فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۷، شماره ۲۱- تابستان ۱۳۹۶

بررسی اثر فیشر با استفاده از فیلتر کالمن با وجود شکست ساختاری

بهاره معدنیان[۱]

تاریخ دریافت: ۹۵/۴/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۶/۶/۲۴

چکیده

نرخ بهره و تورم از متغیرهای مهم اقتصادی در جامعه می‌باشند. با توجه به اهمیت ارتباط این دو متغیر، در این مقاله با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۰ وجود اثر فیشر بین نرخ تورم و نرخ بهره کوتاه مدت، یک ساله، سه ساله و پنج ساله بررسی شده است. با توجه به وجود شکست ساختاری در داده‌ها برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد با شکست ساختاری مثل زیووت-اندریو و پرون و برای بدست آوردن بردار همجمعی با شکست ساختاری نیز از آزمون گریگوری-هانسن استفاده شد. از فیلتر کالمن نیز برای بدست آوردن پارامتر پویای اثر فیشر بهره گرفته شد. نتایج نشان داد که نرخ بهره کوتاه مدت داری اثر فیشر بوده و دیگر نرخ بهره‌ها دارای ارتباط بلند مدت نمی‌باشند. لذا پیشنهاد می‌شود، تعیین نرخ بهره با توجه به نیاز جامعه و اهداف اقتصادی صورت گیرد.

طبقه بندیJEL: C12، E43.

واژه‌های کلیدی: سطح عمومی قیمت، آزمون زیووت-اندرسون، آزمون پرون، آزمون گریگوری-هانسن، الگوی فضا-حالت

[۱] کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد. *bmadanian@gmail.com*

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

به منظور جبران هزینه فرصت سرمایه‌گذاری، وام دهنده مبلغی به عنوان حداقل سود مورد انتظار از وام گیرنده می‌گیرد که همان نرخ بهره است. با توجه به نوع وام، نرخ‌های بهره گوناگونی وجود دارد که علت آن در ماهیت خود نرخ بهره نهفته است که بسته به ترجیحات زمانی، ریسک نقدشوندگی، ریسک نکول و تورم تعیین می‌شود. سرمایه‌گذاران برای انجام سرمایه‌گذاری به نرخ بهره سرمایه‌گذاری و نرخ بهره موجود در بازار توجه دارند. بین نرخ بهره و سرمایه‌گذاری ارتباط معکوس غیر خطی وجود دارد (برانسون، ۱۳۹۱). نرخ تورم از نظر علم اقتصاد، اشاره به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها دارد. نرخ تورم برابر است با تغییر در شاخص قیمت‌ها که بطور رایج از شاخص قیمت مصرف کننده استفاده می‌شود. از نرخ تورم به عنوان شاخصی از عملکرد دولت‌ها یاد می‌شود به نحوی که یکی از معیارهای سنجش برای مقایسه اقتصاد کشورهای مختلف می‌باشد. نرخ بهره و تورم از متغیرهای مهم در اقتصاد به شمار می‌آیند. فیشر (۱۹۳۰) برای اولین بار نظریه خود مبنی بر ارتباط بین نرخ بهره و نرخ تورم را ارائه داد. به باور وی، نرخ بهره اسمی در هر دوره برابر است با مجموع نرخ بهره واقعی و نرخ تورم انتظاری موجود در اقتصاد. فیشر معتقد است به هنگام افزایش انتظارات تورمی، نرخ بهره اسمی افزایش خواهد یافت اگر نرخ بهره واقعی تغییر نکند. نظریه فیشر کاربردهای سیاستی مهمی در تعیین نرخ بهره، کارایی بازارهای مالی و تعیین سیاست‌های پولی دولت دارد. در طول زمان بانک‌های مرکزی کشورهای مختلف، با تغییر نرخ بهره و کنترل نرخ تورم سعی در اجرایی نمودن سیاست‌های پولی خود دارند. افزایش نرخ بهره و نرخ تورم به طور همزمان نگرانی‌هایی در مورد کاهش نرخ رشد اقتصادی ایجاد نموده است (آسموتا و بالا، ۲۰۱۲).

تئوری اثر فیشر یکی از تئوری‌های اقتصادی است که بیان کننده رابطه‌ی بین نرخ تورم با نرخ بهره می‌باشد. فیشر بیان می‌کند که نرخ بهری اسمی شامل (نرخ بهره واقعی + نرخ تورم مورد انتظار) می‌باشد. نرخ بهره واقعی به وسیلهٔ عوامل واقعی، نظیر کارآیی سرمایه و ترجیحات زمانی پس انداز کنندگان تعیین می‌گردد. طبق نظر فیشر در صورت هر گونه تغییر در نرخ تورم، بهره واقعی بدون تغییر می‌ماند یعنی تغییر در تورم و بهره واقعی خنثی است و در واقع تغییرات نرخ تورم اثر خود را بر روی نرخ بهره اسمی می‌گذارد. فیشر معتقد است که افزایش در نرخ تورم موجب می‌شود که سرمایه‌گذار انتظار تورم بیشتری را درآینده داشته باشد و بالطبع این امر بزودی منجر به رشد نرخ بهره اسمی خواهد شد. متقابلاً کاهش در نرخ تورم موجب می‌شود که سرمایه‌گذار انتظار تورم پایین تری را داشته باشد و در نتیجه بهره اسمی نیز کاهش خواهد یافت. علت وجود چنین رابطه‌ای، بازارهای کارا می‌باشند، که ریسک سرمایه‌گذاران را در قبال تغییرات در قدرت خرید پولشان را جبران می‌نمایند. (اتامی و انان گا، ۲۰۰۹). اثر فیشر در بلند مدت نشان می‌دهد، به هنگام بالا بودن نرخ بهره در بلندمدت، انتظارات تورمی نیز تمایل دارد نرخ بالایی داشته باشد به طوری که دو متغیر تمایل به همجمع بودن[1] دارند. در حالی‌که در کوتاه مدت اثر فیشر بیان می‌کند که تغییر در نرخ بهره توأم با تغییر سریع در نرخ تورم انتظاری می‌باشد. نرخ بهره اثرات قابل توجهی در تقاضا برای اعتبارات بانکی داشته و به تبع آن روی نرخ ارز و نرخ تورم دارد، زیرا تمایل به پس‌انداز را توجیه می‌نماید (میشکین، ۱۹۹۲). فیشر معتقد است که افزایش نرخ تورم باعث افزایش انتظارات تورمی سرمایه‌گذار می‌شود که این امر باعث افزایش نرخ بهره در طول زمان خواهد شد و برعکس (اتامی و انان گا، ۲۰۰۹). معمولاً وقتی که سطح قیمت‌ها تغییر می‌کند اما سطح نرخ بهره اسمی تعدیل نمی‌گردد، نرخ بهره واقعی تعدیل می‌شود که معمولاًبا نرخ بهره اسمی برابر یا کمتر است. واگرایی[2] بین نرخ بهره اسمی و واقعی از نرخ تورم، روی ریسک، مالیات و سیاست‌های سرمایه‌ای اثر می‌گذارد (آچندا، ۱۹۹۳). مطالعات آرستو (۱۹۹۲) نشان می دهد که سرمایه‌گذاران به نرخ بهره به عنوان یکی از عوامل مهم در سرمایه‌گذاری توجه دارند. همچنین وی بیان می‌کند که استهلاک پول رایج[3] از طریق فشار معکوس بر نقدینگی داخلی باعث اثرگذاری بر نرخ بهره اسمی می‌شود. مطالعات در کشورهای توسعه یافته در خصوص اثر فیشر نشان می‌دهد که نگرانی‌هایی در خصوص نرخ خیلی پایین و خیلی بالای نرخ بهره وجود دارد، زیرا این امر باعث اختلال در سرمایه‌گذاری، ریسک گریزی بیش از حد افراد و موج ناپایداری در جریان سرمایه می‌شود (آرستو، ۱۹۹۲).

مطالعه آی‌تو (۲۰۰۹) تئوری فیشر را با استفاده از اثرات نامتقارن نرخ تورم انتظاری روی نرخ بهره بلند مدت ژاپن نشان داد که نرخ تورم انتظاری و نرخ بهره در تعادل بلند مدت با هم حرکت می‌کنند. همچنین نرخ بهره اسمی به نرخ تورم انتظاری حساس می‌باشد. با توجه به مطالعات انجام شده مشخص می‌شود که توجه به شکست ساختاری در مطالعات حائز اهمیت بوده و منجر به تغییرات در نتایج مطالعات می‌شود. همچنین در مطالعات مذکور به نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و بلند مدت توجه شده و نتایج بدست آمده

Archive of SID

www.SID.ir

متفاوت بوده است. تویوشیما و هاموری (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به روی کشور امریکا، انگلستان و ژاپن با استفاده از داده‌های پانل برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ نشان داند که اثر فیشر به طور کامل در سه کشور مصداق دارد. بایر و همکاران (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به روی پانزده کشور نشان دادند که در بیشتر کشورها اگرچه که نرخ بهره و نرخ تورم با همدیگر هم‌جمع بوده ولی حرکت این دو متغیر در بلندمدت در کنار یکدیگر یک به یک نبوده است.

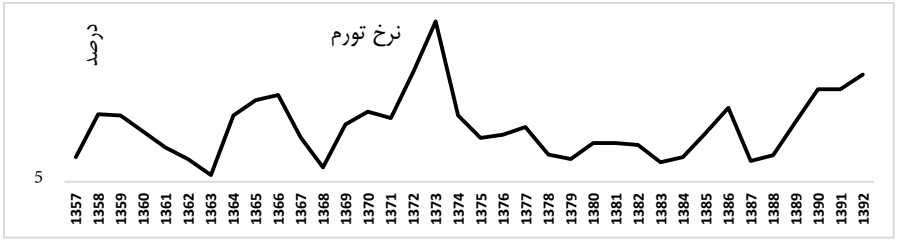
مهرگان و همکاران (۱۳۸۵) با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۴ کشور طی دوره ۲۰۰۱-۲۰۰۳ به بررسی ارتباط بین نرخ بهره و نرخ تورم پرداخته و نشان دادند که از نظر آماری رابطه علی یکطرفه‌ای از سوی نرخ بهره به سمت نرخ تورم وجود دارد. در نهایت توصیه شده که نرخ بهره دریافتی بانک‌ها از طریق افزایش کارایی عملکرد بانک‌ها، بدون کاهش نرخ بهره پرداختی به سپرده‌گذاران، کاهش پیدا کند. فرزین‌وش و برخورداری (۱۳۸۹) در مطالعه بررسی نرخ سود بهینه در تورم هدف با استفاده از داده‌های سال ۱۳۵۳-۱۳۸۴ و با استفاده از مدل سونسن نشان دادند که اثر مثبت نرخ تورم و وقفه آن روی نرخ بهره اسمی معنادار نمی‌باشد. محقق این نتیجه را ناشی از تعیین نرخ بهره اسمی بدون توجه به رفتار تورم و وقفه آن تبیین می‌نماید.احمدی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین نرخ بهره و تورم در گروه کشورهای منا[۴] با استفاده از داده‌های فصلی در مورد ۱۶ کشور در دوره زمانی ۱۹۹۷-۲۰۰۸پرداخته و نشان دادند که در ایران نرخ بهره عاملی برای نرخ تورم نمی‌باشد.سعیدی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای برای بررسی ارتباط بین نرخ تورم با نرخ بهره بر اساس تئوری اثر فیشر در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۸ نشان دادند که ارتباط آماری معنی‌داری بین نرخ بهره یکساله و تورم وجود دارد.

با توجه به اینکه نرخ تورم در ایران همواره به عنوان مسئله‌ای مهم و چالش برانگیز مطرح بوده است، بررسی عوامل مؤثر بر آن در کنترل و کاهش این مسئله کمک خواهد نمود. در طی دوره مطالعه میانگین تورم کشور ۲۰ درصد بوده است. وجود تورم بالا هزینه فرصت سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. با توجه به شکل (۱)، کنترل تورم از اولویت‌های سیاست‌های کشور می‌باشد. یکی از عواملی که علت و معلول تورم می‌باشد نرخ بهره است. بررسی اثرات فیشر در روند کنترل و کاهش نرخ تورم مفید خواهد بود.

همچنین با توجه به اینکه مطالعات انجام شده در داخل دارای نتایج واحدی نبوده و در برخی موارد نتایج یکدیگر را نقض می‌نمایند که ممکن است از عدم توجه به بحث شکست ساختاری باشد. عدم توجه به شکست ساختاری می‌تواند نتایج مطالعه را تحت تأثیر قرار داده و موجب انحراف در نتیجه‌گیری شود. بنابراین در این مطالعه با استفاده از روش‌های مرسوم در بحث شکست ساختاری مثل آزمون ریشه واحد زیووت-اندریوز[۵] و پرون[۶] و همچنین از آزمون همجمعی گری‌گوری-هانسن[۷] استفاده می‌شود. همچنین در این مطالعه از نرخ‌های بهره کوتاه مدت، بلند مدت یکساله، سه ساله و پنج ساله استفاده می‌شود تا اثر فیشر بطور مبسوط تجزیه تحلیل شود.

۲- روش پژوهش

برای بررسی اثر فیشر روش‌های مختلفی توسط محققین آزمون شده است که هر کدام از روش‌ها دارای مزیت مخصوص به خود می‌باشد. آتکین (۱۹۸۹)، والاس و وارنر (۱۹۹۳)، چودری (۱۹۹۴) و دیگران از ریشه واحد و آزمون همجمعی برای بررسی مانایی و همجمع بودن نرخ تورم و نرخ بهره و برای تحلیل نتایج از آزمون علیت گرنجر و الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) استفاده نموده‌اند. اخیراً حاتمی (۲۰۰۸) از فیلتر کالمن برای آزمون اثر فیشر استفاده نموده است. در این مطالعه برای ازمون ریشه واحد و همجمعی از دو روش بدون شکست ساختاری و با شکست ساختاری استفاده شده تا مقایسه‌ای نیز صورت گیرد و در نهایت با استفاده از فیلتر کالمن به تحلیل اثر فیشر پرداخته می‌شود.



شکل ۱: نرخ تورم جمهوری اسلامی ایران طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۰

منبع: بانک مرکزی

Archive of SID
www.SID.ir

آزمون ریشه واحد بدون شکست ساختاری: قبل از الگوسازی داده‌های سری زمانی، ابتدا باید ایستایی متغیرها بررسی شود تا از برآورد رگرسیون کاذب اجتناب شود. برای این منظور دیکی و فولر (۱۹۷۹) آزمونی برای بررسی ایستایی داده‌های سری زمانی تعریف نمودند.

$$y_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\theta_i\Delta y_{t-i}+\varepsilon_t\delta\Delta y_t=\alpha+\beta t+ \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، t روند، Δ علامت تفاضل، p تعداد وقفه بهینه که توسط معیارهای AIC[۸]، SCB[۹] و آماره دوربین-واتسون[۱۰] تعیین می‌شود و y_t هم سری مورد بررسی می‌باشد. در این آزمون $\rho=1$ یا $\delta=0$:H_0 مورد بررسی قرار می‌گیرد. مقادیر بدست آمده برای δ با مقادیر محاسبه شده توسط دیکی و فولر، مقایسه می‌شوند. اگر فرضیه H_0 رد شود عدم وجود ریشه واحد پذیرفته شده و سری مورد نظر ایستا می‌باشد.

آزمون ریشه واحد با وجود شکست ساختاری، آزمون ریشه واحد زیووت-اندریوز (ZA): پرون (۱۹۸۹) با استفاده از آزمون‌های شبیه‌ساز نشان داد که آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته [۱۱] (ADF) در شرایطی که داده‌ها دارای نوسانات پایدار در اطراف روند و یا دارای شکست ساختاری باشند، تمایلی به رد فرضیه H_0 ندارد. برای این منظور پرون با وارد کردن متغیرهای مجازی در الگوی ADF تلاش کرد شکست ساختاری موجود در داده‌ها را مورد بررسی قرار دهد. در ادامه زیووت و اندریوز (۱۹۹۲) توانستند شکست ساختاری برونزا را الگوسازی نمایند. آنها با استفاده از الگوریتم نقطه شکست را تعیین نمودند. در حقیقت آزمون ZA شکل دیگری از آزمون ریشه واحد پرون با وجود شکست ساختاری در داده‌ها می‌باشد. برای انجام آزمون ریشه واحد با وجود شکست ساختاری ZA مراحل زیر طی می‌شود:

الگوی شکسته[۱۲]

$$y_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\theta_i\Delta y_{t-i}+\varepsilon_t\delta y_t=\alpha+\beta t+\gamma DU_t+ \qquad (۲)$$

در معادله (۲) متغیرها طبق معادله (۱) تعریف شده‌اند. و فقط متغیر DU_t متغیر مجازی می‌باشد که برای سال‌های بزرگتر از نقطه شکست (TB) مقدار یک و برای بقیه نقاط مقدار صفر دارد. این الگو نشان دهنده تغییرات ناگهانی در عرض از مبدا تابع روند می‌باشد.

الگوی تغییرات رشد[۱۳]

$$y_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\theta_i\Delta y_{t-i}+\varepsilon_t\delta y_t=\alpha+\beta t+\lambda DT_t+ \qquad (۳)$$

در معادله (۳) متغیر DT_t متغیری است که برای زمان‌های بزرگتر از TB، مقدار t-TB دارد و در دیگر نقاط صفر می‌شود. این الگو نشان دهنده یک تغییر در شیب تابع روند است بدون تغییر در عرض ازمبدأ.

الگوی ترکیبی[۱۴]

$$y_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\theta_i\Delta y_{t-i}+\varepsilon_t\delta y_t=\alpha+\beta t+\gamma DU_t+\lambda DT_t+ \qquad (۴)$$

معادله (۴) بیانگر الگوی ترکیبی از معادله (۳) و (۲) است. که اجازه تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند را می‌دهد به طوری که یک تغییر ناگهانی در عرض از مبدأ همراه با تغییر در شیب نیز دارد. در هر سه مدل فرضیه H_0 دلالت بر وجود ریشه واحد بدون شکست ساختاری دارد (δ=۱). معنی‌دار بودن δ با آماره t، مقایسه می‌شود. ZA پیشنهاد می‌کنند که برای اطمینان بیشتر از نتیجه آزمون با نمونه محدود شده (T ،۰،۹ T ،۰،۱) از بالا و پایین کار شود. برای تعیین حدود k نیز از معیار معرفی شده توسط هال (۱۹۹۴) بنام t sig استفاده می‌شود. در این آزمون شکست ساختاری متغیر برون زا بوده و از قبل تعیین می‌شود.

آزمون پرون

شکست ساختاری در آزمون ریشه واحد ZA فقط به فرضیه H_0 محدود شده است که این امر امکان وجود ریشه واحد با شکست ساختاری را حذف می‌کند. بنابراین با توجه به محدودیت شکست ساختاری فقط با فرضیه H_0 در آزمون ZA، پرون (۱۹۹۷) آزمون را بازبینی نموده است. وی نقطه شسکت ساختاری را درونزا فرضیه نموده و فرضیه شکست ساختاری را به هر دو فرضیه H_0 و H_1 تعمیم می‌دهد. این آزمون همانند آزمون ZA با سه رگرسیون به بررسی وجود ریشه واحد با شکست ساختاری می‌پردازد. تفاوت آزمون پرون در لحاظ نمودن زمان اتفاق افتادن شکست در معادلات ZA می‌باشد (پرون، ۱۹۹۷).

آزمون هم‌جمعی بدون شکست ساختاری: اگر نرخ بهره (N) و نرخ تورم (P) هر دو درجه تفاضلی یکسانی داشته باشند (I(1)) و در یک رگرسیون خطی با هم ترکیب شوند، آنگاه اگر رگرسیون دارای جز اخلال نوفه سفید[۱۵] باشد (I(0))، دو متغیر N و P هم‌جمع از درجه صفر خواهند بود.

$$N_t=\alpha+\beta P_t+\varepsilon_t \qquad (۵)$$

معادله (۵) را انگل-گرنجر (۱۹۸۷) ارائه نمودند که دو مرحله دارد، ابتدا معادله (۵) با رگرسیون حداقل مربعات معمولی برآورد شده و سپس در مرحله بعد درجه اجزای

Archive of SID

www.SID.ir

اخلال با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته تعیین می‌شود. اما اندرز (۱۹۹۶) اشاره می‌کند که آزمون همجمعی انگل-گرنجر دارای محدودیت‌هایی می‌باشد. وی بیان می‌کند، درست است که آزمون انگل-گرنجر به راحتی انجام می‌شود اما فرایند دو مرحله‌ای باعث می‌شود که خطای ایجاد شده در مرحله یک به مرحله دوم منتقل شود که موجب کثرت خطا[۱۶] می‌شود. همچنین این مدل وقتی که تعداد متغیرها بیش از دو باشد ناکارامد می‌باشد. علاوه بر آن، تعیین متغیر وابسته و مستقل نیز خود جای سوال دارد. بنابراین برای اجتناب از این مشکل از آزمون همجمعی جوهانسون (۱۹۸۸) استفاده می‌شود. در این آزمون بین متغیرها تفاوتی از نظر وابسته یا مستقل بودن نیست و متغیرها به صورت نرمال وارد الگو می‌شوند. آزمون همجمعی با وجود شکست ساختاری: آزمون‌های همجمعی انگل-گرنجر و جوهانسون دارای محدودیت‌هایی می‌باشند. وقتی داده‌ها در طول زمان بررسی می‌شوند، امکان وجود تغییرات سیاستی، بحران‌های مالی و هر گونه تغییرات ناگهانی وجود دارد. گریگوری و همکاران (۱۹۹۶) نشان دادند که با وجود شکست ساختاری در داده‌های مورد بررسی آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته به شدت اریب دارد. بر همین اساس گریگوی و هانسن (۱۹۹۶) معتقداند که اگر در داده‌های مورد بررسی شکست ساختاری وجود داشته باشد، محقق به اشتباه هم‌جمع بودن متغیرهای هدف را رد خواهد نمود. در صورتی که این رد شده به خاطر همجمع نبودن متغیرها نمی‌باشد بلکه به خاطر وجود شکست ساختاری است. بنابراین گریگوری و هانسن آزمون همجمعی را بر اساس وجود شکست ساختاری ارائه نمودند. در الگوی گریگوری و هانسن سه رگرسیون برآورد می‌شود.

الگوی C (تغییر سطح[۱۷]):

$$y_{1t}=\alpha_1+\alpha_2\varphi_{t\tau}+\gamma y_{2t}+\varepsilon_t, \quad t=1,\ldots,n \qquad (۶)$$

در معادله (۶)، α_1 نشان دهنده عرض از مبدأ قبل از تغییر سطح بوده و α_2 تغییر عرض از مبدأ را بعد از تغییر سطح نشان می‌دهد. y_1 و y_2 متغیرهای مورد نظر می‌باشد.

الگوی C/T (تغییر سطح با روند[۱۸]):

$$t=1,\ldots,n\ y_{1t}=\alpha_1+\alpha_2\varphi_{t\tau}+\beta t+\gamma y_{2t}+\varepsilon_t, \qquad (۷)$$

در معادله (۷) عبارت روند (t) نیز به معادله اضافه می‌شود.

الگوی C/S (تغییر رژیم[۱۹]):

$$y_{1t}=\alpha_1+\alpha_2\varphi_{t\tau}+\gamma^T_1\ y_{2t}+\gamma^T_2\ y_{2t}\ \varphi_{t\tau}\ +\varepsilon_t, \quad t=1,\ldots,n \qquad (۸)$$

در معادله (۸) γ_1 نشان دهنده ضریب رگرسیون قبل از تغییر رژیم بوده و γ_2 نشان دهنده تغییر ضریب زاویه شیب است. متغیر مجازی $\varphi_{t\tau}$ به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\varphi_{t\tau}= \begin{cases} 0 & \text{if } t\le[n\tau] \\ 1 & \text{if } t>[n\tau] \end{cases} \qquad (۹)$$

در معادله (۹) پارامتر τ ناشناخته است که در بازه (۰،۱) قرار دارد که نسبت زمانی تغییر را نشان می‌دهد. [ ] نیز بیانگر جزء صحیح می‌باشد. آماره آزمون همجمعی برای هر تغییر ممکن در رژیم ($\epsilon\tau T$) مقدار کمی در طول تمامی نقاطی که امکان شکست دارد، را نشان می‌دهد. گریگوری و هانسن برای اطمینان بیشتر از نتایج آزمون پیشنهاد می‌کنند که برای نقاطی که در طول بازه (,[0.15n] [0.85n]) قرار می‌گیرند، آزمون انجام شود. فرضیه صفر در این آزمون عدم وجود بردار هم‌جمعی با وجود شکست ساختاری می‌باشد.

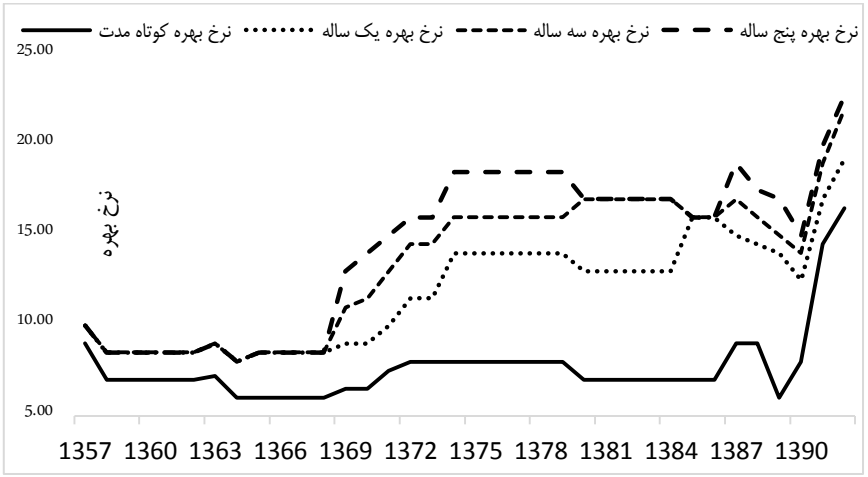
فیلتر کالمن: الگوی رگرسیون برآورد شده برای اثر فیشر در معادله (۸) فرض می‌کند که پارامتر β در طول زمان ثابت می‌باشد و تغییر این پارامتر در طول زمان امکان ندارد. این امر در مورد داده‌هایی که در طول زمان دارای نوسانات زیاد بوده و مدام دستخوش تغییرات هستند، نوعی ناکارآمدی محسوب می‌شود. همچنین هیچ ضمانتی مبنی بر اینکه این پارامتر در طول زمان ثابت باشد وجود ندارد. بنابراین نیاز به الگویی است که پارامتر را در طول زمان محاسبه نماید و برای هر دوره‌ای متناسب با شرایط آن، پارامتر محاسبه نماید (حاتمی، ۲۰۰۸). در علوم اقتصادی الگوهای فضا-حالت این امکان را به محقق می‌دهد تا برآوردهایی با توجه به طول دوره داشته باشد. معادله (۵) که بیانگر اثر فیشر است، در قالب الگوی فضا-حالت به شکل ذیل تصریح می‌شود:

$$N_t=\alpha+\beta_tP_t+\varepsilon_t$$
$$\beta_t=\beta_{t-1}+\eta_t \qquad (۱۰)$$

معادله اول الگوی (۱۰)، معادله مشاهدات یا سنجش[۲۰] نام دارد و معادله دوم، معادله انتقال[۲۱] نام دارد. معادله مشاهدات شامل متغیرهای قابل مشاهده (داده‌ها) و پارامتر غیر قابل مشاهده β_t می‌باشد. معادله انتقال نیز متغیرهای حالت را تخمین می‌زند. ε_t خطای قابل مشاهده و η_t خطای حالت می‌باشد که فرض می‌شود دارای توزیع گوسین با تسلسل نوفه سفید[۲۲] (GWN) است. الگوی فضا-حالت با استفاده از داده‌های مشاهده شده به برآورد پارامتر در طول زمان می‌پردازد. برای استنباط الگوی فضا-حالت در قالب الگوهای آماری از فیلتر کالمن استفاده می‌شود. فیلتر کالمن از الگوریتم آماری عطفی[۲۳] برای محاسبات در الگوی حالت استفاده می‌کند.

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۲: نرخ بهره کوتاه مدت، یکساله، سه ساله و پنج ساله

منبع: بانک مرکزی ایران

در این مطالعه با استفاده از داده‌های سالانه ایران برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۲ به بررسی اثر فیشر در اقتصاد ایران پرداخته شده است. برای این منظور از اطلاعات سری زمانی شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، نرخ بهره کوتاه مدت، یکساله، سه ساله و پنج ساله استفاده شده است. اطلاعات از مرکز اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمع آوری شده است. لذا در این مطالعه تلاش شده تا اثر فیشر با نرخ‌های بهره متفاوت اندازه‌گیری شود تا بتوان در خصوص وجود اثر فیشر در نرخ‌های متفاوت تصمیم‌گیری نمود. برای انجام محاسبات و تخمین‌ها از نرمافزارهای RATS و Eviews استفاده شده است.

۳- نتایج و بحث

برای بررسی ابتدایی داده‌ها، نمودار نرخ‌های بهره تجزیه تحلیل می‌شود. شکل (۲) نرخ‌های بهره کوتاه مدت، یکساله، سه ساله و پنج ساله ترسیم شده است. همانطور که در شکل مشخص است، نرخ بهره کوتاه مدت با نرخ‌های دیگر اختلاف قابل توجهی دارد. بنابراین انتظار بر این است که دارای نتایج متفاوتی با دیگر نرخ بهره‌ها در اثر فیشر باشد. نرخ تورم نیز از شاخص قیمت مصرف کننده محاسبه گردیده است، که خود بانک مرکزی نرخ تورم را محاسبه و گزارش نموده است.

در ادامه برای بررسی متغیرها و برآورد، ریشه واحد متغیرها بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری گزارش شده است.

جدول (۱) نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای متغیرهای هدف را نشان می‌دهد. نرخ تورم و نرخ بهره کوتاه مدت دارای ریشه واحد نبوده اما نرخ بهره یکساله، سه ساله و پنج ساله دارای ریشه واحد هستند که با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. در ادامه با استفاده از آزمون‌های زیووت-اندریوز و پرون وجود ریشه واحد متغیرهای هدف بررسی شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته		درجه ایستایی
	آماره t محاسباتی در سطح	آماره t جدول (۵٪)	
نرخ بهره کوتاه مدت	-۳/۵۴	-۲/۹۵	I(0)
نرخ بهره یکساله	-۱/۱	-۲/۹۵	I(1)
نرخ بهره سه ساله	-۰/۷	-۲/۹۵	I(1)
نرخ بهره پنج ساله	-۱/۱۴	-۲/۹۵	I(1)
نرخ تورم	-۳/۱	-۲/۹۵	I(0)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۲: نتایج آزمون ایستایی زیووت-اندریوز

متغیر	Crash model			Mixed Model			درجه ایستایی
	t محاسباتی	t جدول (٪۵)	نقطه شکست	t محاسباتی	t جدول (٪۵)	نقطه شکست	
نرخ بهره کوتاه مدت	-۳/۴	-۴/۹۳	۱۳۷۱	-۳/۲۱	-۵/۰۸	۱۳۷۱	I(1)
نرخ بهره یکساله	-۳/۶	-۴/۹۳	۱۳۷۲	-۳/۱۷	-۵/۰۸	۱۳۸۵	I(1)
نرخ بهره سه ساله	-۳/۵۶	-۴/۹۳	۱۳۶۹	-۳/۵	-۵/۰۸	۱۳۸۰	I(1)
نرخ بهره پنج ساله	-۴/۹۸	-۴/۹۳	۱۳۶۹	-۴/۶۹	-۵/۰۸	۱۳۶۹	I(1)
نرخ تورم	-۴/۹۲	-۴/۹۳	۱۳۷۷	-۵/۰۸	-۵/۰۸	۱۳۷۶	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد تمام متغیرهای هدف دارای ریشه واحد می‌باشند که با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. بدلیل اینکه متغیرهای هدف دارای روند نبوده‌اند از انجام الگوی تغییرات رشد (معادله ۳) آزمون زیووت-اندریوز خودداری شد. فرضیه H_0 آزمون ZA و پرون، وجود ریشه واحد با شکست ساختاری است که باید آزمون شود.

نتایج جدول (۳) آزمون ایستایی پرون با وجود شکست ساختاری برای متغیرهای هدف را نشان می‌دهد. همچنین بدلیل اینکه متغیرهای هدف دارای روند نبوده‌اند از انجام الگوی تغییرات رشد (معادله ۶) آزمون زیووت-اندریوز خودداری شد. همانطور که مشخص است نتیجه دو آزمون مشابه هم هستند و به طور قطع مشخص می‌شود که نتایج آزمون دیکی-فولر در ارتباط با نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ تورم اشتباه بوده است؛ دلیل این موضوع وجود شکست ساختاری در متغیرهای نرخ بهره کوتاه مدت و تورم می‌باشد. بنابراین نتیجه‌ای که حاصل می‌شود این است که تمام متغیرهای هدف جمعی از مرتبه یک می‌باشند.

در ادامه وجود بردار همجمعی پرداخته بررسی شده است. ابتدا با استفاده از آزمون جوهانسون به بررسی وجود بردار هم‌جمعی پرداخته می‌شود.

نتایج جدول (۴) نشان دهنده تعداد بردار هم‌جمعی برآورد شده با استفاده از آزمون جوهانسون است که با دو معیار آزمون اثر (λ_{trace}) و حداکثر مقدار ویژه وجود بردارهای هم‌جمع بین متغیرهای هدف را بررسی کرده است. نتایج جدول (۴) بردارهای هم‌جمعی بین دو متغیر نرخ بهره و تورم را برای دوره‌های کوتاه مدت، یکساله و پنج ساله بیان می‌دارد. چون متغیرها دارای روند نبوده‌اند از برآورد الگو با متغیر روند اجتناب شد. نتایج جدول نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای نرخ بهره با نرخ تورم رابطه بلند مدت خطی داشته‌اند و الگوی فیشر در تمامی موارد مصداق دارد. گریگوری و همکاران (۱۹۹۴) بیان می‌کنند که

جدول ۳: نتایج آزمون ایستایی پرون

متغیر	Crash model			Mixed Model			درجه ایستایی
	t محاسباتی	t جدول (٪۵)	نقطه شکست	t محاسباتی	t جدول (٪۵)	نقطه شکست	
نرخ بهره کوتاه مدت	-۲/۹۵	-۵/۲۳	۱۳۷۰	-۳/۲۱	-۵/۵۹	۱۳۷۰	I(1)
نرخ بهره یکساله	-۳/۷۳	-۵/۲۳	۱۳۷۱	-۳/۲۴	-۵/۵۹	۱۳۸۴	I(1)
نرخ بهره سه ساله	-۳/۲۵	-۵/۲۳	۱۳۶۸	-۲/۹	-۵/۵۹	۱۳۷۹	I(1)
نرخ بهره پنج ساله	-۴/۷۹	-۵/۲۳	۱۳۶۸	-۴/۴۹	-۵/۵۹	۱۳۶۸	I(1)
نرخ تورم	-۴/۹	-۵/۲۳	۱۳۷۳	-۴/۵۱	-۵/۵۹	۱۳۷۳	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴: تعداد بردار همجمعی برآورد شده از آزمون جوهانسون

متغیر	الگوی عرض از مبدأ بدون روند		الگوی خطی عرض از مبدأ بدون روند	
	آزمون اثر (λ_{trace})	حداکثر مقدار ویژه	آزمون اثر (λ_{trace})	حداکثر مقدار ویژه
نرخ بهره کوتاه مدت و تورم	۱	۱	۲	۲
نرخ بهره یکساله و تورم	۱	۱	۱	۱
نرخ بهره سه ساله و تورم	۰	۱	۱	۱
نرخ بهره پنج ساله و تورم	۰	۰	۱	۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵: تعداد بردار همجمعی برآورد شده از گریگوری-هانسن

متغیر	C model		C/T Model	
	حداقل t محاسباتی	نقطه شکست	حداقل t محاسباتی	نقطه شکست
نرخ بهره کوتاه مدت و تورم	-۴/۹۷	۱۳۷۰	-۵/۷	۱۳۷۱
نرخ بهره یکساله و تورم	-۴/۳۶	۱۳۷۲	-۴/۲	۱۳۷۰
نرخ بهره سه ساله و تورم	-۴/۳۱	۱۳۶۹	-۵/۲	۱۳۷۰
نرخ بهره پنج ساله و تورم	-۴/۵۵	۱۳۶۹	-۵/۲۵	۱۳۶۹
	T جدول (۵٪): -۴/۶۱		T جدول (۵٪): -۵/۵	
فرضیه H_0: عدم وجود رابطه هم‌جمعی با وجود شکست ساختاری				

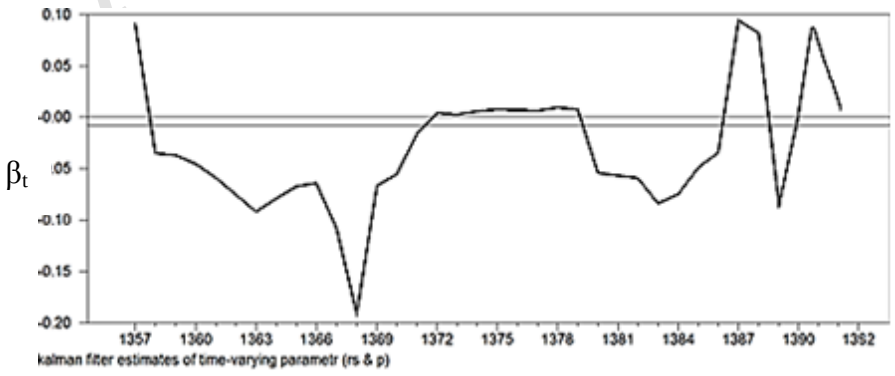
مأخذ: یافته‌های تحقیق

با وجود شکست ساختاری در متغیرها نتایج آزمون‌های همجمعی عادی، دارای قدرت کمتری خواهند بود. بنابراین در ادامه آزمون بردار هم‌جمعی با الگوی گریگوری-هانسن برآورد شد تا بحث شکست ساختاری نیز بررسی شود.

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که تنها بین نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ تورم رابطه تعادلی بلند مدت وجود دارد و نرخ‌های بهره یکساله، سه ساله و پنج ساله ارتباط بلند مدتی با نرخ تورم نداشته‌اند. اگر متغیر هدف چندین شکست داشته باشد، می‌توان از الگوی فضا-حالت استفاده نموده و بجای تخمین یک پارامتر برای طول دوره، تخمین پارامتر نرخ تورم در مقابل نرخ بهره (β_t) را در طول دوره داشت.

شکل (۳) نشان دهنده پارامتر β_t معادله (۱۳) می‌باشد. با استفاده از روش فیلتر کالمن پارامتر β_t در طول زمان بدست آمده است. همانطور که در نمودار مشخص است نرخ بهره کوتاه مدت با نرخ تورم طی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۷۲، ۱۳۷۹-۱۳۸۶ و سال ۱۳۸۹ ارتباط معکوس با نرخ تورم داشته است و در طی سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۷۹ ارتباط معنی‌داری نداشته و در بقیه سال‌ها ارتباط مثبت وجود داشته است. با توجه به مقادیر βt مشخص می‌شود که مقدار پارامتر منفی بزرگتر از مقدار مثبت آن می‌باشد. البته مطالعاتی دال بر این موضوع که همیشه رابطه بین نرخ بهره و تورم برای دوره‌های مختلف معنی‌دار و پایدار نمی‌باشد، وجود دارد. بارسکی (۱۹۸۷)، میشکین (۱۹۹۲) و غزالی (۲۰۰۳) نشان دادند که همواره ارتباط بین نرخ بهره و تورم معنی‌دار و مثبت نمی باشد.

در سال های اخیر بحث کنترل تورم و کاهش آن از اهداف دولت بوده و همواره، توجه مردم به سیاست‌های دولت در این راستا بوده است. بحث کنترل تورم، بحثی است که متغیرهای کلان اقتصادی زیادی در آن دخیل هستند (نقدینگی، سیاست‌های پولی دولت، فروش اوراق مشارکت، نرخ بهره بانکی و ...) و نمی‌توان صرفاً به یک متغیر توجه نمود. در این مطالعه نقش تورم در تعیین نرخ بهره تبیین شد. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط بلند مدتی بین نرخ بهره کوتاه مدت و تورم وجود دارد. اما ارتباط معنی‌داری بین تورم و نرخ بهره یکساله، سه ساله و پنج ساله وجود نداشت، این موضوع می‌تواند به دستوری بودن تعیین نرخ بهره توسط بانک مرکزی ارتباط پیدا کند. نرخ بهره در اقتصاد ایران توسط مقامات پولی و بدون ارتباط با عرضه و تقاضای پول مشخص می‌شود و حالت دستوری دارد (سعیدی و همکاران، ۱۳۹۱). به همین دلیل، نرخ بهره عملکرد خاصی



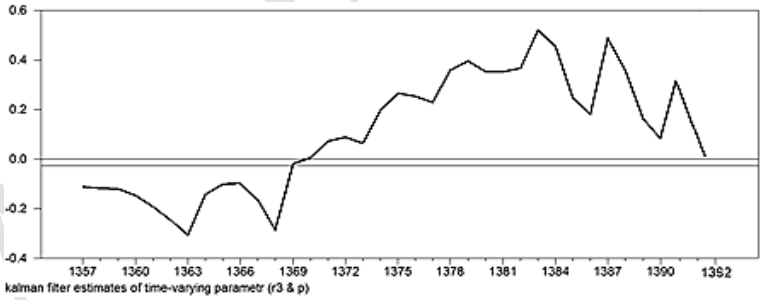
شکل ۳: نتایج برآورد پارامتر tβ برای الگوی نرخ بهره کوتاه مدت در برابر نرخ بهره

Archive of SID
www.SID.ir

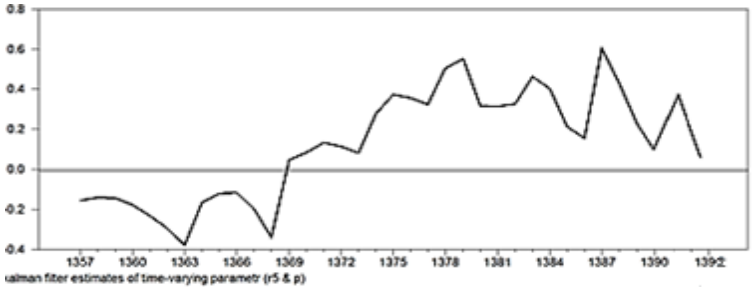
در مکانیزم‌های اثرگذاری پولی به معنی شاخصی از ارزش دارایی‌های قابل تبدیل به پول را ندارد. بنابراین در این حالت نرخ تورم به عنوان نماینده‌ای برای هزینه فرصت نگه‌داری پول در نظر گرفته می‌شود. همچنین با توجه به اینکه نرخ تورم همواره بیشتر از نرخ بهره اسمی می‌باشد. نرخ بهره حقیقی منفی می‌شود و در حقیقت سپرده‌گذاری در بانک با توجه به نرخ تورم صرفه اقتصادی نداشته و افراد به سمت خرید دارایی‌های واقعی (اتومبیل، خانه، زمین و ...) روی می‌آورند. با افزایش تقاضا برای دارایی‌های واقعی، قیمت این دارایی‌ها افزایش یافته و منجر به ایجاد تورم می‌شود.

با توجه به نتایج فیلتر کالمن (اشاره شده در پیوست)، ارتباط مثبتی بین نرخ تورم و نرخ بهره وجود دارد به نحوی که هر چه نرخ تورم افزایش پیدا کند باعث می‌شود که نرخ بهره نیز افزایش بیابد. زیرا نرخ تورم هزینه فرصت نگه‌داری سرمایه در بانک می‌باشد و برای اینکه سپرده‌گذاری در بانک صرفه اقتصادی پیدا کند نرخ بهره باید به طور یک به یک با نرخ تورم افزایش پیدا کند. با توجه به افزایش نرخ بهره و رابطه معکوس سرمایه‌گذاری با نرخ بهره، افزایش نرخ بهره باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود زیرا ارزش سرمایه‌گذاری با نرخ بهره تنزیل می‌شود. چون سرمایه‌گذاری کاهش پیدا می‌کند، بنابراین تولید کاهش پیدا می‌کند. از طرفی با کاهش سپرده‌گذاری در بانک، تقاضا برای جانشین‌های سرمایه‌گذاری (بازار مسکن، بازار طلا، نرخ ارز و ...) افزایش می‌یابد که خود موجب ایجاد تورم می‌شود. بنابراین به نظر می‌رسد که تعیین نرخ بهره باید مطابق با بازار و نرخ تورم صورت گیرد.

شکل ۴: نتایج برآورد پارامتر β_t برای الگوی نرخ بهره یکساله در برابر نرخ بهره
مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۵: نتایج برآورد پارامتر β_t برای الگوی نرخ بهره یکساله در برابر نرخ بهره
مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۶. نتایج برآورد پارامتر β_t برای الگوی نرخ بهره یکساله در برابر نرخ بهره
مأخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

در خصوص معنی‌دار شدن نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ تورم در سال‌های اخیر، نیز اینگونه بحث می‌شود که بدلیل کثرت موسسات مالی و بانک‌ها رقابت برای جذب سرمایه‌گذاری بین موسسات مالی افزایش پیدا کرده است. این موسسات با افزایش نرخ بهره کوتاه مدت از آن، به عنوان ابزاری برای جذی سرمایه بیشتر استفاده می‌نمایند. موسسات مالی سپرده‌های جذب شده را دوباره با فرایند خلق تکاثری پول وام داده و موجب افزایش نقدینگی در جامعه می‌شوند که این خود موجب افزایش نرخ تورم می‌گردد.

کاهش نرخ بهره پرداختی توسط بانک‌ها و موسسات مالی: با کاهش نرخ بهره افراد بدنبال جایگزینی برای سرمایه‌گذاری می‌باشند، که موجب فعالیت بخش‌های مختلف اقتصاد می‌شود. اما توجه به نکته که آیا نظام بازارهای مالی (بورس اوراق بهادار) و فضای ایجاد کسب وکار و سرمایهگذاری در کشور تا چه حد کارا و میسر می‌باشد، الزامی است. زیرا با کاهش نرخ بهره و در صورت عدم کارایی بازار کار و سرمایه، نقدینگی به سمت خرید دارایی‌های واقعی (ملک، ماشین، دلار و ...) و بازارهای غیر رسمی سرمایه‌گذاری می‌رود، که خود این مسئله باعث ایجاد تورم در اقتصاد می‌شود. در حقیقت قبل از کاهش نرخ بهره باید بخش‌های مختلف اقتصاد برای سرمایه‌گذاری زمینه لازم را داشته باشند. کارا نمودن بازارهای مالی، افزایش خصوصی سازی، تشویق مردم در مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی، ایجاد فضای کسب و کار مناسب از جمله شرایط لازم برای کاهش نرخ بهره می‌باشد. یعنی شرایطی باید ایجاد شود که سرمایه‌های خارج شده از بانک‌ها و موسسات به سمت تولید و سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی مؤثر سرازیر شود.

کنترل نرخ تورم و کاهش آن: نرخ تورم و نرخ بهره در کوتاه مدت حرکت یک به یک دارند. اگر نرخ تورم کنترل شده و کاهش بیابد، آنگاه چون نرخ بهره که هزینه فرصت سرمایه‌گذاری است، کاهش می‌یابد. با کنترل و کاهش تورم، انتظارات تورمی نیز کاهش می‌یابد. کاهش انتظارات تورمی نیز منجر به کاهش هزینه فرصت سرمایه شده و باعث کاهش نرخ بهره می‌شود.

منابع

احمدی، م.، فلاحی، م. و خسروی، س. (۱۳۹۰). آزمون علیت هشیائو بین نرخ بهره و تورم برای گروه کشورهای منا. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره سوم: ۲۰۳-۲۳۴.

سعیدی، پ.، مظهری، ر، و ولیان، ح. (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین نرخ تورم با نرخ بهره بر اساس تئوری اثر فیشر در اقتصاد ایران. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره سیزدهم: ۸۳-۹۸.

فرزین‌وش، الف. و برخورداری، س. (۱۳۸۹). ساختار اقتصادی، اهداف سیاستی و نرخ سود بهینه در تورم هدف. سیاست‌های اقتصادی، ۷۸، جلد ۶: ۳۳-۴۶.

مهرگان، ن.، عزتی، م. و اصغرپور، ح. (۱۳۸۵). بررسی رابطه علی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال سوم، شماره سوم: ۹۱-۱۰۵.

برانسون، و. (۱۳۹۱). تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان. مترجم: شاکری، ع. انتشارات نی، چاپ هجدهم.

Atkins, F.J. (1989). Co-integration, error correction and the fisher effect, Applied Economics, 21:1611 – 1620.

Beyer, A., Haug, A.A. and Dewald, W.G. (2009). Structural breaks, co-integration and the fisher effect. European Central Bank Working Paper Series, No. 1013.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a unit root. American Statistical Association, 74: 427-431.

Enders, W. (1996). RATS handbook for econometric time series, New York: John Wiley and Sons Inc.

Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, 55(2):251-276.

Fisher, Irving (1930). The Theory of Interest. New York: Macmillan.

Hall, A.D. (1994). Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection, Journal of Business and Economic Statistics, 12:461-470.

Hatemi-J, A. and Irandoust, M. (2008). The Fisher Effect: A Kalman Filter Approach to Detecting Structural change, Applied Economics Letters, 15:619-624.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control 12:231-254.

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, 30:195 – 215.

Oresotu (1992). Interest rates Behavior under a Programme of Financial Reform: The Nigerian Case.CBN Economic and Financial Review, 30(2):109-125.

Perron, P. (1997). Further Evidence on breaking

Archive of SID

www.SID.ir

trend functions in macroeconomic variables, Journal of Econometrics, 80:355-385.
Toyoshima, Y. and Hamori, Sh. (2011). Panel cointegration analysis of the Fisher effect: Evidence from the US, the UK, and Japan. Economic Bulletin, Volume 31, Issue 3: 2674-2682.
Uchendu, O.A. (1993).Interest Rate Policy, Savings and Investment in Nigeria, Central Bank of Nigeria Economic and Financial Review, 31(1):34-52.
Utami, S.R. and Inanga, E.L. (2009). Exchange rates, Interest rates and Inflation rates in Indonesia: the international fisher effect theory. Euro journals publishing, Inc.
Wallace, M.S. and Warner, J.T. (1993). The Fisher Effect and the term Structure of Interest Rates: Tests of Co-integration, The Review of Economics and Statistics, 75, (2):320-324.
Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (1992). Further evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock, and the Unit Root Hypothesis, Journal of Business and Economic Statistics, 10(3): 251-270.
Gregory, A.W., Nason, J.M. and Watt, D. (1996). Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships, Journal of Econometrics, 71:321-

یادداشت‌ها

[1] *cointegrated*
[2] *divergence*
[3] *persistent currency depreciation*
[4] *MENA*
[5] *Zivot-Andrews unit root test (1992)*
[6] *Perron unit root test (1997)*
[7] *Gregory-Hansen (1996)*
[8] *Akaike Information Criterion*
[9] *Schwarz's Bayesian Criterion*
[10] *Durbin-Watson*
[11] *Augmented Dickey-Fuller test*
[12] *Crash Model*
[13] *Changing Growth Model*
[14] *Mixed Model*
[15] *White Noise*
[16] *Multiplicity of Errors*
[17] *Level Shift*
[18] *Level Shift with Trend*
[19] *Regime Shift*
[20] *Observation or Measurement Equation*
[21] *Transition Equation*
[22] *Gaussian White Noise*
[23] *Recursive Statistical Algorithm*

Archive of SID

www.SID.ir