ کشور گروه منا در دوره زمانی ۲۰۰۸- ۱۹۹۷ تجزیه و تحلیل شده‌اند. جهت بررسی پایایی سری‌های زمانی داده‌ها از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و شکست ساختاری فیلیپس استفاده شده است. آزمون علیت گرنجری و علیت هشیائو برای تعیین رابطه علیت بین دو متغیر نرخ بهره و تورم مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصل از آزمون‌های علیت گرنجری و هشیائو نشان می‌دهد که تنها در مورد کشورهای جیبوتی و قطر فرضیه تحقیق صدق می‌کند. به عبارت دیگر در این کشورها رابطه علیت از تغییرات نرخ بهره به تغییرات نرخ تورم وجود دارد اما در دیگر کشورها تغییر نرخ بهره علت تغییر نرخ تورم نیست. با توجه به نتایج تحقیق می توان گفت سیاست کاهش نرخ بهره در جهت کنترل نرخ تورم نمی تواند ما را به هدف مورد نظر برساند.

کلمات کلیدی: بهره، تورم، گروه منا، علیت گرنجری، علیت هشیائو.

طبقه‌بندی JEL: C4 , E4 , E5.

---

* نویسنده مسؤول و استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد E-mail:mmm1326@yahoo.com

** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

*** کارشناس ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

www.SID.ir

 Archive of SID

۱- مقدمه

نرخ بهره یکی از مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی در سیاستگذاری است؛ که به عنوان هزینه اجاره سرمایه از دیدگاه سرمایه گذار و هزینه فرصت از دیدگاه سپرده گذار محسوب می شود. بهره ماهیتی وابسته به ماهیت پول دارد و بر اساس ترجیح واحدهای اقتصادی برای نگهداری پس انداز به صورت نقدینگی قابل توجیه است. اقتصادهای پیشرفته کنونی جهان به شدت تحت تأثیر نرخ‌های بهره قرار داشته و به سرعت نسبت به تغییرات آن واکنش نشان می دهند. در واقع، شاخص نرخ بهره به عنوان یک ابزار کنترلی قدرتمند در اداره و هدایت بازار عمل می‌کند. نرخ بهره در اقتصادهای پیشرفته، با توجه به وضعیت بازار و از تقابل عرضه و تقاضای پول تعیین می شود و لذا، نرخی - تقریباً- طبیعی یا رقابتی است. اما در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و در فقدان ساختارهای کارآمدی همچون بازارهای مالی پیشرفته، نرخ‌های بهره معمولاً بدون توجه به وضعیت بازار، به صورت دستوری و با در نظر گرفتن شاخص‌های کلی اقتصادی از جمله تورم و با دیدگاه حمایتی نسبت به بعضی از بخش‌های اقتصادی، تعیین می گردد.

دولت‌ها همواره برای مهار تورم اقدام به اعمال سیاست‌های مختلفی می کنند که سیاست‌های پولی از جمله سیاست‌هایی است که بر عرضه پول و هم‌چنین نرخ بهره اثر می‌گذارند و از این طریق بسیاری از اهداف اقتصادی؛ مانند افزایش اشتغال، ثبات قیمت‌ها، حل مشکل رکود و... را متأثر می‌سازند. سیاست‌های پولی از طریق کانال‌های مختلفی اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد که یکی از آنها کانال تغییرات نرخ بهره است که منشأ تأثیرات قابل توجهی بر متغیرهای اقتصادی از جمله نرخ تورم می باشد.

همواره میان کارشناسان و صاحبنظران اقتصادی در مورد افزایش یا کاهش نرخ‌های بهره بانکی اختلاف نظر وجود دارد به طوری که عده ای از کارشناسان با اشاره به نرخ‌های تورمی بالا و در نتیجه وجود نرخ‌های بهره حقیقی منفی بر روی سپرده‌های بانکی، معتقد به افزایش آن (Khavari et al., 2005: 11-35) و در طرف مقابل برخی دیگر از

www.SID.ir

Archive of SID

کارشناسان در زمینه رابطه بین نرخ بهره و سرمایه گذاری، معتقدند که افزایش نرخ‌های بهره بانکی اثر منفی بر روی سرمایه گذاری خواهد داشت. دغدغه موافقان کاهش نرخ بهره در کشورهای در حال توسعه، حجم کم سرمایه گذاری و قدرت رقابتی پایین تولید کنندگان است. استدلال اصلی آنان این است که با کاهش نرخ بهره بانکی به عنوان بخشی از هزینه سرمایه گذاری، می‌توان حجم سرمایه گذاری را افزایش داده و قیمت تمام شده محصولات تولیدی را کاهش داد، که موجبات کاهش تورم را نیز فراهم می‌آورد (Aziznejad, 1386: 1-8). در مقابل، مخالفان این نظر نگران تبعات منفی کاهش نرخ بهره، بدون کاهش نرخ تورم اند و شرط اصلی و اساسی کاهش نرخ بهره اسمی را کاهش نرخ تورم و به تبع آن تعدیل انتظارات تورمی مردم و در نهایت مثبت شدن نسبی نرخ بهره بانکی می‌دانند. لذا از دید آنان، کاهش نرخ بهره بانکی تنها در یک افق بلندمدت و در سایه کاهش تدریجی نرخ تورم این کشورها، امکان پذیر است (Mehregan et al., 2006: 12-36). این نظر بر مبنای رابطه ای به نام «اثر فیشر» بیان شده است. این رابطه استدلال می‌کند که با فرض ثابت بودن نرخ بهره حقیقی، رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم مثبت است و یک رابطه علّی دو طرفه بین این دو متغیر برقرار است (Fisher, 1930). بیشتر مباحث مطرح شده در خصوص روابط علت و معلولی بین نرخ تورم و نرخ بهره، در مورد کشورهای توسعه یافته صورت گرفته است. اما در این تحقیق بررسی این رابطه برای کشورهای گروه منا (کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا) انجام گرفته است. این تقسیم بندی منطقه ای شامل کشورهای در حال توسعه اسلامی است که به شدت تحت تأثیر قیمت‌های جهانی مواد خام و نفت هستند؛ و به‌نظر می‌رسد که تورم به عنوان چالش واقعی منطقه باقی بماند. لذا سیاست‌های اصلاحی روی نرخ بهره بکار گرفته شده است تا بر روی تورم تأثیرگذار باشد. علاوه بر این، این کشورها اقتصادهای مشابهی دارند و تقریباً تعیین نرخ‌های بهره بانکی در این کشورها به صورت دستوری اعمال می‌شود. لذا مورد مناسبی برای مطالعه می‌باشند.

www.SID.ir

 Archive of SID

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

برای بررسی رابطه بین تورم و نرخ بهره می‌توان از تئوری‌های موجود در اقتصاد کلان بهره جست. برای این منظور بر اساس مباحث اقتصاد کلان، مکانیزم تأثیرگذاری نرخ بهره بر تورم و نیز نحوه تأثیرگذاری تورم بر نرخ بهره مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. مطابق ادبیات اقتصاد کلان، چنانچه سطح قیمت‌ها افزایش پیدا کند، اولین متغیر تأثیرپذیر از افزایش سطح قیمت‌ها، تراز حقیقی پول است. به عبارت دیگر، با افزایش سطح قیمت‌ها، عرضه حقیقی پول کاهش پیدا می‌کند. در چارچوب تحلیل‌های کینزی، کاهش عرضه حقیقی پول (مازاد تقاضای پول) سبب اختلالاتی در اقتصاد می‌شود. بر اساس تعادل والراسی، برای این که در مجموع در اقتصاد تعادل برقرار شود، بروز مازاد تقاضای پول در بازار پول سبب ایجاد مازاد عرضه در بازار اوراق می‌شود که این امر سبب کاهش قیمت اوراق قرضه و افزایش نرخ بهره بازار می‌شود. بنابراین، از لحاظ تئوریک انتظار بر این است که با افزایش سطح قیمت‌ها نرخ بهره افزایش پیدا کند. پس، از لحاظ تئوریک رابطه علّی مثبت از نرخ تورم به سمت نرخ بهره اسمی وجود دارد. به بیان دیگر، افزایش نرخ تورم می‌تواند موجبات افزایش نرخ بهره را در اقتصاد فراهم کند.

اما چگونگی اثرگذاری نرخ بهره بر تورم می‌تواند به طرق مختلف توضیح داده شود. یکی از مکانیزم‌های اثرگذاری نرخ بهره بر نرخ تورم، هزینه استفاده از سرمایه است. به طوری که افزایش نرخ بهره، هزینه استفاده از سرمایه را افزایش می‌دهد. که این امر در نهایت منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. افزایش هزینه‌های تولید با انتقال به سمت چپ منحنی عرضه کل اقتصاد در نهایت سبب افزایش تورم می‌شود. هم‌چنین تغییرات نرخ بهره می‌تواند از طریق تأثیرگذاری بر حجم پول، تورم را تحت تأثیر قرار دهد. بدین ترتیب که در الگوهای درونزای پول، که عرضه پول تابعی مستقیم از نرخ بهره است، با افزایش نرخ بهره، عرضه پول افزایش می‌یابد. بر اساس تئوری مقداری پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت، افزایش عرضه پول موجب افزایش سطح قیمت‌ها خواهد شد. هر چند ممکن

www.SID.ir

Archive of SID

است عرضه پول در رکود گسترده تأثیر معنی دار بر تورم نداشته باشد، لیکن در حالت متعارف و حداقل در میان مدت و بلندمدت تأثیر حجم پول بر تورم مثبت و معنی دار است (Asgharpour, 2005). بنابراین از لحاظ تئوریک انتظار بر این است که افزایش نرخ بهره می‌تواند سطح قیمت‌ها را افزایش دهد و از این رو استدلال بر این است که رابطه علّی از نرخ بهره بر تورم ممکن است (Fisher, 1930).

یکی دیگر از مکانیزم‌های توضیح ارتباط بین نرخ بهره و نرخ تورم، رابطه معروف بین نرخ بهره اسمی و حقیقی است و در ادبیات اقتصادی این موضوع تاریخچه طولانی دارد که به ۲۷۰ سال پیش برمی گردد. در اوایل دهه ۱۷۴۰ ویلیام داگلاس[1] رابطه بین نرخ بهره حقیقی و اسمی را به عنوان یک تئوری مطرح کرد و هنری تورنتون[2] از این ایده برای تبیین رابطه بین نرخ بهره حقیقی و اسمی استفاده کرده است. اروینگ فیشر[3] این تئوری را به صورت رابطه ای منسجم تبیین کرد. طی سالیان متمادی اقتصاددانانی همچون میل[4]، هاس[5]، مارشال[6] و کلارک[7] به این موضوع پرداخته اند (Humphery, 1983: 2).

میل در کتابش تحت عنوان «اصول اقتصاد سیاسی» نوشته است که افزایش نرخ بهره می‌تواند سبب افزایش سطح قیمت‌ها شود. برطبق نظر میل تورم، نرخ بهره واقعی را به میزان کاهش ارزش پول کاهش می دهد؛ که پیش از او اقتصاددانان تنها کاهش ارزش پول را بررسی کردند (همان).

هم‌چنین هاس در مقاله ای می نویسد که نرخ بهره مورد انتظار، تغییرات ارزش پول را بررسی می‌کند که شامل عناصر (تورمی) چون: پاداش وام سرمایه، پاداش ریسک و پاداش برای نوسانات قیمت انرژی است (De Haas, 1889: 99-116).

1- William Douglas
2- Henry Thornton
3- Irving Fisher
4- Mill
5- Haas
6- Marshall
7- John B Clark

www.SID.ir

 Archive of SID

بعد از آن آلفرد مارشال گرچه فرمول مشخصی را بیان نکرد، اما رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم را به شرح زیر مورد بررسی قرار داده است:

$$r = i - p - ip$$

که در این رابطه r نشانگر نرخ بهره حقیقی، i نرخ بهره اسمی، p نرخ تورم وip اثر تقاطعی دو متغیر نرخ بهره اسمی و نرخ تورم است. بنابراین از دیدگاه مارشال نرخ بهره اسمی و نرخ تورم رابطه مستقیم با هم دارند (Marshall, 1887: 188-211).

جان باتیس کلارک بر خلاف مارشال معتقد است که نرخ بهره حقیقی ثابت بوده و در بررسی‌های خود به تأثیر نرخ تورم بر نرخ بهره اسمی پرداخته است. از دیدگاه وی، نرخ بهره رابطه مستقیم با نرخ تورم دارد یعنی نرخ بهره اسمی باید متناسب با نرخ تورم تغییر کند و در این صورت نرخ بهره واقعی ثابت می ماند. بدین ترتیب او مدل نرخ بهره اسمی را اصلاح نمود (Clark, 1895: 383-397).

ویکسل[1] اعتقاد داشت که علی رغم نظریه کلاسیک‌ها، تغییر در متغیرهای پولی می‌تواند در شرایطی بر متغیرهای واقعی تأثیر بگذارد. نظریه پولی ویکسل تحلیلی است که به وسیله آن، رابطه بین حجم عرضه پول و قیمت‌ها به طور غیر مستقیم بیان می شود. در نظریه کلاسیک‌ها، تغییر در سطح قیمت از مجرایی مستقیم، یعنی نظریه مقداری پول و از طریق رابطه مبادله فیشر صورت می گیرد. به عبارت دیگر، در رابطه MV=PQ، هرگاه تولید (Q) در اشتغال کامل ثابت و سرعت گردش پول (V) هم ثابت باشد با افزایش عرضه پول (M) قیمت‌ها (P) هم به همان نسبت بالا خواهد رفت. در مقابل این نظریه ویکسل معتقد است که قیمت‌ها ممکن است از مجرایی غیر مستقیم در اقتصادی که در اشتغال کامل است، افزایش یابد. ویکسل این نظریه را از طریق ارتباط بین «نرخ بهره واقعی یا طبیعی» و«نرخ بهره اسمی یا بازاری» تحلیل می‌کند (Wicksell, 1965:82).

با مرور ادبیات مطرح شده می‌توان استدلال کرد که نرخ تورم بر نرخ بهره اسمی تأثیر

1-Wicksell

www.SID.ir

Archive of SID

مثبت دارد. با این وجود، رابطه بین نرخ بهره اسمی و حقیقی تا زمان اروینگ فیشر از دقت و چارچوب تحلیلی مناسبی برخوردار نبوده است. اروینگ فیشر از نظریه پردازان کلاسیک با بهره گیری از مطالعات دیگران، تئوری تورم و بهره را تحت یک رابطه مثبت میان نرخ سود اسمی و تورم مورد انتظار تبیین کرد. هر چند این رابطه اولین بار توسط تورنتون در سال ۱۸۰۲ مطرح شد، اما بعدها در سال ۱۹۳۰ توسط اروینگ فیشر شکل یک نظریه منسجم را به خود گرفت (Lutz, 1974: 99-117). «اثر فیشر» یکی از نتایج مهم نظریه نرخ بهره است که در سال ۱۹۳۰ توسط فیشر در کتاب معروف او «نظریه بهره» مطرح شد. «اثر فیشر»، به این صورت بیان می‌شود که یک واحد افزایش در تورم انتظاری (P_e)، موجب یک واحد افزایش در نرخ بهره اسمی (i) می شود[1] و نرخ بهره واقعی(r)، که نقش اصلی را در شکل دهی به رفتار سرمایه گذاری و پس انداز دارد، ثابت می‌ماند. نتیجه بسیار مهمی که از اثر فیشر می‌توان گرفت، این است که سیاست‌های پولی خنثی هستند و هر چند که انتظارات تورمی را ایجاد می‌کنند، اما نمی‌توانند متغیرهای واقعی اقتصاد را متأثر کنند. بنابراین، می‌توان اثر فیشر را یکی از نتایج مهم مکتب کلاسیک دانست و آن را در قالب یک مدل کلاسیک به نمایش گذاشت(Mccallum, 1989).

به طور خلاصه اثر فیشر بیان می دارد که یک واحد افزایش در نرخ تورم انتظاری، نرخ بهره اسمی را یک واحد افزایش می دهد و نرخ بهره حقیقی مورد انتظار ثابت می ماند و یا طبق رابطه زیر داریم: $r= i - p_e$ که در آن r نرخ بهره حقیقی، i نرخ بهره اسمی و P_e نرخ تورم انتظاری است. بنابراین می‌توان گفت که از لحاظ تئوریک، رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم مثبت است و یک رابطه علّی دو طرفه بین این دو متغیر برقرار است (Fisher, 1896).

۱- نکته ریاضی: این رابطه که نرخ بهره اسمی، نرخ بهره واقعی و نرخ تورم را به هم مربوط می کند، تنها یک تقریب ریاضی است. فرمول دقیق به صورت $(1+r)=(1+n)/(1+Pe)$ است. تقریب فوق به طور معقولی صحیح است، چرا که هر سه نرخ مذکور نسبتاً کوچک‌اند، مثلا زیر ۲۰ درصد (Mankiw, 2006: 91).

www.SID.ir

 Archive of SID

فیشر سپس بحث انتظارات را مطرح می‌کند؛ از نظر او فرض پیش بینی کامل و تطبیق انتظارات در کوتاه‌مدت بسیار ایده آل است و فرض واقعی تر آن است که پیش بینی را تأخیری و انتظارات را در بلندمدت، تطبیقی بدانیم. فیشر بر این باور بود که مدت زمان زیادی نزدیک به ۳۰ سال طول کشید تا اقتصاد با میزان تورم جدید تطبیق یابد. اما خاطر نشان کرد که با پیشرفت اقتصاد و در دنیای جدید، پیش بینی هر روز نسبت به گذشته کامل تر و تطبیق انتظارات سریع تر انجام می گیرد. بنابراین در بلندمدت نرخ تورم انتظاری با نرخ تورم واقعی برابر خواهد بود.

از این رو فیشر استدلال می‌کند که در بلندمدت یک واحد افزایش در تورم، نرخ بهره اسمی را یک واحد افزایش خواهد داد و میزان نرخ بهره واقعی ثابت می ماند. بنابراین نرخ بهره واقعی از نرخ تورم مستقل است و عوامل تعیین کننده آن عوامل واقعی اقتصاد نظیر بهره‌وری و صرفه جویی اند . (Fisher, 1930: 636)

طبق مباحث ارائه شده در چارچوب نظری، مدل مورد استفاده جهت آزمون فرضیه تحقیق، «اثر فیشر» است که به رابطه مثبت بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم، البته با شرط ثابت بودن نرخ بهره حقیقی، اشاره دارد.

با توجه به مطالب این بخش، می‌توان نتیجه گرفت که اصل نظریه «اروینگ فیشر»، معروف به «اثر فیشر»، (که به این صورت بیان می‌گردد که یک واحد افزایش در تورم انتظاری، موجب یک واحد افزایش در نرخ بهره اسمی شده و نرخ بهره واقعی که نقش اصلی را در شکل دهی به رفتار سرمایه گذاری و پس انداز دارد، ثابت می‌ماند) مورد توافق اغلب نظریه پردازان و سیاستگذاران در سال‌های اخیر بوده و در اغلب کشورها و هم‌چنین بازه‌های زمانی که مورد بررسی قرار گرفته اند، اعتبار و صحت این نظریه به اثبات رسیده است. از این میان، می‌توان به مطالعات انجام گرفته اشاره کرد؛ که با روش‌های مختلف از جمله هم انباشتگی، صحت نظریه فیشر را تأیید کرده اند و در واقع «اثر فیشر» را آزمون و مورد تأیید قرار داده اند. کاسمن و همکاران

www.SID.ir

Archive of SID

(Kasman et al., 2005) در مقاله خود تحت عنوان «بازنگری فرضیات فیشر: در تحلیل هم انباشتگی جزء به جزء» صحت فرضیات فیشر را با استفاده از داده‌های ۳۳ کشور توسعه یافته و در حال توسعه مورد بررسی قرار داده اند. و در این بررسی آزمون هم انباشتگی جزء به جزء برای اکثریت کشورها صحت فرضیات فیشر را تأیید می‌کند. کارنیرو و همکاران (Carneiro, et al., 2004) در مقاله ای تحت عنوان «بازنگری اثر فیشر: تجزیه و تحلیل هم انباشتگی بین نرخ بهره و تورم» به بررسی صحت فرضیات فیشر برای تطبیق تغییرات نرخ تورم می پردازند. آن ها در این تحقیق تجزیه و تحلیل‌های خود را در بازه زمانی ۱۹۹۷-۱۹۸۰ به صورت ماهانه برای سه کشوری که در این دوره تورم مزمن داشته اند انجام داده اند. سه کشور مورد آزمون در این بررسی کشورهای: آرژانتین، برزیل و مکزیک بوده است. نتایج این تجزیه و تحلیل نشان می دهد که یک تعادل پایدار بلندمدت در رابطه بین نرخ‌های بهره اسمی و نرخ تورم تنها برای کشورهای آرژانتین و برزیل وجود داشته؛ و این رابطه تعادلی بلندمدت برای کشور مکزیک در آزمون مزبور وجود ندارد. لاردیک و میگنان (Lardic and Mignon, 2003) در مقاله «هم انباشتگی جزء به جزء بین نرخ‌های بهره اسمی و نرخ تورم: آزمونی مجدد از رابطه فیشر درکشورهایG7» فرضیات فیشر را در چهارچوب رابطه بین نرخ‌های بهره اسمی و تورم برای کشورهایG7 در بازه زمانی ۱۹۷۰:۱ – ۲۰۰۱:۳ آزمون کرده اند. نتایج این تحقیق با استفاده از فرضیات فیشر، وجود رابطه هم انباشتگی جزء به جزء که یک رابطه تعادلی بلندمدت پایدار بین نرخ بهره و تورم می باشد را اثبات می‌کند. غزالی و راملی (Ghazali and Ramlee, 2003) در مقاله ای نرخ‌های بهره کشورهای G7 را در بلندمدت، با به کارگیری مدل ARFIMA بررسی نموده اند؛ و بر این امر تأکید دارند که با استفاده از فرضیات هم انباشتگی، رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم همواره و برای دوره‌های زمانی مختلف برقرار نیست و یا رابطه معنی دار قوی بین این دو متغیر وجود ندارد. و از طریق اثر فیشر به این نتیجه رسیده اند که رابطه این دو متغیر در این کشورها واقعی نیست.

www.SID.ir

 Archive of SID

با این حال، برخی مطالعات انجام شده، مانند کوستاس و سرلتیس (Koustas and Serletis, 1999) در مطالعه ای تحت عنوان «درباره اثر فیشر» به بررسی اثر فیشر در ۱۱ کشور توسعه یافته (آلمان، امریکا، انگلستان، ایرلند، بلژیک، دانمارک، ژاپن، فرانسه، کانادا، هلند و یونان) می پردازند. داده‌های موجود به صورت فصلی و پس از جنگ جهانی دوم در بازه زمانی ۱۹۵۷:۱- ۱۹۹۵:۲ می باشد که با استفاده از آنها رابطه فیشر در چهارچوب ارتباط بین تورم و نرخ‌های بهره اسمی کوتاه‌مدت مورد آزمون قرار می گیرد. در این بررسی از آزمون ریشه واحد استفاده شده و با استفاده از هم انباشتگی و هم‌چنین استفاده از روشBVAR برای دو متغیر نرخ تورم و نرخ بهره اسمی، معنی داری اثر فیشر را آزمون کرده اند. نتایج نشان داده است که داده‌های مورد بررسی نظریه فیشر را تأیید نمی‌کنند؛ بلکه بر اثر ماندل[1] صحه می‌گذارند. کندل و همکاران (Kandel et al.,1996) در مقاله ای با عنوان «نرخ بهره واقعی و تورم: یک تحلیل پیش بینی شده» با استفاده از شاخص قیمت‌ها فرضیه فیشر مبنی بر این که نرخ بهره واقعی از انتظارات تورمی مستقل است را آزمون کرده اند و در نهایت به این نتیجه رسیده اند که یک همبستگی معکوس بین نرخ بهره واقعی و تورم مورد انتظار وجود دارد؛ البته این بررسی متناقض با فرضیه فیشر و سازگار با تئوری‌های توبین و ماندل می باشد.

علاوه بر این‌ها مطالعات دیگری در زمینه رابطه نرخ بهره و تورم از روش‌های دیگری نیز انجام شده است که در اینجا نمونه‌هایی از آن را بیان می کنیم: تیلمن (Tillmann, 2007) در مقاله «آیا نرخ بهره بر پویایی‌های تورم اثر دارد؟ تحلیل انتقال

۱- نظریه «ماندل» بیانگر این است که یک واحد افزایش در تورم انتظاری، نرخ بهره واقعی را کاهش می دهد و اثر تورم انتظاری بر نرخ بهره اسمی کمتر از واحد خواهد بود، این رابطه به «اثر ماندل» معروف شده است:

$1<i = r + \beta Pe , \beta$

«اثر ماندل» بر این موضوع دلالت دارد که تغییرات تورم و در نتیجه سیاست پولی، غیرخنثی است (Mundell, (1963: 280-83.

www.SID.ir

Archive of SID

هزینه روی انتقال پولی» دلایل تجربی تأثیر مستقیم نرخ بهره روی هزینه نهایی شرکت‌ها و هم‌چنین روی تورم را در راستای منحنی فیلیپس بررسی می نماید. این بررسی برای کشور امریکا و انگلستان در دوره زمانی ۱۹۶۰:۱ – ۲۰۰۴:۱ و هم‌چنین منطقه اروپا در دوره زمانی ۱۹۷۰:۱ – ۲۰۰۳:۱ با استفاده از مدل VAR در چهارچوب سه متغیر نرخ بهره، سهم نیروی کار و نرخ تورم انجام گرفته است. در این تحقیق این نتیجه برای کل داده‌ها به دست آمده که به طور عمده ارزش فعلی نرخ‌های بهره بر پویایی‌های تورم در یک مسیر دائمی تأثیر می گذارد. به علاوه انتقال هزینه، می تواند رویدادهای تورمی را از طریق مدل نیوکینزین‌های استاندارد شرح دهد و برطبق انتقال هزینه؛ نرخ‌های بهره بالاتر، هزینه تولید نهایی بالاتر و در نتیجه تورم بالاتری را در پی خواهد داشت. کلمنته و همکاران (Clemente et al., 2004) در مقاله ای با موضوع «شکست ساختاری، تورم و نرخ‌های بهره: مطالعه موردی کشورهای G7» به بررسی آزمون فیشر در مورد اقتصاد کشورهای G7 می پردازد. نرخ بهره اسمی و تورم دو متغیر مورد مطالعه هستند که در این مقاله ابتدا از روش هم انباشتگی و ریشه واحد استفاده شده و سپس روش بای و پرون (Bai and Perron, 2003) برای بررسی شکست ساختاری مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این مطالعه وجود تغییرات ساختاری را در معادله فیشر نشان می دهد. مزیت این روش در این است که معادله فیشر را با فرض وجود شکست ساختاری تخمین می زند. در نهایت، نتایج این گونه مطالعات نشان می دهد که استفاده از روش هم انباشتگی/ ریشه واحد به دلیل وجود تغییرات ساختاری، جهت بررسی داده‌ها مناسب نبوده و روش مناسب جهت تجزیه و تحلیل اثر فیشر، آزمون بای و پرون است که نتیجه این روش تنها فرضیه فیشر را برای اقتصاد کشورهای امریکا، فرانسه و ژاپن قبول می نماید. بوث و سینر (Booth and Ciner, 2001) در مقاله ای تحت عنوان «رابطه بین نرخ‌های بهره اسمی و تورم: سندی بین المللی» با استفاده از تکنیک هم انباشتگی، به بررسی رابطه علّی بین دو متغیر نرخ‌های بهره رایج اروپائی و نرخ تورم ۹ کشور اروپائی و امریکا پرداخته اند.

www.SID.ir

 Archive of SID

استفاده از روش هم انباشتگی در این آزمون مشخص می‌کند که در اکثر موارد، به استثنای یک مورد، رابطه ای یک به یک بین نرخ‌های بهره رایج اروپائی و نرخ تورم وجود دارد؛ البته با توجه به این نکته که نرخ تورم سهم قابل پیش بینی تری در بازار نسبت به نرخ بهره اسمی دارد. برزوزا (Brzoza, 2001) در مقاله خود با عنوان «رابطه بین نرخ‌های بهره حقیقی و تورم» از توصیف ساده ای درباره رابطه بلندمدت بین نرخ‌های بهره حقیقی و تورم استفاده کرده است؛ و سپس از طریق تکنیک‌های ساده هم انباشتگی از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) و هم‌چنین از مدل p-star استفاده کرده است. در مدل p-star رابطه بلندمدت برای شکاف بین نرخ بهره واقعی و تورم بررسی می شود. که رابطه اصلی آن به صورت زیر آورده شده است:

$$P_{e+1} = P_{t+1} - P_t = \beta\,(r^* - r_t)\ ,\ \beta>0$$

که در این رابطه P_e نرخ تورم، P سطح عمومی قیمت‌ها، r^* نرخ طبیعی بهره و r نرخ واقعی بهره می باشد. او در نهایت به یک رابطه پایدار بلندمدت بین نرخ تورم و نرخ بهره می رسد. بالک و ریدر (Bullock and Rider, 1991) در مقاله خود تحت عنوان «میان بر رابطه میان نرخ‌های بهره و تورم در بیش از سه دهه گذشته» نگاهی دارند به رابطه بین نرخ‌های بهره و تورمِ تعدادی از کشورهای صنعتی در بیش از سه دهه گذشته، که در سه بخش بررسی شده است و رابطه بین این دو متغیر را در تمام این کشورها در دوره‌های کوچک تری جستجو می نمایند و نتایج جالب توجه به دست آمده این که در دهه ۱۹۷۰ رابطه بین نرخ‌های بهره و تورم یک رابطه منفی است (کشورهای با تورم بالا در کوتاه‌مدت نرخ‌های بهره واقعی پائین تری داشتند). در حالی که در دهه ۱۹۸۰ در دوره ای کوتاه‌مدت رابطه ای مثبت بین این دو متغیر وجود داشته است. سپس در ادامه به تفسیر این مشاهدات و چرایی رابطه مثبت بین این دو متغیر در دهه ۱۹۸۰ پرداخته و در انتها به این مسأله اشاره نمودند که متأسفانه آزمون مورد استفاده نمی‌تواند قطعیت فرضیات را تشخیص دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

در مورد رابطه بین نرخ بهره و تورم در ایران مطالعات زیادی صورت نگرفته است؛ و بررسی‌های موجود در این زمینه صرفاً به صورت سمینارها و مباحث تئوریک بوده است. کمیجانی و بهرامی راد (۱۳۸۶) مقاله ای با عنوان «آزمون رابطه بلندمدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم» را برای اقتصاد ایران تدوین نموده اند و این طور عنوان کرده اند که مدل‌های هم انباشتگی ابزار مناسبی برای تحلیل روابط بین این متغیرها به شمار می‌روند. هم چنین مدل‌های هم انباشتگی و تصحیح خطا ما را قادر می‌کنند تا بین نوسانات کوتاه مدت و تعادل بلندمدت تمایز قائل شویم. نتایج تخمین‌های این تحقیق نشان می دهد به ویژه برای سال‌های بعد از انقلاب، رابطه بلندمدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم با وضوح ملاحظه می‌شود که بسیار شبیه یافته‌های تجربی در کشورهای دیگر است. لذا همانند اغلب کشورها، در اقتصاد ایران نیز، تغییرات نرخ تورم در بلندمدت می‌تواند تغییرات نرخ سود اسمی را توضیح دهد و این بدان معنی است که طبق تصریح «فیشر»، رفتار عاملان اقتصادی در اقتصاد ایران نیز، تابعی از نرخ سود واقعی است و نه نرخ سود اسمی. مهرگان و همکاران (۱۳۸۵) در مطالعه خود تحت عنوان «بررسی رابطه علّی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی» به بررسی رابطه علّی بین نرخ بهره و تورم با استفاده از داده‌های تابلویی در مورد ۲۴ کشور (البته کشور ایران در این مطالعه آورده نشده است) طی دوره۲۰۰۳-۲۰۰۱ پرداخته و با بهره گیری از متدولوژی جدید آزمون علیتی این رابطه را به بوته آزمون گذارده‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که از لحاظ آماری افزایش نرخ بهره سبب افزایش نرخ تورم شده است و بدین ترتیب نرخ بهره علت نرخ تورم می‌باشد و لیکن افزایش نرخ تورم به طور معنی‌دار نتوآن استه است موجب افزایش نرخ بهره در کشورهای منتخب شود. به عبارت دیگر، علّی‌رغم این که نرخ تورم تأثیر مثبت بر نرخ بهره داشته است، لیکن به طور معنی دار نرخ تورم علت نرخ بهره نیست. پس نتایج مطالعات نشان دهنده علیت یک طرفه از نرخ بهره به سوی نرخ تورم می‌باشد. کهزادی و نوفرستی (۱۳۸۵) در مطالعه ای با عنوان

www.SID.ir

 Archive of SID

«بررسی اثر تغییرات نرخ بهره بر تورم» کشش سطح عمومی قیمت‌ها نسبت به نرخ بهره بانکی را با استفاده از الگوهای بلندمدت و تصحیح‌خطا مورد بررسی قرار داده‌اند و به این نتیجه رسیده اند که نرخ بهره بانکی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تورم را به نحو معنی داری تحت تأثیر قرار می‌دهد ولی مقدار تأثیرگذاری آن بسیار اندک است، به طوری‌که استفاده از آن به عنوان یک ابزار سیاستی جهت کنترل و کاهش نرخ تورم پیشنهاد نمی‌گردد.

۳- مدل تحقیق

همان‌طور که در بخش دوم در قسمت مبانی نظری تشریح گردید؛ اروینگ فیشر (۱۸۹۶) بابهره گیری از مطالعات دیگران، نظریه تورم و بهره را به صورتی منسجم تبیین کرد. رابطه معرفی شده توسط فیشر به شکل زیر است:

$$r = i - p \qquad (۱)$$

که در آن r نرخ بهره حقیقی، i نرخ بهره اسمی وp نرخ تورم است.

بنابراین می‌توان گفت که از لحاظ نظری، در صورت ثابت بودن نرخ بهره واقعی رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم مثبت است و یک رابطه علّی دو طرفه بین این دو متغیر برقرار است. در مقاله حاضر بررسی رابطه بین تغییرات نرخ بهره و نرخ تورم برای گروه کشورهای منا با توجه به مدل فوق مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به رابطه فیشر مدل تحقیق حاضر نیز به صورت زیر بیان می گردد:

$$dinr = DINR - DCPI \qquad (۲)$$

که در آن dinr تغییرات نرخ بهره حقیقی، DINR تغییرات نرخ بهره اسمی و DCPIتغییرات نرخ تورم است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق عبارتنداز نرخ بهره اسمی (INR) و شاخص قیمت مصرف کننده (CPI).

در تحقیق حاضر، از شاخص بهای مصرف کننده به عنوان داده‌های مربوط به نرخ تورم استفاده شده است، ولی استفاده از داده‌های مناسب برای نرخ بهره اسمی نیازمند تأمل بیشتری است: به دست آوردن داده‌های دقیق در مورد نرخ بهره حتی در کشورهای

www.SID.ir

Archive of SID

توسعه یافته نیز با مشکلات فراوان همراه است و محققان از داده‌های متفاوتی برای این متغیر استفاده می‌کنند. لذا از آنجا که در کشورهای مورد بررسی نیز آمار داده‌های نرخ بهره وجود ندارد ما ناچار به انتخاب یک جانشین مناسب برای آن می باشیم. متغیر نرخ بهره اسمی که در مدل تحقیق حاضر تصریح شده است، مطابق ادبیات تحقیق، در تمامی کشورها به جز کشور عربستان نرخ وام دهی (Lending Rates) است. لازم به ذکر است که در کشور عربستان تنها نرخ بهره ای که با عنوان (Interest Rate) در آمارهای جهانی وجود دارد، نرخ‌های سپرده (Deposit Rates) است که البته در تحقیق حاضر نیز از همین نرخ به عنوان نرخ بهره اسمی استفاده شده است. هم‌چنین کشور عراق و امارات متحده عربی نیز نمونه‌های دیگری در بین این گروه هستند که به دلیل در دسترس نبودن داده‌های مورد نظر در دوره زمانی پژوهش، مجبور به حذف این دو کشور در تحقیق شده ایم. به این ترتیب برای به دست آوردن داده‌های مناسب نرخ وام دهی در میان برخی از کشورهای گروه منا، با مشکل مواجه شدیم و در نهایت از بین ۱۸ کشور معرفی شده گروه منا در بانک‌های اطلاعاتی بین المللی تنها به بررسی ۱۶ کشور می پردازیم. این کشورها عبارتند از: اردن، الجزایر، ایران، بحرین، تونس، جیبوتی، سوریه، عربستان، عمان، قطر، کویت، لبنان، لیبی، مراکش، مصر و یمن.

۴- ارائه الگوی پیشنهادی

۴-۱آزمون علیت گرنجری

نکته مهم و قابل تأمل در بررسی رابطه بین نرخ تورم و نرخ بهره چگونگی آزمون علیت بین این دو متغیر می باشد. بیشتر آزمون‌های علّی انجام شده بین نرخ بهره و نرخ تورم عمدتاً با استفاده از آزمون علیت گرنجری است که به نوعی آزمون خود رگرسیون برداری دو متغیره است؛ که به طور خلاصه روش انجام این آزمون، بررسی وجود یا عدم وجود وقفه‌های یک متغیر در معادله متغیر دیگر است به این صورت که اگر و تنها اگر تمامی ضرایب با وقفه در معادله برابر صفر باشند، علت گرنجری نیست. اما این آزمون مستلزم

www.SID.ir

 Archive of SID

پایایی متغیرها است و در مورد متغیرهای ناپایا، تنها در شرایطی امکان این آزمون وجود دارد، که دو متغیر هم انباشته نباشند. در صورت وجود رابطه هم انباشتگی بین دو متغیر، باید آزمون علیت، را بر مبنای مدل تصحیح خطا (Error Correction Model) انجام دهیم (Enders, 2004: 358-359).

گرنجر (Granger, 1969) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می کند که چنانچه مقادیر جاری Y_t با استفاده از مقادیر گذشته X_t با دقت پیش بینی شود، در این صورت X_t را علت گرنجری Y_t می گویند. در آزمون علیت گرنجری برای این که فرضیه «X_t علت گرنجری Y_t نیست» آزمون شود، یک مدل خود توضیح برداری (VAR) به شکل زیر تشکیل داده می شود:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_{t-i} + u_t \qquad (۳)$$

اگر $\beta_i = 0$, i=1,2,…,k باشد، در آن صورت X_t علت گرنجری Y_t نیست. البته در این آزمون طول وقفه k تا حدودی انتخابی است. گرنجر (۱۹۸۶) بیان می کند که این آزمون زمانی معتبر است که متغیرها هم‌جمع نباشند. پس در ابتدا، باید پایایی و ناپایایی متغیرها را بررسی کنیم؛ در صورتی که متغیرها ناپایا از درجه یک بوده می توان یک مدل خودتوضیح برداری روی تفاضل اول متغیرها تشکیل داد و سپس آزمون را انجام داد. از طرف دیگر، نتایج آزمون علیت گرنجری نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است. اگر طول وقفه انتخابی، کمتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل خودتوضیح برداری باعث می شوند که برآوردها ناکارا باشند (Cheng and Lai, 1997: 435-444).

باید خاطر نشان کرد که آزمون علیت گرنجری نسبت به انتخاب طول وقفه بهینه حساس می‌باشد و عدم انتخاب طول وقفه مناسب و صحیح، موجب بروز مشکلات غیر قابل اغماض در مدل خواهد شد و می باید از آزمون علیت جدیدتری استفاده کرد. به

www.SID.ir

Archive of SID

همین جهت استفاده از این آزمون جهت تعیین روابط علّی غیر قابل استناد خواهد شد. جهت برطرف شدن این مشکل، در سال ۱۹۸۱ هشیائو (Hsiao) یک روش خود رگرسیونی سیستماتیک جهت انتخاب طول وقفه بهینه برای متغیرهای یک معادله رگرسیونی ارائه داد؛ که در واقع تعدیل یا اصلاح شده آزمون علیت گرنجری می باشد و ایرادات علیت گرنجری را ندارد. این روش در واقع ترکیب دو روش علیت گرنجری و خطای پیش بینی نهایی آکائیک [Akaike's Final Prediction Error (AFPE)] می‌باشد که به عنوان میانگین مربعات خطای پیش‌بینی [Mean Square Prediction Error (MSPE)] نامیده می شود. در این روش وقفه‌های بهینه بر اساس معیار حداقل خطای پیش‌بینی نهایی FPE (Final Prediction Error) تعیین، و سپس معادلات رگرسیونی بر اساس وقفه‌های بهینه محاسباتی برآورد می شوند. اما در آزمون‌های مشابه، پس از تعیین تعداد وقفه‌های متغیرهای توضیحی در سمت راست معادلات رگرسیون به صورت دلخواه، نتایج بدون توجه به ماهیت و تعداد بهینه وقفه به دست می آید (Hsiao, 1981:86).

۲-۴ آزمون علیت هشیائو

در سال‌های دهه ۱۹۸۰ میلادی، بسیاری از مطالعات همانند تورنتون و باتن (Thornton and Baten, 1985)، با استفاده از روش علیت گرنجری تصحیح شده (هشیائو) به نتایج قوی و معتبری در خصوص انتخاب طول وقفه بهینه دست یافتند. روش آزمون علیت گرنجری تصحیح شده (هشیائو) دو مرحله ای است. در مرحله اول، مدلهای خود رگرسیونی متغیر وابسته تخمین زده می‌شوند به طوری که ابتدا متغیر وابسته بر روی همان متغیر با یک وقفه رگرس می‌شود. سپس رگرسیون با استفاده از دو وقفه متغیر وابسته برازش شده و همین طور ادامه پیدا می‌کند و در رگرسیون‌های بعدی به ترتیب یک وقفه اضافه خواهد شد.

آزمون علیت هشیائو با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دو متغیر Y_t و X_t به صورت روابط زیر است:

www.SID.ir

 Archive of SID

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{J} \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{I} \beta_i X_{t-i} + U_t \qquad (۴)$$

$$X_t = \alpha'_0 + \sum_{j=1}^{J} \alpha'_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^{I} \beta'_i Y_{t-i} + V_t \qquad (۵)$$

در روابط فوق U_t و V_t دارای میانگین صفر و واریانس ثابت و جملات توزیع ناهمبسته هستند. برای آزمون فرضیه‌های صفر، روابط زیر با کمک آماره F معمولی و معادلات رگرسیونی (۴) و (۵) استفاده شده است.

$$, \quad \beta_i = 0 \text{ (a)} \quad i = 1,2,3,\ldots,I$$

$$, \quad \beta'_i = 0 \text{ (b)} \quad i = 1,2,3,\ldots,I$$

نتایج آزمون فرضیه‌های صفر به شرح زیر است:

الف) پذیرش هر دو فرضیه صفر a و b نشان دهنده عدم وجود علیت از X به Y یا برعکس است.

ب) پذیرش فرضیه صفر a و رد فرضیه b نشان دهنده علیت یک طرفه از Y به X است.

ج) رد فرضیه صفر a و پذیرش فرضیه b نشان دهنده علیت یک طرفه از X به Y است.

د) رد هر دو فرضیه صفر a و b نشان دهنده وجود یک رابطه علی دوطرفه از X به Y است.

آزمون علیت بر اساس رگرسیون‌های (۴) و (۵) دارای دو اشکال فنی زیر است:

الف) امکان ناپایایی داده‌های سری زمانی در تجزیه و تحلیل رگرسیون وجود دارد (با تفاضل گیری این مشکل رفع شدنی است).

ب) با انتخاب تعداد وقفه رگرسیون‌ها و تأثیر آماره F از ساختار وقفه‌ها، انتخاب آزمون‌های متناظر نیز اختیاری خواهند بود.

مطابق نظر هشیائو (۱۹۸۱) در این حالت وقفه بهینه در معادلات رگرسیون به وسیله شاخص حداقل خطای پیش بینی نهایی قابل تعیین است.

در این روش، ابتدا معادلات رگرسیونی (۴) و (۵) در نظر گرفته شده است. سپس

www.SID.ir

Archive of SID

مقادیر بهینه I و J با محاسبه خطای پیش بینی نهایی Y مطابق رابطه زیر و طی چند مرحله تعیین شده است.

$$FPE_y(J,I)=\left(\frac{T+J+I+1}{T-J-I-1}\right)\left(\frac{\sum(Y_t-Y_t)^2}{T}\right) \qquad (۶)$$

در رابطه فوق، Tتعداد مشاهدات، FPEy (J, I) خطای پیش بینی نهایی Y برای وقفه‌های J از Y و وقفه‌های I از X و $\sum(Y_t-Y_t)^2$ مجموع مربعات پسماند است.

برای محاسبه FPE_y مطابق رابطه (۶) ابتدا معادله رگرسیونی رابطه (۴) با وقفه j=I برای متغیر Y و وقفه i=0 برای متغیر X محاسبه می شود. سپس مقادیر وقفه j یکی یکی اضافه می شود. در صورت برابری FPE محاسبه شده با استفاده از رابطه (۶) و شرط I=0 ، J حداقل کننده FPE یعنی j^* انتخاب می شود. در مرحله بعد با فرض این که j^*، تعداد وقفه بهینه j باشد، معادله رگرسیونی رابطه (۴) را با فرض وقفه $J=j^*$ برای Y و وقفه X (مقادیر این وقفه با شروع از I=1 یکی یکی اضافه می گردد) برآورد می شود. این برآورد تا حداقل قرار گرفتن FPE_y محاسبه شده با استفاده از رابطه (۶) و وقفه j^* برای Y و وقفه $I=I^*$ برای X انجام می شود. در این صورت فرض یاد شده جهت تعیین رابطه علیت آزمون می شود.

به همین ترتیب، ساختار تعیین وقفه بهینه برای رابطه (۵) و با در نظر گرفتن وقفه‌های بهینه j^{**} و I^{**} انجام می شود.

لذا معادلات (۴) و (۵) را می توان با لحاظ نمودن وقفه‌های بهینه به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$Y_t=\alpha_0+\sum_{j=1}^{J^*}\alpha_j Y_{t-j}+\sum_{i=1}^{I^*}\beta_i X_{t-i}+U_t \qquad (۷)$$

در رابطه فوق $i=1,2,\ldots I^*$ و $j=1,2,\ldots J^*$ است.

$$X_t=\alpha'_0+\sum_{j=1}^{J^{**}}\alpha'_j X_{t-j}+\sum_{i=1}^{I^{**}}\beta'_i Y_{t-i}+U_t \qquad (۸)$$

www.SID.ir

 Archive of SID

در رابطه فوق $i=1,2,\ldots I^{**}$ و $j=1,2,\ldots J^{**}$ است.

بنابراین با توجه به روابط (۷) و (۸) شرایط پذیرش یا رد فرضیه صفر (a) به شرح زیر است:

پذیرش فرضیه صفر (a) $FPEy\ (J^*, 0) < FPEy\ (J^*, I^*)$

عدم پذیرش فرضیه صفر (a) $FPE_y\ (J^*, 0) > FPE_y\ (J^*, I^*)$

و به طور مشابه برای خطای پیش بینی نهایی حداقل X شرایط زیر برقرار است:

پذیرش فرضیه صفر(b) $FPE_x\ (J^{**}, 0) < FPE_x\ (J^{**}, I^{**})$

عدم پذیرش فرضیه صفر(b) $FPE_x\ (J^{**}, 0) > FPE_x\ (J^{**}, I^{**)}$

لازم به ذکر است که در آزمون علیت هشیائو لازم است تمام متغیرها پایا باشند و در صورت ناپایایی متغیرها باید از آنها تفاضل گیری نمود تا پایا شوند و سپس از تفاضل پایای آنها برای انجام آزمون استفاده کرد (Hsiao, 1981:95 -106).

۵ نتایج آزمون

۵-۱نتایج آزمون علیت گرنجری

در اینجا جهت آزمون نمودن فرضیه‌های تحقیق از روش علیت گرنجری استفاده می شود. نتایج آزمون علیت و شرح آن، در کشورهای مورد بحث در جدول زیر آمده است. بر اساس این آزمون به منظور بررسی وجود رابطه علّی بین دو متغیر، فرضیه زیر آزمون می‌شود که رد شدن فرض صفر به معنی وجود رابطه علیت گرنجری است.

در جدول (۱) نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجری آورده شده است. نتایج به دست آمده بیان می دارد که در خصوص رابطه علیت از تغییر نرخ بهره به طرف تغییر نرخ تورم، در کشورهای اردن، الجزایر، ایران، بحرین، تونس، جیبوتی، سوریه، عربستان، قطر، لبنان، لیبی، مراکش، مصر و یمن، مقدار احتمال آماره محاسباتی بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است که در این صورت فرض صفر رد نمی شود. بنابراین رابطه علیت از طرف تغییر نرخ بهره به طرف تغییر نرخ تورم تأیید نمی گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

هم‌چنین در رابطه علیت از تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره، در کشورهای الجزایر، ایران، بحرین، تونس، سوریه، لبنان، لیبی، مراکش و یمن، مقدار احتمال آماره محاسباتی بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است که در این صورت فرض صفر رد نمی شود؛ بنابراین رابطه علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره در این کشورها وجود ندارد. اما در کشورهای اردن، عربستان و مصر، مقدار احتمال آماره محاسباتی کوچک‌تر از ۰/۰۵ و در کشور قطر با در نظر گرفتن سطح احتمال ۱۰٪، مقدار آماره محاسباتی کوچک‌تر از ۰/۱ است که در این صورت فرض صفر رد می شود. بنابراین رابطه علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره در این کشورها وجود دارد.

جدول ۱: نتایج آزمون علیت گرنجری

نام کشور	متغیر مورد آزمون	متغیر تحت فرض	مقدار آماره	احتمال آماره
اردن	DINR	DCPI	۰/۶۹۹۴۴	۰/۴۰۳
	DCPI	DINR	۷/۱۰۲۰	۰/۰۰۸
الجزایر	DINR	DCPI	۰/۰۴۹۰۴۱	۰/۸۲۵
	DCPI	DINR	۰/۰۹۴۶۷۳	۰/۷۵۸
ایران	DINR	DCPI	۰/۲۱۷۵۶	۰/۶۴۱
	DCPI	DINR	۰/۰۰۲۹۲۳۸	۰/۹۵۷
بحرین	DINR	DCPI	۰/۰۳۳۵۳۴	۰/۸۵۵
	DCPI	DINR	۰/۱۳۶۷۸	۰/۷۱۲
تونس	DINR	DCPI	۰/۳۶۱	۰/۵۴۸
	DCPI	DINR	۰/۴۶۶	۰/۴۹۵
جیبوتی	DINR	DCPI	۰/۱۴۷۴۹	۰/۷۰۱
	DCPI	DINR	۳/۱۳۴۵	۰/۰۷۷
سوریه	DINR	DCPI	۰/۴۵۲۳۵	۰/۸۳۲
	DCPI	DINR	۰/۷۴۲۰۲	۰/۳۸۹
عربستان	DINR	DCPI	۱/۳۶۹۷	۰/۲۴۲
	DCPI	DINR	۵/۱۵۷۵	۰/۰۲۳
عمان	DDINR	DDCPI	۵/۱۴۸۳	۰/۰۲۳
	DDCPI	DDINR	۰/۷۰۹۴۷	۰/۴۰۰
قطر	DINR	DCPI	۱/۱۲۸۰۶	۰/۲۵۸
	DCPI	DINR	۳/۴۸۱۶	۰/۰۶۲
کویت	DDINR	DDCPI	۰/۶۵۸۱۳	۰/۴۱۷
	DDCPI	DDINR	۰/۰۲۵۰۰۹	۰/۸۷۴
لبنان	DINR	DCPI	۰/۰۵۱۵۳۹	۰/۸۲۰
	DCPI	DINR	۰/۲۶۵۷۸	۰/۶۰۶
لیبی	DINR	DCPI	۰/۰۵۳۷۵۶	۰/۸۱۷

www.SID.ir

 Archive of SID

	DCPI	DINR	۰/۰۲۸۶۸۱	۰/۸۶۶
مراکش	DINR	DCPI	۰/۹۷۶۱۵	۰/۳۲۳
	DCPI	DINR	۰/۰۶۳۱۲۳	۰/۸۰۲
مصر	DINR	DCPI	۰/۲۲۷۴۸	۰/۶۳۳
	DCPI	DINR	۵/۴۵۸۱	۰/۰۱۹
یمن	DINR	DCPI	۰/۱۳۹۰۳	۰/۷۰۹
	DCPI	DINR	۰/۲۲۳۹۰	۰/۶۳۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بررسی آزمون علیت گرنجری همان طور که اشاره شد همه متغیرهای مورد بررسی باید پایا باشند. اما در مورد کشور عمان و کویت تغییر تغییرات متغیرها (به علت بحث پایایی) مورد آزمون قرار گرفته است. حال آن که طبق فرضیه تحقیق، تغییرات متغیرها باید مورد آزمون قرار بگیرند. بنابراین طبق فرض تحقیق بررسی آزمون علیت گرنجری ممکن نیست. اما اگر فرضیه تحقیق را به تغییر تغییرات متغیرها تعمیم دهیم، می توان گفت در کشور عمان در رابطه علیت از تغییرِ تغییرات نرخ بهره به طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم، احتمال آماره محاسباتی ۰/۰۲۳ است که مقدار آن کوچک تر از ۰/۰۵ است و در این صورت فرض صفر رد می شود؛ بنابراین رابطه علیت از طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره به طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم تأیید می گردد. در کشور کویت نیز احتمال آماره محاسباتی ۰/۴۱۷ است که مقدار آن بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است و در این صورت فرض صفر رد نمی شود. بنابراین رابطه علیت از طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره به طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم تأیید نمی گردد.

در رابطه علیت از تغییرِ تغییرات نرخ تورم به طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره در کشور عمان، احتمال آماره محاسباتی ۰/۴۰ و در کشور کویت احتمال آماره محاسباتی ۰/۸۷۴ است که مقدار آنها بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است که در این صورت فرض صفر رد نمی شود. بنابراین رابطه علیت از طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم به طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره وجود ندارد.

مقایسه نتایج آزمون با فرضیه تحقیق که تغییرات نرخ بهره علت تغییرات نرخ تورم

www.SID.ir

Archive of SID

است، نشان می دهد که از بین کشورهای مورد بررسی، در مورد هیچ کشوری فرضیه تحقیق اثبات نمی شود. فقط در مورد کشور عمان آن هم در صورت تعمیم فرضیه تحقیق به بررسی تغییرِ تغییرات متغیرها، در این کشور رابطه علیت از طرف تغییرِ تغییرات نرخ بهره به طرف تغییرِ تغییرات نرخ تورم تأیید می شود. اما در بررسی علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره، این رابطه علیت تنها در مورد کشورهای اردن، جیبوتی، عربستان، قطر و مصر تأیید می شود.

۵-۲ نتایج آزمون علیت هشیائو

روش علیت گرنجری تصحیح شده (هشیائو) روشی است که با تعیین وقفه‌های بهینه بر اساس معیار حداقل خطای پیش بینی نهایی و برآورد معادلات رگرسیونی صورت می‌گیرد. نتایج آزمون علیت هشیائو در جداول (۲) و (۳) آمده است. مجموع مربعات پسماند وقفه بهینه با RSS، طول وقفه بهینه با J^* و I^* و حداقل معیار خطای پیش بینی نهایی با FPE در مورد کشورهای منتخب نشان داده شده است. در جدول (۲) نتایج حاصل از برآوردها، با ساختار وقفه‌های بهینه روش هشیائو بین تغییرات نرخ تورم و نرخ بهره نشان داده شده است. در جدول (۳) نیز نتایج حاصل از آزمون علیت، براساس معیار خطای پیش بینی هشیائو (مطابق روابط ذکر شده در توضیح این آزمون) برای تعیین وجود رابطه علیت بین تغییرات نرخ بهره و نرخ تورم نشان داده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون علیت هشیائو بین تغییرات نرخ تورم و نرخ بهره

نام کشور	RSS (J^*)	(J^*,0)	FPE (J^*, 0)	RSS (J^*,I^*)	I^*	FPE (J^*,I^*)
اردن	۱/۷۲۲۶	۳	۰/۰۴۲	۱/۵۹۷۲	۱	۰/۰۴۱
الجزایر	۱۰/۶۲۹	۱	۰/۲۴۱	۱۰/۵۹۶	۱	۰/۲۵۰
ایران	۱۳/۳۴۷	۱	۰/۳۰۲	۱۳/۳۴۶	۱	۰/۳۱۵
بحرین	۵/۲۲۱	۱	۰/۱۱۸	۵/۲۱۱	۱	۰/۱۲۳
تونس	۱/۶۶۲	۲	۰/۰۳۷	۱/۴۳۹	۲	۰/۰۳۵
جیبوتی	۲/۵۹۹	۲	۰/۰۶۱	۲/۲۳۸	۳	۰/۰۵۴
سوریه	۵/۹۶۲	۱	۰/۱۳۵	۵/۸۷۶	۱	۰/۱۳۹
عربستان	۱۵/۴۵۰	۱	۰/۳۵۰	۱۴/۵۸۰	۱	۰/۳۴۴
عمان	۰/۲۰۲	۱	۰/۰۰۴	۰/۲۰۴	۱	۰/۰۰۵

www.SID.ir

 Archive of SID

قطر	۱۶/۷۳۱	۱	۰/۳۷۹	۱۵/۵۹۳	۱	۰/۳۶۸
کویت	۰/۳۳۵	۲	۰/۰۰۷۹	۰/۳۳۹	۱	۰/۰۰۸۱
لبنان	۷/۳۱۱	۱	۰/۱۶۵	۵/۱۷۵	۴	۰/۱۳۹
لیبی	۰/۸۵۳	۱	۰/۰۱۹	۰/۸۵۲	۱	۰/۰۲۰
مراکش	۴/۱۵۳	۱	۰/۰۹۴	۴/۱۴۵	۱	۰/۰۹۸
مصر	۱/۷۹۴	۴	۰/۰۴۶	۱/۴۹۲	۳	۰/۰۴۳
یمن	۳۳۰/۵۳۵	۲	۷/۸۰۴	۳۲۸/۸۱۳	۱	۸/۰۹۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳: نتایج آزمون علیت هشیائو بین تغییرات نرخ بهره و نرخ تورم

نام کشور	RSS (J^{**})	(J^{**}, 0)	FPE (J^{**}, 0)	RSS (J^{**}, I^{**})	I^{**}	FPE (J^{**}, I^{**})
اردن	۱۹۱/۰۶۶	۱	۴/۳۲۶	۱۸۸/۱۵۷	۱	۴/۴۴۲
الجزایر	۱۳۱/۴۴۴	۱	۲/۹۷۶	۱۳۱/۲۹۸	۱	۳/۱۰۰
ایران	۱۱۶/۷۲۶	۴	۲/۹۹۷	۱۱۳/۶۸۸	۱	۳/۰۴۵
بحرین	۴۱/۳۷۵	۲	۰/۹۹۹	۴۱/۳۷۰	۱	۱/۰۱۸
تونس	۸/۶۱۸	۵	۰/۲۳۱	۸/۶۰۹	۱	۰/۲۴۱
جیبوتی	۹۵/۲۶۸	۱	۲/۱۵۷	۸۷/۰۰۱	۲	۲/۱۴۲
سوریه	۴۵۵/۵۹۷	۱	۱۰/۳۱۷	۴۲۱/۹۰۱	۲	۱۰/۳۸۸
عربستان	۱۸/۳۰۶	۱	۰/۴۱۴	۱۷/۸۷۶	۱	۰/۴۲۲
عمان	۰/۵۷۳۸۵	۱	۰/۰۱۳	۰/۵۱۱۷۱	۲	۰/۰۱۲۵
قطر	۱۱۱/۷۰۳	۱	۲/۵۲۹	۱۰۱/۷۷۶	۲	۲/۵۰۶
کویت	۱/۱۵۸۷	۱	۰/۰۲۶	۱/۱۶۶۱	۱	۰/۰۲۷
لبنان	۱۲۴/۸۶۴	۱	۲/۸۲۷	۱۲۴/۷۷۷	۱	۲/۹۴۶
لیبی	۱۹۶/۶۳۶	۱	۴/۴۵۳	۱۹۶/۵۷۳	۱	۴/۶۴۱
مراکش	۵۷/۸۸۱	۲	۱/۳۶۷	۵۶/۵۲۹	۱	۱/۳۹۲
مصر	۷۳/۴۹۸	۵	۱/۹۶۹	۷۳/۴۳۸	۱	۲/۰۵۲
یمن	۹۴۴/۲۲۶	۱	۲۱/۳۸۲	۹۴۲/۶۸۸	۱	۲۲/۲۵۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با استفاده از آمار و اطلاعات بدست آمده در دوره زمانی ۲۰۰۸- ۱۹۹۷ و کسب اطمینان از پایایی تفاضل متغیرها[1] آزمون علیت انجام شده است. در ادامه به تجزیه و تحلیل جداول فوق، به تفکیک کشورهای مورد آزمون می پردازیم.

در جدول (۲) نتایج حاصل از آزمون علیت، براساس معیار خطای پیش بینی هشیائو

۱- نتایج آزمون، پایایی تفاضل داده های سری زمانی را تأیید کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

برای تعیین وجود رابطه علیت بین متغیر نرخ تورم و نرخ بهره نشان داده شده است. نتایج این رابطه نشان می دهد در مورد کشورهای اردن، تونس، جیبوتی، عربستان، قطر، لبنان و مصر $FPE_y (J^*, 0) > FPE_y (J^*, I^*)$ و به معنی عدم پذیرش فرضیه صفر (a) است؛ که بیان می‌کند تغییر نرخ تورم علت تغییر نرخ بهره است. لازم به ذکر است که در بقیه کشورها رابطه ای بین نرخ تورم و نرخ بهره وجود ندارد.

جدول(۳) نیز نتایج حاصل از آزمون علیت، براساس معیار خطای پیش بینی هشیائو برای تعیین وجود رابطه علیت بین متغیر نرخ بهره و نرخ تورم نشان داده شده است. مقایسه نتایج آزمون با فرضیه تحقیق نشان می دهد که از بین کشورهای مورد بررسی، تنها در مورد کشورهای جیبوتی و قطر فرضیه تحقیق اثبات می شود. بدین ترتیب که در مورد کشور جیبوتی و قطر نشان می دهد $FPE_x (J^{**}, 0) > FPE_x (J^{**}, I^{**})$ و به معنی عدم پذیرش فرضیه صفر (b) است؛ که بیان می‌کند تغییر نرخ بهره علت تغییر نرخ تورم است.

در نهایت رد هر دو فرضیه صفر a و b نشان دهنده وجود یک رابطه علّی دو طرفه از تغییر نرخ تورم به تغییر نرخ بهره است. که این نتیجه بیان کننده اثبات فرضیه تحقیق می‌باشد.

در بررسی آزمون علیت هشیائو همان طور که اشاره شد همه متغیرهای مورد بررسی باید پایا باشند. اما در مورد کشور عمان تغییر تغییرات متغیرها (به علت بحث پایایی) مورد آزمون قرار گرفته است؛ حال آن که طبق فرضیه تحقیق، تغییرات متغیرها باید مورد آزمون قرار بگیرند. بنابراین طبق فرض تحقیق، بررسی آزمون علیت هشیائو ممکن نیست. اما اگر فرضیه تحقیق را به تغییر تغییرات متغیرها تعمیم دهیم، می توان گفت در کشور عمان و کویت، نتایج جدول (۲) نشان دهنده رابطه $FPE_y (J^*, 0) < FPE_y (J^*, I^*)$ می باشد که این رابطه به معنی پذیرش فرضیه صفر (a) است و بیان می‌کند تغییرِ تغییرات نرخ تورم علت تغییرِ تغییرات نرخ بهره نیست.

هم‌چنین نتایج جدول (۳) در کشور عمان نشان دهنده رابطه $FPE_x (J^{**}, 0) > FPE_x$

www.SID.ir

 Archive of SID

(J^{**}, I^{**}) می باشد که به معنی عدم پذیرش فرضیه صفر (b) است و بیان می‌کند تغییرِ تغییرات نرخ بهره علت تغییرِ تغییرات نرخ تورم است.

نتایج جدول (۳) در کشور کویت نیز نشان دهنده رابطه FPE_x (J^{**}, 0) < FPE_x (J^{**}, I^{**}) است که به معنی پذیرش فرضیه صفر (b) می باشد و بیان می‌کند تغییرِ تغییرات نرخ بهره علت تغییرِ تغییرات نرخ تورم نیست. در نهایت پذیرش هر دو فرضیه صفر a و b در کشور کویت نشان دهنده عدم وجود علیت از تغییرِ تغییرات نرخ تورم به تغییرِ تغییرات نرخ بهره یا برعکس است.

۶- خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله با توجه به ارتباط نزدیک بین نرخ بهره و تورم، به بررسی رابطه علت و معلولی بین تغییرات نرخ وام دهی (به عنوان جانشینی برای نرخ بهره اسمی) و تورم برای گروه کشورهای منا طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۸، با استفاده از روش‌های علیت گرنجری و علیت هشیائو پرداخته شده است. برای صحت این آزمون‌های علیت، از آزمون‌های ریشه واحد و آزمون شکست ساختاری فیلیپس استفاده شده است. متغیرهای نرخ بهره و تورم، البته به غیر از کشورهای عمان و کویت پس از یک بار تفاضل گیری پایا شدند، لذا آزمون علیت می تواند برقرار باشد.

تحلیل‌های مربوط به الگوی علیت گرنجری نشان داد که تمامی کشورهای مورد بررسی، فرضیه تحقیق مبنی بر این که تغییرات نرخ بهره علت تغییرات نرخ تورم می باشد را رد کردند و تنها در مورد کشورهای اردن، جیبوتی، عربستان، قطر و مصر رابطه علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره وجود دارد.

تحلیل‌های انجام گرفته با الگوی علیت هشیائو نیز نشان داد که رابطه علّی تغییرات نرخ بهره و نرخ تورم فقط در مورد کشورهای جیبوتی و قطر وجود دارد، و در مورد دیگر کشورها این رابطه برقرار نیست. بنابراین نتیجه این آزمون نشان می دهد که تغییرات نرخ بهره باعث تغییرات تورم در طول سال‌های ۲۰۰۸- ۱۹۹۸ در کشورهای جیبوتی و قطر شده

www.SID.ir

Archive of SID

است. و نتایج موجود از بررسی عکس این رابطه علیت، نشان داد که علاوه بر کشورهای جیبوتی و قطر، رابطه علیت از طرف تغییر نرخ تورم به طرف تغییر نرخ بهره در کشورهای اردن، تونس، عربستان، لبنان و مصر نیز وجود داشت. این نتیجه نشان دهنده آن است که در این کشورها تغییرات نرخ تورم می‌تواند تغییرات نرخ بهره اسمی را توضیح دهد. این بدان معناست که تصمیم گیری برای پس انداز و سرمایه گذاری در نزد عاملان اقتصادی، متأثر از نرخ بهره واقعی است و نه نرخ بهره اسمی. در نتیجه، تغییرات نرخ بهره اسمی باید با نرخ تورم هماهنگ باشد.

با توجه به مطالعات انجام گرفته گذشته و با اتکا به پشتوانه نظری تحقیق و تأیید فرضیه تحقیق در مورد کشورهای جیبوتی و قطر، می توان گفت که با وجود رابطه نرخ بهره اسمی و نرخ تورم که برای سال‌های ۲۰۰۸- ۱۹۹۸ بررسی شده است، و هم‌چنین رابطه فیشر که در جهت تبیین نرخ بهره بیان شد، به روشنی ملاحظه می‌گردد که نتایج حاصله بسیار شبیه یافته‌های تجربی در کشورهای توسعه یافته است. لذا همانند اغلب این کشورها، در اقتصاد کشورهای جیبوتی و قطر نیز، تغییرات نرخ بهره می‌تواند تغییرات نرخ تورم را توضیح دهد. طبق اطلاعات موجود بانک مرکزی کشور قطر، باید گفت که اثبات فرضیه تحقیق در مورد این کشور، به نوع تعیین نرخ بهره کشور قطر بر می گردد که همانند اقتصادهای پیشرفته کنونی نرخی تقریباً طبیعی یا رقابتی است. در مورد کشور جیبوتی نیز با توجه به آمارهای نرخ بهره این کشور، که در ۱۲ سال اخیر بین ۱۱ تا ۱۲ درصد نوسان داشته است کاملاً مشخص است که تعیین نرخ بهره در این کشور دستوری می باشد اما به دلیل ساختارهای ساده اقتصادی و هم‌چنین حجم مبادلات بسیار اندک در این کشور، فاکتورهای زیادی برای کنترل تورمِ بسیار کم این کشور وجود ندارد.

در ایران فرضیه تحقیق تأیید نشده است و بررسی نحوه تعیین نرخ بهره ضروری به نظر می رسد. این نکته بسیار قابل تامل است که به دلیل دستوری بودن تعیین نرخ بهره بانک‌ها در ایران، بانکها به خوبی نمی توانند نوسانات بازار را منعکس کنند. اعمال سیاست‌های

www.SID.ir

 Archive of SID

دستوری بر روی نرخ بهره موجب به وجود آمدن دوگانگی در نرخ بهره شده است به طوری که نرخ‌های بهره در داخل نظام بانکی ایران به طور متوسط از مقدار آن در خارج از نظام بانکی بسیار کمتر است. در این بین دریافت کنندگان تسهیلات از نظام بانکی، صاحب امتیاز و رانت‌هایی شده اند که آنها را از فعالیت‌های اقتصادی و تولیدی بی نیاز ساخته و با انحراف وجوه وام گرفته شده به سمت فعالیتهای سوداگرانه، تأثیر واقعی ناشی از تغییر نرخ بهره را خنثی نموده و با بروز آثار منفی ناشی از فعالیتهای سوداگرانه در اقتصاد، روند کلی فعالیتهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده‌اند. بنابراین اجرای هر گونه سیاست پولی از طریق کانال نرخ بهره نمی تواند منجر به تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها شود. رهنمود سیاستی مقاله در مورد ایران این است که با توجه به ارتباط نزدیک و مثبت بین نرخ بهره و تورم و با توجه به اهمیت نرخ تورم در کلیه بخش‌های اقتصادی؛ تعیین نرخ بهره، در راستای اصلاح بسیاری از محدودیت‌های اقتصادی باید تغییر کند.

هم‌چنین نتایج کشور عربستان در این تحقیق، که به دلیل محدودیت اطلاعات از نرخ سپرده گذاری به عنوان جانشینی برای نرخ بهره اسمی استفاده شده است؛ باید با یک حساسیت و احتیاط بیشتری بررسی گردد.

هر چند ادبیات موضوع تحقیق در چهارچوب اثر فیشر بیان شده است، لیکن تأیید نشدن فرضیه تحقیق برای اکثر کشورها و یا حتی تأیید فرضیه تحقیق در کشورهای جیبوتی و قطر به تنهایی نمی‌تواند صحت این اثر را مورد رد و یا تأیید قرار دهد. چرا که به دلیل تنگناهای ساختار اقتصادی این کشورها مانند کسری بودجه‌های متوالی و محدودیت‌های مالی دولتی، و بالا بودن ریسک اقتصادی در آنها، سیاست‌های پولی در این کشورها غالباً با اراده دولت، به افزایش نقدینگی در اقتصاد منجر می‌شوند و بدین ترتیب انبساط پولی در این کشورها معمولاً نه تنها تأثیری بر تولید ندارد، بلکه به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و تورم در جامعه منجر می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

منابع انگلیسی

1- Asgharpour Hossein, (2005), "Asymetric Effects of Monetary Shocks on Prices and Productions in Iran" PhD Thesis, Tarbiyat Modarres University, Tehran, Iran.

2- Aziznejad Samad, (1386), "Decrease of Profit Rtae of Bank Facilities" Project Report, Center for Research of Islamic Concil Parlement, PP. 1-8

3-Bai J. and Perron P. (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", Econometrica, No. 66, pp. 47-78 .

4- Bai J. and Perron, P. (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", Journal of Applied Econometrics, No. 18, pp. 1-22 .

5- Booth, G. and Ciner, Cetin, (2001), "The Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: International Evidence"; Journal of Multinational Financial Management, Vol. 11, pp. 269-280

6- Branson, Wiliam H. , (1993), " Macroeconomic Theory and Policy" Translated by: Shakeri Abbas (2007), 11th edition, Ney Publisher, Tehran.

7- Brzoza Brzezina Michal, (2001) "The Relationship between Real Interest Rates and Inflation", National Bank of Poland and Warsaw School of Economics, pp. 1-26.

8 -Bullock Michele and Rider Mark, (1991), "The Cross-country Relationship between Interest Rates and Inflation over Three Decades", Reserve Bank of Australia .

9- Carneiro F. G. , Divino J. A. and Henrique R. C. , (2004), "Rethinking the Fisher Effect: A Co-integration Analysis Between Interest Rates and Inflation" Nova Economia, Vol. 13, No. 1, pp. 81-100.

10- Cheng B. S. and Lai T. W. , (1997), "An Investigation of Co-integration and Causality Between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan", Energy Economics, No. 19, pp. 435-444.

11- Clark J. B. , (1895), "The Gold Standard of Currency in the Light of Recent Theory", Political Science Quarterly, pp. 383-397.

12- Clemente J. , Montañés A. and Reyes M. , (2004), "Structural Breaks, Inflation and Interest Rates: Evidence for the G7 Countries", University of Zaragoza, Gran Vía 2, Zaragoza (Spain), pp. 1-7 .

www.SID.ir

13- De Haas and Jacob A. , (1889), "A Third Element in the Rate of Interest". Journal of the Royal Statistical Society, Series A (52). pp. 99-116 .

14- Edward Sebastian, V Khan, Mohsin S. (1985), "Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework", NBER Working Paper, No. 15310. pp. 1-36 .

15- Fisher Irving, (1896), "Appreciation and Interest", New York: A. M. Kelly.

16- Fisher Irving, (1930), "The Theory of Interest", New York: A. M. Kelly .

17- Ghazali N. A. and S.Ramlee, (2003), "A Long Memory Test of the Long-run Fisher Effect in the G7 Countries", Applied Financial Economics, Vol. 13, pp. 763-769 .

18- Hsiao, C. (1981), "Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection". Journal of Monetary Economics, pp. 85-106 .

19- Humphery T. M. , (1983), "The Early History of the Real/Nominal Interest Rate Relationship". Economic Review, pp. 2-10 .

20- Kahzadi Nowroz and Noferesti Abolfazl (2006), "Investigating of Effect of Interest Rate Changes on Inflation", Working Paper Series No. 5314H, Center for Banking and Monetary Research, Central Bank of Islamic Republic of Iran .

21- Kandel S. , Ofer A. R. and Sarig O. , (1996), "Real Interest Rates and Inflation: An Ex-Ante Empirical Analysis", Journal of Finance, Vol. 51, pp. 205-25 .

22- Kasman K. S. , Kasman A. and Turgutlu E. , (2005), "Fisher Hypothesis Revisited: A Fractional Cointegration Analysis", EconPapers. pp. 1−27 .

23- Khavari Mahmoudreza, keshavarzian Akbar, Azimi Ali, (2005), "Interest Rate Liberalization and it's Effect on Macroeconomic Variables in Iran's Economy", Bank of Sepah Series, PP. 11-35

24-Koustas Z. and Serletis A. , (1999), "On the Fisher Effect", Journal of Monetary Economics, No. 44:105-130 .

www.SID.ir

Archive of SID

25- Lardic S. and V. Mignon, (2003), "Fractional Cointegration between Nominal Interest Rates and Inflation: A Re−Examination of the Fisher Relationship in the G7 Countries". Economics Bulletin, Vol. 3, pp. 1−10 .

26- Lutz Friedrish. , (1974), "Inflation and the Rate of Interest" Quarterly Review, No. 109: 99-117 .

27- Mankiw N. G. (2006), "Macroeconomics", New York: Worth Publishers.

28- Marshall Alfred, (1887). "Remedies for Fluctuations in General Prices", Contemporary Review, March .Reprinted In: Memorials of Alfred Marshall, pp. 188-211 .

29- Mccallum B. T. , (1989), "Monetary Economics: Theory and Policy", Prentice Hall Business Publishing.

30- Mehregan Nader, Ezati Morteza and Asgharpour Hossein, (2006), "Investigating of Casuality Relation between Interest Rate and Inflation Using Panel Data" Economic Research Quarterly, Vol. 6, No. 3, PP.12-36.

31- Mundell Robert A. , (1963). "Inflation and Real Interest", Journal of Political Economy, No. 71: 280-83 .

32- Selahmanesh Ahmad and Goudarzi Atusa, (2004), Interaction between Central Bank and Bank Network for Determining of Interest Rate", A Paper Presented at the 14th Annual Conference on Exchange and Monetary Policies" Tehran, pp. 391-433

33- Tillmann P. (2007), "Do Interest Rates Drive Inflation Dynamics? An Analysis of the Cost Channel of Monetary Transmission", Journal of Economic Dynamics & Control, Vol. 31, pp. 825-847 .

34- Walter Enders. (1993), "Macroeconomic Theory and Policy" Translated by: Shakeri Abbas (2007), 11th Edition, Ney Publisher, Tehran, Iran.

35- Wicksell Knut, (1965), "Interest and Prices", Routledge and Kegan Paul: London .

www.SID.ir