

بررسی رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم در ایران

دکتر پرویز داودی*

مهدی ذوالقدری**

چکیده

در نظریات اقتصادی رابطه تنگاتنگی بین نرخ بهره و نرخ تورم حاکم است. طی سال‌های اخیر نیز یکی از سیاست‌های مطرح، کاهش نرخ سود علی‌الحساب بانکی با هدف کاهش تورم، افزایش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش بیکاری در کشور بوده است. در این پژوهش، به بررسی رابطه فوق در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۳۹ پرداخته شده است. بدین منظور ابتدا سهم هزینه‌های مالی به عنوان یکی از هزینه‌های تولید برای شرکت‌های فعال در بازار بورس سهام ایران محاسبه و نشان داده شد که در حدود ۵۰-۱۵ درصد از هزینه‌های تولید را هزینه‌های مالی تشکیل می‌دهند، همچنین سهم هزینه‌های مالی در تولید ناخالص داخلی برآورد شد که این سهم در حدود ۳۸-۳۳ درصد GDP بود. سپس به منظور بررسی رابطه علیت بین این دو متغیر از روش «جوهانسون-جوسیلیوس و تصحیح خطا» استفاده شد و این نتیجه به دست آمد که رابطه علی بین این دو متغیر در ایران از نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات بانکی به نرخ تورم به صورت یک طرفه است و در نتیجه با توجه به سهم بالای هزینه‌های مالی در هزینه‌های بنگاه‌ها می‌توان با کاهش نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات بانکی، نرخ تورم (ناشی از آن) را کاهش داد.

طبقه‌بندی JEL: E43، E31، G14

کلید واژه‌ها: نرخ بهره، نرخ تورم، رابطه فیشر، هزینه‌های مالی

p_davoodi@sbu.ac.ir
Mahdi_arashk6910@yahoo.com

تاریخ پذیرش
۹۱/۹/۲۹

* عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی
** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی
تاریخ دریافت
۹۰/۹/۶

۱. مقدمه

در نظریات اقتصادی رابطه تنگاتنگی بین نرخ بهره و نرخ تورم وجود دارد. طی سال‌های اخیر نیز یکی از سیاست‌های مطرح، کاهش نرخ سود علی‌الحساب بانکی با هدف کاهش تورم، افزایش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش بیکاری در کشور بوده است. به همین منظور در قانون برنامه چهارم توسعه مقرر شده است که نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات نظام بانکی کشور تا پایان برنامه یک رقمی شود و در این خصوص قانون منطقی کردن نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات بانکی نیز به تصویب رسید که مقرر شد در سال‌های برنامه چهارم به طور متوسط سالیانه ۲ درصد از نرخ‌های سود علی‌الحساب کاسته شود تا در پایان برنامه چهارم نرخ سود علی‌الحساب تک رقمی شود.

چالش اصلی میان اقتصاددانان کشور بر سر تأثیر کاهش نرخ سود علی‌الحساب بانکی بر نرخ تورم و به عبارتی تقدم و تأخر تأثیر این دو شاخص بر یکدیگر است. برخی صاحب‌نظران معتقدند که با کاهش نرخ سود علی‌الحساب بانکی، هزینه تمام شده کالاها و خدمات، کاهش و ثانیاً سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید افزایش می‌یابد و این هر دو کاهش تورم را به دنبال دارد و زمینه اشتغال پایدار را فراهم می‌آورد.

در نتیجه با توجه به توانایی کنترل مقامات پولی بر نرخ سود علی‌الحساب اسمی بانکی، یکی از ابزارهای بانک مرکزی برای تحریک بخش واقعی اقتصاد، کاهش این نرخ است. این استدلال بر دو محور استوار است: اولاً در اقتصاد ایران سهم هزینه‌های مالی در هزینه‌های تولید قابل توجه می‌باشد؛ لذا کاهش نرخ سود علی‌الحساب بانکی تأثیر عمده در کاهش هزینه‌های تولید دارد. ثانیاً رابطه علیت از سمت نرخ سود بانکی به تورم است و کاهش این نرخ، تورم را کاهش خواهد داد و این اثر با توجه به محور اول به مراتب قوی‌تر خواهد بود. در بررسی‌های انجام شده درباره رابطه بین نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات بانکی و نرخ تورم به هزینه‌های مالی (که در چندین مرحله در بهای تمام شده کالاها و خدمات محاسبه می‌شوند) یا به عبارت بهتر به ساختارهای تولیدی در اقتصاد ایران توجه کافی مبذول نشده است، لیکن این پژوهش سعی نموده است تا با در نظر گرفتن ساختارهای تولیدی کشور، به آزمون رابطه بین نرخ سود تسهیلات بانکی و تورم در ایران بپردازد.

بیشتر آزمون‌های علی انجام شده بین این دو متغیر عمدتاً با استفاده از علیت گرنجری است که دارای ایرادات اساسی است و به منظور بررسی وجود بردارهای تعادلی بلندمدت باید از آزمون همجمعی (هم انباشتگی) استفاده شود.

مطالب این مقاله در بخش‌های بعدی به ترتیب شامل: ۱. بررسی مبانی نظری پیرامون رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم؛ ۲. بررسی مطالعات انجام شده در این حوزه؛ ۳. محاسبه سهم هزینه‌های مالی در ساختارهای تولیدی اقتصاد ایران؛ ۴. بررسی رابطه علیت بین نرخ بهره و نرخ تورم در اقتصاد ایران، خواهد بود و نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی نیز پایان بخش این مقاله می‌باشد.

۲. مبانی نظری و ادبیات موضوع

۱.۲. رابطه فیشر

فیشر در کتاب خود نظریه بهره^۱ بازار سرمایه را با در نظر گرفتن انتظارات تورمی بررسی می‌کند تا بتواند اثر نرخ تورم انتظاری را بر نرخ بهره واقعی بیان کند. او بین نرخ بهره واقعی^۲ (r_e) و نرخ بهره اسمی^۳ (n) تفاوت قائل است و اگر (π) نرخ تورم انتظاری^۴ باشد، داریم:

$$n = r_e + \beta \pi \quad (۱)$$

از نظر فیشر افزایش در نرخ تورم انتظاری به میزان یک واحد، نرخ بهره اسمی را یک واحد افزایش می‌دهد و نرخ بهره واقعی ثابت می‌ماند. بنابراین:

$$n = r_e + \pi \quad (۲)$$

فیشر بحث انتظارات را مطرح می‌کند و معتقد است که باید انتظارات را تطبیقی دانست. بنابراین از نظر او نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری در بلندمدت بر یکدیگر منطبق‌اند و با هم برابر خواهند بود.

$$\pi = \dot{p} \quad (۳)$$

در نتیجه نرخ بهره اسمی به میزان نرخ تورم در بلندمدت افزایش می‌یابد.

1. Fisher, *Theory of Interest*, 1930
3. nominal interest rate

2. real interest rate
4. expected inflation rate

$$n = r_e + \dot{p} \quad (۴)$$

او نرخ بهره واقعی را مستقل از نرخ تورم می‌داند و معتقد است که عواملی نظیر بهره‌وری و صرفه‌جویی آن را تعیین می‌کند (فیشر و دورنبوش، ۱۳۷۱).

۲.۲. تحلیل تانزی

تانزی معتقد است که نرخ تورم به عنوان تنها متغیر توضیح دهنده نرخ بهره نیست، بلکه متغیرهای دیگری را نیز باید به رابطه بین دو متغیر افزود. بنابراین او در مقاله خود اثر سیکل‌های تجاری را به رابطه فیشر اضافه می‌کند (Tanzi, 1980). تانزی تفاوت بین تولید واقعی^۱ و تولید بالقوه^۲ را به عنوان متغیر شکاف (شاخص شکاف) وارد معادله می‌کند که به صورت زیر است:

$$G = \frac{\text{تولید بالقوه} - \text{تولید بالفعل}}{\text{تولید بالقوه}} \times ۱۰۰$$

مقدار متغیر G در دوره‌های رونق آن مثبت است. همچنین تغییرات نرخ بهره اسمی بیشتر از انتظارات تورمی بوده و لذا نرخ بهره واقعی افزایش می‌یابد. در دوره‌های رکود مقدار G منفی است و عکس حالت قبل اتفاق می‌افتد، اما در بلندمدت مقدار آن صفر خواهد بود چرا که تولید واقعی با تولید بالقوه برابر می‌شود.

بنابراین از نظر «تانزی» زمانی که هیچ نوسانی در تولید واقعی نداریم، یک درصد افزایش در تورم انتظاری، نرخ بهره اسمی را یک درصد افزایش می‌دهد و در این حالت رابطه «فیشر» را تأیید می‌کند (*ibid*) و معادله زیر را معرفی می‌کند:

$$n_t - \pi_t = f(G_t) \quad (۵)$$

تانزی بیان می‌کند که این رابطه اثر فعالیت‌های اقتصادی را بر نرخ‌های واقعی مورد انتظار نشان می‌دهد.

۳.۲. تحلیل داری

داری کار خود را با معادله «فیشر» آغاز کرده و بیان می‌کند که باید مالیات را نیز به این

1. actual GNP

2. potential GNP

رابطه افزود. بنابراین او معتقد است که وقتی مالیات در رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم وارد می‌شود، با یک درصد تغییر نرخ تورم، نرخ بهره اسمی بیش از یک واحد تغییر می‌کند. او فرض می‌کند که درآمد بهره‌ای اسمی^۱ قابل مالیات بندی باشد و مالیات بر درآمد به آن تعلق گیرد. در این صورت نرخ بهره اسمی و واقعی به اندازه نرخ مالیات کاهش می‌یابند. بنابراین نرخ بهره واقعی پیش از مالیات^۲ دیگر شکل دهنده رفتار افراد نیست بلکه نرخ بهره واقعی پس از مالیات^۳ شکل دهنده رفتار عاملان اقتصادی است.

$$n = r_e + \beta \pi, \quad \beta > 1 \quad (۶)$$

بنابراین اثر نرخ تورم بر نرخ بهره اسمی با لحاظ تأثیر مالیات، بزرگ‌تر می‌شود و هر چه نرخ مالیات بر درآمد بیشتر باشد، این اثر بیشتر خواهد بود (Darby, 1975).

۴.۲. تحلیل ماندل

ماندل (Mundell, 1963) کار خود را با معادله «فیشر» آغاز و سپس اثر ثروت^۴ را در معادله خود مطرح می‌کند. وی معتقد است که پس‌انداز تابعی از جزء پولی ثروت است. ماندل معتقد است که نرخ بهره اسمی با افزایش تورم، افزایش می‌یابد اما کمتر از تورم. بنابراین نرخ بهره واقعی در دوران تورم کاهش می‌یابد.

$$n = r_e + \beta \pi, \quad \beta < 1 \quad (۷)$$

این نتیجه‌گیری بر این پایه استوار است که تورم تراز واقعی پول را کاهش می‌دهد و در نتیجه، کاهش در ثروت افزایش پس‌انداز را تحریک می‌کند که باعث رونق در سرمایه‌گذاری و شتاب در رشد اقتصادی می‌شود.

۵.۲. تحلیل کارنی

کارنی (Karni, 1972) نیز اثر ثروت (جزء حقیقی ثروت) را وارد مدل خود می‌کند و معتقد است رشد تولید و انباشت سرمایه‌ای که ماندل به آن معتقد است، یک فرایند موقت است، چرا که با افزایش نرخ تورم مورد انتظار، تقاضا برای تراز واقعی کاهش و پس‌انداز

1. nominal interest income.
3. after- tax real interest rate

2. before- tax real interest rate
4. wealth effect

افزایش می‌یابد. عرضه اضافی پس‌انداز سبب کاهش در نرخ بهره واقعی می‌شود. سرمایه‌گذاری مثبت باعث رشد حجم سرمایه غیر پولی می‌شود که پس‌انداز را کاهش می‌دهد و جهت تغییر نرخ بهره واقعی را معکوس می‌کند. در نتیجه افزایش همیشگی در نرخ تورم، در کوتاه مدت نرخ بهره حقیقی را کاهش می‌دهد، کاهش نرخ بهره حقیقی، فرایند انباشت سرمایه را شکل می‌دهد که در بلندمدت موجب بازگشت مجدد نرخ بهره به سطح اولیه خود می‌شود و نرخ بهره اسمی نیز افزایش می‌یابد. کارنی اثر ماندل را در کوتاه‌مدت و اثر «فیشر» را در بلندمدت تأیید می‌کند و معتقد است که با افزایش تورم به میزان یک واحد، نرخ بهره اسمی در بلندمدت یک واحد افزایش می‌یابد.

۶.۲. تحلیل تیلور

قاعده‌ای که تیلور (Taylor, 1993) برای تعیین نرخ بهره پیشنهاد می‌کند دو جزء دارد: ۱. برای افزایش نرخ بهره حقیقی، نرخ بهره اسمی باید به نسبت بیش از تورم افزایش پیدا کند؛ ۲. نرخ بهره هنگامی که تولید در سطحی پایین‌تر از نرخ طبیعی است باید کاهش یابد و هنگامی که تولید بالاتر از نرخ طبیعی است، افزایش پیدا کند. او معتقد است که افزایش نرخ بهره به کاهش فعالیت‌های اقتصادی منجر می‌شود. در قاعده پیشنهادی تیلور رابطه تورم و درصد انحراف تولید از سطح نرخ طبیعی آن خطی است. یعنی قاعده وی شکل زیر را دارد:

$$n_t - \pi_t = a + b \pi_t + c(\ln Y_t - \ln \hat{Y}_t) \quad (8)$$

که در آن n_t ، π_t ، Y_t ، $\hat{Y}_t$ به ترتیب نرخ بهره اسمی، نرخ تورم، تولید واقعی و تولید بالقوه می‌باشند. اگر نرخ بهره‌ای که در آن $Y_t = \hat{Y}_t$ را با $\hat{r}_t$ نشان داده و آن را در طی زمان ثابت فرض کنیم، معادله ۸ به صورت زیر خواهد بود:

$$n_t - \pi_t = \hat{r}_t + b(\pi_t - \pi^*) + c(\ln Y_t - \ln \hat{Y}_t) \quad (9)$$

که در آن $\pi^* = (\hat{r}_t - a) / b$

این شکل از ارائه قاعده نرخ بهره که به قاعده تیلور معروف است، گویای آن است که بانک مرکزی در واکنش به تورم، بیش از مقدار هدف و تولید، بیش از نرخ طبیعی، باید نرخ بهره واقعی را تا سطحی بیش از سطح تعادل درازمدت آن افزایش دهد.

۷.۲. تحلیل کاگان

نتایج برخی از مطالعات نشان می‌دهد میزان شکاف نرخ بهره اسمی از واقعی تأثیری بر تورم ندارد، بلکه تغییر شکاف بین نرخ بهره اسمی و واقعی باعث تغییر تورم می‌شود. با این تعبیر کاهش نرخ بهره اسمی با کاهش شکاف موجود بین نرخ بهره اسمی و واقعی به کاهش نرخ تورم خواهد انجامید. مدل زیر می‌تواند پاسخگوی این مسائل باشد و این مدل توسط کاگان (Cagan, 1969) در قالب تابع تقاضای پول ارائه شده است:

$$M_t - \ln = Y_t - an_t + \varphi_t \quad (10)$$

در رابطه فوق M_t نماد لگاریتم طبیعی ذخیره پول، $\ln$ لگاریتم طبیعی سطح عمومی قیمت‌ها، Y_t لگاریتم طبیعی محصول واقعی، n_t نرخ بهره اسمی φ_t نیز جمله تصادفی خطا با میانگین صفر در دوره (t) است. چنانچه رابطه ۱۰ مربوط به مدل تقاضای پول کاگان، مرتب شود، خواهیم داشت:

$$\ln = M_t - Y_t + n_t + \varphi_t \quad (11)$$

همان‌طور که ذکر شد، مقادیر متغیرهای حجم پول، تولید و سطح عمومی قیمت‌ها مقادیر لگاریتمی آنها بوده است (تجلی و همکاران ۱۳۸۹).

۸.۲. تحلیل رومر

رومر در کتاب خود اقتصاد کلان پیشرفته بیان می‌کند که تقاضا برای مانده‌های واقعی پول تابعی کاهنده از نرخ بهره اسمی و فزاینده از درآمد واقعی است (Romer, 2001). یعنی یک تصریح معقول از تقاضا برای مانده‌های واقعی $L(n, Y)$ و $L_n < 0$ ، $L_Y > 0$ است که در آن n نرخ بهره اسمی و Y درآمد واقعی است. با این شکل تابع، شرایط برای تعادل در بازار پول عبارت است از:

$$M/P = L(n, Y) \quad (12)$$

که در آن M موجودی پول و P سطح قیمت هاست. این شرط دلالت بر این دارد که سطح قیمت ها با معادله ۱۳ مشخص می شود:

$$P = M / L(n, Y) \quad (13)$$

این معادله نشان می دهد که منابع بالقوه بسیاری برای تورم وجود دارد. سطح قیمت ها می تواند در نتیجه افزایش در عرضه پول، افزایش در نرخ بهره، کاهش تولید و کاهش در تقاضای پول برای n و Y مشخص افزایش یابد (*ibid*).

در قسمت قبل به ارائه مبانی نظری رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم پرداخته شد. اکنون می توان مطالعات تجربی انجام گرفته در این خصوص را بررسی نمود.

۳. مطالعات انجام شده

مطالعات صورت گرفته در خصوص رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم در قالب جداول ۱ و ۲ آورده شده است.

۱.۳. مطالعات خارجی

جدول ۱. مطالعات خارجی

مطالعات خارجی / نویسنده	کشور	روش اقتصادسنجی	سال پژوهش	متغیر جایگزین	توضیحات
چودری	بلژیک	انگل و گرنجر	۱۹۹۷		دوره زمانی مطالعه ۱۹۹۴-۱۹۵۵ است و نرخ بهره را علت تورم می داند.
وسو	آفریقای جنوبی	جوهانسون و جوسیلیوس	۲۰۰۰	بازدهی اوراق قرضه	او نشان می دهد که بازدهی اوراق قرضه با نرخ تورم انتظاری در دوره ذکر شده همجمع اند
جورگنسون و ترا	برزیل	VAR	۲۰۰۴		برای دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۷۷ رابطه بین این دو متغیر را در کشور برزیل تأیید نمی کند.
غزالی و رملی	آلمان	آریم	۲۰۰۵		دوره مورد بررسی ۱۹۹۶-۱۹۷۴ است و نرخ بهره را علت تورم می داند.
هنری الکساندر و میشایل اینز	آفریقای جنوبی	جوهانسون و جوسیلیوس	۲۰۰۶	نرخ حواله بانکی ۳ ماهه و نرخ وجوه دولتی ۱۰ ساله	صحت و سقم رابطه بین دو متغیر در کوتاه مدت مورد تأیید قرار نمی گیرد، اما یک رابطه همجمعی بلندمدت بین متغیرها برقرار است و ضریب تعدیل بلندمدت کمتر از واحد است.
لی کینگ فویی	سنگاپور	جوهانسون و جوسیلیوس	۲۰۰۸	نرخ بهره بین بانکی داخلی ۳ ماهه	دوره مورد بررسی ۱۹۷۶-۲۰۰۶ می باشد. و وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها تأیید می شود و نرخ تورم علت بهره است
اوبیدا گوینا	نیجریه	جوهانسون و جوسیلیوس	۲۰۰۹		مدل ها نشان دهنده آن است که افزایش در نرخ تورم باعث افزایش نرخ بهره اسمی به میزان کمتر از واحد می شود.
صالح النوسیر	اندونزی، کره جنوبی	همجمعی و LSTR	۲۰۱۰		دوره زمانی مطالعه ۲۰۰۷-۱۹۷۳ است و رابطه غیر خطی بین نرخ بهره و تورم را تأیید می کند.

۲.۳. مطالعات داخلی

جدول ۲. مطالعات داخلی

مطالعات داخلی/نوین	روش اقتصادسنجی	سال تحقیق	توضیحات
بیژن بیدآباد	الگوی اقتصادسنجی کلان	۱۳۸۴	به بررسی اثر کاهش نرخ سود تسهیلات بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی می پردازد. کاهش نرخ سود تسهیلات بانکی باعث افزایش معنی داری در تولید ناخالص داخلی غیر نفتی، سرمایه گذاری و مصرف بخش خصوصی و بهبود تراز تجاری خواهد شد. و نشان می دهد که با کاهش نرخ سود تسهیلات بانکی تورم افزایش می یابد.
نادر مهرگان و همکاران	علیت همسان	۱۳۸۵	با استفاده از داده های تابلیوی ۲۴ کشور طی دوره ۲۰۰۳-۲۰۰۱ به بررسی رابطه فوق پرداختند. از لحاظ آماری افزایش نرخ بهره سبب افزایش نرخ تورم شده است و بدین ترتیب نرخ بهره علت نرخ تورم می باشد.
الهام خیراندیش	روش پویای سیستمی	۱۳۸۸	با ۱۰ درصد کاهش در نرخ سود بانکی، سرمایه گذاری به طور متوسط سالانه بالغ بر ۸ درصد افزایش می یابد. بنابراین انباشت سرمایه افزایش و به تبع آن تولید ناخالص داخلی نیز، افزایش می یابد. این امر به نوبه خود باعث کاهش ۸ درصدی در نرخ تورم می شود. کاهش نرخ سود بانکی در نهایت به کاهش تورم خواهد انجامید
سید آیت اله تجلی و همکاران	ARDL	۱۳۸۹	به بررسی میزان تأثیر تغییر نرخ سود بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداختند. نشان می دهند که در بلندمدت به ازای ۱ درصد افزایش نرخ سود تسهیلات نرخ تورم به میزان ۲/۷ درصد رشد می کند. در بلندمدت کاهش نرخ بهره آثار ضد تورمی قابل ملاحظه ای خواهد داشت.

مطالعات انجام شده در خارج از ایران نشان می دهند که رابطه علیت بین نرخ بهره و نرخ تورم، لزوماً یک طرفه و از نرخ تورم به نرخ بهره نیست و نمی توان آن را به عنوان یک رابطه معتبر برای همه کشورهای در نظر گرفت، چرا که در برخی از کشورها این رابطه علیت، از نرخ بهره به نرخ تورم می باشد.

همچنین از مطالعات داخلی انجام شده نیز می توان پی برد که کاهش نرخ بهره اثر معنی داری بر کاهش نرخ تورم دارد و علیت از نرخ بهره به نرخ تورم است.

۴. بررسی سهم هزینه های مالی در بهای تمام شده کالاها و خدمات

پیش از بررسی رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم در اقتصاد ایران، ابتدا سهم هزینه های مالی به عنوان یکی از هزینه های تولید (فشار هزینه) بررسی می شود که این امر همان گونه که پیشتر ذکر شد، به تبیین جهت علیت بین دو متغیر نرخ بهره و نرخ تورم کمک می کند.

بنابراین در این قسمت سعی بر آن است تا سهم هزینه های مالی در بهای تمام شده کالاها و

خدمات در واحدهای مختلف تولیدی برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۴ محاسبه شود. بدین منظور ابتدا لازم است که مخارج تأمین مالی تعریف گردد.

مخارج تأمین مالی: عبارت است از نرخ بهره تضمین شده، کارمزد و سایر مخارجی که واحد تجاری برای تأمین منابع مالی متحمل می‌شود.

با توجه به تعریف فوق، این موضوع که این هزینه‌های مالی چگونه وارد فرایند قیمت گذاری می‌شوند، مهم است. برای بررسی این فرایند لازم است به نحوه قیمت گذاری کالاها در ایران توجه شود. هزینه‌های مالی به عنوان بخشی از هزینه‌ها، به بهای تمام شده کالاها و خدمات اضافه می‌شوند. در اقتصاد ایران بنگاه‌های تولیدی، خود تعیین کننده قیمت کالاهایشان از طریق مکانیسم بهای تمام شده هستند (منبع قابل استناد به این موضوع، صورت‌های مالی شرکت‌های فعال در بازار بورس سهام ایران است). بنابراین، وقتی نرخ سود علی الحساب تسهیلات بانکی افزایش می‌یابد، هزینه‌های مالی به تبع آن افزایش می‌یابند. در نتیجه بنگاه‌ها این هزینه‌های مالی را به عنوان بخشی از هزینه‌ها به قیمت‌های خود اضافه می‌کنند و اصناف قیمت‌های بالاتری ارائه می‌دهند. از آنجایی که این قیمت‌ها با وزن ویژه خود در شاخص بهای مصرف کننده لحاظ می‌شوند، قیمت‌های بالاتر منجر به شاخص سالانه بالاتر می‌شوند. این امر موجب افزایش شاخص قیمت امسال نسبت به شاخص سال قبل می‌شود و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها را شکل می‌دهد و به این دلیل که این کار هر ساله انجام می‌شود، بنابراین تورم هر ساله با همین فرایند عینیت پیدا می‌کند. با توجه به مکانیزم فوق، اثر هزینه‌های مالی بر تورم سالیانه را می‌توان از دو دیدگاه خرد و کلان بررسی کرد.

۱.۴. دیدگاه خرد

در این دیدگاه سهم هزینه‌های مالی در هزینه کل بنگاه را می‌توان به صورت مستقیم و غیر مستقیم از طریق تعاریف ذیل محاسبه کرد:

$$100 \times \frac{\text{هزینه مالی شرکت الف}}{\text{بهای تمام شده کالای فروش رفته}} = \text{درصد هزینه مالی مستقیم شرکت الف}$$

$$100 \times \frac{\text{هزینه مالی مستقیم} + \text{هزینه مالی مواد اولیه، تاسیسات، ماشین آلات}}{\text{بهای تمام شده کالای فروش رفته}} = \text{درصد هزینه مالی کل شرکت الف}$$

با توجه به تعاریف فوق، برای نشان دادن سهم نرخ سود علی الحساب تسهیلات بانکی

در قیمت گذاری کالاها و خدمات، هزینه های مالی بنگاه ها و شرکت های فعال در بورس طی سال های ۱۳۸۸-۱۳۸۴ به تفکیک گروه های تولیدی محاسبه شده که جدول ۳ میانگین هزینه های مالی را برای هر گروه تولیدی نشان می دهد.

این هزینه های مالی برای ۱۴ صنعت و حدود ۲۰۰ شرکت حساب شده اند که می توان مجموعه محاسبات انجام گرفته را برای کل صنایع در جدول ۳ نشان داد.

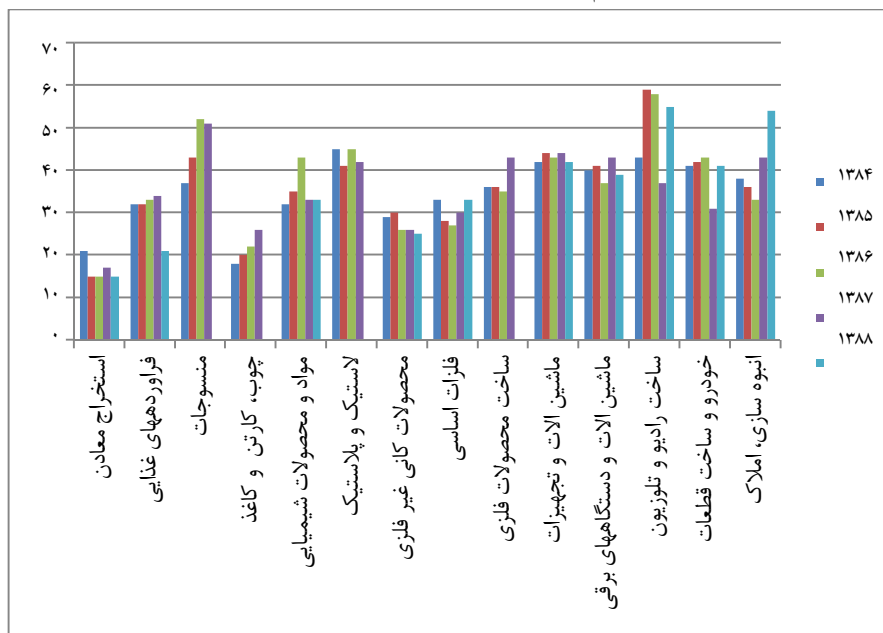
جدول ۳. هزینه مالی مستقیم و کل در صنایع مختلف به درصد

هزینه مالی مستقیم و کل در صنایع مختلف*						شرح صنایع
۱۳۸۸	۱۳۸۷	۱۳۸۶	۱۳۸۵	۱۳۸۴	سال هزینه ها	
۷	۹	۶	۷	۱۳	هزینه مالی مستقیم	استخراج معادن
۱۵	۱۷	۱۵	۱۵	۲۱	هزینه مالی کل	
۱۶	۲۵	۲۱	۲۱	۲۰	هزینه مالی مستقیم	انواع فرآورده های غذایی و آشامیدنی
۲۱	۳۴	۳۳	۳۲	۳۲	هزینه مالی کل	
-----	۳۵	۳۴	۲۹	۲۱	هزینه مالی مستقیم	منسوجات
-----	۵۱	۵۲	۴۳	۳۷	هزینه مالی کل	
-----	۱۷	۱۲	۱۱	۹	هزینه مالی مستقیم	چوب، کارتن، کاغذ و بسته بندی
-----	۲۶	۲۲	۲۰	۱۸	هزینه مالی کل	
۱۷	۱۴	۱۸	۱۴	۱۲	هزینه مالی مستقیم	مواد و محصولات شیمیایی
۳۳	۳۳	۴۳	۳۵	۳۲	هزینه مالی کل	
-----	۲۶	۳۳	۲۹	۳۳	هزینه مالی مستقیم	لاستیک و پلاستیک
-----	۴۲	۴۵	۴۱	۴۵	هزینه مالی کل	
۱۹	۱۵	۱۵	۲۰	۱۵	هزینه مالی مستقیم	محصولات کانی غیر فلزی
۲۵	۲۶	۲۶	۳۰	۲۹	هزینه مالی کل	
-----	۸	۷	۸	۹	هزینه مالی مستقیم	فلزات اساسی
۳۳	۳۰	۲۷	۲۸	۳۳	هزینه مالی کل	
-----	۲۴	۱۵	۱۶	۱۵	هزینه مالی مستقیم	ساخت محصولات فلزی
-----	۴۳	۳۵	۳۶	۳۶	هزینه مالی کل	
-----	۱۹	۱۹	۱۹	۱۸	هزینه مالی مستقیم	ماشین آلات و تجهیزات
۴۲	۴۴	۴۳	۴۴	۴۲	هزینه مالی کل	
۹	۹	۹	۱۴	۱۱	هزینه مالی مستقیم	ماشین آلات و دستگاه های برقی
۳۹	۴۳	۳۷	۴۱	۴۰	هزینه مالی کل	
۳۷	۱۵	۴۰	۱۹	۱۹	هزینه مالی مستقیم	ساخت رادیو، تلویزیون، وسایل ارتباط جمعی
۵۵	۳۷	۵۸	۵۹	۴۳	هزینه مالی کل	
-----	۹	۱۶	۱۳	۱۱	هزینه مالی مستقیم	خودرو و ساخت قطعات
۴۱	۳۱	۴۳	۴۲	۴۱	هزینه مالی کل	
۳۴	۲۲	۱۴	۱۶	۱۳	هزینه مالی مستقیم	انبوه سازی، ملاک و مستغلات
۵۴	۴۳	۳۳	۳۶	۳۸	هزینه مالی کل	

*ماخذ: محاسبات نگارنده

در این جدول سهم هزینه‌های مالی در بهای تمام شده کالاها و خدمات با دیدگاه خرد به طور تقریبی بررسی شده است. نتیجه محاسبات این است که سهم هزینه‌های مالی و نرخ سود علی الحساب تسهیلات بانکی در بهای تمام شده کالاها و خدمات تولید شده در ایران بالاست و بین ۱۵ تا ۵۰ درصد هزینه‌های تولید را تشکیل می‌دهد. نمودار ۱ نشان می‌دهد که تمرکز سهم هزینه‌های مالی کل در محدوده ۴۰ درصد است.

نمودار ۱. سهم هزینه‌های مالی کل به تفکیک گروه‌های تولیدی



۲.۴. دیدگاه کلان

سهم هزینه‌های مالی را در تولید می‌توان در سطح کلان با استفاده از آمار و اطلاعات هزینه تسهیلات مالی و اعتباری بانک‌ها و سایر مؤسسات پولی و اعتباری غیر بانکی و سایر این ارقام با حجم تولید ناخالص داخلی برآورد کرد. ارقام جدول ۴ نشان دهنده این سهم از کل تولید ناخالص داخلی است.

جدول ۴. سهم هزینه‌های مالی در تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری

هزینه‌های مالی در تولید ناخالص داخلی (هزارمیلیارد تومان)						
سال	GDP	تسهیلات بانکی	** هزینه مالی تسهیلات بانکی	* هزینه مالی فاینانس‌های بانکی، مؤسسات پولی غیر بانکی، لیزینگ‌ها و بخش خصوصی	مجموع هزینه‌های مالی	نسبت کل هزینه مالی به GDP (درصد)
۱۳۸۴	۱۸۰	۱۷۰	۲۹	۲۹	۵۸	۳۳
۱۳۸۵	۲۲۰	۲۴۰	۴۱	۴۰	۸۱	۳۷
۱۳۸۶	۲۸۵	۳۲۳	۵۵	۵۱	۱۰۶	۳۸
۱۳۸۷	۳۱۰	۳۶۳	۶۲	۶۰	۱۱۲	۳۷

* این ارقام با متوسط نرخ سود تسهیلات (۱۷٪) برآورد شده‌اند. (بانک مرکزی ایران)

** منبع: بانک مرکزی ایران

مشاهده می‌شود که به صورت کلان نیز سهم هزینه‌های مالی بانک‌ها، فاینانس‌های بانکی، مؤسسات پولی غیر بانکی، لیزینگ‌ها و بخش خصوصی در تولید ناخالص داخلی بالاست، طوری که این سهم بین ۳۳ تا ۳۸ درصد می‌باشد و این امر تأییدی بر نتایج به دست آمده از روش دیدگاه خرد است.

بنابراین بین دیدگاه خرد و دیدگاه کلان تفاوت زیادی وجود ندارد و هر دو دیدگاه نشان می‌دهند که سهم هزینه‌های مالی در بهای تمام شده کالاها و خدمات و تولید ناخالص داخلی زیاد است.

از طرف دیگر براساس گزارش رئیس کل بانک مرکزی^۱، مؤسسات پولی غیر بانکی در سال ۱۳۸۹ تسهیلاتی در حدود ۸۵۰ هزار میلیارد ریال با نرخ سود علی الحساب تسهیلات بانکی ۳۰ الی ۳۲ درصد ارائه کرده‌اند که این موضوع نیز نشان از بالا بودن سهم بهره در اقتصاد ایران دارد.

۵. ارائه الگو و شرحی بر داده‌های آماری

تحلیل‌ها و مبانی نظری بیان شده پیرامون رابطه نرخ بهره و نرخ تورم در بخش قبل به تفصیل بحث شد، حال در این بخش وجود یک رابطه تعادلی بین نرخ بهره و نرخ تورم

۱. دکتر محمود بهمنی در مهر ماه سال ۱۳۹۰ در یک کنفرانس خبری این گزارش را ارائه کردند.

بررسی می شود. براساس دیدگاه های متفاوت نسبت به ماهیت نرخ بهره و همچنین فروض مختلف و شرایط متفاوت اقتصادی استدلال می شود که این رابطه در شکل علیت آن می تواند حالات مختلفی داشته باشد. گاه این رابطه دو طرفه است یعنی علاوه بر اینکه نرخ بهره علت نرخ تورم است، نرخ تورم نیز می تواند علت نرخ بهره باشد. گاه نیز، در برخی استدلال های دیگر، این رابطه یک طرفه است که بعضاً از سمت نرخ بهره به نرخ تورم و بعضاً نیز علیت معکوس برقرار بوده است.

نتایج تجربی کشورهای مختلف نیز نشان داد که رابطه علی بین دو متغیر در همه جا یکسان نیست و حتی در یک کشور خاص نیز با توجه به الگو و متغیرهای مورد استفاده، امکان حصول نتایج متفاوت وجود داشته است. نتایج نشان می دهند که لزوماً رابطه علیت از نرخ تورم به نرخ بهره برقرار نیست و نمی توان این رابطه را به عنوان یک رابطه معتبر در همه اقتصادها در نظر گرفت، که این نتیجه از یک طرف بحث تنوع متغیرهای مورد استفاده و از طرف دیگر شرایط و ساختارهای متفاوت اقتصاد کشورهای مختلف را برجسته می سازد.

روش اقتصادسنجی که برای آزمون تجربی رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم به کار گرفته شده است، استفاده از آزمون های ناپایایی، روش همجمعی^۱ و الگوی تصحیح خطا^۲ جهت آزمون علیت می باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸). مدل های همجمعی این امکان را می دهند تا در صورت ناپایا بودن متغیرها بتوان به بررسی روابط بین آنها و آزمون فرضیات پرداخت.

۱.۵. همجمعی و روش جوهانسون و جوسلیوس

در این مقاله به منظور بررسی وجود بردار تعادلی بلندمدت بین دو متغیر از روش جوهانسون- جوسلیوس استفاده شده است، زیرا در صورت ناپایا بودن متغیرهای مدل نمی توان از روش «انگل و گرنجر» استفاده کرد. همچنین مدل های همجمعی و تصحیح خطا ما را قادر می کنند تا بین نوسانات کوتاه مدت و تعادل بلندمدت تمایز قائل شویم.

روش جوهانسون- جوسلیوس یک روش چند متغیره است که در سال های اخیر به معمول ترین روش در برآورد رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم تبدیل شده است، به عنوان مثال، می توان به مطالعات «هنری الکساندر و میشل اینز» (۲۰۰۶) و «وسو» (۲۰۰۰) برای

1. cointegration.

2. error correction model.

کشور آفریقای جنوبی، «لی کینگ فویی» (۲۰۰۸) برای کشور سنگاپور و «بن اوبی-ابو نورالدین و اویداکوبنا وافر» (۲۰۰۹) برای کشور نیجریه اشاره کرد. با توجه به پشتوانه نظری تحقیق برای آزمون رابطه بلندمدت بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم می‌توان از الگوی «کاگان»، که در آن نرخ تورم متغیر وابسته است، به صورت زیر استفاده کرد:

$$\pi_t = a + b n_t + v_t \quad (14)$$

که در آن π_t نرخ تورم و n_t نرخ بهره است و برای وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت باید $v_t=0$ باشد. به عبارت دیگر v_t باید پایا باشد.

همچنین می‌توان پویایی‌ها و نوسانات کوتاه‌مدت را توسط مدل تصحیح خطای زیر نشان داد:

$$\Delta \pi_t = a_0 + a_1 \Delta n_t + a_2 ecm_{t-1} + v_t \quad (15)$$

که در آن π_t نرخ تورم، n_t نرخ بهره، a_2 ضریب تعدیل بلندمدت و ecm_{t-1} جمله خطا در زمان $t-1$ می‌باشد.

برای آزمون این فرض که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای پژوهش وجود دارد (فرضیه اول) بایستی مدل جوهانسون-جوسیلیوس را برای آن با استفاده از رابطه ۱۴ تخمین زد. برای این منظور باید بردار همجمعی را در این روش به دست آورد. بنابراین باید با استفاده از آماره آزمون اثر (λ_{trace}) و نیز آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) بردار همجمعی را تعیین کرده و سپس بردار نرمال شده را که رابطه تعادلی دو متغیر را منعکس می‌سازد، تخمین زد.

برای آزمون رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ بهره و نرخ تورم باید پایایی جملات خطا (v_t) مورد آزمون قرار گیرد. در شرایط تعادل بلندمدت که خطای عدم تعادل برابر صفر است، خواهیم داشت:

$$\pi_t - a + b n_t = 0 \quad \text{و} \quad CV: (-1, a, b)$$

که در آن CV بردار همجمعی روش جوهانسون-جوسیلیوس است. بنابراین فرض صفر همان‌طور که پیشتر هم بیان شد به صورت زیر خواهد بود:

$$H_0 : b \leq 0 \quad (16)$$

$$H_1 : b > 0 \quad (۱۷)$$

برای این منظور از آماره χ^2 در سطح معناداری ۵٪ استفاده می‌شود که اگر آماره آزمون از مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ بزرگ تر باشد فرض صفر رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ بهره و نرخ تورم برقرار است.

۲.۵. آزمون علیت و روش انجام آن

برای انجام آزمون علیت بین دو متغیر باید از آزمون علیت گرنجر-سیمز^۱ استفاده کرد. این آزمون زمانی انجام می‌شود که متغیرهای الگو ناپایا باشد و حداقل یک ترکیب خطی پایا بین آنها وجود داشته باشد. بنابراین همجمع بودن متغیرهای پژوهش مبنا و اساس این آزمون می‌باشد که در قسمت‌های بعد این روابط همجمعی استخراج می‌شوند و این آزمون مقدم بر آزمون همجمعی نیست. بنابراین می‌توان الگوی کوتاه‌مدت مدل تصحیح خطای برداری را برای متغیرهای نرخ بهره و نرخ تورم به صورت زیر نوشت:

$$\Delta n_t = \sum_{i=1}^{t-1} a_{1i} \Delta n_{t-i} + \sum_{i=1}^{t-1} b_{1i} \Delta \pi_{t-i}^* + \gamma_1 ecm_{t-1} + v_{1t} \quad (۱۸)$$

$$\Delta \pi_t^* = \sum_{i=1}^{t-1} a_{2i} \Delta \pi_{t-i}^* + \sum_{i=1}^{t-1} b_{2i} \Delta n_{t-i} + \gamma_2 ecm_{t-1} + v_{2t} \quad (۱۹)$$

برای آزمون رابطه علی بین نرخ بهره و نرخ تورم فرض صفر به صورت زیر خواهد بود:

$$H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_{t-1} = \gamma_2 = 0 \quad (۲۰)$$

$$H_1 : H_0 \text{ غیر} \quad (۲۱)$$

بنابراین بایستی به صورت همزمان در رابطه (۱۹) برابری با صفر تمام ضرایب Δn و ضریب جمله خطا به کمک آزمون F در سطح ۵٪ به انجام رسد. اگر فرض صفر رد شود به این معنی است که نرخ بهره علت نرخ تورم است (فرضیه دوم). در این مقاله رابطه علیت از نرخ تورم به نرخ بهره نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد که بدین منظور از رابطه (۱۸) استفاده می‌شود.

داده‌های آماری مورد استفاده از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بر پایه قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ تهیه شده‌اند. در این مقاله از روش دیکی و فولر تعمیم یافته برای تعیین

پایایی متغیرها استفاده شده است. همچنین در هر یک از سناریوها از متغیرهای مجازی مناسب، بر حسب معنی داری آنها، و از متغیرهای متفاوتی به عنوان متغیر جایگزین نرخ بهره اسمی استفاده شده است. چرا که از نظر فیشر نرخ بهره اسمی، نرخ بازدهی دارایی هاست و نرخ بازدهی مسکن و نرخ بازدهی سهام نمونه‌ای از آنها هستند.

بدین ترتیب متغیرهای مورد استفاده به شرح زیر خواهند بود:

INF = داده‌های سالانه نرخ تورم برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۲

NBMS = نرخ بازدهی مسکن برای سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۱

TEDPIX = نرخ بازدهی سهام برای سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۱

R = نرخ سود علی الحساب سپرده سرمایه گذاری بلندمدت برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۲

۳.۵. آزمون پایایی متغیرها

پیش از انجام آزمون‌های مختلف هم‌جمعی ابتدا باید مرتبه جمعی بودن سری‌های زمانی تعیین گردد. بنابراین در این مرحله از آزمون، از نرم افزار E-views استفاده می‌شود و نتایج آن در جدول ۵ به اجمال آمده است:

جدول ۵. نتایج آزمون ADF در سطح و تفاضل داده‌ها با عرض از مبدأ و روند در سطح ۵٪

نام متغیر	مقادیر بحرانی در سطح داده‌ها	آماره ADF در سطح داده‌ها	تعداد وقفه	درجه جمعی بودن
Inf	-۳.۵۰	-۳.۳۸	۱	I(۱)
	-۳.۵۱	-۷.۰۹	۲	
NBMS	-۳.۶	-۲.۶۵	۲	I(۱)
	-۳.۶۱	-۳.۸۷	۲	
TEDPIX	-۳.۷۳	-۲.۹۹	۱	I(۱)
	-۳.۷۹	-۴.۳	۲	
R	-۳.۵۰	-۱.۶۴	۱	I(۱)
	-۳.۵۱	-۵.۹۷	۱	

نتایج به دست آمده از آزمون دیکی و فولر تعمیم یافته حاکی از آن است که متغیرهای ذکر شده در جدول ۵ همگی ناپایاست و با یکبار تفاضل گیری پایا می شوند.

۴.۵. آزمون همجمعی و روابط بلندمدت

همان طور که ملاحظه شد کلیه متغیرهای مدل جمعی از درجه یک هستند، بنابراین می توان بردارهای تعادلی بلندمدت بین آنها را استخراج کرد. با توجه به بحث هایی که در قسمت شرح الگو بیان شد بهترین حالت در بین حالات پنج گانه برای مدل VECM حالت دوم است که با عرض از مبدأ و بدون روند^۱ می باشد، چرا که در بیشتر الگوهای بحث شده در بخش مبانی نظری جزء عرض از مبدأ وجود دارد در حالی که روندی در آنها مشاهده نمی شود.

برای بررسی روابط بلندمدت و کوتاه مدت از سه سناریو استفاده می شود که به این شرح می باشند:

۱. سناریوی اول: متغیرهای نرخ تورم و نرخ بازدهی مسکن؛
 ۲. سناریوی دوم: متغیرهای نرخ تورم و نرخ سود علی الحساب سپرده سرمایه گذاری بلندمدت؛
 ۳. سناریوی سوم: متغیرهای نرخ تورم و نرخ بازدهی سهام.
- برای آزمون جوهانسون-جوسیلیوس که بر پایه مدل های VAR می باشد باید درجه بهینه VAR را انتخاب کرد که برای این منظور می توان از معیار شوارز-بیزین (SBC) استفاده کرد. نکته دیگر این است که وقتی در روش «جوهانسون-جوسیلیوس» ضریب $b=0$ (در معادله ۱۴) باشد، این به معنی اعمال یک قید خطی به این مدل است که برای حصول اطمینان از معناداری آن باید از آماره حداکثر درستنمایی استفاده کرد که دارای توزیع χ^2 است که با مقادیر بحرانی آن در سطح ۵٪ مقایسه می شود (نوفرستی، ۱۳۷۸).
- از طرف دیگر در مدل، از متغیرهای مجازی نیز استفاده شده است که با استفاده از آماره نسبت حداکثر درستنمایی (LR) معنی داری آنها تأیید می شود.

1. restricted intercepts and no trends

با انجام آزمون جوهانسون-جوسیلیوس برای هر سه سناریو تعداد بردارهای همجمعی به دست می‌آید (جدول ۶ و ۷) و از نرم افزار Microfit برای این منظور استفاده شده است.

جدول ۶. آماره اثر

سناریو	متغیر	فرض صفر	فرض مقابل	مقدار آماره	مقدار بحرانی /۹۵	مقدار بحرانی /۹۰	متغیر مجازی	آماره LR	درجه پهنه VAR
اول	Inf, NBMS	$r=0$	$r \geq 1$	۳۱.۰۲	۲۰.۱۸	۱۷.۸۸	D۶۸	۱۸.۸۱	۲
		$r \leq 1$	$r \geq 2$	۴.۸۲	۹.۱۶	۷.۵۳			
دوم	Inf, R	$r=0$	$r \geq 1$	۲۳.۴۱	۱۵.۸۷	۱۳.۸	D۶۸	۴.۳۵	۱
		$r \leq 1$	$r \geq 2$	۶.۴۲	۹.۱۶	۷.۵۳			
سوم	Inf, TEDPIX	$r=0$	$r \geq 1$	۲۰.۰۶	۲۰.۱۸	۱۷.۸۸	D۸۲	۱۴.۳۶	۱
		$r \leq 1$	$r \geq 2$	۲.۸۴	۹.۱۶	۷.۵۳			

جدول ۷. آماره مقادیر ویژه

سناریو	متغیر	فرض صفر	فرض مقابل	مقدار آماره	مقدار بحرانی /۹۵	مقدار بحرانی /۹۰	متغیر مجازی	آماره LR	درجه پهنه VAR
اول	Inf, NBMS	$r=0$	$r \geq 1$	۲۶.۲	۱۵.۸۷	۱۳.۸۱	D۶۸	۱۸.۸۱	۲
		$r \leq 1$	$r \geq 2$	۴.۸۲	۹.۱۶	۷.۵۳			
دوم	Inf, R	$r=0$	$r \geq 1$	۲۹.۸۳	۲۰.۱۸	۱۷.۸۸	D۶۸	۴.۳۵	۱
		$r \leq 1$	$r \geq 2$	۶.۴۲	۹.۱۶	۷.۵۳			
سوم	Inf, TEDPIX	$r=0$	$r \geq 1$	۱۷.۱۸	۱۵.۸۷	۱۳.۸۱	D۸۲	۱۴.۳۶	۱
		$r \leq 1$	$r \geq 2$	۲.۸۷	۹.۱۶	۷.۵۳			

بنابراین هر دو آماره، وجود بردار همجمعی بین دو متغیر را تأیید می‌کنند. حال باید بردار نرمال شده را تعیین کرد که رابطه تعادلی دو متغیر را در بلندمدت نشان می‌دهد که

پس از هنجار سازی، ضرایب متغیرها از خروجی Microfit به صورت جدول ۸ به دست می آید:

جدول ۸. بردارهای نرمال شده

سناریو	متغیر	بردار همجمعی	بردار نرمال شده
اول	Inf	۰.۰۲۲	-۱
	NBMS	-۰.۰۳۸	۱.۷۳
	C	-۰.۱۱۹	۵.۳۴
دوم	Inf	-۰.۱۱۷	-۱
	R	۰.۰۵۷۱	۴.۸۴۴
	C	-۰.۳۱	-۲۶.۵۹
سوم	Inf	۰.۸۰۵	-۱
	TEDPIX	-۰.۰۰۵۴	۶.۷۳۷
	C	۰.۲۲۷	-۲۸.۲۷

همچنین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای نرخ بهره و نرخ تورم در جدول ۹ آمده است:

جدول ۹. رابطه تعادلی بلندمدت

سناریو	رابطه تعادلی بلندمدت
سناریوی اول	$Inf = ۵.۳۴ + ۱.۷۳ NBMS$
سناریوی دوم	$Inf = -۲۶.۵۹ + ۴.۸۴ R$
سناریوی سوم	$Inf = -۲۸.۲۷ + ۶.۷۳ TEDPIX$

بنابراین با در نظر گرفتن به دست آوردن بردارهای تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، لازم است فرضیه اول پژوهش را آزمود.

با توجه به مدل استفاده شده برای این پژوهش، از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی (LR) برای تأیید یا رد فرض صفر استفاده می شود که دارای توزیع کای دو χ^2 است که در سطح معنی داری ۵٪ از آن استفاده می شود. این آماره از اعمال قید صفر بر ضریب نرخ بهره به دست می آید.

نتایج به دست آمده در جدول ۱۰ به شرح زیر است:

جدول ۱۰. نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق

فرضیه اول تحقیق در سطح ۵٪	فرض صفر آزمون	احتمال متناظر بامقادیر آماره آزمون	مقادیر آماره آزمون (LR)	آزمون فرض صفر $H_0 : b \leq 0$
تأیید	رد	(/..۱)	۱۶.۷۵	سناریو اول
تأیید	رد	(/...۵)	۱۳.۶۵	سناریو دوم
تأیید	رد	(/..۱)	۱۱.۲۴	سناریو سوم

بنابراین مشاهده می‌شود که در هر سه سناریو، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود.

۵.۵. آزمون علیت و پویایی‌های کوتاه‌مدت

همان‌طور که پیشتر ذکر شد برای انجام آزمون علیت بین دو متغیر باید از آزمون علیت «گرنجر-سیمز» استفاده کرد. همجمع بودن متغیرهای تحقیق، مبنا و اساس این آزمون می‌باشد که در قسمت‌های قبل این روابط همجمعی استخراج شد. بنابراین فرض صفر به صورت زیر خواهد بود:

$$H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_{t-1} = \gamma_2 = 0 \quad (22)$$

$$H_1 : H_0 \text{ غیر} \quad (23)$$

اگر فرض صفر رد شود می‌توان پذیرفت که رابطه علیت از نرخ بهره به نرخ تورم است. نتایج به دست آمده از نرم افزار Microfit به شرح زیر جدول ۱۱ می‌باشند:

جدول ۱۱. نتایج آزمون علیت «گرنجر-سیمز»

سناریو	متغیر وابسته	آماره F	مقادیر بحرانی F	نتیجه فرضیه دوم تحقیق در سطح ۵٪
اول	Inf	۸/۳۶	۳/۱۰	تأیید
	NBMS	۱/۷	۳/۱۰	رد
دوم	Inf	۵/۲۱	۲/۸۴	تأیید
	R	۰/۱۳	۲/۸۴	رد
سوم	Inf	۸/۱۴	۳/۷۱	تأیید
	TEDPIX	۱/۴	۳/۷۱	رد

آماره F برای متغیر نرخ تورم در هر سه سناریو، از مقدار بحرانی در سطح ۵٪ درصد بزرگ تر بوده و بنابراین وجود یک رابطه علیت یک طرفه از نرخ بهره به نرخ تورم مورد تأیید واقع می شود.

در این مقاله متغیر وابسته نرخ تورم و متغیر توضیح دهنده نرخ بهره (و متغیرهای جایگزین نرخ بهره) است. اما باید ذکر شود که رابطه علیت از نرخ تورم به نرخ بهره نیز مورد بررسی قرار گرفت و هر یک از متغیرهای توضیح دهنده در سناریوهای سه گانه بالا به عنوان متغیر وابسته و متغیر نرخ تورم به عنوان متغیر مستقل به کار برده شدند. نتیجه به دست آمده این است که در هر سه سناریو ضریب متغیر نرخ تورم معنی دار نیست، بنابراین نرخ تورم نمی تواند علت نرخ بازدهی مسکن و نرخ سود علی الحساب سپرده های بلندمدت بانکی و نرخ بازدهی سهام باشد. (جدول ۱۱).

با توجه به نتایج تجربی به دست آمده می توان نتیجه گرفت که فرضیه های پژوهش تأیید می شوند. بنابراین خلاصه نتایج به دست آمده را می توان به صورت جدول ۱۲ ارائه داد:

جدول ۱۲. خلاصه نتایج در سطح ۵٪ درصد

رابطه علیت یک طرفه	وجود رابطه بلندمدت	متغیرها	سناریو
تأیید	تأیید	Inf, NBMS	اول
تأیید	تأیید	Inf, R	دوم
تأیید	تأیید	Inf, TEDPIX	سوم

بنابراین هر دو فرضیه پژوهش در سطح ۵٪ پذیرفته می شوند و این نتایج تجربی تأییدی بر نتایج به دست آمده در بخش ۴ (محاسبه هزینه های مالی) هستند.

۶. نتیجه و ارائه پیشنهادها

با توجه به مطالعات تجربی انجام گرفته در کشورهای مختلف مشخص می شود که رابطه علیت از نرخ تورم به نرخ بهره را نمی توان با قطعیت پذیرفت چرا که در بسیاری از مطالعات این رابطه برای کشورهای مختلف در مقاطع زمانی متفاوت، تأیید نمی شود. لذا اینکه گفته می شود نرخ بهره باید براساس نرخ تورم تعیین شود، در همه اقتصادها صادق

نمی‌باشد و شواهد تجربی گویای این مطلب است. بنابراین با توجه به مبانی نظری اثرگذاری تورم بر نرخ بهره نامعین است و جهت علیت بین این دو متغیر را از پیش و بدون انجام مطالعات لازم نمی‌توان تعیین کرد. اینکه کدام یک علت و کدام یک معلول باشد به عواملی چون ساختار بازارها و نحوه قیمت‌گذاری، ساختارهای تولیدی، درجه حساسیت عاملان اقتصادی به متغیرهای قیمتی و غیر قیمتی و سایر شرایط خاص آن کشور بستگی دارد. در این مقاله سهم هزینه‌های مالی در بهای تمام شده کالاها و خدمات برای ۱۴ صنعت و برای حدود ۲۰۰ شرکت پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار محاسبه و مشخص گردید که با نگرش خرد در حدود ۱۵ تا ۵۰ درصد هزینه‌های تولید و با نگرش کلان در حدود ۳۸-۳۳ درصد تولید ناخالص داخلی را هزینه‌های مالی تشکیل می‌دهند که نشان دهنده سهم بالای هزینه‌های مالی در هزینه تولید است. از آنجایی که این هزینه‌های مالی توسط بنگاه‌های تولیدی به بهای تمام شده کالاها و خدمات اضافه می‌شوند، باعث افزایش قیمت‌های تمام شده و در نهایت افزایش تورم می‌شوند.

از طرف دیگر، در این مقاله برای بررسی رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم از آزمون‌های همجمعی در سه سناریوی مختلف استفاده شد. نتایج نشان می‌دهند که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ بهره و نرخ تورم وجود دارد. با استفاده از آزمون علیت «گرنجر-سیمز» که بر پایه الگوهای تصحیح خطاست، رابطه علیت بین دو متغیر در کوتاه‌مدت بررسی شد و رابطه علیت از نرخ بهره به نرخ تورم تأیید شد.

رابطه علیت از نرخ تورم به نرخ بهره نیز بررسی شد و هر یک از متغیرهای توضیح دهنده در سناریوهای سه گانه بالا به عنوان متغیر وابسته و متغیر نرخ تورم به عنوان متغیر مستقل به کار برده شدند. نتیجه به دست آمده این است که در هر سه سناریوی ضریب متغیر نرخ تورم معنی‌دار نیست، نرخ تورم نمی‌تواند علت نرخ بهره باشد و لذا رابطه علیت از نرخ بهره به نرخ تورم یک طرفه است.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که از لحاظ آماری افزایش نرخ بهره سبب افزایش نرخ تورم شده‌است و بدین ترتیب نرخ بهره علت نرخ تورم است و لیکن افزایش نرخ تورم به طور معنی‌دار نتوانسته است موجب افزایش نرخ بهره در ایران شود. بنابراین نتایج مطالعات نشان دهنده علیت یک طرفه از نرخ بهره به سوی نرخ تورم می‌باشد.

در انتها آخر پیشنهاد می شود که در سیستم بانکداری موجود، نرخ سود علی الحساب تسهیلات بانکی کاهش یابد که به تبع آن هزینه های تمام شده تولید کاهش می یابد، که خود به کاهش تورم (ناشی از فشار هزینه) منجر می شود.

۷. منابع

- بیدآباد، بیژن (۱۳۸۴)، «اثر کاهش نرخ بهره تسهیلات بانکی بر اقتصاد ایران (شبه سازی الگوی اقتصاد سنجی کلان ایران)»، *مجله بانک و اقتصاد*، شماره ۵۸.
- تجلی، سید آیت الله، صمد عزیزنژاد، آرشد میرشمسی (۱۳۸۹)، *آثار کاهش نرخ سود بانکی بر تورم، اشتغال و سرمایه گذاری*، تهران، مجلس شورای اسلامی، مرکز پژوهش ها.
- خیر اندیش، الهام (۱۳۸۸)، *اثر تغییر نرخ سود سپرده های بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی به روش پویای سیستمی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- فیشر، استانی و رودریگر دورنبوش (۱۳۷۱)، *اقتصاد کلان*، ترجمه محمد حسین تیزهوش تابان، تهران، سروش.
- مهرگان، نادر، مرتضی عزتی، حسین اصغرپور (۱۳۸۵)، «بررسی رابطه علی بین نرخ بهره و تورم با استفاده از داده های تابلویی»، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، سال ششم، شماره سوم پاییز.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

- Choudhry, A (1997), "Cointegration Analysis of the Inverted Fisher Effect: Evidence from Belgium, France and Germany". *Applied Economics Letters*. 4, 257-260.
- Darby, Micheal, R. (1975), "The Financial and Tax Effect of Monetary Policy on Interest Rates." *Economic Inquiry*, 14, 260-74.
- Fisher, Irving (1930), *The Theory of Interest*. New York: A, M, Kelly.
- Ghazali, N.A. and Ramlee, S. (2003), "A Long Memory Test of the Long-run Fisher Effect in the G7 Countries", *Applied Financial Economics*, 13, 10:763-769.

- Jorgensen, J.J. and Terra, P.R.S. (2003), *The Fisher Hypothesis IN A VAR Framework: Evidence From Advanced and Emerging Markets*, Conference Paper, Helsinki: European Financial Management Association. Annual Meetings, 25-28 June.
- Karni, Edi. (1972), "Inflation and Real Interest Rate: A Long Run Term Analysis." *Journal of Political Economy*, 80, 365-74.
- Lee, King Fuei (2008), "An Empirical Study of the Fisher Effect and the Dynamic Relation between Nominal Interest Rate and Inflation in Singapore" *MPRA Paper*, No. 12383.
- Mundell, Robert, A. (1963), "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy*, 71, 280-83.
- Salah A. Nusair (2010), *Non-linear Co-integration between Nominal Interest Rates and Inflation: An Examination of the Fisher Hypothesis for Asian Countries*, P, 143-159.
- Tanzi, Vito (1980), "Inflationary Expectation, Economic Activity, Taxes, and Interest rates", *The American Economic Review*, 70, 12-21.
- Wesso, G.R., (2000). "Long-term Yield Bonds and Future Inflation in South Africa: A Vector Error-correction Analysis". *Quarterly Bulletin*. Pretoria: South African Reserve Bank. June.