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

داریوش حسنوند
دکترای اقتصاد، استادیار دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی (ره)
darioush_hassanvand85@yahoo.com

یونس نادمی
دکترای اقتصاد، استادیار دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی (ره)

Younesnademi@yahoo.com

چکیده

هدف از این مقاله بررسی رابطه‌ی بین نرخ سود و تورم در ایران با رویکرد پارامتر تصادفی در طول زمان است. در این تحقیق 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 در نتیجه می‌تواند تورش برآوردها را کاهش دهد.

بنابراین با طراحی یک الگوی فضا-حالت برای معادله‌ی نرخ سود و تورم، این رابطه‌ی در بازه زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۴ با روش کالمن فیلتر برآورد شده است. به منظور اطمینان از نتایج، از دو متغیر وابسته متفاوت استفاده شده است یکی از این متغیرها میانگین نرخ سود اسمی یک ساله تا پنج ساله است و دیگری نرخ بازدهی مسکن (به عنوان متغیر جایگزین نرخ بهره بازار) است.

نتایج برآورد هر دو مدل تایید کننده اثر ماندل در اقتصاد ایران است و از اینرو، فرض خنثایی پول در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار نگرفته است.

واژه‌های کلیدی:نرخ سود، نرخ تورم، رابطه فیشر، اثر ماندل، رهیافت فضا-حالت

طبقه بندیJEL: C32; E31; E43; E58

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر، ارتباط میان نرخ‌های بهره‌ی اسمی و تورم موضوع مطالعات متعددی در ادبیات تجربی و سطح جهان قرار گرفته است. این ارتباط، قسمت عمده‌ای در مباحث اقتصاد پولی را در بر می‌گیرد زیرا این بحث که آیا سیاست پولی نرخ بهره واقعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد یا خیر؟ به عبارت دیگر آیا سیاست پولی خنثی است؟ یا آیا بر متغیرهای واقعی تأثیرگذار است یا خیر؟ یکی از مهمترین پرسش‌هایی است که مقامات پولی با آن مواجه هستند. اگر بین تغییرات نرخ

های بهره‌ی اسمی و تورم وابستگی مثبتی وجود داشته باشد، فرضیه‌ی فیشر را بیانگر است. فرضیه‌ی فیشر که نرخ های بهره‌ی واقعی را به عنوان تفاضل نرخ بهره‌ی اسمی و نرخ تورم انتظاری در نظر می‌گیرد،استدلال می‌کندکه نرخ بهره‌ی اسمی به شکل یک به یک با نرخ تورم انتظاری تغییر می‌کند. در این صورت، اگر هر دو متغیر نرخ بهره و تورم انتظاری با هم همگرا باشند، و ضریب شیب بین دو متغیر، مقدار یک را به خود اختصاص دهد،.این بدین معنی است که نرخ‌های بهره‌ی واقعی توسط عوامل واقعی اقتصاد نظیر بهره‌وری سرمایه و ترجیحات زمانی تعیین می‌شوند (میلین[1]، ۲۰۰۴) و سیاست پولی در اقتصاد خنثی است.

ماندل (۱۹۶۳) و توبین (۱۹۶۵) همانند تئوری دوگانه کلاسیکی فیشر، استدلال می‌کنند که افزایش در نرخ تورم، نرخ بهره اسمی را افزایش می‌دهد و تراز واقعی پول را کاهش می‌دهد اما درمقابل، کاهش در تراز واقعی باعث کاهش مصرف (افزایش پس‌انداز) و باعث کاهشی در نرخ بهره‌ی واقعی و افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود و دیگر خنثی نیست، این دیدگاه به اثر ماندل توبین شهرت یافته است.

در کشور ما و از نگاه سیاست‌گذاری پولی دو دیدگاه در رابطه‌ی با ارتباط بین نرخ سود بانک‌ها و نرخ تورم وجود دارد که هر یک رهنمودهای سیاستی مخصوص به خود را دارند. یک نگرش این است که با کاهش نرخ سود بانکی، هزینه‌ی تولید بنگاه‌ها کاهش یافته باعث کاهش قیمت تمام شده‌ی کالاها و رقابتی شدن بنگاه‌های تولیدی می‌شود و در نتیجه کاهش تورم می‌گردد(مهرگان، عزتی و اصغرپور ۱۳۸۵).

دیدگاه دوم بیان می‌دارد برای کاهش نرخ سود بانکی، ابتدا باید نرخ تورم کاهش یابد تا اقتصاد با نرخ منفی سود بانکی و انحرافات متغیرهای اقتصادی ناشی از آن روبرو نشود، در این دیدگاه افزایش نرخ تورم 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 (کمیجانی و بهرامی راد ص ۲۱).

درک ارتباط تجربی مدل مفاهیم مهمی از نظر سیاستگذاری اقتصادکلان دارد، زیرا اگر فرضیه‌ی فیشر(حتی در بلندمدت) برقرار باشد، سیاست پولی بر نرخ بهره واقعی تأثیری نمی‌گذارد و در نتیجه بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان همچون سرمایه‌گذاری، مصرف و... بی‌تأثیر است. 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. از اینرو، 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، آزمون تجربی مدل راه حل اصلی است. در این زمینه، مطالعات کمی انجام شده است که نتایج متفاوتی به دست آورده‌اند. در حالی که مطالعات سامتی و همکاران(۱۳۸۸)، سعیدی، مظهری و ولیان (۱۳۹۱)، ابونوری و همکاران(۱۳۹۲) وکمیجانی و بهرامی‌راد (۱۳۸۷)معتقد به وجود نوعی از اثر فیشر در اقتصاد ایران هستند، در مقابل مهرگان، عزتی و اصغرپور

[1]. Milion.

(۱۳۸۵) اعتقاد به نظریه دوم و کاهش نرخ بهره دارند(توضیحات بیشتر در بخش پیشینه‌ی تحقیق ارایه شده است). در این مقاله اعتبار فرضیه‌ی فیشر یا ماندل در کشور ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد، اما بر خلاف مطالعات قبلی که پارامترهای مدل را ثابت فرض می‌کنند و مشمول انتقاد لوکاس می‌شوند، در اینجا از روش پارامترهای متغیر در طول زمان(TVP)[۲] استفاده می‌گردد که مبتنی بر پاسخگوی انتقاد لوکاس است و این مدل به صورت ضمنی اثرات تغییر سیاستی را بر پارامترها متغیر فرض می‌کند.

این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. بخش بعدی به مبانی نظری رابطه تورم و نرخ بهره پرداخته است. بخش سوم به مطالعات تجربی اختصاص یافته است. در بخش چهارم مدل و نتایج برآورد آن تحلیل شده است و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهاد ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

در ادبیات اقتصادی، وجود رابطه‌ی مثبت بین نرخ بهره اسمی و تورم انتظاری مورد بررسی قرار می‌گیرد. این اثر چون در سال ۱۹۳۰ توسط ایروینگ فیشر به شکل نظام‌مند مطرح شد به عنوان اثر فیشر معروف گردید. بر اساس این نظریه، یک واحد افزایش در نرخ تورم انتظاری، نرخ بهره اسمی را یک واحد افزایش می دهد اما نرخ بهره واقعی انتظاری بدون تغییر می ماند. بنابر فرضیه‌ی فیشر:

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

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 بهره اسمی، π_t^e نرخ تورم واقعی انتظاری، r_t^e نرخ بهره واقعی انتظاری، T نرخ متوسط مالیات بر درآمد سرمایه‌گذاری و t زمان است.

معادله‌ی (۲) شکل قوی قضیه‌ی فیشر را بیانگر است زیرا پیش بینی می‌کند اگر نرخ تورم انتظاری یک درصد افزایش یابد، باعث می‌گردد نرخ بهره اسمی بیش از یک درصد افزایش یابد (چون $\frac{1}{1-T} > 1$ است یا $0 < T < 0$ است). همچنین، به طور مشابه انتظار می‌رود ضرایب دیگر بیشتر از یک باشند.

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

[2] . Time Varying Parameters.

$$r_t^e = r + U_t \qquad (۳)$$

که r ثابتی 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 معادله‌ی دوم و T=0 (یعنی درآمد سرمایه‌گذاری از مالیات) شکل اصلی معادله‌ی فیشر به دست می‌آید:

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

این معادله همچنین شکل ضعیف معادله فیشر (البته نوع کامل) نامیده می‌شود زیرا یک درصد افزایش در نرخ تورم، پیش بینی می‌شود نرخ بهره اسمی را یک درصد، و نه بیشتر، افزایش دهد.

باید در نظر داشت که انتظارات تورمی و در نتیجه نرخ بهره‌ی واقعی را نمی‌توان به شکل مستقیم مشاهده و برآورد کرد. با بازنویسی مدل به شکل یک رگرسیون داریم:

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

که در آن، i نرخ بهره اسمی، و c_0 و b پارامتر ثابت، π_t نرخ تورم انتظاری است و بر اساس معادله فیشر انتظار می‌رود:

$$b = 1$$

باشد. فروض حاکم بر این دیدگاه و نظریه ی فیشر، فرض پیش‌بینی کامل و انتظارات تطبیقی است. همچنین بر اساس مدل واقعی و در گذشته، مدت زمان تعدیل و تطبیق، طولانی و زیاد است به شکلی که ممکن بود 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 نرخ های بهره بازار، شاخص‌های خوبی برای تورم انتظاری باشند. (کریستو پولوس و لئون لدسما[3](۲۰۰۷).

نظریات متفاوتی در ارتباط با رابطه‌ی نرخ تورم و بهره وجود دارد. یکی از مهمترین آن‌ها اثر ماندل و توبین است (کمیجانی و بهرامی راد ۱۳۸۷، ص ۶ و۷) که بیان می‌دارد: سیاست پولی با کاهش نرخ بهره واقعی، بر متغیرهای اقتصاد کلان تأثیرگذار بوده و خنثی نیست. در قسمت بعدی این اثر توضیح داده می‌شود.

اثر توبین –ماندل[4]

ماندل[5] (۱۹۶۳) استدلال می‌کند که تورم می‌تواند به شکل دایمی کمتر از نرخ بهره واقعی باشد چنانکه دارندگان ثروتف پورتفوی خود را توزیع مجدد کنند و پول کمتر و دارایی‌های با بهره بیشتری نگه دارند که در این حالت با فرض

[3] - Christopoulos and Leon-Ledesm.
[4]- Tobin-Mundell Effect
[5]-Mundell

اینکه مصرف تابعی از نرخ بهره است، مصرف خود را کاهش می‌دهند. این مباحث که به شکل مستقل توسط توبین[6] (۱۹۶۵) نیز مطرح شد به اثر ماندل- توبین معروف شده است. این مدل بیان می‌دارد: اگر مصرف تابعی از ثروت باشد، آنگاه پدیده و تغییرات پولی بر روی اقتصاد واقعی اثر خواهد داشت. در این صورت مصرف تابعی از تراز واقعی پول است. همانند تئوری دوگانه کلاسیکی، افزایش در نرخ تورم، نرخ بهره اسمی را افزایش می‌دهد و تراز واقعی پول را کاهش می‌دهد اما با این تفاوت عمده که کاهش در تراز واقعی باعث کاهش مصرف (افزایش پس‌انداز) و باعث کاهشی در نرخ بهره‌ی واقعی و انداختن پس‌انداز در خط سرمایه‌گذاری می‌شود. به عبارت دیگر، تورم بالاتر تقاضای پول واقعی را کاهش می‌دهد و تقاضای دارایی‌های با بهره را افزایش می‌دهد از اینرو باعث کاهش نرخ بهره‌ی واقعی و افزایش سرمایه‌گذاری می‌گردد. کاهش نرخ بهره‌ی واقعی قسمتی از افزایش اولیه در نرخ بهره‌ی اسمی را جبران می‌کند. نتیجه نهایی این است که نرخ بهره اسمی کمتر از مقدار یک به یک تورم افزایش می‌دهد. در این مدل، با مقایسه‌ی با فرضیه‌ی فیشر، اثر فیشر ناقص[7] می‌باشد که شیب ضریب bدر معادله‌ی فوق مثبت و کمتر از یک است

در این زمینه، دلایل متعددی وجود دارد که بر اساس آن، ممکن است نتوان دلیلی به نفع اثر فیشر کامل (ضریب b برابر با یک) پیدا کرد. توبین (۱۹۶۹)، استدلال می‌کند که در هنگام دوره‌های تورمی شدید، سرمایه‌گذاران در تراز دارایی‌های خودشان به نفع دارایی‌های حقیقی تجدید نظر می‌کنند. علاوه بر آن، در تحلیل‌های تجربی، وجود نرخ‌های مختلف و نمونه‌های آماری در زمان‌های متفاوت استفاده شده، باعث اثرگذاری بر نتایج تحقیقات شده است. یک دلیل ممکن، می‌تواند ناشی از شکست ساختاری در سری زمانی باشد. میشکین[8] (۱۹۹۲) استدلال می‌کند که ارتباط بین نرخ بهره و تورم با تغییر رژیم سیاست پولی، تغییر کرده و انتقال پیدا می‌کند. چادروایز[9] (۱۹۹۷) توضیح می‌دهد که رفتار بانک مرکزی نقش مهمی در درک قدرت و ضعف مشاهده شده در رابطه‌ی فیشر دارد. او مدلی را که در آن رفتار بانک مرکزی در قدرت معادله‌ی فیشر مشارکت و نقش دارد، ارایه می‌دهد و بیان می‌دارد که این قدرت به رفتار بانک مرکزی وابسته است. شکست ساختاری در سری زمانی داده‌های اقتصاد کلان و بی‌ثباتی پارامتری از دلایل عدم قدرت کامل اثر فیشر است. شکست ساختاری ممکن از بحران مالی، تغییرات سیاستی، تغییر ترجیحات مصرف‌کنندگان، تغییرات تکنولوژیکی و بی‌ثباتی سیاسی یا عوامل دیگر باشد(حاتمی - جی[10] ۲۰۰۹).

۳- پیشینه تحقیق

۳-۱- مطالعات خارجی

[6]-Tobin
[7] -Partial Fisher Effect.
[8] -Mishkin.
[9] -Chuderewise.
[10]-Hatami-J.

فاما و جیبونز[11](۱۹۸۲) استدلال می‌کند که بازدهی واقعی انتظاری نرخ بهره با تورم انتظاری به شکل منفی مرتبط هستند. آن‌ها با حاکم دانستن نظر ماندل توبین، استدلال می‌کنند که تورم ، نرخ بهره‌ی واقعی را کاهش می‌دهد و در نتیجه با فعالیت‌های واقعی رابطه‌ی مثبت ایجاد می‌کند یعنی تحولات بخش پولی و انتظارات تورمی از طریق نرخ بهری واقعی (کاهش نرخ بهره‌ی واقعی در اثر افزایش نرخ تورم)، بخش حقیقی اقتصاد را تحت تإثیر قرار می‌دهد. این تحقیق در دوره زمانی ۱۹۷۷- ۱۹۵۳ برای کشور آمریکا بررسی شده است.

پل[12] (۱۹۸۴) اثر فیشر را برای کشور هند بین سال‌های ۱۹۵۲- ۱۹۷۷با روش OLSبررسی می‌کند و عنوان می‌دارد که بین تورم انتظاری و نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت ارتباط مثبت وجود دارد.ضریب نرخ بهره انتظاری برای نرخ بهره کوتاه‌مدت نزدیک یک و تعدیلات به زودی صورت می‌گیرد اما در بلندمدت ضریب انتظارات تورمی کمتر از ۰/۵ است و تعدیلات بسیار طولانی هستند. این مطالعه بیان می‌دارد تغییرپذیری تورم اثر منفی بر نرخ های بهره‌ی کوتاه مدت و بلندمدت در کشور هند دارد.

میشکین[13](۱۹۹۲) معمای اثر فیشر را با بررسی ارتباط نرخ‌های بهره و تورم آمریکا را با استفاده از فنون سری زمانی بین سال‌های ۱۹۸۶-۱۹۶۴ مورد بررسی قرار می‌دهد وی بیان می‌دارد در کوتاه مدت بین نرخ های بهره و تورم ارتباطی مشاهده نمی شود اما در بلندمدت ارتباط قوی ای وجود دارد. مشکین دلیل وجودی برای حل این معما را وجود روندها در داده‌های بلند مدت می‌داند.

کرودر و هافمن[14](۱۹۹۶) با استفاده ازداده‌های سال‌های ۱۹۵۲:۱ – ۱۹۹۱:۴ و روش یوهانسن، معادله‌ی فیشر تعدیل شده با مالیات را بررسی و تأیید قرار می‌دهد.

سودرلیند[15](۲۰۰۱) برآوردیاز مدل انتظارات عقلایی پویای کوچک با قیمت های نوسانی[16]را برای چگونه تأثیرگذاری سیاست پولی بر نرخ های بهره ی اسمی، انتظارات تورمی و نرخ های بهره ی 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[17] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه و روش همگرایی یوهانسن، اثر فیشر را برای کشور ترکیه مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند، نتایج این تحقیق اثر فیشر ناقص را برای کشور ترکیه نشان می‌دهد.

[11].Famaamd Gibbons.
[12].Pual.
[13].Mishkin.
[14] .Crowder and Hoffman
[15]Söderlind
[16].Staggered.
[17]-Gul and Acikalin

اسموتا و بالا[18](۲۰۱۱) با استفاده از سری زمانی داده های فصلی نرخ تورم (CPI) و نرخ بهره ی اسمی، بین سال های ۲۰۰۹-۱۹۶۱ برای کشور نیجریه و استفاده از آزمون همگرایی و متدولوژی کالمن فیلتر رابطه‌ی فیشر را آزمون می کند، اما بیان می‌دارند که دلیلی برای اثبات اثر فیشر کامل وجود ندارد و نرخ بهره ی اسمی واکنش یک به یکی به تغییرات نرخ تورم در بلند مدت نشان نمی‌دهند. بر اساس این نتایج می‌توان سیاست‌های کاهش تورم، را بر اساس کاهش نرخ بهره ی بالا در تأثیرپذیری در رشد اقتصادی را اتخاذ کرد.

اسموتا و بالا[19](۲۰۱۱) در تحقیق دیگری برای کشورهایECOWAS با استفاده از داده‌های سری زمانی سالیانه، بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۶۱ و استفاده از رویکرد فضا –حالتوآزمونشکستساختارینتیجهگرفتندکهدر اکثر کشورهای عضو ECOWAS[20]، 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[21](۲۰۱۳) اعتبار فرضیه‌ی 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 فرضیه‌ی فیشر بر اقتصاد ترکیه حاکم است و در نتیجه سیاست پولی اثری بر نرخ بهره‌ی واقعی ندارد زیرا هر تغییری در تورم به شکل ناقص(قسمتی) تغییرات نرخ بهره‌ی اسمی را خنثی می کند.

زینال[22] و همکاران (۲۰۱۴)، اعتبار اثر فیشر را در مالزی برای بازار پول بین سال‌های ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۲ با استفاده از روشARDL مورد ارزیابی قرار می‌دهند، نتایج وجود همگرایی بلندمدت و اثر فیشر را مورد تأیید قرار می‌دهند.

۳-۲- مطالعات داخلی

مهرگان، عزتی و اصغرپور (۱۳۸۵) با بیان رابطه‌ی تنگاتنگ بین نرخ تورم و نرخ بهره، به وجود دو دیدگاه اصلی در این رابطه اشاره دارند. دیدگاه اول مربوط به برخی از سیاستگذاران و متخصصان اقتصاد اسلامی در ایران است که معتقدند افزایش نرخ بهره سبب افزایش هزینه‌های تولید و به تبع موجب افزایش سطح قیمتها و تورم میشود. از سوی دیگر، در دیدگاه دوم، طبق تئوریهای اقتصادی، افزایش نرخ تورم موجب افزایش نرخ بهره خواهد شد. این مقاله، دو دیدگاه را با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۴ کشور طی دوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۳ و با بهره‌گیری از آزمون علیت به بوته آزمون گذارده است.نتایج بیانگر آن است که رابطه‌ی علی یک طرفه از سوی نرخ بهره به سمت نرخ تورم 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

---

[18]-Asemota and Bala.

[19]-Asemota and Bala.

[20]- شامل کشورهای بورکینافاسو، نیجر، نیجریه، غنا، گامبیا، سنگال و توگو است.

[21]-Arısoy.

[22]-Zainal.

بهره دریافتی بانک‌ها از طریق افزایش کارآیی عملکرد بانک‌ها، بدون کاهش نرخ بهره پرداختی به سپرده گذاران، کاهش پیدا کند.

در تحقیق سامتی و همکاران(۱۳۸۸)، پس از تعیین اثرگذارترین متغیرها بر نرخ بهره بر طبق اصول مکتب شیکاگو، به برآورد و تجزیه و تحلیل راه‌های کاهش نرخ بهره در ایران در طی دوره ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۵، با استفاده از روش نقشه علی بیزین پرداخته شده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که با کاهش نرخ تورم و تورم 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 تایید می‌کند و مطابق با عقاید این مکتب، حجم پول و تورم مهم‌ترین متغیرها در فرآیند کاهش نرخ بهره‌اند.

کمیجانی و بهرامی‌راد (۱۳۸۷) نیز دو فرضیه‌ی متداول را ارایه می‌کنند: الف) کاهش نرخ سود بانکی باعث کاهش نرخ تورم می‌شود.ب) شرط کاهش نرخ سود بانکی، کاهش نرخ تورم و به تبع آن تعدیل انتظارات تورمی 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 می‌گذارد که در بلند مدت، نرخ تورم، 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 فرضیه های تحقیق حاکی از آن است که همانند بسیاری از کشورهای توسعه یافته یا در حال توسعه، در بلند مدت برای اقتصاد ایران نیز تغییرات در نرخ سود اسمی را می توان با تغییرات نرخ تورم توضیح داد.

سعیدی، مظهری و ولیان (۱۳۹۱) رابطه‌ی بین نرخ تورم و نرخ بهره را با تمرکز بر رابطه ی فیشر، برای کشور ایران بین سال های ۱۳۸۸-۱۳۷۰ مورد تجزیه و تحلیل قرار می دهند. در این تحقیق از سه نرخ سود سپرده کوتاه مدت یک ساله، میان مدت سه ساله و نرخ سود بلندمدت پنج ساله برای نرخ بهره و از شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران برای محاسبه ی تورم استفاده شده است. نتایج معنی دار بودن ارتباط بین نرخ تورم با نرخ سود یک ساله را نشان می‌دهد اما در مورد نرخ بهره سه ساله و پنج ساله رابطه‌ی معنی‌داری را معتقد نیستند.

ابونوری و همکاران (۱۳۹۲) رابطه بین دو متغیر کلان اقتصادی، نرخ تورم و نرخ سود را با استفاده از مدل‌های هم‌انباشتگی و تصحیح خطا برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج بین نوسان‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تمایز قائل می‌شود و نشان می‌دهند که در بلندمدت رابطه مثبت معنادار بین نرخ سود اسمی و نرخ تورم وجود دارد. به‌عبارتی، نرخ تورم دلیل تغییرات همسو در نرخ سود اسمی یا همان نرخ سود سپرده‌ها است، همچنین با مطالعه موردی شعب

تهران بانک سپه نشان داده شده است که رابطه معکوس بین نرخ تورم و انواع سپرده‌ها وجود دارد و رابطه مستقیمی با رشد درآمد ملی دارد.

۴- تصریح مدل و تحلیل نتایج

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

۴-۱- تصریح مدل

رابطه‌ی فیشر به صورت زیر تصریح شده است:

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

که در آن برای i_t یکبار، نرخ بهره‌ی اسمی به صورت میانگین نرخ سود اسمی یک‌ساله تا پنج‌ساله (جایگزین نرخ بهره‌ی بازار) در نظر گرفته شده است (اگر چه نرخ سود بانک‌ها به صورت دستوری تعیین می‌شود، اما مقامات پولی با کاهش نرخ تورم و نرخ بهره بازار، نرخ سود بانک‌ها را کاهش می‌دهند.) و بار دیگر، از نرخ بازدهی مسکن به عنوان جایگزین نرخ بهره بازار استفاده شده است.همچنین، π_t نرخ تورم، α و β پارامترهای مدل و ε_t نیز جزء خطای رگرسیون است. اما همانگونه که لوکاس[۲۳] (۱۹۷۶) 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 به منظور برطرف نمودن انتقاد لوکاس به مدل‌های با پارامتر ثابت، از فرم فضا–حالت[۲۴] معادله‌ی فیشر استفاده شده است که ویژگی بارز این نوع مدلسازی، متغیر فرض نمودن پارامتر[۲۵] مدل است. معادله‌ی فیشر در فرم فضا–حالت به شکل معادله‌ی۷ 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 ناشی از شوک‌های سیاست‌های طرف تقاضا و یا شوک‌های طرف عرضه در اقتصاد باشد.φنیز به عنوان جزء ثابت در مدل به نوعی بیانگر میانگین سایر متغیرهای تاثیرگذار بر

[23]. Lucas
[24]. State-Space
[25] .Time Varying Parameter

پارامتر β است که در معادله لحاظ نشده‌اند. مجموع معادلات ۷ و ۸ را می‌توان به شکل همزمان با الگوریتم کالمن-فیلتر[۲۶] برآورد نمود.[۲۷]

۴-۲- تحلیل نتایج

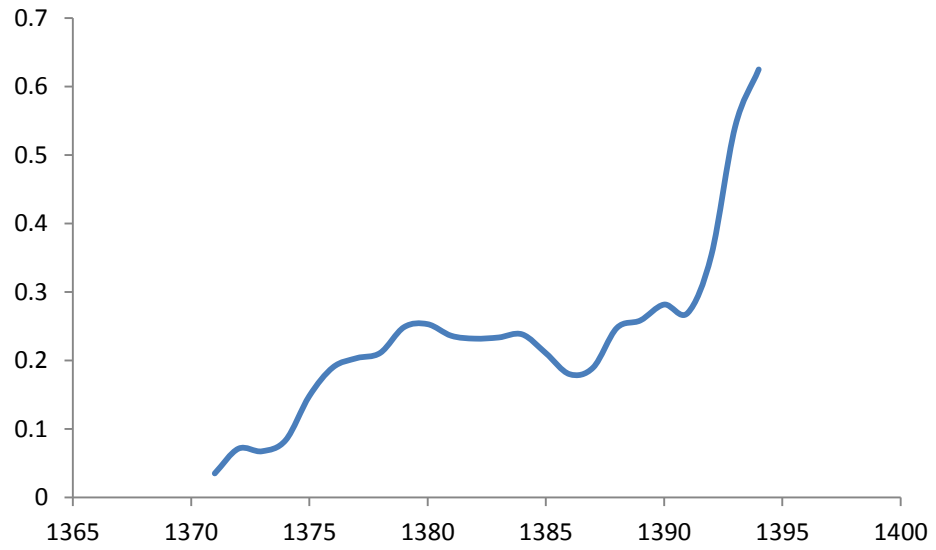
نتایج برآورد مدل تحقیق با متغیر وابسته نرخ سود بانکی در بازه‌ی زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۴ با الگوریتم کالمن فیلتر و به روش حداکثر درستنمایی به شرح جدول ۱ می‌باشد:

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



نمودار ۱. سری زمانی ضریب نرخ تورم در رابطه فیشر

[26]. Kalman Filter

[۲۷]. برای مطالعه در خصوص نحوه برآورد الگوریتم کالمن فیلتر به Hamilton (1994) مراجعه کنید.

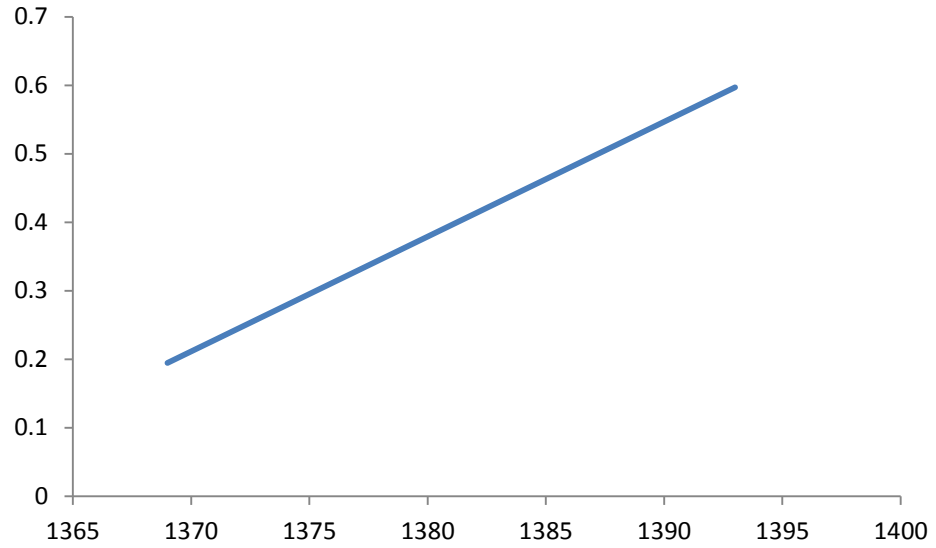
همچنین نتایج برآورد مدل تحقیق با متغیر وابسته بازده مسکن در بازه‌ی زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۴ با الگوریتم کالمن فیلتر و به روش حداکثر درستنمایی به شرح جدول ۲ می‌باشد:

جدول ۲. نتایج برآورد مدل با متغیروابسته بازده 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 تورم که ۰/۶۱ بیان شده میانگین مقادیر برآورد شده پارامتر β است و مقادیر مختلف این پارامتر در سه دهه‌ی اخیر یعنی دهه‌ی ۷۰، ۸۰ و اوایل دهه ۹۰ شمسی در نمودار ۲ نشان داده شده است.



نمودار ۲. سری زمانی ضریب نرخ تورم در رابطه فیشر

همانطور که نمودار ۱ نشان می‌دهد مقادیر پارمتر تصادفی تورم در معادله‌ی فیشر از دهه ۷۰ تا پایان دهه ۸۰ و اوایل دهه ۹۰ روندی صعودی و البته با فراز و نشیبی داشته است به طوریکه این ضریب از حدود ۰/۰۲ در سال ۱۳۷۰ به حدود ۰/۲۸ در سال ۹۰ رسیده است که نشان از افزایش وزن عامل تورم در دو دهه‌ی اخیر در تعیین نرخ سود بانکی توسط مقامات پولی کشور دارد اگرچه در این مسیر در فاصله سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۶ روند صعودی عامل تورم در تعیین نرخ سود بانکی روندی نزولی و معکوس به خود گرفته بوده که دلیل آن روی کارآمدن دولت جدید و تعیین سودهای بانکی بدون توجه به

نرخ تورم بوده است اما از سال ۸۷ تا سال ۹۰ این روند دوباره صعودی شده و نرخ تورم در تعیین نرخ سود بانکی عاملی تعیین کننده بوده است. در سال ۹۱ نیز این روند کاهش داشته که دلیل آن به آغاز تحریم‌های شدید بانکی و نفتی باز می‌گردد که منجر به فاصله گرفتن بسیاز زیاد تورم از نرخ سود اسمی بانک‌های کشور شده است. اما در ادامه در سالهای ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ روند صعودی عامل تورم در تعیین نرخ سود بانکی با روندی فزاینده افزایش داشته است که یکی از دلایل آن رویکرد دولت جدید در سال ۱۳۹۲ برای تعیین نرخ سود بانکی با توجه به نرخ تورم بوده است. همچنین نمودار نشان می‌دهد که در دهه ۷۰ روند تعیین تورم در نرخ سود بانکی نقشی روز به روز فزاینده را به خود گرفته است که این روند با آغاز دهه 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 تورم را در تعیین نرخ بازدهی مسکن نشان می‌دهد که روندی صعودی داشته است لذا در مجموع می‌توان گفت که رابطه‌ی ماندل در ایران برقرار بوده است و ارتباط یک به یکی بین تورم و نرخ سود بانکی مطابق آنچه که فیشر ضریب تورم 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 رابطه‌ی 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 تورم منجر به تغییرات نرخ سود (بهره) واقعی نیز شده است. سازگار بودن این رابطه با دیدگاه ماندل به این معناست که افزایش نرخ تورم انتظاری،مانده‌واقعی پول راکاهش 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 تورم انتظاری، نرخ بهره واقعی را کاهش می‌دهد و اثر تورم انتظاری برنرخ بهره اسمی کمتر از واحد خواهد بود، بنابراین تغییرات سیاست پولی خنثی نیست و بر متغیرهای واقعی اثرگذار است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

سالیان طولانی است که نظام پولی و بانکی و اقتصاد ایران با چند سوال مهم مواجه است. آیا نرخ تورم تعیین کننده نرخ سود (بهره) بازار است؟ آیا سیاست‌های پولی انبساطی اخذ شده منجر به تورم خالص است؟ یا بر تولید و متغیرهای اقتصادی نیز تأثیرگذار است؟ نقش مقامات پولی در شرایط نوسانی نرخ تورم 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 سوالات) 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 تورم و نرخ بهره بازار استفاده شد.

نتایج حاصل از این تحقیق نیز نشان می‌دهد که اگرچه نرخ تورم 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 تایید 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 تورم در بلندمدت در

جهت رابطه فیشر در حرکت بوده اما همچنان با آن فاصله زیادی دارد. به عبارت دیگر افزایش تورم باعث افزایش نرخ بهره اسمی و کاهش نرخ بهره‌ی واقعی می گردد.

نرخ بهره واقعی یکی از کلیدی‌ترین متغیرهای اقتصادکلان هر کشور است که هم بخش واقعی اقتصاد سو هم بخش پولی و مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کاهش نرخ بهره در سطح اقتصاد کلان سطوح مختلفی همچون مصرف، سرمایه‌گذاری، هزینه تولید و اشتغال دارد و در سطح خرد نیز بر ترازنامه‌ی بنگاه‌ها و بانک‌ها و نیز بازار دارایی‌های مالی و غیرمالی تأثیر می‌گذارد (کمیجانی، زمان زاده و بهادر، ۱۳۹۵، ص۷)، از اینروسیاستهای پولی از طریق کاهش نرخ بهره حقیقی بر افزایش تولید حقیقی و اشتغال، تورم و بازارهای مالیتأثیرگذار است. در نتیجه، وجود اثرماندل و عدم خنثایی پول باید در سیاستگذاری و برنامه‌ریزی اقتصادی مورد توجه سیاستگذارانو برنامه ریزان قرار گیرد.

منابع و مآخذ

۱- ابونوری عباسعلی، سمیه السادات سجادی و تیمور محمدی (۱۳۹۲)"رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران" فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی ، دوره ۱ ، شماره ۳

۲- سعیدی پرویز، مظهری، رضا و حسن ولیان (۱۳۹۱)"بررسیارتباطبیننرختورمبانرخبهرهبراساستئوریاثر فیشردراقتصادایران" دانشمالیتحلیلاوراقبهادار شماره سیزدهم.

۳- کمیجانی، اکبر، زمان زاده حمید و علی بهادر (۱۳۹۵) "ساز و کار مدیریت نرخ‌های سود در چارچوب سیاست پولی"پژوهشکده پولی و بانکی، مقاله‌ی سیاستی ، ص ۳۹-۱.

۴- کمیجانی، اکبر و دومان بهرامی راد (۱۳۸۷) "آزمون رابطهٔ بلندمدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم" تحقیقات اقتصادی، مقاله ۸، دوره ۴۳، شماره ۱ ص ۲۱۰-۱۸۷.

۵- سامتی،مرتضی؛ دلالی اصفهانی،رحیم؛ خوش اخلاق،رحمان؛ شیرانی فخر،زهره؛ (۱۳۸۸) "تحلیل روابط علی بین متغیرهای کلان اقتصادی به منظور کاهش نرخ بهره در ایران با روش نقشه علی بیزین(BCM) " تحقیقات اقتصادی شماره ۸۶ ص ۶۳- ۱۰۸.

۶- مهرگان، نادر؛ عزتی، مرتضی و حسین اصغرپور (۱۳۸۵) " بررسی رابطه علی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی" فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال ششم ـ شماره سوم.

7- 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, pp.496-502

8- Asemota, O.J., &Bala, D.A (2011). A Kalman Filter Approach to Fisher Effect: Evidence from Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics, Vol. 2* (1), 71-91.

9- Asemota, O ,J and D. a. Bala ()"Fisher Effect, Structure Breaks and Outliers Detection in ECOWAS Counteries"

10- 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.
11- Crowder, William J. and 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 pp. 102-118
12- Fama,E.F., & Gibbons, M. R. (1982)Inflation,real returns and capital investment. *Journal of Monetary Economics*, *9*(3), 297-323.
13- Gul, E. and Acikalin, S. (2008). An Examination of the Fisher hypothesis: The case of Turkey, *Applied Economics,* Vol. 40, 3227-3231.
14- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2). Princeton: Princeton university press.
15- Hatemi-J, A. (2009). The International Fisher Effect: Theory and Application. *Investment management and Financial Innovations*, Vol. 6, 75-79.
16- Hatemi-J, A. (2008). The Fisher Effect: A Kalman filter Approach to Detecting Structural Change. *Applied Economics Letter*, Vol. 15(8), 619-624.
17- Lucas, R. E. (1976, December). Econometric policy evaluation: A critique. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 1, pp. 19-46). North-Holland.
18- 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.
19- Mundell, R(1963) "Inflation and Real Interest"*The Journal of Political Economy*, Vol. 71, No. 3, pp. 280-283.
20- Paul, M. Thomas(1984) "Interest Rates and The Fisher Effect in India, An Empirical Study" Economics Letters 14 , 17-22
21- Söderlind, P. (2001). Monetary policy and the Fisher effect. *Journal of Policy Modeling*, *23*(5), 491-495.
22- Tobin, J. (1969). A General Equilibriun Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. 1, 15-29.
23- Zainal, N., Nassir, A. M., &Yahya, M. H. (2014). Fisher Effect: Evidence from Money Market in Malaysia. *Journal of Social Science Studies*, *1*(2), 112.