فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهلم / پائیز ۱۳۹۸

تعیین اثر غیرخطی نرخ بهره بازار پول بر بازار سرمایه با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودهمبسته و مدل رگرسیون انتقال ملایم

محمد مهدی آبادی[۱]
رحمت‌اله محمدی‌پور[۲]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۷/۱۱/۲۸ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۸/۰۲/۰۸

چکیده

بین متغیرهای کلان اقتصادی نرخ بهره، مهمترین متغیر بشمار می‌رود؛ با وجود این، تأثیر نرخ بهره بر قیمت‌ها و بازدهی در بورس کاملاً روشن و آشکار نیست و به به عبارت دیگر رابطه بین نرخ بهره و قیمت سهام در طول زمان ثابت و یکنواخت نیست.

هدف این پژوهش بررسی رابطه میان نرخ بهره بازار بین بانکی و عملکرد بورس و همچنین تبیین ماهیت خطی یا غیرخطی اثر نرخ بهره بازار پول بر بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران، بود. بدین منظور جهت تعیین اثرات خطی یا غیرخطی با مدل GARCH، ابتدا مدل مذکور برازش گردید، همچنین آزمون براک-دیکرت-شاینکمن (BDS) نیز جهت تشخیص رفتار خطی یا غیرخطی در سری صرف ریسک بازار سهام، انجام گرفت. یافته‌های پژوهش، غیر خطی بودن متغیر مورد بررسی را تأیید کرد. همچنین یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که نرخ بهره بین بانکی با نسبت قیمت به درآمد بورس اوراق بهادار تهران، رابطه معنی داری وجود دارد.

کلمات کلیدی

بهره بین بانکی، رگرسیون انتقال ملایم، روش‌های غیر خطی، آزمون BDS، مدل GARCH

۱- گروه حسابداری و مدیریت مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
Mohammad.mehdiabadi@yahoo.com
۲- گروه حسابداری و مدیریت مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول)
R.mohammadipour@iau.ac.ir

مقدمه

بازار سهام به مثابه کانالی برای انتقال مکانیسم سیاست‌های پولی در ادراک معادله بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازار سرمایه با اهمیت است. این کانال نشان می‌دهد که تغییر ابزارهای سیاست پولی مانند تقاضای پول و نرخ بهره از راه تغییر دادن جریان‌های نقد آتی مورد انتظار یا نرخ تنزیلی که از سوی فعالان بازار استفاده می‌شود، بازارسهام را متأثر می‌سازد. .ضرورت وجودی بورس در اقتصاد کشور و توانایی غیرقابل انکار آن در دستیابی به فعالیت موفق اقتصادی اهمیت مطالعه پیرامون آن را دوچندان می‌سازد. اینکه سیاست‌های کلان پولی و مالی چه تاثیری بر بورس می‌گذارد و شدت اثر رویه‌های اتخاذ شده از سوی بانک مرکزی و دولت بر بورس و فعالانش به چه میزان است، همواره دغدغه اصلی بورس و سیاست‌گذاران اقتصادی است(باهاتارا و جوسی[1]، ، ۲۰۰۹).

همانگونه که منکیو[2] (۲۰۱۵)، ذکر می‌کند بین متغیرهای کلان اقتصادی، نرخ بهره مهم‌ترین متغیر است. در اصل نرخ بهره بین قیمت‌های حال و آینده ارتباط برقرار می‌کند.

نرخ بهره را در حالت کلی می‌توان به عنوان هزینه فرصت نگهداری پول تفسیرکرد. از دیگاه نیازمندی به وجه، نرخ بهره هزینه استقراض و از دیگاه دارندگی وجوه مازاد، نرخ بهره همان اجرتی است که بابت وام دادن دریافت می‌گردد. به تعبیر دیگر نرخ بهره در اقتصاد نماگر ارزش زمانی پول می‌باشد. بازارهای پول و سرمایه به شدت متأثر از نرخ بهره هستند. تغییر در نرخ بهره موجب تغییر انتظار سرمایه‌گذاران می‌گردد که از جهات متفاوتی بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نخست آنکه با تغییر نرخ‌ها ارزش تنزیلی متفاوتی برای اوراق بهادار به دست می‌آید و قیمت اوراق را دستخوش تغییر می‌سازد، دیگر اینکه افزایش نرخ بهره در بازار پول، دارندگان وجوه را به سوی سرمایه‌گذاری در این بازار تشویق و تقاضای سرمایه گذاری بلندمدت در اقتصاد و به تبع آن تقاضا برای سهام کاهش می‌یابد و بالعکس(ظفر[3] و همکاران، ۲۰۰۸).

رابطه میان قیمت سهم و نرخ بهره اسمی بازتاب توانمندی سرمایه‌گذاران در تغییر ساختار سبد سرمایه گذاریشان بین سهام و اوراق قرضه می‌باشد. نرخ بهره بالا سرمایه‌گذاران را به نگه داشتن سپرده‌هایشان در حساب‌های بانکی و بازار اوراق درآمد ثابت به منظور کسب بازده بالاتر در عوض تخصیص پولشان به بازار سهام که ریسک بیشتری دارد، تشویق می‌کند. هنگامی که نرخ بهره بی‌ریسک کم می‌شود سرمایه گذاران پولهایشان را از سپرده بانکی و بازار اوراق درآمد ثابت به سرمایه گذاری در بازار سهام انتقال می‌دهند فلذا تقاضا برای سهام بیشتر می‌شود (ظفر و همکاران، ۲۰۰۸)

به صورت کلی کشف نرخ سود بدون ریسک مورد انتظار بازار در اقتصاد کشور از طریق قیمت اسناد

خزانه دولتی صورت می‌گیرد اما سابقه انتشار اوراق اسناد خزانه اسلامی در ایران چندان زیاد نیست. اسناد خزانه اسلامی برای نخستین بار در قانون بودجه سال ۱۳۹۲ کشور لحاظ گشت اما اجرایی نشد. با عنایت به مفاد بند ط تبصره ۶ قانون بودجه سال ۱۳۹۳ کل کشور، به دولت اجازه داده شد اسناد خزانه اسلامی با حفظ قدرت خرید را با سررسید یک تا سه سال به صورت بی نام و یا بانام صادر کند و به منظور تسویه بدهی مسجل خود بابت طرحهای تملک دارایی‌های سرمایه‌ای مطابق ماده ۲۰ قانون محاسبات عمومی کشور به قیمت اسمی تا سقف سی هزار میلیارد ریال به طلبکاران غیردولتی واگذار نماید. اولین مرحله از اسناد خزانه اسلامی در تاریخ ۸ مهرماه ۱۳۹۴ در حجم ۴۰۰ هزار ورقه (۴۰ میلیارد تومان) با تاریخ سررسید ۲۴ اسفند ماه ۱۳۹۴ در فرابورس ایران منتشر گردید و به مبلغ ۹۰۰،۵۰۰ ریال کشف قیمت شد. با توجه به حجم کم و تاریخچه کوتاه انتشار این اوراق نمی‌توان از آن‌ها برای تعیین نرخ بهره اسمی، بهره گرفت، علی الخصوص که برای دوره‌های قبل از انتشار آن‌ها نیز مشکل عدم وجود داده ایجاد می‌گردد(توکلیان، ۱۳۹۵). جایگزین مناسب و با اهمیت برای این نرخ، نرخ بهره بازار بین‌بانکی است که هم بازار آن سابقه تشکیل بیشتری نسبت به اوراق خزانه اسلامی دارد و هم بانک مرکزی به عنوان متولی اصلی سیاست پولی کشور نقش پررنگی در آن دارد. در کشورهایی که بازارهای ثانویه و خرید و فروش اوراق بهادار از پویایی و انسجام کافی برخوردارنباشد، اتکای ابزار غیرمستقیم پولی بیشتر بر بازار بین‌بانکی خواهد بود. ضرورت و اهمیت بازار مزبور، بانک‌های مرکزی کشورهای مختلف را به سمت تأسیس و گسترش آن در درون بانک و یا در تشکیلات مجزا با هدایت و رهبری خود سوق داده است؛ زیرا بانکها و مؤسسات مالی در انجام امور روزمره خود بعضاً با کمبود منابع روبه‌رو می‌شوند. این منابع در مواردی همچون: پرداخت سپرده قانونی، بازپرداخت بدهی‌ها و استفاده از فرصتهای سودآور کاربرد دارد(توکلی و همکاران، ۱۳۹۵).

با وجود همه آنچه گفته شد تأثیر نرخ بهره بر قیمت‌ها و بازدهی در بورس کاملاً روشن و آشکار نیست. رابطه بین نرخ بهره و قیمت سهام نیز در طول زمان ثابت نیست (عباسی و آدوسی،۱۳۹۳). همین امر بیانگر ضرورت انجام پژوهش های بیشتر در این زمینه می باشد. این پژوهش به بررسی رابطه نرخ بهره با سطح و بازدهی قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد و تلاش دارد تا سمت و سو و شدت آن را روشن سازد. تعیین این رابطه به عنوان مهمترین متغیر کلان اقتصادی هم برای سیاستگذاران در راستای کنترل و برنامه‌ریزی مفید خواهد بود و هم راهنمایی برای سرمایه‌گذاران در تحلیل اثر نرخ بهره بر بورس و سرمایه‌گذاری آن‌ها می‌باشد. در این راستا مسأله اصلی این پژوهش بررسی رابطه بین نرخ بهره بین بانکی و عملکرد بورس و همچنین بررسی اثر خطی یا غیرخطی نرخ بهره بازار پول بر بازار

سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های سری زمانی از فروردین سال ۸۹ الی اسفند ۹۶ می‌باشد. در این پژوهش ابتدا به ارائه مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. بعدازآن فرضیه‌ها، روش شناسی و نتایج آزمون فرضیه‌ها ارائه می‌شود. در انتها نیز بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش ارائه می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بر اساس تحلیل اقتصاددانان کلاسیک نرخ بهره در بازار سرمایه توسط دو نیروی تقاضای سرمایه گذاری و پس انداز تعیین می‌شود. بر اساس این تئوری پس انداز کنندگان و سرمایه گذاران یک گروه واحد اند و به خاطر یک عامل مشترک یعنی نرخ بهره وارد بازار می‌شود. تقاضای سرمایه گذاری، تابع معکوس نرخ بهره است؛ پس انداز، تابع مستقیم نرخ بهره است. جایی که مقدار پس انداز با مقدار سرمایه‌گذاری برابر است، نرخ بهره در حد تعادل خود قرار می‌گیرد، اما بنا به تئوری کینز و تحلیل اقتصاددانان کینزی پس انداز به سطح درآمد ملی وابسته است. نرخ بهره پس انداز، تابع مستقیم درآمد ملی و سرمایه‌گذاری، تابع معکوس نرخ بهره می‌باشد و بازار پس انداز و سرمایه گذاری تعیین کننده سطح درآمد ملی تعادلی هستند. به نظر کینز پس انداز کنندگان و سرمایه‌گذاران دو گروه مختلف هستند و به دلیل عوامل مختلف وارد بازار می‌شود. بازار پس انداز و سرمایه گذاری تأمین کننده نرخ بهره نیست؛ بلکه تعیین کننده درآمد ملی تعادلی است. بازار پول تعیین کننده نرخ بهره می‌باشد. زمانی که مقدار عرضه و تقاضای پول با هم برابر می‌شوند نرخ بهره در حد تعادلی خود می‌گیرد (تفضلی، ۱۳۸۳).

طی چند دهه اخیر، تعداد فزاینده‌ای از تحقیق و پژوهش به بررسی رابطه بازار سهام و شاخص‌های اقتصاد کلان پرداخته‌اند. از میان متغیرهای اقتصادی، نرخ بهره به عنوان یک شاخص مهم مالی و اقتصادی معرفی شده است که می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر قیمت‌های سهام بگذارد. با این وجود مطالعات انگشت شماری هستند که به رابطه بین نرخ بهره و سهام در بازارسرمایه پرداخته باشند. بعلاوه بین صاحب نظران در مورد تعامل میان نوسانات نرخ بهره و بازار سهام اتفاق نظر کمی دارند (التون و گرابر[۴]، ۱۹۸۸).

در سالهای اخیر تعداد فزاینده‌ای از مطالعات به هم‌جمعی و هم‌بستگی میان نرخ بهره و ارزش سهام پرداخته‌اند. واردار[۵] و دیگران (۲۰۰۸) تاثیرات نرخ ارز و نرخ بهره را بر شاخص‌های ساختاری و قیمت‌گذار بازار سهام استامبول را در سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. نتایج حاکی از رابطه قابل توجه مثبتی میان نوسانات نرخ بهره و تقریباً تمام شاخص‌های سهام بود. شاه[۶] و دیگران (۲۰۱۲) به یک رابطه عِلّی یک‌طرفه از نرخ بهره بر روی شاخص بازار در اقتصاد پاکستان دست یافتند. در موردی مشابه مقتدر المقیت[۷] (۲۰۱۳) تأثیر نوسانات نرخ بهره را بر بازگشت بازار سهام در بنگلادش در دوره زمانی ۱۹۹۱ تا

۲۰۱۲ با استفاده از آزمون هم‌جمعی و علیت گرانجر بررسی کرد. نتایج هم‌جمعی حاکی از آن بودکه در زمان طولانی، نرخ بهره تأثیر قابل توجه معکوسی بر ارزش سهام دارد. همچنین تحلیل علیت گرانجر نشانگر رابطه علّی یک‌طرفه از نرخ بهره به شاخص سهام در بنگلادش بود.

در ادامه به معرفی برخی مطالعات دیگر صورت گرفته در زمینه موضوع مطالعه پرداخته‌شده است:

پاپا دامو[۸] و همکاران (۲۰۱۷)، پژوهشی را با عنوان تأثیر متغیر نرخ بهره بر بازده سهام و شفافیت بانک مرکزی: مطالعه بازارهای در حال توسعه، به انجام رساندند. ایشان با استفاده از مجموعه بزرگی از کشورهای در حال توسعه در یک چارچوب داده‌ای، گواهی دال بر رابطه معکوس میان بازده سهام و تغییرات نرخ بهره ارائه دادند. با این حال این تأثیر معکوس، تحت مدیریت یک بانک مرکزی با شفافیت بالا، به شکل معناداری کاهش می‌یابد که این موضوع به غیرخطی بودن این تاثیرات بر بازده سهام دلالت دارد. مطالعه ایشان بر بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۸ تمرکز دارد، زمانی که تغییرات بنیادی در میزان شفافیت بانک‌های مرکزی به وقوع پیوست. مشاهدات ایشان نشانگر این است که سیاست‌های پولی محدودکننده تحت مدیریت با میزان شفافیت بالا منجر به کاهش پیوسته و آرام بازده سهام شده و منافع قابل توجهی را متوجه ثبات اقتصادی می‌کند.

مایو و سانتاگلارا[۹] (۲۰۱۷)، پژوهشی را با عنوان نرخ بهره کوتاه‌مدت و ناهنجاری‌های بازار سهام به انجام رساندند. ایشان در تحقیق خود یک مدل ساده چند متغیری ارائه دادند که به درک بهتر چندین ناهنجاری در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه (CAPM)[۱۰] کمک می‌کند (از جمله ارزش پیش‌پرداخت ریسک، معکوس‌سازی بازگشت، مدت سهام، و رشد موجودی). این مدل با مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه میان‌مدت (ICAPM)[۱۱] مرتون[۱۲] همخوانی دارد و متغیر ریسک کلیدی آن، تغییر در نرخ بهره کوتاه‌مدت، نرخ اوراق قرضه سراسری (فدرال)، یا نرخ اصلی اوراق قرضه خزانه‌داری است. این مدل، این موضوع که بخش زیادی از پراکندگی در ناهنجاری‌های متوسط بازگشت در بازارهای مشترک است را توضیح می‌دهد. بعلاوه، در مقایسه با مدل‌های چندمتغیری که به شکل وسیعی در ادبیات پژوهش استفاده شده‌اند، این مدل نتایج بهتری ارائه می‌دهد. در نتیجه، به نظر می‌رسد نرخ بهره کوتاه مدت برای توضیح چندین بعد از مقادیر مزایای ریسک سهام، کاربرد داشته‌باشد.

گالی و همکاران۱۳ (۲۰۱۵)، پاسخ قیمت سهام به شوک‌های سیاست پولی را با استفاده از روش خودرگرسون‌برداری بررسی کردند. نتایج تحقیقات آن‌ها روند رشدی و افزایش قیمت سهام در واکنش به سیاست پولی بسته و انقباضی در بلندمدت را نشان داد که در تعارض با دیدگاه رایج در مورد اثر سیاست

پولی بر حباب‌ها است. البته آن‌ها این موضوع که این نتایج را بتوان به تحلیل پاسخ یک متغیر درون‌زا مثل صرف ریسک به شوک‌ها سیاست پولی تعمیم داد محتمل ندانستند.

اسکینبایف و همکاران[14] (۲۰۱۱)، تحقیقی پیرامون رابطه علی بین شاخص‌های کلان اقتصادی و شاخص بورس اوراق بهادار قزاقستان انجام دادند. نتایج آن‌ها حاکی از وجود رابطه هم‌انباشتگی بین این سری‌ها که منتج به نقض فرضیه کارایی بازار بود. نتایج این مطالعه نه تنها با نظریات بلکه با یافته‌های عینی نیز مطابقت داشت. با استفاده از آزمون کرانه‌ها در چارچوب مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[15]، روابط طولانی مدت میان متغیرها را بررسی شد. آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن، روش دو مرحله‌ای انگل گرنجر و آزمون علیت گرنجر نشان داد که عوامل اصلی مؤثر بر شاخص بورس سهام قزاقستان درآمد سرانه، تورم و نرخ ارز و متغیر ساختگی برای تأثیر بحران جهانی است. عامل مؤثر دیگر بر شاخص سهام قزاقزستان، متغیر نوسان قیمت نفت است که موجب اثر افزایشی سریع، اما موقت می‌شود.

فراهانی و همکاران (۱۳۹۷)، پژوهشی را با عنوان نظریه ارزیابی اثر شوک نرخ بهره بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با رویکرد الگوی FAVAR، به انجام رساندند. در این پژوهش با استفاده یک نرخ بهره سایه‌ای به نمایندگی از نرخ بهره بازار تحت الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته و با بهره‌گیری از داده‌های ۱۲۰ متغیر اقتصاد کلان ایران طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۲ به این سؤال پاسخ داده شده که آیا ارتباط معناداری بین نرخ بهره مرجع سایه‌ای و نرخ بهره صلاحدیدی وجود دارد؟ و اگر چنین باشد «در صورت بروز یک انحراف معیار شکاف، بین نرخ بهره صلاحدیدی از نرخ بهره مرجع سایه‌ای، واکنش کانال‌های انتقال چگونه خواهد بود؟» درخصوص پاسخ به سؤال اول اینکه هر زمان شکاف نرخ سود بانکی از نرخ بهره مرجع سایه‌ای به سمت صفر میل می‌کند، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، لذا به عنوان یک نظریه به سیاست گذار توصیه می‌شود نرخ بهره صلاحدیدی را نزدیک به نرخ بهره مرجع سایه‌ای در نظر گیرد. در پاسخ به سؤال دوم واکنش چهار کانال اصلی اقتصاد ایران نسبت به یک انحراف معیار شوک نرخ بهره مرجع سایه‌ای از دو جنبه ماندگاری اثر و دوره اثرگذاری مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که، به لحاظ دوره اثرگذاری، کانال بازار سرمایه و نرخ ارز با انحراف حدود ۰/۱ درصد و کانال بازار سرمایه با ۰/۴ درصد انحراف از میانگین به‌ترتیب کمترین و بیشترین اثرگذاری؛ و به لحاظ ماندگاری اثر، کانال مسکن و کانال بانکی تقریباً مشابه یکدیگر عمل می‌نمایند.

توکلی و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان برآورد اثر نرخ بهره بین بانکی بر عملکرد (سودآوری) بانک‌های ایران، به بررسی اثر نرخ بهره بین بانکی بر عملکرد (سودآوری) بانک‌های ایران

پرداختند. نظر به اهمیت بازار بین بانکی در اجرای سیاست‌های پولی هدف اصلی این پژوهش بررسی علمی و استنباطی رفتار بازار بین بانکی و شناسایی تأثیر این بازار بر سودآوری بانک‌ها بود. با توجه به مطالعات نظری و تجربی انجام شده در زمینه بازار بین بانکی و همچنین درنظر گرفتن محدودیت‌های آماری، نرخ سودی که بانک‌های مختلف به سپرده‌ها پرداخت می‌کنند به عنوان متغیر وابسته تحقیق و نرخ سود بین بانکی، بازده اوراق مشارکت، گواهی سپرده و تعداد شعب بانک‌ها به عنوان متغیرهای توضیحی انتخاب شدند. تابع مورد نظر به روش داده‌های تابلویی اقتصاد سنجی برآورد گشتند و داده‌ها، داده‌های بانک‌های دولتی و خصوصی برای سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ بودند. هرچند مدل‌ها مورد استفاده برای تحلیل دارای مبنای نظری و برخی از معیارهای تابع برازنده بودند اما نتوانستند رفتار نرخ سود در ایران را توضیح دهند و موید فرضیه‌های تحقیق نبودند.

صداقت و شریعت پناهی (۱۳۸۹) طی تحقیقی اثر نرخ بهره را بر شاخص قیمت و بازده نقدی و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار داد. همچنین تلاش کرد تا رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی(تورم، نرخ ارز، قیمت سکه)با شاخص‌های سهام بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ با استفاده از داده‌های ماهانه و محدود کردن جامعه آماری و انتخاب ۶۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دهد. مدل مفهومی استفاده شده در این پژوهش مدل‌های عاملی بود و برای آزمون فرضیه‌ها از روش آماری رگرسیون استفاده گردید. یافته‌ها نشان داد که نرخ بهره و نرخ ارز تأثیر مثبت و در مقابل تورم و قیمت سکه اثر منفی بر بازده شاخص قیمت، بازده سهام شرکت‌های منتخب و بازده شاخص قیمت و بازده نقدی داشتند. تغییرات نرخ بهره نیز تأثیر منفی روی تغییرات بازده شاخص‌های بورس داشت اما این روابط از نظر آماری معنی دار نبودند.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: بین نرخ بهره بازار پول و بازار سرمایه رابطه خطی وجود دارد.

فرضیه دوم: بین نرخ بهره و نسبت قیمت به درآمد بورس تهران رابطه معنی‌داری وجود دارد.

روش شناسی پژوهش

تحقیقات را براساس معیارها و مبناهای مختلفی دسته بندی می‌کنند. نوع تحقیق حاضر از نظر طبقه‌بندی بر مبنای هدف از نوع کاربردی است که اینگونه تحقیقات نظریه‌ها، قانونمندی‌ها، اصول و فنون تحقیقات پایه را برای حل مسائل اجرائی و واقعی به کار می‌گیرد .همچنین نوع این تحقیق بر مبنای طبقه‌ای از نظر روش از نوع تحقیقات همبستگی است که در آن هدف اصلی مشخص کردن رابطه

بین چند متغیر کمی است. در تحقیق همبستگی هدف اصلی این است که مشخص شود آیا رابطه‌ای بین دو یا چند متغیر کمی وجود دارد و اگر این رابطه وجود دارد اندازه و حد آن چقدر است؟ هدف از مطالعه همبستگی برقراری یک رابطه یا نبود آن، و بکارگیری روابط در انجام پیش‌بینی‌ها است.

به منظور بررسی رابطه بین نرخ بهره بین بانکی و عملکرد بورس اوراق بهادار تهران از روش خودرگرسیونی با رویکرد حداقل سازی مربعات خطا استفاده شده است. جامعه مطالعاتی تحقیق شامل بورس اوراق بهادار تهران و بازرار بین بانکی(کلیه شرکتها و بانکها) از فروردین سال ۸۹ الی اسفند ۹۶ می‌باشد. با توجه به اینکه داده‌ها و اطلاعات از سازمان بورس اوراق بهادار تهران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است، بنابراین قابل اعتماد و به عبارت دیگر دارای اعتبار است. بنابراین انتظار این است که وسیله اندازه گیری و داده‌های مورد مطالعه در تحقیق، دارای اعتبار و روائی است. در این تحقیق پس از وارد نمودن داده‌های اطلاعاتی در کاربرگ های نرم افزار با استفاده از نرم افزار Excel، مقادیر محاسبه و سپس با استفاده از نرم افزار EViews9 داده‌های جمع آوری شده، مورد آزمون قرار گرفتند.

مدل پژوهش

مدل رگرسیون انتقال ملایم[۱۶] (STR) برای مدلسازی رفتار قیمت سهام به عنوان جایگزین استراتژی خطی استفاده می‌شود (گرنجر[۱۷] و تریسوتا[۱۸]، ۱۹۹۳؛ تریسوتا، ۱۹۹۸؛ سارنو[۱۹] ۱۹۹۹؛ فرانسیسو ونداک[۲۰]، ۱۹۹۹). نسخه‌ای از این نوع مدل می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$x_t = \beta' \mathcal{W}_t + (\pi_1 + \pi_2 F(s_{i,t}; \alpha))' z_t + u_t \qquad (۱)$$

با توجه به رابطه بالا، x_t یک متغیر وابسته در مورد بازده بازار سهام است؛ $w_t =$ $(w_{1t}، \dots\dots، w_{Kt})$ یک بردار با K رگرسور[۲۱] است که به طور خطی همراه با بردار پارامتر ثابت β استفاده می‌شوند، $s_t =$ $z_t = (z_{1t}، \dots\dots، z_{Mt})$ یک برداری متشکل از M رگرسور است، $(s_{1t}، \dots\dots، s_{Lt})$ یک بردار $(L \times 1)$ است که عناصر آن می‌توانند عناصری از w_t و z_t باشند، و u_t، فرآیندی با خطای تصادفی، مستقل دارای توزیع یکسان[۲۲] (i.i.d) است، که $E(u_t) = 0$ و $Var(u_t) =$ σ^2 است. F، تابع تغییر وضعیت (انتقال) در بازه ۰ و ۱ است که پارامترهای آن با α مشخص می‌شوند. فرض بر این است که $E(w_t u_t) = 0$ ، $E(s_t u_t) = 0$ و $E(s_t u_t) = 0$ است. اگرچه باتوجه به پارامترهای بهره در رابطه (۱) نیاز به برونزایی ضعیف[۲۳] عناصر باقیمانده است اما در w_t

و z_t می‌توان از عناصر دارای تاخیر (وقفه)[۲۴] x_t نیز استفاده کرد. همچنین فرض می‌شود که x_t، w_t، و z_t نیز دارای ویژگی ایستایی ضعیف[۲۵] هستند.

توجه داشته باشید که در زمانی که تابع انتقال F= 0 است، مدل STR (۱) خطی خواهد بود. با این حال، بردار ضرایب رگرسیون ، $\pi_1 + \pi_2 F(s_{i,t}; \alpha)$ ، به مقادیر متغیر انتقال s_t بستگی دارند. تابع انتقال می‌تواند یا شکل تابع لجستیک[۲۶] را داشته باشد. در این صورت ما مدل لجستیک STR (LSTR) را به صورت زیر داریم:

$$F(s_t; \alpha) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c))^{-1} \text{ ، } \gamma > 0 \qquad (۲)$$

یا تابع انتقال می‌تواند شکل تابع نمایی داشته باشد، که در آن صورت ما مدل نمایی STR (ESTR) را بصورت زیر داریم:

$$F(s_t; \alpha) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2 \text{ ، } \gamma > 0 \qquad (۳)$$

که با توجه به رابطه بالا، پارامتر شیب[۲۷] γ، نماد سرعت انتقال و c نماد آستانه است، یعنی جایی که انتقال رخ می‌دهد.

در ادامه، بررسی می‌شود که فرضیه صفر دارای ویژگی خطی است $(H_0 : \gamma = 0)$. با این وجود، رابطه (۱) یا رابطه (۲) یا (۳) تنها تحت مدل جایگزین $(H_0 : \gamma > 1)$ مشخص می‌شوند که در واقع تئوری توزیع مجانبی[۲۸] را رد می‌کند. این مسئله از طریق رویکرد رگرسیون کمکی[۲۹] به صورت زیر حل شد (گرنجر و تریسوتا، ۱۹۹۳؛ تریسوتا، ۱۹۹۴؛ تریسوتا، ۱۹۹۸):

$$x_t = \beta' w_t + \lambda_0' z_t + \lambda_1' z_t s_t + \lambda_2' z_t s_t^2 + \lambda_3' z_t s_t^3 + v_t \qquad (۴)$$

در رابطه بالا، فرضیه صفر $(H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0)$ بیانگر خطی بودن سری زمانی است. انتخاب بین مدل‌های LSTR و ESTR نیز می‌تواند با استفاده از معادله (۴)، به تبعیت از روش دنباله[۳۰] تریسوتا (۱۹۹۸) انجام شود. این روش ابتدا نیاز به برآورد مدل خطی دارد. در کل می‌توان بیان داشت که مدل LSDR دارای دو رژیم بالایی و پایینی می‌باشد که رفتار پارامترها در دو رژیم متفاوت از یکدیگر است (به عبارت دیگر این مدل برای مدلسازی رفتار نامتقارن پارامترها مدل مناسبی است) در حالیکه مدل ESDR دارای دو رژیم بالایی و یک رژیم میانی می‌باشد که پارامتر دارای رفتار مشابهی در دو رژیم حدی می‌باشد و در رژیم میانی رفتاری متفاوت از دو رژیم دیگر از خود نشان می‌دهد (به عبارتی این مدل برای مدل سازی متغیرهایی که رفتار متقارن از خود نشان می‌دهند مدل ایده‌آل است)(آرانگو[۳۱] و همکاران، ۲۰۰۲)

متغیرهای پژوهش

متغییر وابسته

نسبت قیمت به درآمد سهام بورس اوراق بهادار[۳۲](MPE) : این شاخص، نشان دهنده نسبت قیمت به درآمد کل بازار است. این شاخص به صورت میانگین وزنی محاسبه می‌گردد و آخرین ارزش بازار، معیار وزن‌دهی در شاخص مزبور است . این شاخص تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را در برمی‌گیرد و در صورتی‌که نماد شرکتی بسته باشد یا برای مدتی معامله نشود، آخرین قیمت آن در محاسبه استفاده می‌شود.تنها موارد حذف شرکت‌ها در محاسبه P/E بازار، مربوط به شرکت‌های زیان‌ساز و سرمایه‌گذاری‌ها می‌باشد. شرکت‌هایی که دارای EPS منفی یا صفر باشند در نسبت P/E کل بازار مورد استفاده قرار نمی‌گیرند. همچنین به دلیل عدم الزام ارائه پیش بینی سود شرکت‌های واقع در صنعت سرمایه‌گذاری، صنعت مذکور در گزارش P/E لحاظ نمی‌گردد.

تغییرات نسبت قیمت به درآمد سهام بورس اوراق بهادار نیز تغییرات نسبت قیمت به درآمد بازار در هردوره با دروه قیل از آن است.

صرف ریسک بازار سهام[۳۳](MRP): صرف ریسک در اصل میزان بازده اضافی بر بازده بدون ریسک می‌باشد. به بیانی دیگر، زمانی که در بازار سهام، سرمایه گذاری انجام می‌شود بنا به نوع سهم انتخاب شده و ریسک مرتبط با آن، سرمایه گذار بازده ای بیشتر را بر اساس ریسک متحمل شده طلب می‌نماید. این بازده مورد تقاضا صرف ریسک می‌باشد. در تحقیق حاضر صرف ریسک بازار به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$MRP= (1/MPE)- IIR$$

متغییر مستقل

نرخ بهره بین‌بانکی[۳۴](IIR): ، نرخ سود متوسطی است که به صورت روزانه توسط بانک‌های اصلی تعیین می‌شود و به وسیله آن بانک‌ها از یک‌دیگر با نرخ بهره‌ای پائین‌تر از نرخ‌های جریمه بانک مرکزی پول استقراض می‌کنند.

اما نرخ بهره کوتاه مدت در ایران چیست؟ عموماً این نرخ را بر مبنای نرخ بازده اسناد خزانه دولتی محاسبه می‌کنند اما سابقه انتشار این اوراق در ایران چندان زیاد نیست و عمری در حدود کمتر دو سال دارد، نرخ سود سپرده بانکی نیز چون نرخی دستوری و عمدتاً ثابت است نمی‌تواند نمایانگر خوبی باشد در حالی که به علت وجود بازار متشکل بین بانکی که عمده معاملات آن کوتاه مدت (Overnight)

هستند می‌توان نرخ بهره کوتاه مدت بازار بین بانکی را نماینده خوبی از نرخ بهره کوتاه مدت در کشور دانست.

تغییرات نرخ بهره نیز تغییرات تفاوت نرخ بهره در هر دوره با دوره قبل از آن است.

متغییر کنترلی

متغیر کنترل (control variable) متغیری است که تاثیرگذاری آن در جریان پژوهش کنترل می‌شود. همه متغیرها در یک پژوهش قابل کنترل نیستند لذا پژوهشگر تنها می‌تواند اثر تعدادی از متغیرها را کنترل و یا حذف کند. یک روش حذف اثر متغیر کنترل به این صورت است که به عنوان یک متغیر توضیحی به مدل رگرسیون اضافه شود. هرچه تعداد متغیرهای کنترل در یک مدل رگرسیون بیشتر باشد مدل کاراتر خواهد بود زیرا ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته با وجود کنترل بسیاری از متغیرهای اثرگذار بررسی می‌شود(بنی مهد و همکاران، ۱۳۹۶). متغیرهای کنترلی تحقیق که جهت خالص سازی تعیین اثر نرخ بهره بر بورس تهران در مدل‌ها به کار گرفته شده‌اند، به شرح زیر است:

تحولات بازارهای کالایی جهانی(D1): تحولات بازارهای کالایی جهانی که در این پژوهش به عنوان متغییر کنترلی در نظر گرفته شده عبارتند از:

- ✓ ۱۳۹۰M۰۱: در بین سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ همزمان با بحران مالی جهانی قیمت فلزات اساسی و نفت به شدت افت داشته است.در فروردین ۱۳۹۰ با پشت سرگذاشته شدن بحران مالی و رونق تولید محرک افزایش تقاضا باعث افزایش چشمگیر کامودیتی ها شد.این افزایش نرخ در بورس عمدتا مبتنی بر تولید کالای ایران تاثیر مثبت بسزایی داشت و منجر به افزایش چشمگیر سطوح قیمتی و درآمدی گردید
- ✓ ۱۳۹۳M۱۰: سال ۹۳ سال شوک بزرگ سقوط قیمت نفت برای اقتصاد ایران بود. دی ماه در سال ۹۳ بدترین ماه برای کاهش قیمت نفت بود. نفت سنگین ایران در ماه دسامبر سال۲۰۱۴ با بیش از ۱۵دلار کاهش به ۵۸دلار و ۹۹سنت در هر بشکه رسید. این قیمت ۴۶درصد کمتر از بالاترین قیمت نفت سنگین ایران در این سال بود که در ماه ژوئن به ۱۰۷دلار و ۴۵سنت در هر بشکه رسیده بود.کاهش قیمت نفت که سقوط قیمت فرآورده های نفتی و پتروشیمی را به همراه داشت منجر به کاهش سطوح درآمدی شرکت‌های پالایشی و پتروشیمی گردید که بخش مهمی از بورس تهران را تشکیل می‌دهند

تحولات سیاسی-اقتصادی (D2): تحولات سیاسی-اقتصادی که در این پژوهش به عنوان متغییر کنترلی در نظر گرفته شده عبارتند از:

✓ ۱۳۹۲M۰۴: انتخابات ریاست جمهوری در هفته آخر خرداد ماه برگزار شد و آقای دکتر حسن روحانی به عنوان هفتمین رییس جمهور ایران انتخاب شد(امید به رفع موانع تحریمی افزایش یافت که تبلور آن افزایش قیمت سهام بورس تهران بود).

✓ ۱۳۹۲M۰۷: در نخستین روزهای مهرماه سال ۹۲ رییس جمهور روحانی برای شرکت در اجلاس سازمان ملل به نیویورک سفرداشت. وی در این سفر موفق شد با ۱۱ تن از رؤسای دولت‌ها و مقامات ارشد بین‌المللی، دیدار کند که در مقایسه با ۳ ملاقات آخرین سفر رییس جمهور قبلی به نیویورک، رشد قابل توجهی داشت (واکنش مثبت فعالان بازار سرمایه در سایه افزایش خوشبینی به رفع تحریم‌های ایران و اقبال به بازار سهام را به همراه داشت).

✓ ۱۳۹۲M۰۹: در روزهای نخستین آذر ماه سال ۹۲ نشست ژنو ۶پیرو مذاکرات پیشین در هتل اینترکنتیننتال ژنو برگزار گردید. در نهایت ایران با ۵ کشور دیگر گروه ۵+۱ بر سر برنامه هسته‌ای به توافق نهایی رسیدند. باراک اوباما رئیس‌جمهور آمریکا این توافق تاریخی را آغازی مهم خواند. همچنین پس از پایان این دور ازمذاکرات و حصول توافق، آیت‌الله خامنه‌ای رهبر جمهوری اسلامی ایران و رییس‌جمهور حسن روحانی از تیم مذاکره‌کننده قدردانی کردند. همه این موارد، فزاینده امید به رشد و بهبود فضای کسب و کار و تجارت در ایران بود که در رشد شاخص‌های بورس تهران نیز نمایان گردید.

✓ ۱۳۹۲M۱۱: در بهمن ماه ۱۳۹۴ آقای روحانی به اروپا سفر کرد، این دیدار دکتر روحانی از ایتالیا و فرانسه که اولین سفر رئیس‌جمهور ایران به کشورهای عضو اتحادیه اروپا پس از سال یازده سال بود، نخستین سفر رئیس‌جمهور ایران پس از اجرایی شدن توافق هسته ای برجام و شاخص اثربخشی اقتصادی مذاکرات برجام محسوب می‌شد. این دیدار سیاسی- اقتصادی در قالب یک هیات بلندپایه صد و پنجاه نفری متشکل از دو معاون رییس‌جمهور، نه وزیر، و تعدادی از معاونانشان و حدود نود چهره اقتصادی و کارآفرین انجام شد تا عزم جزم ایران برای آغاز فصل جدیدی از مناسبات سیاسی و اقتصادی با جهان بعد از رفع تحریم‌ها و اجرای برجام را نشان دهد. در جریان این سفر چهار روزه دولت ایران، چهارده سند همکاری به ارزش ۲۰ میلیارد یورو با ایتالیا و بیست سند همکاری به ارزش ۳۰ میلیارد یورو با فرانسه به امضا رسانید.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

با توجه به جدول زیر برای تجزیه تحلیل اطلاعات، آمار توصیفی که دربرگیرنده شاخصه مرکزی، پراکندگی و انحراف از قرینگی محاسبه شده است. کمترین و بیشترین مقدار به عنوان کران مشاهدات برای هر یک از متغیرهای تحقیق ارائه شده‌اند. در حقیقت از تفاضل این دو مقدار دامنه تغییرات که ابتدائی ترین شاخص پراکندگی است، حاصل می‌شود. شاخص مذکور به شدت تحت تأثیر مشاهدات دور افتاده می‌باشد، لذا در تحلیل پراکندگی از شاخص انحراف معیار استفاده می‌نماییم. میانگین به عنوان اساسی‌ترین معیار مرکزی برای متغیر MRP کمترین و برای متغیر MPE بیشترین مقدار را دریافت نموده‌اند. همچنین متغیر MRP دارای کمترین انحراف معیار در مقایسه با سایر متغیرها می‌باشد.

آماره جارک برا که نرمال بودن توزیع داده‌ها را آزمون می‌کند نیز ارائه شده است. فرضیه اولیه این آزمون نرمال بودن توزیع است. همان طور که در جدول نیز قابل مشاهده است با توجه به Prob(احتمال) بدست آمده این فرضیه پذیرفته می‌شود.

جدول۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	جارک برا	احتمال
MPE	6/500000	6/505000	9/010000	4/590000	0/877640	0/938934	0/625336
IIR	0/206255	0/201450	0/288200	0/117500	0/044299	2/256192	0/323649
MRP	-0/049571	-0/051003	0/046704	-0/112455	0/036969	4/003628	0/135090

آزمون مانایی

قبل از مدلسازی تحقیق برای جلوگیری از انجام رگرسیونهای کاذب در تحقیق ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته که برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی فولر افزوده (ADF) استفاده نموده ایم. با استفاده از آزمونهای صورت گرفته این موضوع که آیا سریهای زمانی مورد استفاده فرایندی مانا (با مرتبه انباشتگی صفر) و یا واگرا (با مرتبه انباشتگی غیر صفر) دارند، بررسی شده است. برای این منظور آزمون ریشه واحود بر روی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. آزمون ریشه واحد در حالت وجود عرض از مبداء و روند انجام شده است نتایج جدول زیر نشان دهنده این می باشد که تمامی متغیرها به دلیل اینکه قدر مطلق مقادیر آماره آزمون آنها کمتر از قدر مطلق مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بوده فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را رد نکرده و این متغیرها در سطح نامانا و انباشته از مرتبه اول می باشند.

نتایج در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای تحقیق

نام متغیر	Dickey-Fuller Test		نتیجه
	مقدار آماره	مقدار احتمال	
MPE	-2.715792	0.2329	عدم تایید مانایی
IIR	-1.483704	0.8284	عدم تایید مانایی
MRP	-1.778084	0.7077	عدم تایید مانایی

آزمون هم انباشتگی (هم جمعی)

آزمون هم انباشتگی یا هم جمعی، وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل را بررسی می کند و این آزمون نیز برای اطمینان از عدم رخ دادن رگرسیون کاذب مورد استفاده قرار می گیرد. چنانچه برخی متغیرها پایا نبودند، این آزمون الزامی است. برای این منظور از آزمون هم انباشتگی به روش جوهانسون برای پی بردن به وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها بر اساس آماره‌های آزمون استفاده‌شده است که نتایج آن در جدول زیر قابل مشاهده می باشد.

نتایج اجرای آزمون هم انباشتگی جوهانسن بر روی متغیرها به قرار زیر است:

جدول ۳- نتایج آزمون هم انباشتگی به روش جوهانسن

Akaike	Maximum Eigenvalue
-14.26361*	۱

بر اساس نتایج آزمون مشخص می‌باشد که برای هر سه آماره آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطح معنی داری ۹۵ درصد رد شده و رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. بر اساس نتایج بدست آمده حداکثر یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: بین نرخ بهره بازار پول و بازار سرمایه رابطه خطی وجود دارد. انتخاب بین مدل‌های LSTR و ESTR، با استفاده از معادله (۴)، به تبعیت از روش دنباله[۳۵] تریسوتا (۱۹۹۸) انجام می‌شود، که ابتدا نیاز به برآورد مدل خطی دارد؛ لذا به منظور جداسازی اثرات غیر خطی و همچنین پیش بینی با مدل GARCH، ابتدا مدل GARCH(1,1) بر داده‌ها برازش می‌شود. بنابراین ابتدا مدل زیر و بعد

تست براک-دیکرت-شاینکمن[۳۶] (BDS) جهت تعیین رفتار غیر خطی در سری MRP، انجام شد. مدل اولیه به قرار زیر است:

MRP = C(1) + C(2)*MRP(-1) + C(3)*MRP(-3) + C(4)*MRP(-4) + C(5)*D(IIR) + C(6)*D(IIR(-1))

جدول ۴-مدل خطی معیار مقایسه

	GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)			
نام متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره Z	مقدار احتمال
MRP(-1)	۰,۸۸۲۳۲۴	۰,۰۶۷۹۸۱	۱۲,۹۷۸۹۷	۰,۰۰۰۰
MRP(-3)	۰,۰۱۵۳۲۳	۰,۰۸۷۲۹۷	۰,۱۷۵۵۲۶	۰,۸۶۰۷
MRP(-4)	۰,۰۴۵۹۷۷	۰,۰۷۲۶۱۱	۰,۶۳۳۲۰۰	۰,۵۲۶۶
D(IIR)	-۰,۷۴۹۵۶۸	۰,۰۸۷۴۲۹	-۸,۵۷۳۴۵۹	۰,۰۰۰۰
D(IIR(-1))	۰,۰۱۵۶۸۲	۰,۰۹۱۹۳۹	۰,۱۷۰۵۷۱	۰,۸۶۴۶
ضریب تعیین	۰,۹۲۸۷۴۳			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰,۹۲۴۶۰۰			
آماره دوربین - واتسون	۱,۶۳۸۲۸۸			

با توجه به معنی‌داری متغییر تغییرات بهره بین‌بانکی D(IIR) و بی‌معنی بودن ضریب D(IIR(-1)) و نیز علامت‌های متفاوت ضرایب D(IIR) و D(IIR(-1)) مشخص می‌شود که رفتار غیر خطی است.

آزمون BDS توسط براک دیکرت شاینکمن طراحی شده است. این آزمون یک روش غیر پارامتری است که برای آزمون همبستگی متوالی و ساختار غیر خطی موجود در یک سری زمانی بر مبنای مجموعه همبستگی مورد استفاده قرار می‌گیرد. آماره BDS از مطالعات انجام یافته بر تئوری آشفتگی و دینامیک غیرخطی، نشات گرفته و فقط برای تشخیص آشفتگی معین مناسب نبوده بلکه می‌تواند به عنوان ابزار تشخیص مناسبی در آزمون نیکویی برازش الگوی تخمینی نیز به کار رود. در این آزمون فرضیه صفر شامل خطی بودن متغیر و فرضیه مقابل یعنی متغییر غیر خطی است نتایج این آزمون برای متغیرهای الگو در جدول ۴ نشان داده شده‌اند:

جدول۵- نتایج آزمون BDS آماره MRP

نام متغیر	بعد	آماره BDS	خطای استاندارد	آماره Z	مقدار احتمال
MRP	۲	0/143617	0/006732	21/33261	0/0000
	۳	0/239313	0/010724	22/31503	0/0000
	۴	0/300801	0/012797	23/50471	0/0000
	۵	0/336389	0/013366	25/16832	0/0000
	۶	0/353818	0/012915	27/39572	0/0000

فرضیه اول بیان می‌دارد که: بین نرخ بهره بازار پول و بازار سرمایه رابطه خطی وجود دارد.

بر اساس نتایج این آزمون در جدول (۴) فرضیه صفر آزمونBDS، که معنای خطی بودن است؛ رد می‌شود. بنابراین می‌توان به وجود یک فرایند غیرخطی در تمامی متغیرها پی برد. لازم به تذکر است که هرگاه در نتایج آزمونBDS تصادفی بودن یکسری در بعدهای بیش از دو رد شود؛ احتمال غیر خطی بودن آن سری زیاد خواهد بود(زیرا فرضیه مقابل در این آزمون نامشخص است)، لذا این آزمون شاهدی بر غیر خطی بودن متغیرها است. بنابراین می‌توان با تأیید پیش بینی پذیر بودن و نیز غیر خطی بودن متغیر مورد بررسی در ادامه به مدلسازی و پیش‌بینی غیر خطی پرداخت.

همانطور که توسط لودبرگ[۳۷] (۱۹۹۹) و دیگران بیان شد، با توجه به این که ما با سری‌های مالی فرکانس بالا روبرو هستیم، فرضیه این است که دنباله خطای تولیدی مدل STR برای میانگین شرطی که واریانس شرطی ثابت دارد واقع بینانه نیست و باید مورد آزمایش قرار گیرد (انگل[۳۸]، ۱۹۸۲؛ بالی و بلسرلف[۳۹]1989) . ابتدا فرضیه صفر واریانس شرطی ثابت را برای مدل جایگزین، که $\{u_t\}$ یک فرآیند ARCH(s) یا فرآیند GARCH(p,q) دنبال می‌کند، آزمایش می‌کنیم. برای این کار از آزمایش‌های پیشنهادی تریسوتا (۱۹۹۸) استفاده می‌کنیم.

با توجه به غیر خطی بودن متغییر MRP، مدل انتقال هموار نمایی (ESTAR) انتخاب می‌شود که در آن ضریب c(3)، متغیر انتقال و ضریب c(4) سطح استانه است. مدل ESTAR به قرار زیر است:

MRP= C(1) +C(2)*D(IIR) + (1-(EXP(-C(3)*MRP(-1)-C(4)))^2)*(C(5) +C(6)*MRP(-1))

جدول ۶- مدل رگرسیون انتقال ملایم (ESTR)-GARCH آماره MRP

MRP= C(1) +C(2)*D(IIR) + (1-(EXP(-C(3)*MRP(-1)-C(4)))^2)*(C(5) +C(6)*MRP(-1))				
نام متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره Z	مقدار احتمال
C(1)	-0/202661	2/762539	-0/073360	0/9415
C(2)	-0/778487	0/081237	-9/582857	0/0000
C(3)	-5/766215	19/11602	-0/301643	0/7629
C(4)	-2/495501	331/2771	-0/007533	0/9940
C(5)	-0/001389	0/907858	-0/001530	0/9988
C(6)	0/009458	6/215506	0/001522	0/9988
ضریب تعیین	0/939819			
ضریب تعیین تعدیل شده	0/936438			
آماره دوربین - واتسون	1/710900			

بسته به اینکه آیا ویژگی غیرخطی مورد تأیید است یا خیر، این مدل شواهدی از صرف سهام ریسک بازار (MRP) با زمان متغییر ارائه می‌دهد. هنگامی که ویژگی غیرخطی فعال نیست و مدل در اصل خطی است، صرف سهام منفی است. با این حال، زمانی که به خاطر ارزش متغیر انتقال، ویژگی غیرخطی فعال است صرف سهام مثبت (یا کمتر منفی) خواهد بود. مدل ESTR-GARCH نشان می‌دهد که تعدیل بازده به سمت صرف سهام تقریباً متقارن است، بدون اینکه نگران این باشد که آیا تغییرات به سمت پایین یا به سمت بالا حرکت می‌کند. بخش اتورگرسیو[۴۰] مدل (خطی و غیرخطی) ESTR-GARCH به مولفه‌های موجی[۴۱](fad) مرتبط است که سبب می‌شود تا بازده سهام به سمت مواردی منحرف گردد که بر پایه اصول مبنا[۴۲] هستند.

فرضیه دوم: بین نرخ بهره بین بانکی (IIR) و نسبت قیمت به درآمد(MPE) بورس تهران رابطه معنی‌داری وجود دارد.

جهت بررسی این فرضیه و همچنینشناسایی اولین اثر تغییر نرخ بهره بر بورس (چون ارتباط غیرخطی منجر به اثرات متفاوت در مراحل مختلف می‌گردد)، متغیر MRP، به اجزا تشکیل دهنده خود یعنی MPE و IIR شکسته شد تا بتوان اثرات دو شک (متغیرهای تحولات بازارهای کالایی جهانی(D1) و تحولات سیاسی-اقتصادی (D2)) را در آن دید.

جدول ۷- مدلGARCH آماره MPE

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)				
نام متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره Z	مقدار احتمال
IIR	-2/544708	0/784075	-3/245490	0/0012
MPE(-1)	0/807326	0/001141	707/4331	0/0000
D1	0/706418	0/197331	3/579861	0/0003
D2	0/794056	0/148007	5/364990	0/0000
ضریب تعیین	0/874880			
ضریب تعیین تعدیل شده	0/869319			
آماره دوربین - واتسون	۱/۵۹۷۸۳۳			

معروف‌ترین آماره نیکویی برازش، ضریب تعیین[۴۳] است که مقدار آن بین صفر و یک قرار دارد. اگر ضریب تعیین بزرگ و نزدیک به یک باشد، مدل داده‌ها را به خوبی برازش کرده است در حالی که اگر R^2 پایین یعنی نزدیک به صفر باشد، مدل برازش خوبی از داده‌ها ارائه نداده است. در جدول فوق مقدار ضریب تعیین برابر 0/876806است که نشان می‌دهد مدل برازش قابل قبولی ارائه داده است.

ضمناً مقدار ضریب تعیین تعدیل شده[۴۴] برابر 0/869319 می‌باشد، که بر اساس آن می‌توان گفت این مدل بیش از ۸۶ درصد تغییرات در متغیر وابسته یعنی نسبت قیمت به درآمد سهام بورس اوراق بهادار (MPE) را تبیین نموده است.آماره دوربین واتسون که خود همبستگی بین باقیمانده‌های مدل را نشان می‌دهد در محدوده مجاز ۱,۵ تا ۲,۵ قرار دارد.

فرضیه دوم بیان می‌دارد که: بین نرخ بهره بین بانکی (IIR) و نسبت قیمت به درآمد(MPE) بورس تهران رابطه معنی‌داری وجود دارد.

با توجه به اینکه ضریب متغیر نرخ بهره بین‌بانکی(IIR)، در مدل فوق معنی دار است (زیرا مقدار احتمال آن کمتر از ۰,۰۵ است) بنابراین این فرضیه تأیید می‌گردد.

نتیجه گیری و بحث

طی چند دهه اخیر، تعداد فزایندهای از تحقیق و پژوهش به بررسی رابطه بازار سهام و شاخص‌های اقتصاد کلان پرداخته‌اند. از میان متغیرهای اقتصادی، نرخ بهره به عنوان یک شاخص مهم مالی و اقتصادی معرفی شده است که می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر قیمتهای سهام بگذارد. با این وجود مطالعات انگشت

شماری هستند که به رابطه بین نرخ بهره و سهام در بازارسرمایه پرداخته باشند. بعلاوه بین صاحب نظران در مورد تعامل میان نوسانات نرخ بهره و بازار سهام اتفاق نظر کمی دارند.

برخی مطالعات به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه معکوسی بین نرخ بهره و ارزش سهام وجود دارد. مشیکین[۴۵] (۱۹۷۷) اظهار می‌کند که نرخ بهره پایین‌تر موجب افزایش کم شدن هزینه وام گرفتن و و در نتیجه افزایش جریان سرمایه به بازار سهام می‌شود. همچنین پایین بودن نرخ بهره باعث می‌شود جذابیت سرمایه‌گذاری در بازار اوراق قرضه کاهش یابد و در نتیجه سرمایه‌گذاران پول بیشتری را روانه بازار سهام می‌کنند. چن[۴۶] و دیگران (۱۹۸۶) به مطالعه شاخصه‌های اقتصاد کلان بازار سهام امریکا پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که متغیرهای اقتصاد کلان مانند تولید ملی، تورم پیش‌بینی نشده، نرخ بهره کوتاه مدت، و ریسک بازپرداخت تاثیرات بسزایی در بازده سهام دارند.

عَلَم و [صلاح] الدین[۴۷] (۲۰۰۹) رابطه میان ارزش سهام و نرخ بهره را در کشورهای در حال توسعه بین سالهای ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۳ بررسی کرده‌اند. نتایج نشانگر یک رابطه معکوس قابل توجه میان نرخ بهره و ارزش سهام است. لئو و شرستا[۴۸] (۲۰۰۸) از طریق محاسبه برآورد واریانس‌های ناهمسان، ارتباط میان متغیرهای اقتصاد کلان و بازار سهام چین را بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که نرخ بهره تأثیر معکوسی بر بازار سهام چین می‌گذارد. مطالعات ینسن و جانسون[۴۹] (۱۹۹۵)، آرانگو[۵۰] و دیگران (۲۰۰۲)، نیسیم[۵۱] و دیگران (۲۰۰)، لئون[۵۲] (۲۰۰۸)، و خراویش[۵۳] و دیگران (۲۰۱۰) هم همگی به رابطه معکوس میان نرخ بهره و ارزش سهام اشاره می‌کنند.

در مقابل مطالعات دیگری به رابطه مستقیم قابل توجهی میان نرخ بهره و ارزش سهام اشاره دارند. التون و گروبر[۵۴] (۱۹۸۸) نظریه قیمت‌گذاری آربتراژ (APT)[۵۵] و دیگر متغیرهای اقتصاد کلان را در بازار سهام ژاپن بررسی کردند و به رابطه مستقیم میان نرخ بهره و بازگش سهام رسیدند. اولوگاند[۵۶] و دیگران (۲۰۰۶) نیز رابطه میان نرخ بهره و سرمایه بازار سهام را در نیجریه بین سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. نتایج تجربی نشان می‌داد که نرخ بهره رابطه‌ای مستقیم با بازار سهام دارد.

معمولاً برای پیش‌بینی از روش‌های آماری رگرسیون خطی یا چند جمله‌ای، مدل‌های ساختاری، مدل‌های سری زمانی مانند خود رگرسیون میانگین متحرک ARIMA و از این قبیل استفاده می‌کنند؛ اما این مدل‌ها با ضعف‌هایی همراه‌اند که به محقق اجازه نمی‌دهد تا عوامل پیچیده و غیرخطی مؤثر بر پیش بینی را در نظر بگیرد. علاوه بر این اخیراً اثبات شده که بسیاری از مشاهدات سری زمانی از اقتصادی غیر خطی بوده و تخمین مدل‌های خطی برای مسائل پیچیده دنیای واقعی همیشه رضایت‌بخش نیست. استفاده از تکنیک‌های غیر خطی برای پیش بینی سری زمانی روز به روز در حال گسترش بوده است. در

این مطالعه انتخاب بین مدل‌های LSTR و ESTR، با استفاده از معادله (۴)، به تبعیت از روش دنباله[۵۷] تریسوتا (۱۹۹۸) انجام شد. به منظور جداسازی اثرات خطی یا غیر خطی و همچنین پیش بینی با مدل GARCH، ابتدا مدل GARCH(1,1) برازش شد، سپس تست براک-دیکرت-شاینکمن (BDS) جهت تعیین رفتار خطی یا غیر خطی در سری صرف ریسک بازار سهام (MRP)، انجام گرفت. بر اساس نتایج این آزمون که در جدول (۴) قابل مشاهده است؛ فرضیه صفر آزمونBDS، که معنای خطی بودن است؛ رد شد، بنابراین پیش بینی پذیر بودن و نیز غیر خطی بودن متغیر مورد بررسی تأیید گردید. به عبارت دیگر می‌توان اینگونه فرض کرد که اگر امروز شاخص به سمت بالا (به سمت پایین) حرکت کند، می‌توان انتظار داشت که به احتمال زیاد فردا نیز به سمت بالا (به سمت پایین) حرکت می‌کند. این نوع پیش بینی حرکت شاخص یا قواعد تحلیل تکنیکی، که بوسیله خودهمبستگی مثبت مطرح می‌شود، هیچ استدلالی را به نفع کارایی بازار قبول نمی‌کند. وجود صرف سهام غیرثابت، بسته به اینکه آیا ویژگی غیرخطی فعال است یا خیر ارائه می‌شود. هنگامی که این ویژگی فعال نیست و مدل خطی است، صرف سهام منفی است. با این حال، زمانی که به خاطر ارزش متغیر انتقال، ویژگی غیرخطی فعال است، صرف سهام مثبت خواهد بود.

در ادامه جهت برررسی رابطه معنی داری بین نرخ بهره بین بانکی (IIR) و نسبت قیمت به درآمد(MPE) بورس اوراق بهادار تهران، متغیر صرف ریسک بازار سهام (MRP)، به اجزا تشکیل دهنده خود یعنی نسبت قیمت به درآمد سهام بورس اوراق بهادار (MPE) و نرخ بهره بین‌بانکی (IIR)، شکسته شد تا بتوان اثرات دو شک (متغیرهای تحولات بازارهای کالایی جهانی(D1) و تحولات سیاسی-اقتصادی (D2)) را در آن مشاهده کرد. با توجه به اینکه ضریب متغیر نرخ بهره بین‌بانکی(IIR)، در مدل برازش شده معنی دار بود (مقدار احتمال آن کمتر از ۰,۰۵) بنابراین تأیید گردید که نرخ بهره بین بانکی (IIR) بر نسبت قیمت به درآمد(MPE) بورس تهران تأثیر می‌گذارد. . ضریب برآوردی منفی IIR به این معنی است که با افزایش نرخ بهره در بازار پول که شدیدا تحت تاثیر سیاست‌گذاری بانک مرکزی می‌باشد، بورس سهام تهران در مرحله اول دچار افت قیمتی می‌گردد. البته ارتباط غیرخطی تغییرات نرخ بهره باعث می‌شود تا این اثرکاهشی در مرحله نخست، در ادامه به افزایش سطوح قیمتی و درآمدی بورس تهران منجر گردد. دلیل این رفتار را می‌توان اینگونه توضیح داد که افزایش نرخ بهره بین بانکی در واقع افزایش نرخ تنزیل بازار است که کاهش در ارزیابی ارزش دارایی ها و جریانات نقدی آتی را به دنبال دارد، هرچند پس از مدتی این افزایش نرخ بهره کوتاه مدت پول، اثر تورمی به بازار تزریق می‌کند و باعث افزایش قیمت دارایی‌ها می‌گردد. این نکته هماهنگی دستگاه‌های اجرایی و سیاست‌گذار را بسیار برجسته

می‌سازد، فی المثل چنانچه بانک مرکزی با افزایش نرخ بهره قصد اجرای سیاست پولی خاصی را داشته باشد، با توجه به یافته‌های این پژوهش در اولین پاسخ بورس با افت قیمتی مواجه خواهد شد و اگر در این زمان با ایجاد محدودیت‌های قیمتی از سوی دستگاهی مانند وزارت صنعت، معدن و تجارت امکان فروش محصولات شرکت‌ها با قیمت‌های متناسب با تورم جدید ناشی از افزایش نرخ بهره اسمی، فراهم نگردد عملا افت بورس ادامه خواهد یافت.

همچنین معنی‌دار بودن و علامت مثبت ضریب تحولات سیاسی-اقتصادی D2 موید این مطلب است که تحولات سیاسی -اقتصادی که منجر به افزایش امکان تجارت و تسهیل داد و ستد صنایع و شرکت‌های ایرانی با بازارهای جهانی گردند در افزایش P/E بازار موثرند، این موضوع را می‌توان اینگونه تفسیر کرد که با تسهیل شرایط داد و ستد، سرمایه‌گذاران به خرید سهام حتی در قیمت‌های بالاتر با امید به افزایش درآمد شرکت‌ها، راغب هستند.

با توجه به نتایج به دست آمده از تحقیق حاضر پیشنهاد می‌گردد سرمایه گذاران و تحلیگران در پیش بینی‌های خود از قیمت سهام، تأثیر متغیر نرخ بهره بازار پول را بر بازار بورس در نظر بگیرند تا بتوانند تصمیمات منطقی‌تری اتخاذ نمایند.

فهرست منابع

۱) تفضلی، فریدون(۱۳۸۳). اقتصاد و کلان نظریه‌ها و سیاستهای اقتصادی، ویراست دوم ،تهران: نشر نی.

۲) توکلی، مسعود، عبدالرحمانیان، محمد حسین و رعیتی شوازی، علیرضا (۱۳۹۵). برآورد اثر نرخ بهره بین بانکی بر عملکرد(سودآوری) بانک‌های ایران. پایان نامه پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده علوم انسانی گروه مدیریت، دانشگاه علم و هنر.

۳) بنی مهد، بهمن؛ عربی، مهدی و حسن پور، شیوا (۱۳۹۶). پژوهش‌های تجربی و روش شناسی در حسابداری. انتشارات ترمه ، چاپ سوم ۱۳۹۶، صفحات ۱۰۵ و ۱۰۶.

۴) رهنما رودپشتی، فریدون؛ سیم بر، فرشید و طوطیان،صدیقه (۱۳۸۴). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌های سرمایه گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۷، صص ۲۳۶-۲۰۹.

۵) صداقت، زهرا و شریعت پناهی، مجید (۱۳۸۹). رابطه نرخ بهره با شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران.پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

۶) عباسی، ابراهیم و علی، آدوسی (۱۳۹۳) بازارها و نهادهای مالی ، نوشته جف مادورا ،انتشارات دانشگاه الزهرا وانتشارات بورس ، جلد دوم.

۷) فراهانی ، مهدی ، مرزبان، حسین؛ دهقان شبان، زهرا و اکبریان، رضا (۱۳۹۷). نظریه ارزیابی اثر شوک نرخ بهره بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با رویکرد الگوی FAVAR، فصلنامه مطالعات اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۵، بهار ۱۳۹۷، صفحه ۲۹-۵.

8) Alam, M., and Uddin, G. S. (2009). "Relationship between interest rate and stock price: empirical evidence from developed and developing countries." International Journal of Business and Management, vol. 4, pp. 43-51.

9) Arango, L., Gonzalez, A. and Posada, C. (2002). "Returns and Interest Rate: A Nonlinear Relationship in the Bogota Stock Market." Applied Financial Economics, vol. 12, pp. 835-842.

10) Bahattarai, Ram Chandra. Joshi, Nayan Krishna. (2009).Dynamic relationship among the stock market and the macroeconomic factors: evidence from nepalese preliminary stock market. The Economic Journal of Nepal, No 4, pp 215-231.

11) Ballie, R.T. and T. Bollerslev (1989) The message in daily exchange rates: a conditional variance tale, Journal of Business and Economics Statistics, 7, 3, 297 – 305.

12) Chen, N., Roll, R. and Ross, S. (1986). "Economic Forces and the Stock Market." Journal of Business, vol. 59, pp. 383-403.

13) Dijk, D., T. Terasvirta and P.H. Franses (2000) Smooth Transition Autoregressive
14) Elton, E. J. and Gruber, M. J. (1988). "A Multi-Index Risk Model of the Japanese Stock Market." Japan and the World Economy, vol. 1, pp. 2l-44.
15) Engle, R.F. (1982), Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, Econometrica, 50, 4, 987 – 1007.
16) Franses P.H. and D. van Dijk (1999) Nonlinear time series models in empirical finance, Manuscript prepared for Cambridge University Press.
17) Galí, J., & Gambetti, L. (2015). The effects of monetary policy on stock market bubbles: Some evidence. American Economic Journal: Macroeconomics, 7(1), 233-57.
18) Granger, C. W. J. and T. Teräsvirta (1993) Modelling nonlinear economic relationships, Oxford University Press, Oxford.
19) Hajilee, M., & Al Nasser, O. M. (2017). The Impact Of Interest Rate Volatility On Stock Market Development: Evidence From Emerging Markets. The Journal of Developing Areas, 51(2), 301-313.
20) Italy, 1861-1991, International Journal of Finance and Economics, 4, 155 - 177.
21) Jensen, G. and Johnson, R. (1995). "Discount Rate Changes and Security Returns in the US, 1962-1991." Journal of Banking and Finance, vol. 19, pp. 79-95.
22) Khrawish, H. A., & Khraiwesh, A. H. A. (2010). The determinants of the capital structure: evidence from Jordanian industrial companies. Journal of King Abdulaziz University: Economics and Administration, 105(3055), 1-48.
23) Leon, N. K. (2008). "The Effects of Interest Rates Volatility on Stock returns and Volatility: Evidence from Korea." Euro Journal of Finance and Economics, vol. 14, pp. 285-290.
24) Liu, M. H., and Shrestha, K. M. (2008). "Analysis of the long-term relationship between macroeconomic variables and the Chinese stock market using heteroscedastic cointegration." Managerial Finance, vol. 34, pp. 744-755.
25) Maio, P., & Santa-Clara, P. (2017). Short-term interest rates and stock market anomalies. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 52(3), 927-961.
26) Mankiw, N. G. (2015). Yes, r> g. So what?. American Economic Review, 105(5), 43-47.
27) Mishkin, F. (1977). "What Depressed the Consumer? The Household Balance Sheet and the 1973-1975 Recession." Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1, pp. 123-164.
28) Models. A Survey of Recent Developments, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No. 30.

29) Nissim, D. and Penman, S. (2003). "The Association between Changes in Interest Rates, Earnings, and Equity Values." Contemporary Accounting Research, vol. 20, pp. 775-804.
30) Ologunde, A., Elumilade, D., Saolu, T. (2006). "Stock market capitalization and interest rate in Nigeria: A time series analysis," International Research Journal of Finance and Economics, vol. 4, pp. 154-166.
31) Oskenbayev, Y., Yilmaz, M., & Chagirov, D. (2011). The impact of macroeconomic indicators on stock exchange performance in Kazakhstan. African Journal of Business Management, 5(7), 2985-2991.
32) Papadamou, S., Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2017). Interest rate dynamic effect on stock returns and central bank transparency: Evidence from emerging markets. Research in International Business and Finance, 39, 951-962.
33) Papadamou, S., Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2017). Interest rate dynamic effect on stock returns and central bank transparency: Evidence from emerging markets. Research in International Business and Finance, 39, 951-962.
34) Sarno, L. (1999) Adjustment costs and nonlinear dynamics in the demand for money:
35) Shah, A., Rehman, J. U., Kamal,Y. and Abbas, Z. (2012). "The Interest Rates-Stock Prices Nexus in Highly Volatile Markets: Evidence from Pakistan." Journal of Basic and Applied Scientific Research, vol. 2, pp. 2589-2598.
36) Vardar, G., Aksoy, G. and Emre, C. (2008). "Effects of Interest and Exchange Rate on Volatility and Return of Sector Price Indices at Istanbul Stock Exchange." European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, vol. 11, pp. 126-135.
37) Zafar, Nousheen.Urooj, Syeda Faiza. Durrani, Tahir Khan.(2008).Interest rate volatility and stock return and volatility. Uropean Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, No14,pp135-140.

یادداشت ها:

1 Bahattara and Josi
2 Mankiw
3 Zafar
4 Elton and Gruber
5 Vardar
6 Shah
7 Muktadir-Al-Mukit
8 Papadamou
9 Maio and Santa-Clara
10. Capital Asset Pricing Model
11. Intertemporal Capital Asset Pricing Model
12. Merton
13. Gali et al
14. Oskenbayev et al
15. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
16 smooth transition regression
17 Granger
18 Teräsvirta
19 Sarno
20 Franses and van Dijk
21 regressor
22 Independent and identically distributed
23 Weak exogeneity
24 lagged
25 Weak stationarity
26 logistic
27 slope parameter
28 asymptotic distribution
29 auxiliary regression
30 sequence
31 Arango
32 market price to earning ratio
33 Market Risk Premium
34 Interbank Offered Rate / Interbank Interest Rate
35 sequence
36 Brock Dechert Scheinkman
37 Lundbergh
38 Engle
39 Ballie and Bollerslev

40 autoregressive
41 fads component
42 fundamental
43 R-squared
44 Adjusted R-squared
45 Mishkin
46 Chen
47 Alam and [Salah] Uddin
48 Liu and Shresta
49 Jensen and Johnson
50 Arango
51 Nissim
52 Leon
53 Khrawish
54 Elton and Gruber
55 Arbitrage Pricing Theory
56 Ologunde
57 sequence