تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۱، شمارهٔ ۴، زمستان ۱۳۹۵ / ص ۹۵۰-۹۲۹

نااطمینانی تورم و نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در ایران

سیدجمال‌الدین محسنی زنوزی*[۱]، اکبر حسن‌زاده[۲]، بهروز جعفرزاده [۳]

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، sj.mzonouzi@urmia.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه، ak. hassanzadeh@urmia.ac.ir

۳. عضو هیأت علمی دانشگاه غیرانتفاعی فرهیختگان کرمان و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه یزد، jafarzadeh. behrooz@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۷/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۸/۰۴

چکیده

بهره به‌عنوان هزینه‌ی فرصت سرمایه‌گذاری یا به‌عبارتی هزینه‌ی اخذ اعتبارات مورد نیاز در فرآیند تولید، نقشی اساسی در قیمت تمام شده کالاها بر عهده داشته است و از این‌رو کنترل متغیرهایی که اثرات زیانبار بر روند نرخ‌های بهره دارند ضروری به نظر می‌رسد. در این میان موضوع تغییرات غیرقابل انتظار برخی متغیرها که می‌تواند اثرات مخرب‌تری بر جریان نرخ‌های بهره داشته باشد و به موازات آن قیمت تمام شده‌ی کالاها را با نوعی نااطمینانی مواجه سازد، می‌تواند بسیار حیاتی‌تر باشد. در این راستا و در مطالعه‌ی حاضر، به بررسی رابطه‌ی میان نااطمینانی نرخ تورم و نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در ایران و با استفاده از داده‌های ماهیانه ۱۳۹۳:۱۲-۱۳۸۳:۱ پرداخته شده است. برای این منظور از رهیافت همبستگی شرطی پویای تصحیح شده (cDCC[۲]) مدل دو متغیره خودرگرسیونی تعمیم‌یافته مبتنی بر واریانس‌ناهمسان شرطی (MGARCH[۳]) استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از تأثیر مثبت و معنادار نااطمینانی تورم بر نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در ایران می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C32 ،E22 ،E40 ،D81

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی تورم، نرخ بهره، MGARCH و cDCC.

---

۱. نویسنده‌ی مسئول، ۰۹۱۴۳۰۱۱۰۸۲

2. Corrected Dynamic Conditional Correlation

3. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

۱- مقدمه

اقتصادهای در حال توسعه همواره از درجه‌ی بالای نااطمینانی رنج می‌برند. رشد، تورم، نرخ‌های ارز واقعی، نرخ‌های بهره و سایر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان در این کشورها بسیار پرنوسان‌تر از کشورهای صنعتی بوده و پیامدهای نوسانات فوق بر عملکرد کلی اقتصاد در ابعاد مختلف از قبیل رشد، سرمایه‌گذاری، تجارت و . . . موجب شده است تا توجهات فراوانی در متون تجربی سال‌های اخیر به این مباحث جلب شود.

نرخ بهره (نرخ سود) که به‌عنوان هزینه‌ی اجاره از دید سرمایه‌گذار و هزینه‌ی فرصت از دید سپرده‌گذار تلقی می‌گردد، یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی در سیاست‌گذاری می‌باشد. بهره، ماهیتی وابسته به ماهیت پول داشته و براساس ترجیح واحدهای اقتصادی برای نگهداری پس‌انداز به‌صورت نقد قابل توجیه می‌باشد. متغیر فوق به‌عنوان یک ابزار کنترلی قدرتمند در اداره و هدایت بازار عمل می‌کند. این نرخ در اقتصادهای پیشرفته از طریق بازار و تقابل عرضه و تقاضای پول تعیین شده و بنابراین می‌توان گفت تا حدودی نرخی طبیعی یا رقابتی است، اما در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و در شرایط نبود ساختارهای کارآمدی چون بازارهای مالی پیشرفته، این نرخ معمولاً بدون توجه به وضعیت بازار و تحت رویکردی دستوری و با در نظر گرفتن شاخص‌های کلی اقتصادی از جمله تورم و نیز با دیدگاهی حمایتی نسبت به بخش‌های اقتصادی خاصی تعیین می‌شود. بهره به‌عنوان هزینه‌ی فرصت سرمایه‌گذاری یا به‌عبارتی هزینه‌ی اخذ اعتبارات مورد نیاز در فرآیند تولید، نقشی اساسی در قیمت تمام شده کالاها بر عهده داشته و از این‌رو کنترل متغیرهایی که اثرات زیانبار بر روند نرخ بهره دارند ضروری به نظر می‌رسد. در این میان موضوع تغییرات غیرقابل انتظار برخی متغیرها که می‌تواند اثرات مخرب‌تری بر جریان نرخ‌های بهره داشته و به موازات آن قیمت تمام شده‌ی کالاها را با نوعی نااطمینانی مواجه سازد، می‌تواند بسیار حیاتی‌تر باشد.

در این راستا و در مطالعه‌ی حاضر به بررسی رابطه‌ی میان نااطمینانی نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در ایران و با استفاده از داده‌های ماهیانه ۱۳۹۳:۱۲-۱۳۸۳:۱ پرداخته شده است. برای این منظور از رهیافت همبستگی شرطی پویای تصحیح شده (cDCC) مدل دو متغیره خودرگرسیونی تعمیم‌یافته مبتنی بر واریانس‌ناهمسان شرطی (MGARCH) استفاده شده است. ساختار این مطالعه در پنج بخش تنظیم شده است؛ به این‌صورت که در در قسمت دوم، مبانی نظری پژوهش شامل مفهوم نااطمینانی،

روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی و تأثیرات تورم و عدم اطمینان آن بر نرخ سود سپرده‌های بانکی تشریح و در نهایت به برخی مطالعات مهم انجام گرفته در این حوزه پرداخته شده است. در قسمت سوم پژوهش، روش‌شناسی مطالعه مشتمل بر معرفی مدل‌های گارچ، گارچ چندمتغیره و رویکرد cDCC مدل‌های فوق تشریح شده است. معرفی متغیرهای مدل، انجام آزمون‌های مربوطه و ارائه یافته‌های پژوهش و در نهایت برآورد الگو در قسمت چهارم مطالعه مطرح و در نهایت در بخش پنجم و پایانی مطالعه، به نتیجه‌گیری و بحث در مورد نتایج به‌دست آمده پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه‌ی پژوهش

۲-۱- نااطمینانی و اندازه‌گیری آن

نااطمینانی شرایطی است که در آن پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتند، مشخص و معلوم نمی‌باشند؛ یا اینکه اگر این پیشامدها مشخص باشند، احتمالات مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیستند. زمانی که هرکدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل شده و از این‌رو فضای نااطمینانی بر تصمیمات حاکم می‌شود (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱).

نااطمینانی اقتصادی علل و ریشه‌های مختلفی می‌تواند داشته باشد. ضعف سیاست‌های کلان اقتصادی و اعمال سیاست‌های مقطعی برای حل مسائل روزمره و در نتیجه ایجاد ساختار بیمار اقتصادی می‌تواند شرایط نامطمئن برای تصمیم‌گیری ایجاد کند.

اگر یک متغیر سری زمانی مثل y را در نظر بگیریم، y_t نشان‌دهنده‌ی مقدار این متغیر در زمان t می‌باشد. اگر در ساده‌ترین حالت، معادله‌ای برای y_t به‌صورت $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$ مطرح باشد، آنچه که در مدل فوق برآورد می‌شود، معادله‌ی میانگین شرطی y_t است که به‌صورت $E(y_t|x_t) = \alpha + \beta x_t$ بوده و برآورد آن نیز به‌صورت $\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ خواهد بود. فرض ضمنی برآورد فوق نیز این است که واریانس شرطی y_t ثابت می‌باشد. در مباحث رگرسیون تک‌متغیره، تغییرات y شامل دو قسمت می‌باشد: اول تغییرات توضیح داده شده که توسط $\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ تبیین شده و دوم تغییرات توضیح داده نشده که توسط e_t یا $\hat{u}_t$ توصیف می‌شود. به‌عبارتی در زمان t، بخشی از y_t که توسط $\hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ تبیین می‌شود، قابل پیش‌بینی بوده و هیچ نااطمینانی راجع به آن وجود ندارد و بخشی نیز توسط جزء خطا توصیف می‌شود که فرض بر این

است که این قسمت از تغییرات y_t در هر زمان برابر با مقدار ثابت $\hat{\sigma}^2$ می‌باشد، لذا یک جزء نامطمئن در اینجا وجود دارد که ثابت فرض می‌شود. به‌عبارتی فرض می‌شود که تغییرات غیرقابل پیش‌بینی y_t که ناشی از عوامل تصادفی است ثابت می‌باشد، اما موضوعی که مطرح می‌باشد این است که σ^2 یعنی واریانس جمله خطا که به‌عنوان معیار نااطمینانی در نظر گرفته می‌شود لزوماً نمی‌تواند ثابت باشد و در چنین حالتی آن را با σ_t^2 نشان می‌دهند. بدین ترتیب σ_t^2 که بیانگر تغییرات y_t بوده و ناشی از عوامل تصادفی می‌باشد، به‌عنوان معیاری از نوسان‌پذیری یا نااطمینانی y_t در نظر گرفته می‌شود.

برای اندازه‌گیری نااطمینانی از معیارها و متغیرهای مختلفی استفاده شده که به طور کلی می‌توان این معیارها را به دو گروه کلی تقسیم کرد. روش اول، استفاده از شاخص‌هایی است که از طریق تحقیقات میدانی به‌دست می‌آید، مثل شاخص لیوینگستون[1]. در این روش از پیش‌بینی‌های مختلفی که توسط افراد، شرکت‌ها و مصرف‌کنندگان مختلف در مورد متغیر مورد نظر انجام می‌دهند برای سنجش و محاسبه‌ی میزان نااطمینانی استفاده می‌شود. روش دوم، رویکردی است که در آن از طریق ابزارهای آماری و اقتصادسنجی تلاش می‌کنند متغیر نماینده برای نااطمینانی را محاسبه نمایند. مثل استفاده از تغییرات غیرشرطی، انحراف معیار متحرک، مدل‌های مارکوف- سوئیچینگ[2] و مدل‌های ARCH و رویکردهای تکمیلی مدل‌های ARCH.

۲-۲- تورم، نااطمینانی نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی (نرخ بهره)

نرخ‌های بهره‌ی حقیقی نقشی اساسی در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری و به تبع رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. در سطح خرد، بنگاه‌ها اقدام به تأمین مالی وجوه مورد نیاز خود از طریق منابع داخلی و خارجی می‌نمایند. بنگاه‌هایی که دارایی‌های قابل توجهی در اختیار ندارند، وابسته به منابع بانکی به‌عنوان وجوه تأمین مالی خارجی می‌باشند. در این بین انتخاب نوع منبع تأمین مالی برای تصمیمات ساختار سرمایه بنگاه‌ها دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد. هنگامی که بنگاه‌ها اقدام به قرض‌گیری از بانک‌ها کرده و بنابراین بهره پرداخت می‌کنند، خود را در معرض نااطمینانی‌های اقتصادی قرار

1. Livingston
2. Markov-Switching

می‌دهند. نوسانات بالای نرخ‌های بهره‌ی واقعی که از مشخصه‌های بارز کشورهای در حال توسعه می‌باشد موجب ایجاد محیطی نامطمئن و متزلزل برای تصمیم‌گیرندگان سرمایه‌گذاری می‌شود. این عوامل موجب عدم اطمینان در خصوص سودآوری پروژه‌ها و در نتیجه افزایش هزینه‌ی سرمایه‌گذاری می‌شود. با توجه به اثرات قابل توجه تغییرات نرخ بهره بر تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی، متغیر فوق به‌عنوان یکی از عناصر مهم سیاست‌گذاری در اقتصاد کلان، مطرح و همواره مدنظر دولت‌مردان اقتصادی بوده و توجه بسیاری از کارگزاران و عاملان اقتصادی را به خود جلب کرده است.

عوامل زیادی در تغییرات نرخ بهره تأثیرگذار است که از جمله متغیرهای اساسی کلان اقتصادی مرتبط با متغیر فوق، نرخ تورم می‌باشد.

تورم یا به عبارتی افزایش سطح عمومی قیمت‌ها از جمله متغیرهای مهم و تأثیرگذار در اقتصاد کشورها محسوب می‌شود که در مقاطع مختلف و به‌ویژه در نرخ‌های بالا اثرات نامطلوب و زیانباری بر اقتصاد جوامع تحمیل کرده است. با این حال اصلی‌ترین و مهم‌ترین زیان ناشی از تورم، عدم اطمینان از میزان نرخ آن در آینده می‌باشد. نااطمینانی تورمی فضایی است که در آن تصمیم‌گیران و عاملان اقتصادی نسبت به میزان تورم آینده که پیش‌رو خواهند داشت نامطمئن می‌باشند. برخی عوامل چون شوک‌های برون‌زا، فقدان نظام ارزی مطمئن و مستحکم و بنابراین آشفتگی تجارت خارجی، تورم بالا و پرنوسان، نوسانات نرخ ارز، قیمت نفت (به‌ویژه در کشورهای صادرکننده‌ی نفت)، سیاست‌های مالی و پولی ناکارآمد و تضعیف کارکرد سیستم قیمت‌ها می‌توانند به عنوان علل نااطمینانی اقتصادی مطرح شوند. افزون بر این عوامل اقتصادی، برخی علل دیگر نیز می‌تواند عاملان اقتصادی را در شرایط نامطمئن قرار دهد؛ به‌عنوان مثال بی‌ثباتی ناشی از جنگ، بی‌تفاوتی مردم نسبت به تصمیمات اقتصادی و به‌طور کلی هر تصمیم یا سیاستی که موجب ایجاد فضای نااطمینانی در اقتصاد شود بر نااطمینانی اقتصادی مؤثر می‌باشد.

تورم در سطوح بالا، علاوه بر آنکه نظام قیمت‌ها را مختل می‌کند، موجب کاهش پس‌اندازها، از بین رفتن انگیزه‌های سرمایه‌گذاری، تحریک فرار سرمایه از بخش‌های تولیدی به سمت فعالیت‌های سفته‌بازی و در نهایت کند شدن رشد اقتصادی خواهد شد. تورم و تغییرات زیاد آن موجب عدم اطمینان و در نتیجه سلب انگیزه و تأخیر در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری می‌شود (اسماعیل‌زاده مقری، ۱۳۸۸). اثر نااطمینانی تورم به این صورت ظاهر می شود که تورم منجر به درک اشتباه از سطوح

قیمت‌های نسبی و انحراف نشانه‌های قیمتی شده و در نتیجه برنامه‌های سرمایه-گذاری را ناکارا کرده و از سطح سرمایه‌گذاری می‌کاهد. با کاهش سرمایه‌گذاری، انباشت سرمایه کاهش یافته و این کاهش، اثر پایدار و بلندمدت بر اقتصاد خواهد داشت (صفدری و پورشهابی، ۱۳۸۸).

نااطمینانی‌های ایجاد شده سبب تغییراتی در روش و نحوه‌ی تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی می‌شود که در نهایت این تصمیمات، فعالیت‌های واقعی آنها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نااطمینانی از هر نوعی که باشد دو نوع اثر اقتصادی دارد؛ اول اینکه موجب می‌شود عاملان اقتصادی اعم از بنگاه‌ها، مصرف‌کنندگان و . . . تصمیمات اقتصادی را اتخاذ کنند، که متفاوت از آن چیزی است که انتظار داشته‌اند؛ تحلیل‌گران این نوع اثرات را تأثیرات درونی می‌نامند. دسته‌ی دوم اثرات در جریان بعد از اخذ تصمیم جای می‌گیرند که به آنها شوک‌های بیرونی گفته می‌شود. این شرایط نیز هنگامی رخ می‌دهد که متغیر واقعی متفاوت با آنچه که پیش‌بینی شده، باشد.

برای بررسی رابطه‌ی میان تورم و نرخ بهره می‌توان از تئوری‌های موجود در اقتصاد کلان بهره جست، که برای این منظور، مکانیزم تأثیرگذاری تورم بر نرخ بهره مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. مطابق ادبیات اقتصاد کلان، چنانچه سطح قیمت‌ها افزایش یابد، اولین متغیر تأثیرپذیر از افزایش سطح قیمت‌ها، بالانس حقیقی پول می‌باشد. به‌عبارت دیگر، با افزایش سطح قیمت‌ها، عرضه حقیقی پول کاهش پیدا می‌کند. در چارچوب تحلیل‌های کینزی، کاهش عرضه‌ی حقیقی پول (مازاد تقاضای پول) سبب اختلالاتی در اقتصاد می‌شود. براساس تعادل والراسی، برای اینکه در مجموع در اقتصاد تعادل برقرار شود، بروز مازاد تقاضای پول در بازار پول سبب ایجاد مازاد عرضه در بازار اوراق می‌شود که این امر کاهش قیمت اوراق قرضه و افزایش نرخ بهره‌ی بازار را درپی دارد. بنابراین از لحاظ نظری انتظار بر این است که با افزایش سطح قیمت‌ها، نرخ بهره‌ی افزایش یابد. به بیان دیگر، افزایش نرخ تورم می‌تواند موجبات افزایش نرخ بهره را در اقتصاد فراهم کند.

ارتباط میان نرخ بهره‌ی حقیقی و اسمی دلالت بر این موضوع می‌کند که یک رابطه‌ی مثبت میان نرخ تورم و نرخ بهره‌ی اسمی وجود دارد. این موضوع را ویلیام داگلاس[1] پیش از دهه‌ی ۱۸۴۰ مطرح کرده و هنری تورنتن[2] از این ایده برای

1. William Douglas
2. Henry Thornton

تبیین رابطه‌ی بین نرخ بهره‌ی حقیقی و اسمی استفاده کرده است. (مهرگان و همکاران، ۱۳۸۵) با مرور ادبیات مطرح شده می‌توان استدلال کرد که نرخ تورم بر نرخ بهره‌ی اسمی تأثیر مثبت دارد، با این وجود، رابطه‌ی بین نرخ بهره‌ی اسمی و حقیقی تا زمان اروینگ فیشر[1] (۱۹۳۰) از دقت و چارچوب تحلیلی مناسبی برخوردار نبوده است.

بررسی‌ها نشان می‌دهد که در بسیاری از کشورها در بلندمدت رابطه‌ی مثبتی میان نرخ سود اسمی و نرخ تورم وجود دارد، تا جایی که میزان نرخ سود اسمی تقریباً بازتابی از روند تورمی می‌باشد. رابطه‌ی مثبت میان نرخ سود اسمی و تورم مورد انتظار، یک نظریه‌ی کلاسیک منسوب به اروینگ فیشر است که در ادبیات اقتصادی به اثر فیشر[2] معروف است. اثر فیشر یکی از نتایج مهم نظریه‌ی نئوکلاسیکی نرخ بهره است که در سال ۱۹۳۰ توسط فیشر در کتاب معروف نظریه‌ی بهره مطرح شده است. به‌طور خلاصه، اثر فیشر بیان می‌دارد که یک واحد افزایش در نرخ تورم انتظاری، نرخ بهره‌ی اسمی را یک واحد افزایش می‌دهد و نرخ بهره‌ی واقعی مورد انتظار ثابت می‌ماند، به بیان دیگر به نظر فیشر، نرخ بهره‌ی واقعی مستقل از معیارها و چارچوب پولی است. معادله‌ی فیشر عبارتست از:

$$i = r + \pi^e \qquad (۱)$$

که در آن i نرخ بهره‌ی اسمی، r نرخ بهره‌ی واقعی مورد انتظار و π^e نرخ تورم انتظاری است.

چونگ و همکاران[3] (۲۰۱۰)، استدلال می‌کنند که از هر دو دیدگاه نظری و تجربی، عکس‌العمل‌های مختلفی توسط اقتصاددانان در مورد رابطه‌ی میان نااطمینانی تورم و نرخ بهره وجود داشته است. گروهی معتقدندکه رابطه‌ای معکوس میان نااطمینانی تورم و نرخ بهره‌ی اسمی موجود است. طبق نظر این گروه، نااطمینانی تورمی در اقتصاد موجب کاهش سرمایه‌گذاری و پس‌انداز عوامل اقتصادی ریسک‌گریز و فشار رو به پایین عرضه و تقاضای اوراق قرضه می‌شود. اگر کاهش در تقاضای اوراق قرضه بزرگ‌تر از کاهش پس‌انداز در طرف عرضه باشد، نرخ بهره‌ی اسمی تعادلی کاهش می‌یابد و در غیر این‌صورت رابطه عکس خواهد بود. گروهی دیگر نیز بر این باورند که

---

1. Irving Fisher
2. Fisher Effect
3. Cheong Et all

زمانی که نااطمینانی تورمی وجود داشته و سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز بر بازار اوراق قرضه تسلط دارند، به سادگی می‌توان با اضافه کردن ریسک پرمیوم به نرخ‌های بهره‌ی اسمی، افزایش نااطمینانی نرخ تورم را خنثی کرد.

در مجموع می‌توان گفت مبانی نظری تأثیر نااطمینانی تورم بر نرخ بهره به خوبی تعریف نشده است (برومنت، ۱۹۹۹جدول (ولی این رابطه‌ی روشن و آشکار است؛ به عبارتی، مطالعات زیادی ارتباط نااطمینانی تورم و نیز ارتباط تورم و نرخ بهره را تأیید کرده‌اند و بنابراین گرچه مبانی نظری قوی برای ارتباط مستقیم نااطمینانی تورم و نرخ بهره در دست نیست، ولی این ارتباط به‌طور غیرمستقیم وجود دارد.

۲-۳- مروری بر پیشینه‌ی پژوهش

در خصوص تأثیر نااطمینانی تورم بر نرخ بهره تاکنون مطالعه‌ای در کشور صورت نگرفته است. در مورد معدود مطالعات خارجی انجام گرفته، گروهی از پژوهشگران رابطه‌ی مثبت میان نااطمینانی تورمی و نرخ‌های بهره (فیشر[1] (۱۹۷۵)، مرتن[2] (۱۹۷۵)، فاما[3] (۱۹۷۵)، مالیاریس و مالیاریس[4] (۱۹۹۱)، برومنت[5] (۱۹۹۹)، کوام[6] (۲۰۱۲)، بهار و مالیک[7] (۲۰۱۲)) و گروهی دیگر رابطه‌ی منفی میان این دو متغیر را نتیجه گرفته‌اند (هان[8] (۱۹۷۰)، جاستر و تیلور[9] (۱۹۷۵)، لوی و مکین[10] (۱۹۷۹)، بومبرگر و فریزر[11] (۱۹۸۱)، هارتمن و مکین[12] (۱۹۸۲)، چونگ و همکاران (۲۰۱۰)) که در ادامه به نتایج چند مطالعه مهم اشاره می‌شود:

برومنت و همکاران (۲۰۰۵)، در پژوهشی با عنوان ارتباط گم شده‌ی میان نااطمینانی تورمی و نرخ‌های بهره، با استفاده از مدل GARCH، به بررسی ارتباط سه

---

1. Fischer
2. Merton
3. Fama
4. Malliaris and Malliaris
5. Berument
6. Kwame
7. Bhar and Mallik
8. Hahn
9. Juster and Taylor
10. Levi and Makin
11. Bomberger and Frazer
12. Hartman and Makin

نوع نااطمینانی تورمی (نااطمینانی تکانه‌ای[1]، نااطمینانی ساختاری[2] و نااطمینانی وضعیت پایدار[3]) و نرخ‌های بهره در انگلستان پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده‌ی ارتباط مثبت نااطمینانی ساختاری و ارتباط منفی نااطمینانی تکانه‌ای با نرخ‌های بهره بوده و ارتباط بین نااطمینانی وضعیت یکنواخت با نرخ‌های بهره روشن نیست.

چونگ و همکاران (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای با عنوان اثر نااطمینانی تورمی بر نرخ‌های بهره، با استفاده از مدل ARCH، به آزمون معادله‌ی فیشر و بررسی ارتباط بین نااطمینانی تورمی و نرخ‌های بهره‌ی سه ماهه‌ی اوراق خزانه‌داری ایالات متحده پرداخته‌اند. نتایج تجربی مبین یک رابطه‌ی منفی و معنی‌دار است.

بهار و مالیک (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای با عنوان مؤلفه‌های نااطمینانی تورمی و نرخ‌های بهره: شواهدی از استرالیا و نیوزلند، با استفاده از سه مؤلفه نااطمینانی تورمی (ساختاری، تکانه‌ای و وضعیت یکنواخت) و استفاده از یک مدل سری زمانی ساختاری به آزمون فرضیه‌ی فیشر در استرالیا و نیوزلند پرداخته‌اند. در نهایت نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی تکانه‌ای ارتباط مثبت و نااطمینانی ساختاری ارتباط منفی با نرخ‌های بهره‌ی اسمی دارند و اثر بلند مدت تورم بر نرخ‌های بهره کم‌تر است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱ مدل‌های GARCH

متداول‌ترین و مسلط‌ترین روش برای ارزیابی عدم قطعیت و بی‌ثباتی در متغیرها که در بیش‌تر مطالعات اقتصادسنجی مورد استفاده قرار می‌گیرد، استفاده از مدل‌های GARCH می‌باشد. این روش که توسط بولرسلیو[4] (۱۹۸۶) پیشنهاد شده است، یک مدل‌سازی مبتنی بر واریانس متغیر در طول زمان می‌باشد. به‌عبارت دیگر، روش گارچ مکانیسمی است که از واریانس‌های گذشته و جملات خطا برای توضیح واریانس فعلی استفاده می‌کند؛ یا به‌طور مشخص‌تر، رویکرد فوق یک تکنیک مدل‌سازی سری‌های زمانی است که از واریانس‌های گذشته و تخمین واریانس‌ها برای پیش‌بینی واریانس‌های آتی استفاده می‌کند. (کشاورز حداد و صمدی، ۱۳۸۸).

---

1. Impulse uncertainty
2. Structural uncertainty
3. Steady-state uncertainty
4. Bollerslev

مدل‌های GARCH در یک طبقه‌بندی کلی و براساس تعداد متغیرهای موجود در مدل، به مدل‌های تک متغیره و مدل‌های چندمتغیره تقسیم می‌شوند. مدل‌های GARCH تک‌متغیره محدودیت‌هایی دارند که کاربرد آنها را دچار مشکل می‌کند، از جمله اینکه فرض می‌کنند واریانس شرطی هر سری مستقل از تمام سری‌ها می‌باشد. افزون بر این، این رویکرد به کوواریانس بین سری‌ها به‌عنوان یک عامل مهم در بررسی نوسانات متغیرها توجهی ندارد. این محدودیت‌ها سبب می‌شوند که این مدل‌ها در بسیاری از موارد غیرقابل تشخیص شوند.

در مقابل مدل‌های تک متغیره که عنوان شد، مدل‌های چند متغیره GARCH معرفی شده‌اند که می‌توانند به‌طور بالقوه بر کمبودها و نقایص مدل‌های تک‌متغیره غلبه کنند. مدل‌های چندمتغیره بسیار شبیه مدل‌های تک‌متغیره هستند و از این‌رو تخمین آن‌ها شبیه مدل‌های تک متغیره می‌باشد؛ با این تفاوت که مدل‌های چند متغیره علاوه بر معادلات قبلی، معادلات مشخصی برای بیان چگونگی حرکت کوواریانس در طول زمان نیز دارند. (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱).

اهمیت مدل‌های چندمتغیره در آن است که انعطاف‌پذیری کافی در مدل‌سازی پویایی‌های واریانس و کوواریانس دارند. برای آشنایی با این مدل‌ها، بردار تصادفی $\{r_t\}$ با مرتبه $N \times 1$ با میانگین صفر $(Er_t = 0)$ با فرض عدم وجود خودهمبستگی خطی را در نظر بگیرید. با توجه به مجموعه اطلاعات در دسترس تا زمان t (یعنی Ω_{t-1}) ماتریس $H = [h_{ti\,jt}]$ با مرتبه $N \times N$، ماتریس کوواریانس شرطی r_t بوده و ε بردار خطاها بوده و در آن $E\varepsilon_t\varepsilon_t'$ به‌صورت زیر می‌باشد:

$$r_t = H_t^{1/2}\varepsilon_t \qquad (۲)$$

تصریح فوق، مدل‌سازی عمومی ادبیات گارچ چندمتغیره می‌باشد، اما برای حل مدل و برآورد درایه‌های ماتریس H_t روش‌های گوناگونی پیشنهاد شده است. اولین نوع مدل‌های چند متغیره GARCH، مدل VECH[1] می‌باشد که توسط بولرسلیو، انگل و ولدریج[2] (۱۹۸۸) معرفی شده است. در این مدل، تمام واریانس و کوواریانس‌های شرطی تابعی از وقفه‌هایی از واریانس و کوواریانس شرطی و نیز وقفه‌های مربعات سری بازده می‌باشند. با وجود دارا بودن انعطاف‌پذیری بالا، مدل فوق خالی از اشکال نمی‌باشد؛

1. Vector Error Conditional Heteroscedasticity
2. Bollerslev, Engle and Wooldridge

بطوری‌که تعداد متغیرهای برآوردی این مدل بسیار زیاد بوده است که در صورت بالا بودن N، مشکل فوق خود را نشان می‌دهد. در سال ۱۹۹۱ کلاس دیگری از مدل VECH توسط بابا، انگل، کرونر و کرافت (۱۹۹۱) معرفی شد که به مدل BEKK[1] مشهور شده است. این مدل این ویژگی جالب را دارد که با اعمال چند محدودیت، ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی مثبت و معین می‌شود.

رویکرد دیگر معرفی شده برای مدل‌های گارچ چندمتغیره، مدل DCC سو و هوانگ[2] (۲۰۱۰) می‌باشد که به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_t = D_t R D_t \qquad (۳)$$

که در آن $D_t = \mathrm{diag}\left(h_{1\,1t}^{\frac{1}{2}}, \dots, h_{N\,Nt}^{\frac{1}{2}}\right)$ بوده و هرکدام از $h_{i\,it}$ به‌وسیله‌ی یک مدل GARCH تک متغیره توضیح داده می‌شوند. علاوه بر این داریم:

$$R_t = \mathrm{diag}\left(q_{1\,1t}^{\frac{1}{2}}, \dots, q_{N\,Nt}^{\frac{1}{2}}\right) Q_t \mathrm{diag}\left(q_{1\,1t}^{\frac{1}{2}}, \dots, q_{N\,Nt}^{\frac{1}{2}}\right) \qquad (۴)$$

که در آن $Q_t = (q_{i\,ij})$ یک ماتریس N×N مثبت معین و متقارن است که شکل آن به‌صورت زیر می‌باشد:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta\overline{Q} + aU_{t-1}U'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \qquad (۵)$$

که در آن $U_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sqrt{h_{iit}}}$ بوده و α و β اعداد غیرمنفی هستند که $\alpha + \beta < 1$ و $\overline{Q}$ یک ماتریس N×N از U_t است.

از مزایای مدل DCC تعداد پارامترهای تخمین زده شده به میزان $\frac{(N+1)\times(N+4)}{2}$ است که کم‌تر از مدل BEKK می‌باشد. مزیت دیگر مدل این است که مدل DCC می‌تواند در هر نقطه از زمان ماتریس واریانس- کوواریانس مثبت و معینی را ایجاد کند که این امر انعطاف‌پذیری بالای مدل را نشان می‌دهد.

۳-۲- رویکرد cDCC مدل‌های گارچ چند متغیره

مشکل رویکردهای معرفی شده‌ی مدل‌های چند متغیره GARCH از جمله روش DCC این است که پارامترهای برآورد شده از طریق این روش، ناسازگار و دارای تورش

1. Baba, Engle, Kraft and Kroner
2. Su and Huang

می‌باشند. آیللی[1] (۲۰۱۳)، نشان می‌دهد که تخمین ماتریس همبستگی u_t، یعنی $\bar{Q}$، در مدل DCC تورش‌دار است چرا که:

$$E[u_t u_t] = E[E(u_t' u_t | \Omega_{t-1})] = E[R_t] \neq E[Q_t] \quad (۶)$$

در مدل جدیدی که برای حل مشکل مطرح شده: $P_t = \left(q_{11,t}^{1/2} \dots q_{NN,t}^{1/2}\right)$ و u_t^* در نظر گرفته شده و سپس $E[u_t^* u_t^*] = Q_t$ محاسبه می‌شود. به این ترتیب:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + a u_{t-1}^* u_{t-1}^{*\prime} + \beta Q_{t-1} \quad (۷)$$

که در آن $\bar{Q}$ ماتریس همبستگی غیرشرطی u_{t-1}^* می‌باشد.

زمانی تخمین‌ها نادرست می‌شود که تحت مدل DCC ماتریس $\bar{Q}$ و پارامترهای α و β در دو مرحله‌ی مجزا تخمین زده می‌شوند. در مدل cDCC، تخمین $\bar{Q}$ و پارامترهای α و β باهم انجام می‌گیرد، چراکه $\bar{Q}$ به طور مداوم به‌صورت ماتریس همبستگی u_t^* تخمین زده می‌شود. برای تعیین u_t^* به یک تخمین زن مرحله‌ی اول عناصر قطری Q_t نیاز است.

با توجه به اینکه عناصر قطری Q_t به $\bar{Q}$ وابسته نیستند (چراکه $Q_{ii} = 1$ برای $i=1,\dots,N$)، آیللی، برای محاسبه‌ی این مقادیر $q_{11,t}, \dots, q_{NN,t}$ رابطه‌ی زیر را پیشنهاد می‌دهد:

$$q_{ii,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha u_{i,t-1}^2 + \beta q_{ii,t-1} \quad (۸)$$

به‌طور خلاصه با فرض داده شده بودن α و β می‌توان $q_{11,t}, \dots, q_{NN,t}$ را محاسبه کرد و سپس $\bar{Q}$ را به‌عنوان کوواریانس تجربی u_t^* تخمین زد. لذا در این مطالعه به منظور اجتناب از برآوردهای ناسازگار و تورش‌دار برای تخمین میانگین شرطی، واریانس وکوواریانس متغیرهای موردنظر، از روش cDCC برای برآورد الگوها استفاده می‌شود.

۴- یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که قبلاً نیز اشاره شد، در مطالعه‌ی حاضر به بررسی رابطه‌ی میان نااطمینانی نرخ تورم و نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در ایران و با استفاده از داده‌های ماهیانه‌ی ۱۳۸۳:۱-۱۳۹۳:۱۲ پرداخته می‌شود. برای این منظور از رهیافت همبستگی شرطی پویای تصحیح شده‌ی (cDCC) مدل دو متغیره خودرگرسیونی

1. Aielli

تعمیم‌یافته مبتنی بر واریانس‌ناهمسان شرطی (MGARCH) استفاده می‌شود. در این راستا ابتدا متغیرها و داده‌های تحقیق معرفی می‌شوند.

۴-۱- متغیرها و داده‌های تحقیق

پارامترهای معادله میانگین برای متغیرهای مورد مطالعه بر پایه مدل دومتغیره زیر ارائه می‌شوند:

$$\begin{bmatrix} RIR_t \\ IR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \emptyset_1 & \emptyset_2 \\ \emptyset_3 & \emptyset_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RIR_{t-1} \\ IR_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_3 & \rho_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11} \\ \sigma_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (۹)$$

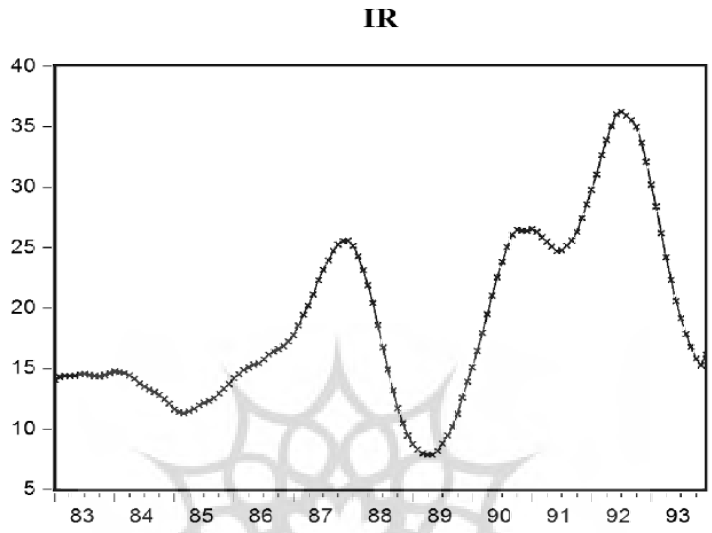
که در آن RIR[1] و IR[2] به ترتیب نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی (نرخ بهره‌ی واقعی) و نرخ تورم می‌باشند. مطابق معمول فرض می‌شود که باقیمانده‌های ε_{1t} و ε_{2t} دارای توزیع نرمال و واریانس شرطی متغیر در طول زمان هستند. همانگونه که مشخص است، الگوی فوق مشتمل بر دو معادله می‌باشد؛ معادله‌ای برای نرخ بهره‌ی واقعی که تابعی از نرخ بهره‌ی واقعی دوره‌ی قبل، تورم دوره‌ی قبل و عدم‌اطمینان تورم (همبستگی میان عدم اطمینان تورم و نرخ بهره‌ی واقعی) می‌باشد و معادله‌ای نیز برای نرخ تورم با همان شرایط که تمرکز مطالعه بر معادله‌ی اول و به‌طور مشخص ارتباط عدم‌اطمینان تورم و نرخ بهره‌ی واقعی می‌باشد.

داده‌های مورد استفاده در پژوهش به‌صورت ماهانه بوده و ارقام متغیر نرخ تورم از سایت مرکز آمار ایران و آمار نرخ سود سپرده‌های بانکی از سایت بانک مرکزی استخراج شده است. برای متغیر نرخ بهره از نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی استفاده شده است. دلیل اصلی این انتخاب، نظریه‌ی مک‌کینون[3] (۱۹۷۳) و شاو[4] (۱۹۷۳) است که معتقدند سود سپرده‌های بلندمدت بهترین معیار نرخ بهره می‌باشد. با توجه به اینکه در اقتصاد ایران نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود تسهیلات بانکی نزدیک به هم بوده و تغییرات یکی منجر به تغییرات دیگری می‌شود، در مطالعه‌ی حاضر از نرخ سود سپرده‌های مدت‌دار یکساله به‌عنوان نماینده‌ی نرخ بهره استفاده شده است. سپس ارقام فوق برای به‌دست آوردن نرخ بهره‌ی واقعی توسط نرخ‌های تورم تعدیل شده‌اند.

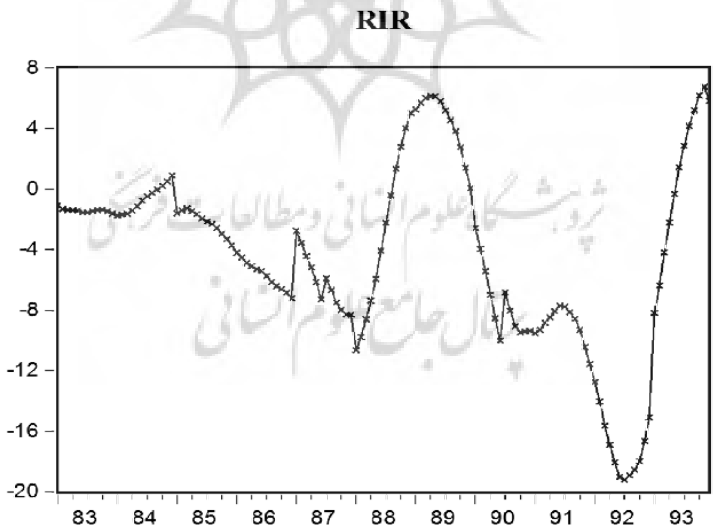
---

1. Real Interest Rate
2. Inflation Rate
3. McKinnon
4. Shaw

نمودارهای (۱) و (۲)، به ترتیب روند تغییرات متغیرهای نرخ تورم و نرخ بهره‌ی واقعی را در دوره‌ی زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهند.



نمودار ۱- روند متغیر نرخ تورم در دوره‌ی زمانی مورد مطالعه



نمودار ۲- روند متغیر نرخ بهره‌ی واقعی در دوره‌ی زمانی مورد مطالعه

۴-۲ - آزمون ریشه‌ی واحد

روش‌های سنتی اقتصادسنجی در برآورد ضرایب یک الگو مبتنی بر مانا بودن سری‌های زمانی می‌باشند. یک سری‌زمانی وقتی ماناست که میانگین، واریانس، کواریانس و در نتیجه ضریب همبستگی آن در طول زمان ثابت باشد، اما بررسی‌های انجام شده از سال ۱۹۹۰ به بعد نشان می‌دهد که برخی متغیرهای سری‌زمانی مانا نیستند. اگر سری‌های زمانی مورداستفاده در تخمین الگو نامانا باشند، این برآورد ممکن است به رگرسیون کاذب (ساختگی)[1] منجر شود؛ بدین معنی که ضریب تعیین به‌دست آمده بالا بوده اما در عین حال هیچ رابطه‌ی معنی‌داری میان متغیرهای الگو وجود نداشته باشد و بالا بودن ضریب فوق ناشی از وجود متغیر زمان باشد نه به واسطه‌ی ارتباط حقیقی میان متغیرها. از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به مانایی آنها اطمینان حاصل شود.

آزمون‌ها و روش‌های مختلفی برای بررسی مانایی متغیرها وجود دارد؛ ازجمله تابع خودهمبستگی (ACF)، همبستگی نگار و آزمون‌های ریشه‌ی واحد[2] دیکی – فولر، فیلیپس‌پرون و KPSS. در مطالعه‌ی حاضر برای بررسی مانایی متغیرهای مدل از آزمون KPSS[3] استفاده شده است. نتایج آزمون موصوف که در جدول (۱) گزارش شده است نشان می‌دهد که ارقام آماره LM-STAT در سطح، اعدادی کوچک‌تر از تمامی مقادیر بحرانی بوده و لذا فرضیه‌ی صفر (مانایی سری‌های زمانی) رد نشده و هر دو متغیر مورد بررسی درسطح مانا ((I(0)) می‌باشند.

جدول ۱- نتایج آزمون‌های مانایی متغیرها (با عرض از مبدأ و روند)

سری زمانی	آماره LM-STAT در سطح	مقادیر بحرانی			نتیجه
		٪۱	٪۵	٪۱۰	
IR (نرخ تورم)	۰/۰۷۶۸	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
RIR (نرخ بهره‌ی واقعی)	۰/۰۶۴۱	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا

مأخذ: محاسبات محققان

1. Spurious Regression
2. Unit Root Test
3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

۴-۳- بررسی وجود نااطمینانی

قبل از برآورد الگو، ابتدا می‌بایست از وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلال معادله میانگین و وجود اثر ARCH اطمینان حاصل کرد. برای این منظور از آزمون ضریب لاگرانژ (ARCH-LM) استفاده می‌شود. آزمون فوق دارای دو آماره‌ی F و obs*R-Squared و احتمالات مربوطه می‌باشد. در این آزمون، پس از محاسبه‌ی مقدار آماره n*. R2=obs*R-Sequred که دارای توزیع χ^2 با q درجه‌ی آزادی می‌باشد (q نشان‌دهنده‌ی تعداد تأخیرهای مربع جملات پسماند می‌باشد)؛ آماره فوق با مقدار $\chi^2_{a,q}$ جدول مقایسه می‌شود. در اینصورت اگر $n^*. R^2$ با فرض $n^*=n-q$ کوچک‌تر از مقدار $\chi^2_{a,q}$ جدول باشد، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در داده‌ها پذیرفته می‌شود؛ در غیر اینصورت فرضیه‌ی H_0 رد شده و می‌توان گفت که ناهمسانی واریانس میان اجزاء اخلال وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون موصوف در جدول (۲) گزارش شده است:

جدول ۲- نتایج آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH

F-Statistic	۷۲۰/۵۹۱۱	Prob F	۰/۰۰۰۰
obs*R-Squared	۱۱۰/۳۹۱۰	Prob Chi-sequare	۰/۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات محققان

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، آماره $n^*. R^2$ محاسبه شده بزرگ‌تر از مقدار $\chi^2_{a,q}$ جدول بوده، یا به‌عبارتی مقدار p-value کم‌تر از ۵٪ می‌باشد، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس میان اجزاء اخلال رد شده و لذا وجود اثر ARCH در باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود.

۴-۴- برآورد الگو

همان‌گونه که پیش‌تر نیز توضیح داده شد، در این مطالعه برای برآورد پارامترها از رهیافت cDCC با روش تخمین حداکثر راستنمایی استفاده می‌شود. برای این منظور از نرم‌افزار OxMetrics که دربردارنده‌ی رویکرد cDCC بوده و از سویی در آن نیازی به محاسبه و برآورد مجزای نااطمینانی متغیر مورد نظر نبوده و این مهم توسط خود نرم‌افزار انجام می‌شود استفاده شده است. پارامترهای محاسبه شده مطابق جدول (۳) و به دنبال آن معادلات برآورد شده به‌شرح ذیل می‌باشد:

جدول ۳- پارامترهای برآورد شده مدل

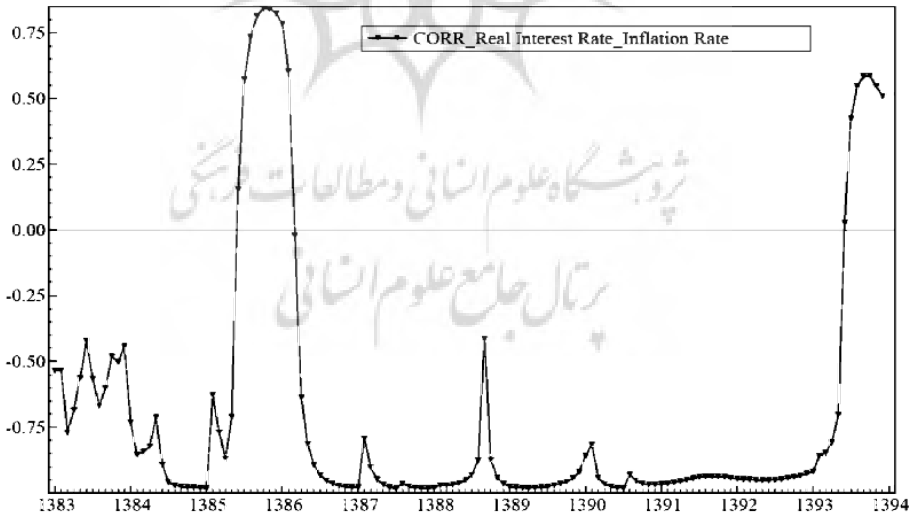
p-value	t-value	Std-Error	Coefficient	
۰/۰۱۱۵	-۲/۵۶۳	۰/۲۰۸۰۰	-۰/۵۳۳۰۴۲	**Rho_21**
۰/۰۰۰۳	۳/۶۸۶	۰/۱۳۳۴۰	۰/۴۹۱۷۲۵	**alpha**
۰/۰۰۰۲	۳/۸۵۶	۰/۱۳۰۲۴	۰/۵۰۲۱۸۴	**beta**
-۵۴۹/۳۰۲		**Log Likelihood**		

مأخذ: محاسبات محققان

$$RIR_t=0.6324+0.5525RIR_{t-1}+0.48343IR_{t-1}+0.42297\sigma_{11}+0.36951\sigma_{22}+\varepsilon_{1t}$$
$$IR_t=0.32183+0.27899IR_{t-1}+0.24024RIR_{t-1}+0.20501\sigma_{11}+0.1728\sigma_{22}+\varepsilon_{2t}$$

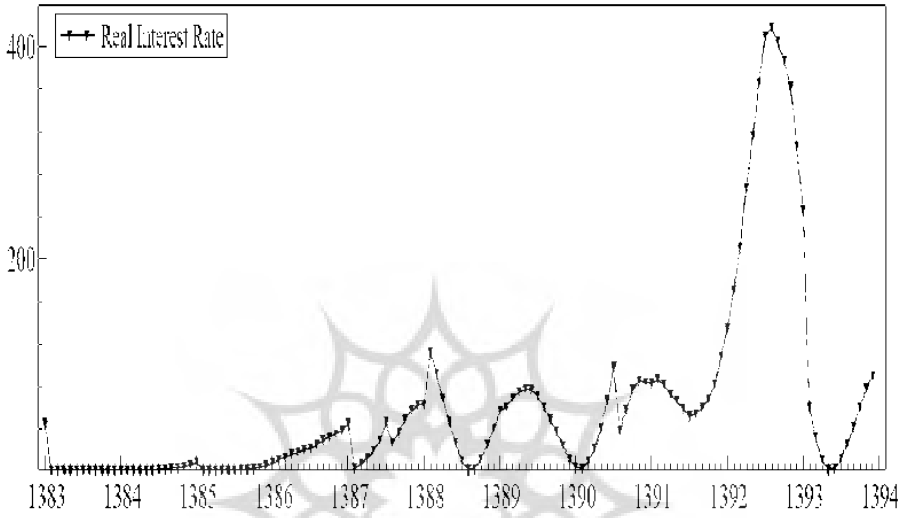
همانگونه که ملاحظه می‌شود؛ نتایج به‌دست آمده حاکی از همبستگی مثبت میان نااطمینانی تورم و نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در ایران می‌باشد که از سطح معناداری ۹۵ درصد نیز برخوردار می‌باشد. به‌عبارتی نرخ تورم دوره‌ی قبل و عدم اطمینان نرخ تورم تأثیر مثبت بر نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در کشور دارد. این موضوع به نوعی مبین تأیید رابطه‌ی فیشر در اقتصاد ایران می‌باشد؛ به‌عبارتی روند تورم تأثیر مثبت بر نرخ‌های بهره در کشور داشته است.

در نمودار (۳) همبستگی شرطی میان متغیرها به تصویر کشیده شده است.

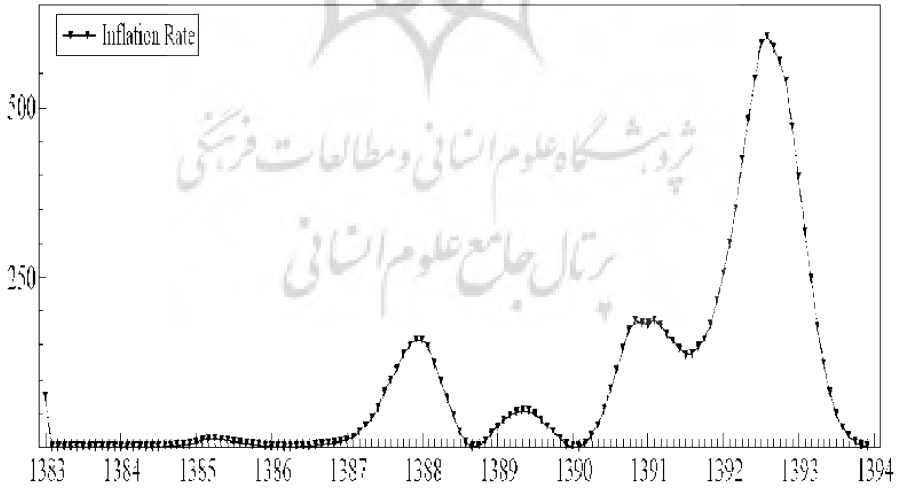


نمودار ۳- همبستگی شرطی میان نرخ بهره‌ی واقعی و نرخ تورم

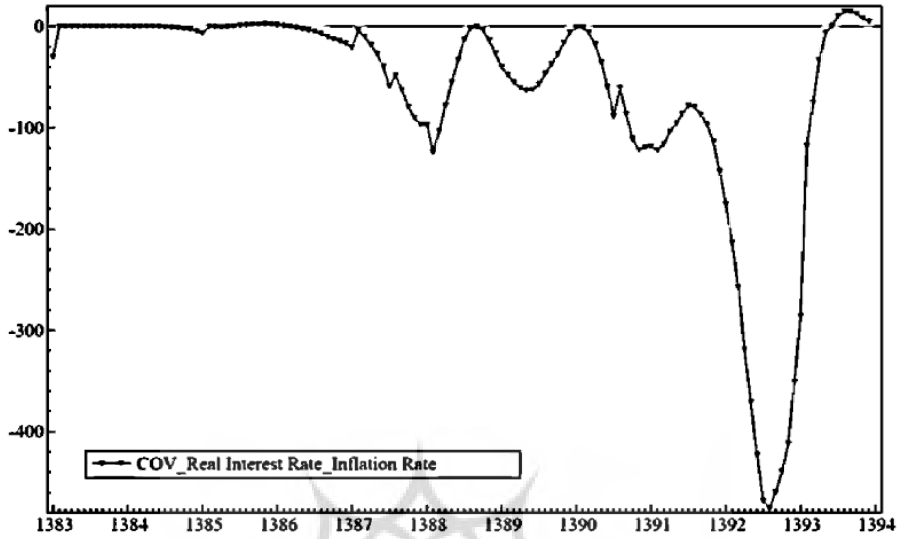
در نمودارهای (۴) و (۵) نیز به ترتیب واریانس شرطی سری‌های زمانی نرخ بهره‌ی واقعی و نرخ تورم ترسیم و همچنین در نمودار (۶) کوواریانس شرطی میان متغیرها نمایش داده شده است.



نمودار ۴- واریانس شرطی نرخ بهره‌ی واقعی



نمودار ۵- واریانس شرطی نرخ تورم



نمودار ۶- کوواریانس شرطی میان نرخ بهره‌ی واقعی و نرخ تورم

همانگونه که ملاحظه می‌شود، کوواریانس شرطی میان متغیرها پیوسته در حال تغییر بوده و رفتار نااطمینانی متغیرها در طول زمان ناپایدار می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری

اقتصادهای در حال توسعه از جمله ایران به‌طور دائم از درجه‌ی بالای نااطمینانی رنج می‌برند. رشد، تورم، نرخ‌های ارز واقعی، نرخ‌های بهره و سایر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان در این کشورها بسیار پرنوسان‌تر از کشورهای پیشرفته صنعتی بوده و پیامدهای نوسانات فوق بر عملکرد کلی اقتصاد در ابعاد مختلف از قبیل رشد، سرمایه-گذاری، تجارت و . . . موجب شده تا توجهات فراوانی در متون تجربی سال‌های اخیر به این مباحث معطوف شود. دخالت دولت‌ها در مسائل اقتصادی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران امری معمول بوده و تخصیص منابع در این کشورها بر اساس صلاحدید و تمایلات سیاست‌گذاران (نه براساس مکانیسم بازار) انجام می‌پذیرد، اما ممکن است این صلاحدیدها و تمایلات به قدری مقطعی، نوسانی و غیرقابل پیش‌بینی باشد که موجب ایجاد عدم اطمینان در ساختار اقتصادی کشور شده و بنابراین برخی فرآیندهای اقتصادی را مختل کند.

در این راستا و در مطالعه‌ی حاضر به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ تورم بر نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران با استفاده از داده‌های ماهیانه ۱۳۹۳:۱۲-۱۳۸۳:۱ و در قالب مدل‌های GARCH دومتغیره با کاربرد رهیافت cDCC پرداخته شد. نتایج به‌دست آمده از برآورد معادلات نشان داد که اولاً نرخ تورم در ایران از عدم اطمینان رنج برده و نوسانات غیرقابل پیش‌بینی دارد و از سویی این عدم اطمینان تأثیری مثبت و معنادار بر نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در کشور داشته است. این امر از سویی می‌تواند موجب تسری عدم اطمینان به نرخ سود واقعی شده و فرایند تولید را به‌دلیل تأثیرگذاری بر قیمت تمام شده‌ی کالاها و خدمات با مخاطره جدی مواجه کند و از دیگر می‌تواند با تأثیر مثبت خود موجب افزایش بهای تمام شده‌ی کالاها و از بین رفتن توان رقابتی بنگاه‌ها در میادین و بازارهای بین‌المللی شود. به عبارت دیگر نااطمینانی تورم ابتدا با افزایش تورم موجب افزایش نرخ سود اسمی شده و در مراحل بعد با چسبندگی به سمت پایین سود اسمی به‌دلیل انتظارات شکل گرفته سود سپرده‌گذاران با وجود کاهش تورم موجب افزایش نرخ سود واقعی می‌شود که تبعات افزایش هزینه‌ی سرمایه‌گذاری و هزینه‌ی تولید به دنبال داشته و توان رقابتی بنگاه‌ها را کاهش می‌دهد.

بر اساس نتایج فوق می‌توان نتیجه گرفت که برای حرکت در مسیر رشد و توسعه‌ی اقتصادی که تولید از زیربناهای اولیه و حتمی آنها محسوب می‌شود، ناگزیر می‌بایست موانع و تنگناهای موجود در مسیر پیشبرد تولید از جمله عدم اطمینان‌های موجود در متغیرهای اقتصادی مثل نرخ‌های تورم و بهره برطرف شده و از اعمال سیاست‌های مقطعی در تمامی زمینه‌ها برای حل مسائل روزمره و در نتیجه خلق شرایط نامطمئن برای سرمایه‌گذاران و عاملان اقتصادی و ایجاد محیطی نامطلوب برای ایشان اجتناب شده و از یک سیاست اعلام شده‌ی نرخ رشد ثابت عرضه‌ی پول و یا سیاست هدف‌گذاری تورم برای کاهش نااطمینانی تورم به‌صورت عملی پیروی شود.

منابع

۱. اسماعیل‌زاده مقری، علی (۱۳۸۸). بررسی تأثیر پذیری تورم از سرمایه‌گذاری کل در اقتصاد ایران. فصلنامه‌ی پژوهشنامه اقتصادی، سال نهم، شماره‌ی ۲، پیاپی۳۳.

۲. حیدری، حسن و بشیری، سحر (۱۳۹۱). بررسی رابطه‌ی بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه‌ی مدل VAR- GARCH. فصلنامه‌ی تحقیقات مدل سازی اقتصادی، شماره‌ی ۹.
۳. صفدری، مهدی و پورشهابی، فرشید (۱۳۸۸). اثر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی ایران. دانش و توسعه، سال شانزدهم، شماره‌ی ۲۹.
۴. کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی، باقر (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده‌ی FIGARCH. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۸۶، صص ۲۳۶-۱۹۳.
۵. مهرگان، نادر؛ عزتی، مرتضی و اصغرپور، حسین (۱۳۸۵). بررسی رابطه‌ی علّی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، شماره‌ی سوم.
6. Aielli, G. P. (2013). Dynamic Conditional Correlation: on Properties and Estimation. Journal of Business and Economic Statistics, 31:282-299.
7. Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D. F., & Kroner, K. F. (1991). "Multivariate simultaneous generalized ARCH. University of California and San Diego: Department of Economics, Discussion Paper.
8. Berument, H. (1999). The Impact of Inflation Uncertainty on Interest Rates in the UK. Scottish Journal of Political Economy, 4(2), pp. 207-218.
9. Berument, H., Kilinc, Z., & Umit O. (2005). The Missing Link between Inflation Uncertainty and Interest Rates. Scottish Journal of Political Economy, 52(2).
10. Bhar, R., & Mallik, G. (2012). Components of Inflation Uncertainty and Interest Rates: Evidence from Australia and New Zealand. Economic Analysis & Policy, 42(1).
11. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. Journal of Econometrics 31: 307-327.
12. Bollerslev, T., Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariance. The Journal of Political Economy, 96,116-131.
13. Bomberger, W., A., & Frazer, W., J. (1981). Interest Rates, Uncertainty and the Livingston Data. Journal of Finance 36, 661-675.

14. Cheong, C. Kim, G., & Podivinsky, J. M. (2010). The Impact of inflation on Interest Rates. Australasia Macroeconomic Workshop.
15. Fama, E. (1975). Short term interest rates as predictor of inflation. American Economic Review, 65(3), 269–82.
16. Fischer, S. (1975). The demand for index bonds. Journal of Political Economy, 83, 509–34.
17. Fisher, I. (1930). The Theory of Interest. New York: A, M, Kelly.
18. Hahn, F, H. (1970). Savings and uncertainty. Review of Economic Studies, 37, 21–4.
19. Hartman, R., & Makin, J. H. (1982). Inflation Uncertainty and Interest Rates: Theory and Empirical Tests. NBER Working Paper 906.
20. Juster, F., T., & Taylor, D. (1975). Towards a theory of saving behavior. American Economic Review, 65, 203–9.
21. Kwame, D., S. (2012). The relationship between Inflation, Inflation Uncertainty and Interest Rate in Ghana. A dissertation submitted to the Department of Economics, Faculty of Social Sciences, in partial fulfillment of the Requirements for the award of the degree of MASTER OF ARTS in Economics.
22. Levi, M, D., & Makin J., H. (1979). Fisher, Phillips, Friedman and the Measured Impact of Inflation on Interest. Journal of Finance 34, 35-52.
23. Malliaris, A. G., & Malliaris, M. E. (1991). Inflation rates and inflation: a continuous time stochastic approach. Economic Letters, 37, 351–6.
24. McKinnon, R. I. (1973). Money and Capital in Economic Development. the Brookings Institution, Washington DC.
25. Merton, R. (1975). Theory of finance from the perspective of continuous time. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 10, pp. 659–74.
26. Shaw, E. S. (1973). Financial Deepening in Economic Development. Oxford University Press, New York.

پرتال جامع علوم انسانی