Archive of SID

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی (دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و پنجم، شمارۀ16، پاییز و زمستان 1397

تحلیل تجربی حاکمیت رابطه ماندل بین نرخ بهره و تورّم در ایران: رهیافت فضا-حالت

داریوش حسنوند[1]
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی (ره)
یونس نادمی[2]
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی (ره)

تاریخ دریافت: 1396/1/25 تاریخ پذیرش: 1396/10/6

چکیده

ارتباط بین نرخ بهره و تورّم همواره یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصاد پولی بوده است که تعیین نوع این رابطه می‌تواند اثرات قابل توجهی بر سیاست‌گذاری اقتصادی داشته باشد؛ بنابراین هدف از این مقاله، بررسی رابطۀ بین نرخ سود و تورّم در ایران با رویکرد پارامتر تصادفی در طول زمان است. در این پژوهش صحت اثر فیشر و اثر جایگزین نظری آن، یعنی ماندل مورد بررسی قرار می‌گیرد. دلیل استفاده از رویکرد پارامتر تصادفی در طول زمان آن است که این روش انتقاد لوکاس را در برآورد پارامترها در نظر می‌گیرد و درنتیجه می‌تواند تورش برآوردها را کاهش دهد؛ بنابراین، با طراحی یک الگوی فضا-حالت برای معادلۀ نرخ سود و تورّم، این رابطه در بازۀ زمانی 1352-1394 با روش کالمن فیلتر برآورد شده است. به‌منظور اطمینان از استحکام نتایج، از دو متغیر وابسته متفاوت استفاده شده است: یکی میانگین نرخ سود اسمی یک ساله تا پنج ساله و دیگری نرخ بازدهی مسکن (به‌عنوان متغیر جایگزین نرخ بهره بازار) است. نتایج برآورد هر دو مدل تأیید کنندۀ اثر ماندل در اقتصاد ایران است؛ ازاین‌رو، فرض خنثایی پول در اقتصاد ایران را نمی‌توان رد کرد.

کلیدواژه‌ها: نرخ سود، نرخ تورّم، رابطۀ فیشر، اثر ماندل، رهیافت فضا-حالت.

1- نویسنده مسئول darioush_hassanvand85@yahoo.com

2 - Younesnademi@abru.ac.ir.

DOI: 10.22067/pm.v%vi%i.63738

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

نرخ بهره به‌عنوان یکی از متغیرهای کلیدی در ادبیات اقتصادی شناخته شده است. میزان نرخ بهره در تعیین برخی متغیرهای اسمی و واقعی اقتصاد همچون سرمایه‌گذاری، مصرف، پس‌انداز، جریان ورود سرمایه، نرخ ارز بازار آزاد و... نقش عمده دارد. یکی از متغیرهای مهمی که با نرخ بهره می‌تواند رابطه داشته باشد، تورّم است. چگونگی این ارتباط بسیار مهم است. در این خصوص سؤالات مهمی همچون "آیا افزایش نرخ تورّم ناشی از رشد پول فقط نرخ بهرهٔ اسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد یا هم نرخ بهرهٔ اسمی و هم نرخ بهرهٔ واقعی را متأثر می‌سازد؟" مطرح می‌شوند که تأثیر مهمی بر سیاست‌گذاری اقتصادی دارند. چگونگی پاسخ به این سؤال، قسمت عمده‌ای از مباحث اقتصاد پولی را در برمی‌گیرد زیرا این پرسش‌ها که آیا سیاست پولی نرخ بهرهٔ واقعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ و اینکه آیا سیاست پولی خنثی است و یا بر متغیرهای واقعی تأثیرگذار است؟ از مهم‌ترین پرسش‌هایی است که مقامات پولی با آن مواجه هستند. اگر فقط بین تغییرات نرخ‌های بهرهٔ اسمی و تورّم وابستگی مثبتی وجود داشته باشد و نرخ تورّم بر نرخ بهرهٔ واقعی تأثیری نداشته باشد، فرضیهٔ فیشر تأیید می‌شود. فرضیهٔ فیشر که نرخ‌های بهرهٔ واقعی را به‌عنوان تفاضل نرخ بهرهٔ اسمی و نرخ تورّم انتظاری در نظر می‌گیرد، بیان می‌دارد که نرخ بهرهٔ اسمی به شکل یک به یک با نرخ تورّم انتظاری تغییر می‌کند. در این صورت، اگر هر دو متغیر نرخ بهره و تورّم انتظاری با هم همگرا باشند، و ضریب شیب بین دو متغیر، مقدار یک را به خود اختصاص دهد، این بدین معنی است که نرخ‌های بهرهٔ واقعی با تورّم مرتبط نیستند و توسط عوامل واقعی اقتصاد نظیر بهره‌وری سرمایه و ترجیحات زمانی تعیین می‌شوند (Million, 2004) و سیاست پولی در اقتصاد خنثی است؛ اما اگر علاوه بر نرخ بهرهٔ اسمی، نرخ بهرهٔ واقعی را نیز تحت تأثیر قرار دهد، نتایج متفاوتی خواهد داشت. در این زمینه، ماندل (1969) Mundell و توبین (1965) Tobin با روشی همانند تئوری دوگانه کلاسیکی فیشر، استدلال می‌کنند که افزایش در نرخ تورّم، نرخ بهرهٔ اسمی را افزایش می‌دهد و تراز واقعی پول را کاهش می‌دهد اما در مقابل آن، کاهش در تراز واقعی باعث کاهش مصرف (افزایش پس‌انداز) و باعث کاهشی در نرخ بهرهٔ واقعی و افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود و دیگر پول خنثی نیست، این دیدگاه به اثر ماندل توبین شهرت یافته است. ازاین‌رو، پیدا کردن چگونگی رابطهٔ تجربی بین نرخ بهره و تورّم مفاهیم مهمی از منظر

www.SID.ir

Archive of SID

سیاست‌گذاری اقتصاد کلان دارد، زیرا اگر فرضیهٔ فیشر (حتی در بلندمدت) برقرار باشد، سیاست پولی بر نرخ بهره واقعی تأثیری نمی‌گذارد و درنتیجه بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان همچون سرمایه‌گذاری، مصرف و... بی‌تأثیر است؛ اما اگر این رابطه به شکل اثر ماندل توبین باشد، پول خنثی نیست و جهت تثبیت اقتصادی و تأثیرگذاری بر بخش‌های واقعی اقتصاد می‌توان از سیاست‌های پولی فعال استفاده کرد؛ بنابراین، جهت دریافت حاکمیت هر یک از این دو نظریه و نگرش سیاست‌گذاری که به شکل ضمنی اثبات یا رد فرضیه اثر فیشر را به همراه دارند و با توجه به اهمیت این رابطه در سیاست‌گذاری کشورها، در سال‌های اخیر مطالعات زیادی در کشورهای مختلف انجام شده که در بخش‌های بعدی به آن اشاره خواهد شد.

سابقه بررسی رابطهٔ بین نرخ تورّم و نرخ سود در کشور ما بسیار طولانی و زیاد نیست. از نگاه سیاست‌گذاری پولی دو دیدگاه در رابطهٔ با ارتباط بین نرخ سود بانک‌ها و نرخ تورّم وجود دارد که هر یک رهنمودهای سیاستی مخصوص به خود را دارند. یک نگرش این است که با کاهش نرخ سود بانکی، هزینهٔ تولید بنگاه‌ها کاهش یافته و باعث کاهش قیمت تمام شدهٔ کالاها و رقابتی شدن بنگاه‌های تولیدی می‌شود و درنتیجه تورّم کاهش می‌یابد (Meregan et al. 2006). دیدگاه دوم بیان می‌دارد برای کاهش نرخ سود بانکی، ابتدا باید نرخ تورّم کاهش یابد تا اقتصاد با نرخ منفی سود بانکی و انحرافات متغیرهای اقتصادی ناشی از آن روبرو نشود، در این دیدگاه افزایش نرخ تورّم موجب افزایش نرخ بهره خواهد شد. لذا توصیه سیاستی آن‌ها آزادسازی نرخ بهره بانک‌ها و تعبیر آن در کشور ما افزایش نرخ سود بانکی است (Komijani & Bahrami, 2008).

یک راه حل برای حل مسئله آزمون تجربی مدل است. مطالعات کمی رابطهٔ بین نرخ تورّم و بهره در ایران را بررسی کرده‌اند که نتایج متفاوتی به دست آورده‌اند. درحالی‌که مطالعات سامتی و همکاران (Sameti et al 2009)، سعیدی و همکاران (Saeedi et al., 2012)، ابونوری و همکاران (Abounoori et al, 2013) و کمیجانی و بهرامی‌راد (Komijani & Bahrami, 2008) معتقد به وجود نوعی از اثر فیشر در اقتصاد ایران هستند، در مقابل مهرگان، عزتی و اصغرپور (Meregan et al 2006) اعتقاد به نظریه دوم و کاهش نرخ بهره دارند (توضیحات بیشتر در بخش پیشینهٔ تحقیق ارائه شده است). در این مقاله نیز به‌منظور درک نحوهٔ عملکرد نرخ تورّم و سود و به دنبال آن سیاست‌گذاری مناسب، اعتبار فرضیهٔ فیشر یا ماندل در کشور ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد، اما بر خلاف مطالعات قبلی که پارامترهای مدل متن را ثابت فرض می‌کنند و مشمول انتقاد لوکاس

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شوند، در اینجا از روش پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP)[1] استفاده می‌گردد که مبتنی بر پاسخگوی به انتقاد لوکاس است و این مدل به‌صورت ضمنی اثرات تغییر سیاستی را بر پارامترها متغیر فرض می‌کند.

این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. بخش بعدی به مبانی نظری رابطهٔ تورّم و نرخ بهره اختصاص یافته است. بخش سوم مطالعات تجربی مباحث را مرور می‌کند. در بخش چهارم مدل و نتایج برآورد آن تحلیل شده است و درنهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهاد ارائه شده است.

مبانی نظری

در ادبیات اقتصادی، وجود رابطهٔ مثبت بین نرخ بهرهٔ اسمی و تورّم انتظاری مورد بررسی قرار می‌گیرد. این اثر چون در سال ۱۹۳۰ توسط ایروینگ فیشر به شکل نظام‌مند مطرح شد به‌عنوان اثر فیشر معروف گردید. بر اساس این نظریه، یک واحد افزایش در نرخ تورّم انتظاری، نرخ بهرهٔ اسمی را یک واحد افزایش می‌دهد اما نرخ بهره واقعی انتظاری بدون تغییر می‌ماند. بنا بر فرضیهٔ فیشر داریم:

$$(1 + r_t^e) = \frac{[1+i_t(1-T)]}{(1+r_t^e \pi_t^e)} \qquad (۱)$$

یا

$$i_t = \frac{1}{1-T} r_t^e + \frac{1}{1-T} \pi_t^e + \frac{1}{1-T} r_t^e \pi_t^e \qquad (۲)$$

که در آن i_t نرخ بهرهٔ اسمی، π_t^e نرخ تورّم واقعی انتظاری، r_t^e نرخ بهره واقعی انتظاری، T نرخ متوسط مالیات بر درآمد سرمایه‌گذاری و t زمان است.

معادلهٔ (۲) بیانگر شکل قوی قضیه فیشر است زیرا پیش‌بینی می‌کند اگر نرخ تورّم انتظاری یک درصد افزایش یابد، باعث می‌گردد نرخ بهرهٔ اسمی بیش از یک درصد افزایش یابد (چون $\frac{1}{1-T} > 1$ است یا $0 < T < 0$ است). همچنین و به‌طور مشابه، انتظار می‌رود ضرایب دیگر

1 . Time Varying Parameters.

www.SID.ir

Archive of SID

بیشتر از یک باشند.

در آزمون‌های تجربی که r_t^e و π_t^e کوچک هستند، جملهٔ سوم معادلهٔ فوق حذف می‌گردد و چون نرخ‌های انتظاری بازدهی واقعی به‌سختی مشاهده می‌شوند، عموماً فرض می‌شود آن‌ها ثابت هستند و مقید به خطای تصادفی می‌باشند، یعنی:

$$r_t^e = r + U_t \qquad (۳)$$

که r جملهٔ ثابت مثبت و U_t به شکل $N(0,\sigma_t^n)$ است. با فرض $r_t^e \pi_t^e = 0$ و جایگذاری r_t^e در معادلهٔ دوم و T=0 (یعنی درآمد مالیاتی حاصل از سرمایه‌گذاری) شکل اصلی معادلهٔ فیشر به دست می‌آید:

$$i_t = r + \pi_t^e + U_t \qquad (۴)$$

این معادله، شکل ضعیف معادلهٔ فیشر (البته نوع کامل) نامیده می‌شود زیرا پیش‌بینی می‌شود یک درصد افزایش در نرخ تورّم، نرخ بهرهٔ اسمی را یک درصد، و نه بیشتر، افزایش دهد.

باید در نظر داشت که انتظارات تورّمی و درنتیجه نرخ بهرهٔ واقعی را نمی‌توان به شکل مستقیم مشاهده و برآورد کرد. ازاین‌رو، معمولاً مدل به شکل یک رگرسیون بازنویسی می‌شود که داریم:

$$i_t = c_0 + b\pi_t + U_t \qquad (۵)$$

که در آن، i نرخ بهره اسمی، وc_0 و b پارامتر ثابت، π_t نرخ تورّم انتظاری است و بر اساس معادله فیشر انتظار می‌رود که $b = 1$ باشد.

فروض حاکم بر این دیدگاه و نظریهٔ فیشر، فرض پیش‌بینی کامل و انتظارات تطبیقی است. همچنین بر اساس داده‌های واقعی و اطلاعات به دست آمده از گذشته، مدت‌زمان تعدیل و تطبیق زیاد است به شکلی که ممکن است این فرایند تطبیق سی سال طول بکشد. در صورت وجود اثر فیشر (کامل) در بلندمدت، توهم پولی وجود ندارد و باعث ابرخنثایی پول می‌گردد. همچنین باعث می‌گردد نرخ‌های بهرهٔ بازار، شاخص‌های خوبی برای اندازه‌گیری تورّم انتظاری باشند. (Christopoulos and Leon-Ledesma, 2007). نظریات متضادی نیز در ارتباط با رابطهٔ نرخ تورّم و بهره وجود دارد. یکی از مهم‌ترین آن‌ها نظریهٔ اثر ماندل و توبین است (Komijani & Bahrami, 2008) که بیان می‌دارد: سیاست پولی با کاهش نرخ بهرهٔ واقعی، بر متغیرهای اقتصاد کلان تأثیرگذار بوده و خنثی نیست. این مسئله در قسمت بعدی توضیح داده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

اثر توبین – ماندل[1]

ماندل (Mundell, 1963) استدلال می‌کند که تورّم می‌تواند به شکل دائمی کمتر از نرخ بهرهٔ واقعی باشد. در این حالت، دارندگان ثروت، پورتفوی خود را توزیع مجدد می‌کنند و پول کمتر و دارایی‌هایی با بهرهٔ بیشتر نگهداری می‌کنند و با فرض اینکه مصرف تابعی از نرخ بهره است، افراد مصرف خود را کاهش می‌دهند. به بیان ساده‌تر، یک افزایش در رشد پول باعث افزایش در نرخ تورّم اسمی می‌شود، افزایش نرخ تورّم، به‌نوبهٔ خود، باعث افزایش هزینهٔ فرصت پول می‌شود. درنتیجه، تراز واقعی پول کاهش می‌یابد و تقاضای دارایی‌های با بهره را افزایش می‌دهد. ازآنجایی‌که پول قسمتی از ثروت است، ثروت نیز کاهش می‌یابد، کاهش ثروت باعث کاهش مصرف و افزایش پس‌انداز می‌شود. چون این مباحث به شکل مستقل توسط توبین (Tobin, 1965) نیز مطرح شد، به اثر ماندل- توبین معروف شده است. این مدل بیان می‌دارد: رشد و تغییرات پولی خنثی نبوده و بر روی متغیرهای واقعی اقتصاد اثر دارند. در این دیدگاه، همانند تئوری دوگانه کلاسیکی، افزایش در نرخ تورّم، نرخ بهرهٔ اسمی را افزایش و تراز واقعی پول را کاهش می‌دهد اما با این تفاوت عمده که کاهش در تراز واقعی، همان‌گونه که بیان شد، کاهش مصرف (افزایش پس‌انداز) را به دنبال دارد و باعث کاهشی در نرخ بهرهٔ واقعی و انداختن پس‌انداز در خط سرمایه‌گذاری می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر، تورّم بالاتر تقاضای پول واقعی را کاهش می‌دهد و تقاضای دارایی‌های با بهره را افزایش می‌دهد، ازاین‌رو باعث کاهش نرخ بهرهٔ واقعی و درنتیجه افزایش سرمایه‌گذاری می‌گردد. کاهش نرخ بهرهٔ واقعی، بر خلاف نظر فیشر، تنها قسمتی از افزایش اولیه در نرخ بهرهٔ اسمی را جبران می‌کند و کاملاً جبران نمی‌شود. نتیجه نهایی این است که نرخ بهره اسمی، کمتر از مقدار یک به یک تورّم، به شکل بیان شده در معادله فیشر، افزایش می‌یابد. در این مدل، در مقایسهٔ با فرضیهٔ فیشر، اثر فیشر ناقص[2] می‌باشد که شیب ضریب b در معادلهٔ (۵) مثبت و کمتر از یک است.

در این زمینه، می‌توان دلایلی به نفع توبین و مخالف با اثر فیشر کامل (ضریب b برابر با یک) پیدا کرد. توبین (Tobin, 1965)، استدلال می‌کند که در هنگام دوره‌های تورّمی شدید،

1- Tobin-Mundell Effect
2 -Partial Fisher Effect.

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه‌گذاران تراز دارایی‌های خودشان را تغییر می‌دهند و بیشتر دارایی‌های حقیقی نگهداری می‌کنند. علاوه بر آن، در تحلیل‌های تجربی، نرخ‌ها و نمونه‌های آماری مختلفی که در زمان‌های متفاوت برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها استفاده شده‌اند، بر نتیجه‌گیری تحقیقات اثر گذاشته‌اند. یک دلیل دیگر برای اثرگذاری بر نتایج، می‌تواند ناشی از وجود شکست ساختاری در سری زمانی باشد. میشکین (Mishkin, 1992) در این زمینه استدلال می‌کند که ارتباط بین نرخ بهره و تورّم با تغییر رژیم سیاست پولی، تغییر کرده و انتقال پیدا می‌کند. این انتقال یعنی شکست ساختاری در سری زمانی ایجاد شده است. چادروایز (Chuderewise, 1997) بیان می‌دارد که رفتار بانک مرکزی نیز نقش مهمی در درک قدرت و ضعف مشاهده شده در رابطهٔ فیشر دارد. او مدلی را ارائه می‌دهد که در آن نوع رفتار بانک مرکزی در قدرت معادلهٔ فیشر نقش دارد و بیان می‌کند که قدرت تطابق معادلهٔ فیشر با واقعیات اقتصادی، به نوع رفتار بانک مرکزی وابسته است. شکست ساختاری در سری زمانی داده‌های اقتصاد کلان و بی‌ثباتی پارامتری از دلایل عدم قدرت کامل اثر فیشر است. البته شکست ساختاری، علاوه بر آنچه که بیان شد ممکن است از بحران مالی، تغییرات سیاستی، تغییر ترجیحات مصرف‌کنندگان، تغییرات تکنولوژیکی و بی‌ثباتی سیاسی یا عوامل دیگر به وجود آید (Hatemi-J, 2009).

مطالعات تجربی

مطالعات خارجی

فاما و جیبونز (Fama & Gibbons, 1982) استدلال می‌کند که بازدهی واقعی انتظاری نرخ بهره رابطهٔ منفی با تورّم انتظاری دارد. آن‌ها با حاکم دانستن نظر ماندل توبین، استدلال می‌کنند که تورّم، نرخ بهرهٔ واقعی را کاهش می‌دهد و درنتیجه بر فعالیت‌های واقعی تأثیر مثبت می‌گذارند یعنی تحولات بخش پولی و انتظارات تورّمی از طریق نرخ بهری واقعی (کاهش نرخ بهرهٔ واقعی در اثر افزایش نرخ تورّم)، بخش حقیقی اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این تحقیق در دورهٔ زمانی ۱۹۷۷- ۱۹۵۳ برای کشور آمریکا بررسی شده واثر ماندل را مورد تأیید قرار می‌دهد.

پل (Paul, 1984) اثر فیشر را برای کشور هند بین سال‌های ۱۹۵۲- ۱۹۷۷ با روش OLS بررسی می‌کند و عنوان می‌دارد که بین تورّم انتظاری و نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت ارتباط مثبت وجود دارد. ضریب نرخ بهرهٔ انتظاری برای نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت نزدیک یک و تعدیلات

www.SID.ir

Archive of SID

به‌سرعت صورت می‌گیرد اما در بلندمدت ضریب انتظارات تورّمی کمتر از ۰/۵ است و تعدیلات بسیار طولانی هستند. این مطالعه بیان می‌دارد تغییرپذیری تورّم اثر منفی بر نرخ‌های بهرهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت در کشور هند دارد.

میشکین (Mishkin, 1992) معمای اثر فیشر را با بررسی ارتباط نرخ‌های بهره و تورّم آمریکا با استفاده از روش‌های سری زمانی بین سال‌های ۱۹۸۶-۱۹۶۴ مورد بررسی قرار می‌دهد وی بیان می‌دارد که در کوتاه‌مدت بین نرخ‌های بهره و تورّم ارتباطی مشاهده نمی‌شود اما در بلندمدت ارتباط قوی‌ای وجود دارد. میشکین دلیل وجودی برای حل این معما را وجود روندها در داده‌های بلندمدت می‌داند.

کرودر و هافمن (Crowder & Hoffman, 1996) با بیان اینکه نتایج تجربی مطالعات پیشین با آن نوع از معادلهٔ فیشر که در متون اقتصادی بیان شده است ناسازگار است، علت را در روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده می‌دانند. در این پژوهش اظهار می‌شود عدم بررسی نامانایی داده‌ها و عدم بررسی رابطهٔ بلندمدت همگرایی بین نرخ بهره و تورّم؛ علت تفاوت ضریب معادلهٔ فیشر از یک است. از دیگر تفاوت‌های بیان شده، اضافه کردن مالیات بر نرخ بازدهی اوراق است. ازاین‌رو، محققین با استفاده از داده‌های سری‌زمانی بین سال‌های ۱۹۵۲:۱ تا ۱۹۹۱:۴ و روش همگرایی یوهانسن و آزمون‌های مرتبط با آن، معادلهٔ فیشر تعدیل شده با مالیات را آزمون و معادلهٔ فیشر را تأیید کردند.

سودرلیند (Söderlind, 2001) برآوردی از مدل انتظارات عقلایی پویای کوچک با قیمت‌های نوسانی[1] را برای چگونه تأثیرگذاری سیاست پولی بر نرخ‌های بهرهٔ اسمی، انتظارات تورّمی و نرخ‌های بهرهٔ واقعی مورد بررسی قرار می‌دهد، نتایج نشان می‌دهد که اثر فیشر برقرار است و انتقال در سیاست پولی اثر فیشر را کاهش می‌دهد و مقدار پارامتر آن را از ۰/۸ به ۰/۵۷ می‌رساند.

گول و اسیکالین (Gul & Acikalin, 2008) با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ و روش همگرایی یوهانسن، اثر فیشر را برای کشور ترکیه مورد تجزیه‌وتحلیل قرار دادند، نتایج نشان می‌دهند رابطهٔ بلندمدت، اما نه یک به یک، بین نرخ بهرهٔ

1. Staggered.

www.SID.ir

Archive of SID

اسمی و نرخ تورّم وجود دارد. این تحقیق اثر فیشر ناقص را برای کشور ترکیه نشان می‌دهد.

حاتمی جی و ایراندوست (Hatemi-J & Irandoust, 2008) با استفاده از داده‌های فصلی رابطهٔ نرخ بهرهٔ اسمی و نرخ تورّم را برای کشورهای ژاپن، استرالیا، مالزی و سنگاپور برای سه یا چهار دههٔ اخیر مورد بررسی قرار داده و برقراری آن را بررسی می‌کنند. روش مورد استفاده تکنیک همگرایی و روش کالمن فیلتر برای پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP) است که نتایج تحقیق وجود فرضیه فیشر کامل را رد می‌کند؛ یعنی تغییرات نرخ بهرهٔ اسمی واکنش یک به یکی به تغییرات نرخ تورّم انتظاری نمی‌دهد.

اسموتا و بالا (Asemota & Bala, 2011) با استفاده از سری زمانی داده‌های فصلی نرخ تورّم (CPI) و نرخ بهرهٔ اسمی، بین سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۶۱ برای کشور نیجریه و استفاده از آزمون همگرایی و متدولوژی کالمن فیلتر رابطه‌ی فیشر را آزمون می‌کند، اما بیان می‌دارند که دلیلی برای اثبات اثر فیشر کامل وجود ندارد و نرخ بهرهٔ اسمی واکنش یک به یکی به تغییرات نرخ تورّم در بلندمدت نشان نمی‌دهند. بر اساس این نتایج می‌توان سیاست‌های کاهش تورّم، را بر اساس کاهش نرخ بهرهٔ بالا در تأثیرپذیری در رشد اقتصادی را اتخاذ کرد.

اسموتا و بالا (Asemota & Bala, 2015) در تحقیق دیگری برای کشورهایECOWAS با استفاده از داده‌های سری زمانی سالیانه، بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۶۱ و استفاده از رویکرد فضا – حالت و آزمون شکست ساختاری نتیجه گرفتند که در اکثر کشورهای عضو ECOWAS[1]، اثر فیشر ناقص یعنی اثری کمتر از یک به یک وجود دارد و تنها در دو کشور گامبیا و غنا اثر فیشرکامل وجود دارد.

اریسوی (Arısoy, 2013) اعتبار فرضیهٔ فیشر را در ترکیه، با استفاده از داده‌های فصلی بین سال‌های ۱۹۸۷ الی ۲۰۱۳ و استفاده از روش همگرایی و شکست ساختاری و نگرش پارامترهای متغیر در طول زمان (TPV) مورد ارزیابی قرار می‌دهد، نتایج نشان می‌دهند که شکل ضعیف فرضیهٔ فیشر بر اقتصاد ترکیه حاکم است و درنتیجه سیاست پولی اثری بر نرخ بهرهٔ واقعی ندارد زیرا هر تغییری در تورّم به شکل ناقص (قسمتی) تغییرات نرخ بهرهٔ اسمی را خنثی می‌کند.

۱- شامل کشورهای بورکینافاسو، نیجر، نیجریه، غنا، گامبیا، سنگال و توگو است.

www.SID.ir

Archive of SID

زینال و همکاران (Zainal et al. 2014)، اعتبار اثر فیشر را در مالزی برای بازار پول بین سال‌های ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۲ با استفاده از روش ARDL مورد ارزیابی قرار می‌دهند. آن‌ها با بیان اینکه مطالعات قبلی در مالزی برای آزمون کردن رابطهٔ فیشر، ارتباط سهام و بازار اوراق قرضه را تحقیق کرده‌اند، درحالی‌که در سال‌های اخیر بازار پول اهمیت خاصی در رشد سریع مبادلات مالزی داشته است. ازاین‌رو، این تحقیق اثر فیشر را در بازار پول تحلیل می‌کنند که سه متغیر مورد استفاده در این پژوهش عبارتند از نرخ تورّم، نرخ اوراق خزانه ماهانه، نرخ بهره بین بانکی. نتایج برآورد و آزمون ARDL وجود همگرایی بلندمدت و اثر فیشر را مورد تأیید قرار می‌دهد.

پانوپولو و پانتلیدیس (Panopoulou & Pantelidis, 2016) با استفاده از روش ضرایب متغیر در طول زمان (TVP) اثر فیشر، یعنی رابطهٔ بین نرخ بهره و نرخ تورّم، را برای ۱۹ کشور OECD آزمون می‌کنند. آن‌ها استدلال می‌کنند که در این روش وجود پویایی‌های در طول زمان در روش مورد استفاده، به شدت بر برآوردکننده‌های همگرایی (FMLS،DOLS و ...)، به ویژه در نمونه-های کوچک، تأثیر می‌گذارد که نتایج مختلف و متضاد قبل از این پژوهش می‌تواند ناشی از این مسئله بوده و لزوم استفاده از روش TVP را روشن می‌سازد. نتایج به دست آمده از این تحقیق حاکی است که در همهٔ کشورها، به غیر از کشورهای ایرلند و سوئیس، رابطهٔ نرخ بهره با نرخ تورّم به‌صورت یک به یک است و معادلهٔ فیشر بلندمدت را تأیید می‌کنند.

سوگیتا (Sugita, 2017) اظهار می‌دارد تحقیقاتی که رابطهٔ بین نرخ بهره و تورّم را با استفاده از رابطهٔ همگرایی بررسی کرده‌اند، به ندرت اثر فیشر را تأیید می‌کنند. این تحقیق با استفاده از مدل بردارتصحیح خطای مارکف سوچینگ، رابطهٔ غیر خطی معادلهٔ فیشر را با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی بین دورهٔ ۱۹۶۰:۱ تا ۲۰۱۶:۳ برای ژاپن آزمون کرده است و به این نتیجه رسیده است که اثر فیشر در یک رژیم مارکف برقرار است و در رژیم دیگر هنگامی که نرخ بهرهٔ اسمی با ثبات است و به عدم تعادل ناشی از سیاست پولی نظیر سیاست پولی نرخ بهرهٔ صفر واکنش نشان نمی‌دهد، رابطهٔ فیشر برقرار نیست.

مطالعات داخلی

مهرگان، عزتی و اصغرپور (Meregan, et al. 2006) با بیان رابطهٔ تنگاتنگ بین نرخ تورّم و نرخ بهره، به وجود دو دیدگاه اصلی در این رابطه اشاره دارند. دیدگاه اول مربوط به برخی از

www.SID.ir

Archive of SID

سیاست‌گذاران و متخصصان اقتصاد اسلامی در ایران است که معتقدند افزایش نرخ بهره سبب افزایش هزینه‌های تولید و به تبع آن موجب افزایش سطح قیمت‌ها و تورّم می‌شود. از سوی دیگر، در دیدگاه دوم، طبق تئوری‌های اقتصادی، افزایش نرخ تورّم موجب افزایش نرخ بهره خواهد شد. این مقاله، دو دیدگاه را با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۴ کشور طی دورهٔ ۲۰۰۱-۲۰۰۳ و با بهره‌گیری از آزمون علیت به بوته آزمون گذارده است. نتایج بیانگر آن است که رابطهٔ علی یک طرفه از سوی نرخ بهره به سمت نرخ تورّم وجود دارد. به عبارت دیگر، دیدگاه متخصصان اقتصاد اسلامی، بویژه در ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین، رویکرد سیاستی این مقاله به اقتصاد ایران آن است که نرخ بهرهٔ دریافتی بانک‌ها از طریق افزایش کارآیی عملکرد بانک‌ها، بدون کاهش نرخ بهرهٔ پرداختی به سپرده گذاران، کاهش پیدا کند.

در تحقیق سامتی و همکاران (Sameti et al. 2009)، پس از تعیین تأثیرگذارترین متغیرها بر نرخ بهره بر طبق اصول مکتب شیکاگو، به برآورد و تجزیه‌وتحلیل راه‌های کاهش نرخ بهره در ایران در طی دوره ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۵، با استفاده از روش نقشهٔ علی بیزین پرداخته شده است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که با کاهش نرخ تورّم و تورّم انتظاری، کنترل حجم پول و اعتبارات و کاهش کسری بودجه دولت، نرخ بهره کاهش خواهد یافت. همچنین، نتایج حاصل از تحقیق، نظرات مکتب شیکاگو را در مورد اهمیت زیاد پول و اثر مستقیم و پرقدرت آن بر متغیرهای واقعی اقتصاد در ایران تأیید می‌کند و مطابق با عقاید این مکتب، حجم پول و تورّم مهم‌ترین متغیرها در فرآیند کاهش نرخ بهره‌اند.

کمیجانی و بهرامی‌راد (Komijani & Bahrami, 2008) نیز دو فرضیهٔ متداول را ارائه می‌کنند: الف) کاهش نرخ سود بانکی باعث کاهش نرخ تورّم می‌شود. ب) شرط کاهش نرخ سود بانکی، کاهش نرخ تورّم و به تبع آن تعدیل انتظارات تورّمی است که امکان کاهش نرخ سود را فراهم می‌کند. فرض ضمنی استدلال فرضیه دوم، صحت نظریه «اثر فیشر» است. محققان صحت این استدلال را به آزمون می‌گذارند که در بلند مدت، نرخ تورّم، علت تغییرات همسو در نرخ سود اسمی است. سپس بیان می‌دارند که تحقیق با محدودیت عدم وجود داده‌های مناسب برای متغیر نرخ سود اسمی در ایران مواجه است، لذا جهت نیل به هدف، آزمون هم انباشتگی «جوهانسون» و آزمون علیت «گرنجر» در چهار سناریو، با متغیرهای جایگزین متفاوت برای نرخ سود اسمی، برای سال‌های ۱۳۵۲ الی ۱۳۸۴ مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصله با تأیید فرضیه‌های پژوهش

www.SID.ir

Archive of SID

حاکی از آن است که همانند بسیاری از کشورهای توسعه یافته یـا در حـال توسـعه، در بلنـد مـدت برای اقتصاد ایران نیز تغییرات در نرخ سود اسمی را می‌توان با تغییرات نرخ تورّم توضیح داد.

سعیدی و همکاران (Saeedi et al. 2012) رابطهٔ بین نرخ تورّم و نرخ بهره را با تمرکز بر رابطه فیشر، برای کشور ایران بین سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷۰ مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهند. در این تحقیق از سه نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت یک ساله، میان مدت سه ساله و نـرخ سـود بلندمـدت پـنج سـاله برای نرخ بهره و از شاخص کـل بهـای کالاهـا و خـدمات مصـرفی در منـاطق شـهری ایـران بـرای محاسبهٔ تورّم استفاده شده است. نتایج معنی‌دار بودن ارتباط بین نرخ تورّم با نرخ سود یـک سـاله را نشان می‌دهد اما در مورد نرخ بهره سه ساله و پنج ساله رابطهٔ معنی‌داری حاصل نشده است.

ابونوری و همکاران (Abounoori et al.2013) رابطهٔ بین دو متغیر کلان اقتصادی، نرخ تورّم و نرخ سود را با استفاده از مدل‌های هم‌انباشتگی و تصحیح خطا بـرای سـال‌هـای ۱۳۹۰-۱۳۳۸ مـورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج بین نوسان‌هـای کوتـاه‌مـدت و بلندمـدت تمـایز قائـل مـی‌شـود و نشـان می‌دهند که در بلندمدت رابطهٔ مثبت معنـادار بـین نـرخ سـود اسـمی و نـرخ تـورّم وجـود دارد. بـه عبارتی، نرخ تورّم دلیل تغییرات همسو در نـرخ سـود اسـمی یـا همـان نـرخ سـود سـپرده‌هـا اسـت، همچنین با مطالعه موردی شعب بانک سپه در تهران نشان داده شده اسـت کـه رابطـهٔ معکـوس بـین نرخ تورّم و انواع سپرده‌ها وجود دارد و رابطهٔ مستقیمی با رشد درآمد ملی دارد.

مطالعات تجربی اثر فیشر در مقابل اثر ماندل در مورد ایران نتایج متضـادی در بـر داشـته اسـت. درحالی‌که مطالعات سامتی و همکـاران (Sameti et al. 2009)، سـعیدی و همکـاران (Saeedi et al. 2012)، ابونوری و همکاران (Abounoori et al.2013) وکمیجانی و بهرامـی‌راد (Komijani & Bahrami, 2008) وجود نوعی از اثر فیشـر در اقتصـاد ایـران را نشـان داده‌انـد، در مقابـل نتـایج پژوهش مهرگان، عزتی و اصغرپور (Meregan, et al. 2006) مؤید نظریهٔ دوم و کاهش نرخ بهـره واقعی است. در مطالعات انجام شده، فرض ضمنی ثابت بودن پارامترهای مـدل اسـت کـه مشـمول انتقاد لوکاس می‌شوند، ازاین‌رو ضروری است اثر ماندل در مقابـل اثـر فیشـر بـه‌صـورت مسـتقیم و همراه با رفع و پاسخگویی انتقـاد لوکـاس مـورد ارزیـابی قـرار گیـرد. در اینجـا در جهـت ارزیـابی مستقیم اثر ماندل از روش پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP) استفاده می‌گردد کـه پاسـخگوی انتقاد لوکاس است که در این مدل به‌صورت ضمنی اثرات تغییر سیاستها بر پارامترها را متغیر فرض می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

تصریح مدل و تحلیل نتایج

در این قسمت ابتدا مدل تحقیق تصریح می‌شود و سپس نتایج حاصل از برآورد مدل ارائه می‌گردد.

تصریح مدل

رابطهٔ فیشر به‌صورت زیر تصریح شده است:

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در آن برای i_t یکبار، نرخ بهرهٔ اسمی به‌صورت میانگین نرخ سود اسمی یک‌ساله تا پنج‌ساله (جایگزین نرخ بهرهٔ بازار) در نظر گرفته شده است (اگر چه نرخ سود بانک‌ها به‌صورت دستوری تعیین می‌شود، اما مقامات پولی با کاهش نرخ تورّم و نرخ بهره بازار، نرخ سود بانک‌ها را کاهش می‌دهند.) و بار دیگر، از نرخ بازدهی مسکن به‌عنوان جایگزین نرخ بهرهٔ بازار استفاده شده است. همچنین، π_t نرخ تورّم، α و β پارامترهای مدل و ε_t نیز جزء خطای رگرسیون است. اما همان گونه که لوکاس (Lucas, 1976) به مدل‌های کلان سنجی را که در آن پارامترهای مدل در زمان سیاست‌گذاری ثابت فرض شده‌اند، انتقاد می‌کند و معتقد است که خود پارامترهای مدل نیز در طول زمان متأثر از سیاست‌های اقتصادی دچار تغییر می‌شوند (که به انتقاد لوکاس مشهور است)، نمی‌توان به مدل‌هایی که با فرض پارامتر ثابت مدلسازی شده‌اند، اتکای زیادی داشت؛ بنابراین به‌منظور برطرف نمودن انتقاد لوکاس به مدل‌های با پارامتر ثابت، از فرم فضا-حالت[1] معادلهٔ فیشر استفاده شده است که ویژگی بارز این نوع مدلسازی، متغیر فرض نمودن پارامتر[2] مدل است. معادله در فرم فضا-حالت به شکل معادلهٔ۷ تبدیل می‌شود:

$$i_t = \alpha + \beta_t\pi_t + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

$$\beta_t = \varphi + \beta_{t-1} + \vartheta_t \qquad (۸)$$

که در آن β_t پارامتری تصادفی فرض شده که خود از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کند یعنی مقادیر β تابعی از مقادیر گذشته خود و همچنین شوک‌های تصادفی ϑ_t است که می‌تواند

---

1. State-Space
2.Time Varying Parameter

www.SID.ir

Archive of SID

ناشی از شوک‌های سیاست‌های طرف تقاضا و یا شوک‌های طرف عرضه در اقتصاد باشد. φ نیز به‌عنوان جزء ثابت در مدل به نوعی بیانگر میانگین سایر متغیرهای تاثیرگذار بر پارامتر β است که در معادله لحاظ نشده‌اند. مجموع معادلات ۷ و ۸ را می‌توان به شکل همزمان با الگوریتم کالمن- فیلتر[1] برآورد نمود.[2]الگوریت الگوریتمکالمن (Kalman 1960)، الگوریتم اصلی برای ارزیابی سیستم‌های پویا در فرم فضا حالت است. این پالایه شامل گروهی از معادلات ریاضی است که راه‌حل عطفی بهینه را با بکارگیری روش حداقل مربعات برای محاسبه یک برآوردگر خطی و بدون تورش و بهینه از حالت سیستم در زمان t بر مبنای اطلاعات موجود در دورهٔ $t-1$ و به‌روز کردن برآوردگر با اطلاعات زمان t استفاده می‌کند. راه‌حل عطفی به معنای این است که فرآیند فیلترینگ راه‌حل بهینه را هر بار که یک مشاهده جدید به سیستم وارد می‌شود دوباره محاسبه می‌کند. با معرفی مشاهدات جدید در سیستم، ارزیابی اجزای غیرقابل مشاهده با استفاده از فرآیند فیلترینگ به‌روز می‌شود. (Harvey, 1990).

تحلیل نتایج

نتایج برآورد مدل تحقیق با متغیر وابسته نرخ سود بانکی در بازهٔ زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۴ با الگوریتم کالمن فیلتر و به روش حداکثر درستنمایی به شرح جدول ۱ می‌باشد:

جدول (۱): نتایج برآورد مدل

متغیر	ضریب	P-Value
α	۰/۱۰	۰/۰۰
π_t	۰/۶۴	۰/۰۰
φ	۰/۰۱	۰/۲۱
لگاریتم درستنمایی	۱۰۳/۱۱	

منبع: محاسبات تحقیق

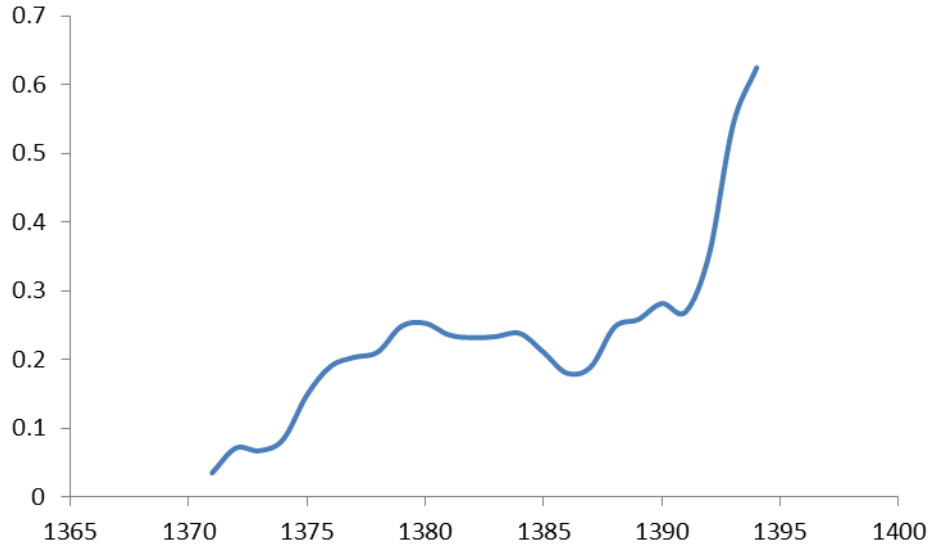
در جدول ۱ ضریب تورّم که ۰/۶۴ بیان شده میانگین مقادیر برآورد شده پارامتر β است و مقادیر مختلف این پارامتر در سه دهۀ اخیر یعنی دهۀ ۷۰، ۸۰ و اوایل دهۀ ۹۰ شمسی در نمودار ۱ نشان داده شده است.

1- Kalman Filter

۲- برای مطالعه در خصوص نحوه برآورد الگوریتم کالمن فیلتر به Hamilton (1994) مراجعه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار (۱): سری زمانی ضریب نرخ تورّم در رابطه فیشر

همچنین نتایج برآورد مدل تحقیق با متغیر وابسته بازدهٔ مسکن در بازهٔ زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۴ با الگوریتم کالمن فیلتر و به روش حداکثر درستنمایی به شرح جدول ۲ می‌باشد:

جدول (۲): نتایج برآورد مدل با متغیروابسته بازدهی مسکن

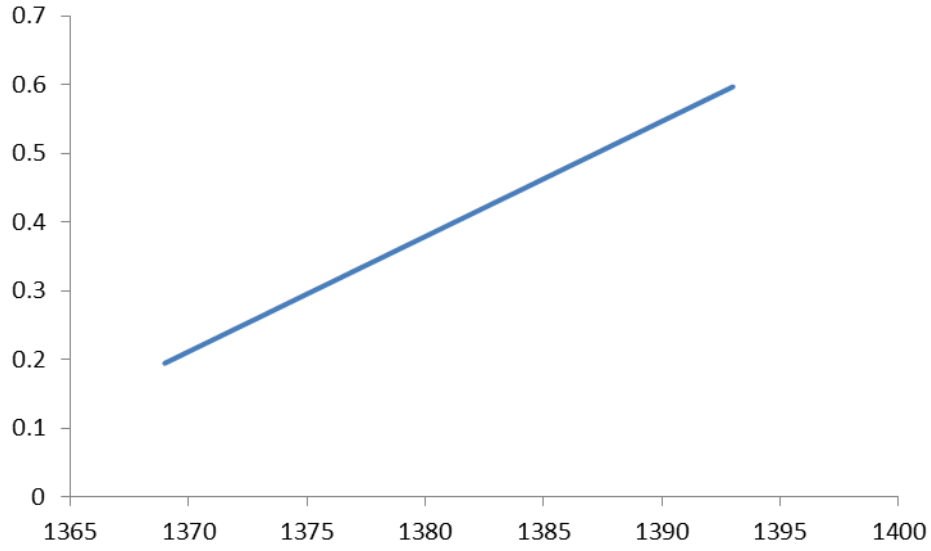
متغیر	ضریب	P-Value
α	۰/۰۹	۰/۰۰
π_t	۰/۶۱	۰/۰۰
φ	۰/۰۱	۰/۰۰
لگاریتم درستنمایی	۳۳/۲۹	

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول ۲ ضریب تورّم که ۰/۶۱ بیان شده میانگین مقادیر برآورد شده پارامتر β است و مقادیر مختلف این پارامتر در سه دههٔ اخیر یعنی دههٔ ۷۰، ۸۰ و اوایل دههٔ ۹۰ شمسی در نمودار ۲ نشان داده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار (۲): سری زمانی ضریب نرخ تورّم در رابطه فیشر

همانطور که نمودار ۱ نشان می‌دهد مقادیر پارمتر تصادفی تـورّم در معادلـهٔ فیشـر از دهـهٔ ۷۰ تـا پایان دهۀ ۸۰ و اوایل دهۀ ۹۰ روندی صعودی و البته با فراز و نشیبی داشته است به‌طـوری کـه ایـن ضریب از حدود ۰/۰۲ در سال ۱۳۷۰ به حدود ۰/۲۸ در سال ۹۰ رسیده است کـه نشـان از افـزایش وزن عامل تورّم در دو دهۀ اخیر در تعیین نرخ سود بانکی توسط مقامات پولی کشـور دارد اگرچـه در این مسیر در فاصله سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۶ روند صعودی عامل تورّم در تعیین نـرخ سـود بـانکی روندی نزولی و معکوس به خود گرفته بـوده کـه دلیـل آن روی کارآمـدن دولـت جدیـد و تعیـین سودهای بانکی بدون توجه به نرخ تورّم بـوده اسـت امـا از سـال ۸۷ تـا سـال ۹۰ ایـن رونـد دوبـاره صعودی شده و نرخ تورّم در تعیین نرخ سود بانکی عاملی تعیین کننده بوده اسـت. در سـال ۹۱ نیـز این روند کاهش داشته که دلیل آن به آغاز تحریم‌های شدید بانکی و نفتی باز می‌گـردد کـه منجـر به فاصله گرفتن بسیاز زیاد تورّم از نرخ سود اسمی بانک‌هـای کشـور شـده اسـت؛ امـا در ادامـه در سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ روند صعودی عامل تـورّم در تعیـین نـرخ سـود بـانکی بـا رونـدی فزاینـده افزایش داشته است که یکی از دلایل آن رویکرد دولت جدید در سال ۱۳۹۲ برای تعیین نرخ سـود بانکی با توجه به نرخ تورّم بوده است. همچنین نمودار نشان مـی‌دهـد کـه در دهـهٔ ۷۰ رونـد تعیـین تورّم در نرخ سود بانکی نقشی روزبه روز فزاینده را به خود گرفته است که این روند بـا آغـاز دهـهٔ

www.SID.ir

Archive of SID

۸۰ و طی سالهای ۱۳۸۰-۱۳۸۳ روندی نزولی داشته است نمودار ۲ که با در نظر گرفتن نرخ بازدهی مسکن بجای نرخ سود اسمی بانک‌ها، ضریب تورّم را در تعیین نرخ بازدهی مسکن نشان می‌دهد که روندی صعودی داشته است لذا در مجموع می‌توان گفت که رابطهٔ ماندل در ایران برقرار بوده است و ارتباط یک به یکی بین تورّم و نرخ سود بانکی مطابق آنچه که فیشر ضریب تورّم را یک معرفی کرده است، وجود نداشته است بلکه این ضریب همواره کوچکتر از یک بوده است. البته ذکر این نکته ضروری است که این ارتباط رفته رفته و در بلندمدت و با توجه به روند صعودی نمودار۱ و ۲ ارتباطی محکم‌تر شده است و در حال حرکت به سمت رابطهٔ فیشر است که در آن پول خنثی می‌باشد. این الگو نشان می‌دهد که فعالان اقتصادی رفته رفته به نرخ سود واقعی توجه بیشتر نشان می‌دهند؛ اما در هر حال در مسیری که بررسی شده است پول خنثی نبوده است و تغییرات تورّم منجر به تغییرات نرخ سود (بهره) واقعی نیز شده است. سازگار بودن این رابطه با دیدگاه ماندل به این معناست که افزایش نرخ تورّم انتظاری، ماندهٔ واقعی پول را کاهش می‌دهد و درنتیجه، ثروت کاهش می‌یابد. کاهش ثروت، مصرف را کاهش و پس‌انداز را افزایش می‌دهد که بیانگر این است که یک واحد افزایش در تورّم انتظاری، نرخ بهرهٔ واقعی را کاهش می‌دهد و اثر تورّم انتظاری بر نرخ بهرهٔ اسمی کمتر از واحد خواهد بود، بنابراین تغییرات سیاست پولی خنثی نیست و بر متغیرهای واقعی اثرگذار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

سالیان طولانی است که نظام پولی و بانکی و اقتصاد ایران با چند سؤال مهم مواجه است. آیا نرخ تورّم تعیین کننده نرخ سود (بهره) بازار است؟ آیا سیاست‌های پولی انبساطی اخذ شده منجر به تورّم خالص است؟ یا بر تولید و متغیرهای اقتصادی نیز تأثیرگذار است؟ نقش مقامات پولی در شرایط نوسانی نرخ تورّم ایران چیست و با توجه به ساز و کار سیستم پولی چگونه باید عمل کنند؟ یکی از راه‌حل‌های پاسخگویی به این پرسش‌ها (حداقل به بخشی از هر یک از آن‌ها) بررسی مصداق داشتن یا نداشتن اثر فیشر یا ماندل در اقتصاد ایران است. بدین منظور از متغیرهای جایگزین نرخ سود بانک‌ها و بازدهی مسکن برای تحلیل رابطه نرخ تورّم و نرخ بهره بازار استفاده شد.

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج حاصل از این تحقیق نیز نشان می‌دهد که اگرچه نرخ تورّم در تعیین نرخ بهره بازار عاملی اثرگذار بوده است اما این اثر یک به یک نیست و در مقابل، نتایج تحقیق اثر ماندل در اقتصاد ایران تأیید شده است که حاکی از خنثی نبودن سیاست‌های پولی در اقتصاد کشور داشته است؛ به این صورت که هرچند رابطه نرخ سود (بهره) اسمی و تورّم در بلندمدت در جهت رابطه فیشر در حرکت بوده اما همچنان با آن فاصله زیادی دارد؛ به‌عبارت‌دیگر افزایش تورّم باعث افزایش نرخ بهرهٔ اسمی و کاهش نرخ بهرهٔ واقعی می‌گردد.

نرخ بهرهٔ واقعی یکی از کلیدی‌ترین متغیرهای اقتصادکلان هر کشور است که هم بخش واقعی اقتصاد و هم بخش پولی و مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کاهش نرخ بهره در سطح اقتصاد کلان سطوح مختلفی همچون مصرف، سرمایه‌گذاری، هزینهٔ تولید و اشتغال دارد و در سطح خرد نیز بر ترازنامهٔ بنگاه‌ها و بانک‌ها و نیز بازار دارایی‌های مالی و غیرمالی تأثیر می‌گذارد (Komijani et al 2016)، از این‌رو سیاست‌های پولی از طریق کاهش نرخ بهرهٔ حقیقی بر افزایش تولید حقیقی و اشتغال، تورّم و بازارهای مالی تأثیرگذار است. درنتیجه، وجود اثر ماندل و عدم خنثایی پول باید در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی اقتصادی مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه ریزان قرار گیرد.

References

[1] Abounoori A., SajadiS., & Mohammadi T. (2013). "The Relation between the Rate of Inflation and Deposits Profit Rates in Iran Banking System", Vol. 1, No. 3, 23-52. (In Persian).

[2] Arısoy, Ibrahim. (2013). "Testing for the Fisher Hypothesis under Regime Shifts in Turkey: New Evidence from Time-Varying Parameters", International Journal of Economics and Financial Issues, Vol. 3, No. 2, 496-502.

[3] Asemota, O.J., & Bala, D.A. (2011). A Kalman Filter Approach to Fisher Effect: Evidence from Nigeria. CBN Journal of Applied Statistics, Vol. 2, No. 1, 71-91.

[4] Asemota, O,J.& D. a. Bala. (2015)."Fisher Effect, Structure Breaks and Outliers Detection in ECOWAS Counteries", International Journal of Statistics and Applications, Vol. 5, No. 5, 181-195.

[5] Chuderewicz, R.P. (1997). "Essay on the Fisher Relation and Uncovered Interest Rate Parity. A Thesis in Economics", The Pennsylvania State University, U.S.A.

[6] Clemente, J., Gadea, M. D., Montañés, A., &Reyes, M. (2017). Structural breaks, inflation and interest rates: evidence from the G7 countries. Econometrics, Vol. 2, No. 1, 1-11.

www.SID.ir

Archive of SID

[7] Crowder, William J. & Dennis L. Hoffman. (1996). " The Long-Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited",Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 28, No. 1, 102-118.
[8] Fama, E. F, & Gibbons, M. R. (1982). "Inflation,real returns and capital investment", Journal of Monetary Economics Vol. 2, No. 3, 297-323.
[9] Gul, E. and Acikalin, S. (2008). An Examination of the Fisher hypothesis: The case of Turkey, Applied Economics, Vol. 40, 3227-3231.
[10] Harvey, A. C. (1990). "The econometric analysis of time series". MIT Press.
[11] Hamilton, J. D. (1994). "Time series analysis", Vol. 2. Princeton: Princeton university press.
[12] Hatemi-J, A. (2009). "The International Fisher Effect: Theory and Application". Investment management and Financial Innovations, Vol. 6, 75-79.
[13] Hatemi-J, A., & Irandoust, M. (2008)."The Fisher effect: a Kalman filter approach to detecting structural change. Applied Economics Letters", Vol.15, No.8, 619-624.
[14] Kalman, R. E. (1960). "A new approach to linear filtering and prediction problems". Journal of Fluids Engineering, Vol.82, No.1, 35-45.
[15] Komijani, A., & Bahrami, R. D. (2008). "Estimation of the Long Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation Rate in Iran". Journal of Economic Research, No.82, 187-210. (In Persian).
[16] Komijani a, zamanzadeh. H, & behador, Ali. (2016). "The mechanism for managing interest rates within the framework of monetary policy". Paper Policy, Monetary and Banking Research Institu0te. No.1, 1-4 (In Persian).
[17] Lucas, R. E. (1976, December). "Econometric policy evaluation: A critique. In Carnegie-Rochester conference series on public policy", North-Holland, Vol.1, 19-46.
[18] Meregan, n. Ezati, M. & Asgharpour, H. (2006)."The study of the causal relationship between interest rates and inflation by using the panel data method"", Quarterly Journal of The Economic Research, Vol. 6, No 3, 1-15. (In Persian).
[19] Million, Nicolas. (2004) "Central Bank's Interventions and the Fisher Hypothesis: A Threshold Cointegration Investigation", Economic Modelling, Vol. 21, 1051–64.
[20] Mishkin, F.S. (1992). "Is the Fisher effect for real? A re-examination of the Relationship between Inflation and interest rates", Journal of Monetary Economics, Vol.30, 195 – 215.
[21] Mundell, R. (1963). "Inflation and Real Interest", The Journal of Political Economy, Vol. 71, No. 3, 280-283.
[22] Panopoulou, E., & Pantelidis, T. (2016)."The Fisher effect in the presence of time-varying coefficients". Computational Statistics & Data Analysis, Vol.100, 495-511.
[23] Paul, M. Thomas. (1984)."Interest Rates and The Fisher Effect in India, An

www.SID.ir

Archive of SID

Empirical Study" Economics Letters, No.14, 17-22.
[24] Saeedi, P., Mazhary, R., & Valian, H. (2012). "Studying the relation between inflation rate and interest rate based on Fisher's theory of the Iranian economy" Financial Knowledge of Securities Analysis., Vol. 5, No 1, Page 83-98. (In Persian).
[25] Söderlind, P. (2001). "Monetary policy and the Fisher effect", Journal of Policy Modeling, Vol.23, No.5, 491-495.
[26] Sameti, M.; Dallaly, R. & Khoshakhlagh, R. (2009). "Investigating the Causal Relationship between Macroeconomics Variables for Reducing the Rate of Interest in Iran With Bayesian Causal Map (BCM) Approach", Journal of Economic research, Vol. 78, pp123-152. (In Persian).
[27] Sugita, K. (2017). "Non-Linear Analysis of the Fisher Effect: In the Case of Japan". International Journal of Economics and Finance, Vol. 9, No. 11, 1-9.
[28] Tobin, J. (1969). "A General Equilibriun Approach to Monetary Theory". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 1, 15-29.
[29] Zainal, N., Nassir, A. M., & Yahya, M. H. (2014). "Fisher Effect: Evidence from Money Market in Malaysia". Journal of Social Science Studies, Vol.1, No.2, 112-124.

www.SID.ir