

بکارگیری مدل پارامتر زمان در پیش‌بینی اثرگذاری بازده سهام بانک‌های بورسی بر بازدهی شاخص بورس

معصومه لطیفی بنماران

استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران. m.latifi56@gmail.com

امین ترکمه‌ئی

کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اسلامشهر، تهران، ایران. a.torkamee@gmail.com

چکیده - مدل‌های نوسانات تصادفی با در نظر گرفتن نوسانات به‌عنوان یک متغیر تصادفی و منبع جدیدی از اطلاعات، ممکن است بر روی قیمت سهام و در نتیجه بازده سهام تأثیر بگذارد و باعث بهبود عملکرد پیش‌بینی شود. در این مقاله مدل بهینه نحوه اثرگذاری بازده سهام بخش بانکی بر بازدهی بورس مورد شناسایی و سپس نحوه اثرگذاری در دوره‌های زمانی مختلف با به‌کارگیری مدل پویای پارامتر زمان بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل‌های TVP-DMA و TVP-DMS بهتر از مدل حداقل مربعات معمولی اقدام به پیش‌بینی نحوه تأثیرگذاری شوک بازدهی شاخص بورس صنعت بانکداری بر شاخص کل نمودند، در نتیجه می‌توان بیان داشت کارایی مدل‌های پویای متحرک، دینامیک پارامتر متغیر زمان از مدل‌های سنتی بهتر است؛ براساس خروجی مدل، از ۸۰ دوره مورد بررسی در ۶۴ دوره بازدهی سیستم بانکی بر بازدهی شاخص کل اثرگذار بوده و در اکثر دوره‌ها این تأثیر منفی بوده است.

واژه‌های کلیدی: بازدهی سهام، مدل پارامتر متغیر زمان، خود رگرسیون برداری.

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین معیارهای ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاری در بورس و حتی سرمایه‌گذاری‌های غیرمالی، شاخص کل است. در حال حاضر غالب سرمایه‌گذاران نهادی و انفرادی در بورس اوراق بهادار تهران، حرکت و جهت بازار را به صورت دوره‌ای با این معیار اندازه‌گیری می‌کنند که شامل پرتفوی فرضی از کل سهام پذیرفته شده در بورس است و بیانگر تغییرات قیمت سهام طی یک دوره زمانی است؛ البته باید توجه کرد که این شاخص‌ها بیانگر بازده واقعی سهام مندرج در پرتفوی آن‌ها نیست. زیرا در محاسبه شاخص مذکور اثرات عوامل اثرگذار بر بازده همچون سود سهام پرداختی در نظر گرفته نشده است. در نظریه‌های سنتی عوامل موثر بر بازدهی سهام براساس یک فرض اساسی ریسک یک دوره ثابت است و این در حالی است که نوسانات

دائماً در حال تغییر هستند، انگل (۲۰۰۳)، با استفاده از همین ایده استدلال می‌کند که نظریه‌ای از تلاطم‌های پویا مورد نیاز است تا اینکه رابطه بین ریسک و بازده در مدل‌های قیمت‌گذاری به درستی تبیین شود.

سهام اثرگذاری متغیرها در طول دوره‌های مورد بررسی بر بازدهی سهام متفاوت بوده و میزان احتمال اثرگذاری هر متغیر بر بازدهی سهام در دوره‌های زمانی مختلف نیز متفاوت می‌باشد؛ در نتیجه بسط مدل به روش‌های بیزین و متغیر فرض کردن نوسانات زمانی، می‌تواند موجب کارایی مدل‌های پیش‌بینی بازده سهام گردد.

در مدل‌های نوسانات تصادفی؛ نوسانات به‌عنوان منبع جدیدی از اطلاعات در نظر گرفته می‌شوند که ممکن است بر روی قیمت سهام و در نتیجه بازده سهام تأثیر بگذارند. مدل‌سازی نوسانات به‌عنوان یک متغیر تصادفی، باعث می‌شود که خواص آماری مدل به راحتی به‌دست آید و به انتخاب توزیع‌های دنباله پهن به-عنوان توزیع مؤلفه‌های اخلاص مدل منتهی شود که می‌تواند باعث بهبود عملکرد پیش‌بینی شود.

قابلیت پیش‌بینی‌پذیری بازده به‌صورت گسترده به‌عنوان واقعیتی سبک‌پذیر مورد توجه قرار گرفته است؛ این قابلیت پیش‌بینی هنگام تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در مورد پورتنوی اهمیت دارد، زیرا سرمایه‌گذاران باید مجموعه‌ی سرمایه‌گذاری را به تناسب وضعیت و شرایط بازار «زمان‌بندی کنند» نموده و ترکیب پورتنوی خود را تغییر دهند، به‌عبارتی در هر وضعیت یک پورتنوی بهینه وجود دارد و نمی‌توان ادعا نمود در وضعیت‌های مختلف یک پورتنوی خاص می‌تواند ریسک را حداقل و بازده را حداکثر نماید.

گویال و ولش (۲۰۰۸)، دریافتند «شواهد حاکی از این است که بیشتر الگوها، بی‌ثبات یا نادرست و حتی در نمونه نیز معنادار نیستند. این الگوها به سرمایه‌گذارانی که به دنبال استفاده از قابلیت پیش‌بینی هنگام تنظیم پورتنوی هستند کمکی نکرده است». اساساً می‌توان این‌طور نتیجه‌گیری کرد که، هر چند ممکن است شواهدی برای قابلیت پیش‌بینی وجود داشته باشد؛ اما آن قدر ضعیف‌اند که سرمایه‌گذاران نمی‌توانند در عمل از آن‌ها استفاده کنند این تحقیق این مسئله را مورد بازنگری قرار می‌دهد و با تطبیق این یافته‌های به‌ظاهر متناقض به نتایج جدیدی دست می‌یابد. سرمایه‌گذاران می‌توانند از قابلیت پیش‌بینی برای بهبود عملکرد پورتنوی خارج از نمونه استفاده کنند، به شرط این‌که در پورتنوی بهینه‌ی خود از ویژگی‌های مناسب و منطقی استفاده کنند. به‌طوری‌که برای پیش‌بینی‌پذیری بازده مورد انتظار، سرمایه‌گذاران باید هنگام تنظیم پورتنوی، تغییرات زمانی نوسانات و ریسک برآوردی را در نظر بگیرند.

مسئله اصلی در تحقیق حاضر شناسایی نحوه اثرگذاری بازده سیستم بانکی بر بازدهی بورس در دوره‌های زمانی مختلف است.

وضعیت بورس ایران ادغامی از شرکت‌های کوچک و بزرگ است که تعداد شرکت‌های بزرگ در این بازار بالنسبه کم‌تر از تعداد شرکت‌های کوچک است. در بازاری که چند شرکت رهبر بازار بوده و دیگران از

آن‌ها در تعیین قیمت سهام و یا خرید و فروش سهام تا حد بالایی تبعیت می‌کنند، رهبران بازار امکان تأثیرگذاری بر قیمت را خواهند داشت و از این رو می‌توانند قیمت را تغییر داده و بازار را به سمت و سویی بکشانند که سود خود را ماکزیمم کنند. بر این اساس بنگاه‌های بزرگ در صورت تغییر در شرایط اقتصادی کلان سعی می‌نمایند بهترین واکنش را نسبت به این تغییرات در خود ایجاد نمایند (مقصود، ۱۳۹۵). میزان تأثیرگذاری صنعت بانکداری بر بازدهی سهام بسته به عوامل داخلی و خارجی متفاوت است. در نتیجه در تحقیق حاضر از روش پویای متغیر پارامتر زمان برای تعیین این رفتار پویا استفاده شده است. هدف کلی تحقیق حاضر مقایسه رویکردهای سنتی با رویکردهای مبتنی بر متغیر فرض کردن نوسانات در طول زمان در پیش‌بینی بازده سهام و شناسایی مدل بهینه نحوه اثرگذاری بازده بخش بانکی بر بازده سهام می‌باشد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر کشف حرکت‌های غیرخطی در بازارهای مالی به شدت مورد توجه محققان و تحلیل‌گران مالی قرار گرفته است (کاناس و یاناپولوس، ۲۰۰۱). دانشمندان و محققان این دهه، عمدتاً معتقدند بازار سرمایه دارای نظم مشخصی نیست و استفاده از ریاضیات پیچیده در سیستم‌های غیرخطی و پویا می‌تواند مدل‌هایی را ایجاد کند که نظریه‌های گذشته را باطل نماید. نتایجی که تاکنون از این رهگذر حاصل گردیده است، به امکان پیش‌بینی قیمت تحت شرایط خاص اذعان دارد. پویایی و تغییرات پدیده‌ها نسبت به زمان، سرشت ذاتی پدیده‌های اقتصادی و مالی است. در اقتصادسنجی، نادیده گرفتن ویژگی پویایی آن‌ها منجر به ساده‌سازی بیش از حد پدیده‌ها می‌شود و مدل‌هایی که بر این مبنا به دست می‌آیند اغلب واقع‌گرایانه نبوده و موجب تفسیرهای نادرست از آن پدیده‌ها می‌شوند.

طی دهه‌های اخیر مدل‌های مختلفی برای پیش‌بینی بازده سهام از سوی صاحب‌نظران و پژوهشگران ارائه گردیده است از معروف‌ترین مدل‌هایی که تا به امروز جایگاه خاصی را به خود اختصاص داده، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۱ (CAPM)، است که در سال ۱۹۶۵ به صورت همزمان توسط شارپ، لینتر و موسین^۲ مطرح گردید این نظریه که با توسعه نظریه سبد مارکوویتز شکل گرفته ادعا دارد که ریسک بازار اوراق بهادار به تنهایی قادر به تبیین نوسان‌های بازده اوراق بهادار است. مهم‌ترین انتقاد وارده به مدل مذکور این است که تمام نوسان‌های بازده را فقط به بازده بازار ربط می‌دهد که این فرض چندان واقع‌بینانه نیست. در رد چنین ادعایی فاما و مکبث^۳ (۱۹۹۲)، ادعا نمودند که برخلاف آنچه که شارپ در این نظریه مدعی شده، بتای بازار به طور کامل قادر به تبیین ریسک یک سهم نیست بر همین اساس فاما و فارنچ (۱۹۹۳)، اقدام به ارائه مدلی معروف به مدل سه عاملی^۴ نمودند که با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی^۵ (OLS)،

سعی دارد ناتوانی‌های CAPM در تبیین بازده موردانتظار را با افزودن عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، برطرف نماید. مدل مذکور علی‌رغم چالش‌های فراوان، در بازارهای مختلف به موفقیت‌های قابل قبولی دست یافته و می‌توان گفت که اکنون توسط فعالان بازار سرمایه در جهان واقع به‌عنوان ابزاری توسعه یافته برای پیش‌بینی بازده موردانتظار، اندازه‌گیری هزینه سرمایه و ارزیابی عملکرد سبدها مورد استفاده است. بزرگترین انتقاد وارده به مدل سه عاملی این است که فاما و فرانچ در برآورد مدل رگرسیونی خود به روش مبتنی بر حداقل مربعات معمولی OLS، ضرایب بتا را در طول زمان ثابت فرض می‌کنند در حالی که مطالعات انجام شده توسط پژوهشگرانی همچون بلوم^۶ (۱۹۷۱)، لوی^۷ (۱۹۷۱)، روزنبرگ^۸ (۱۹۸۵) و فرسون و هاروی^۹ (۱۹۹۱)، در بورس‌های معتبر جهان همگی نشان‌دهنده عدم ثبات ضریب بتا در طول زمان است.

آدرین و فرانزوآنی^{۱۱} (۲۰۰۵) مفهوم یادگیری را در تخمین ضریب بتا مورد توجه قرار دادند. آن‌ها اعتقاد دارند به اینکه رویکرد سستی OLS آموزش سرمایه‌گذاران را از خطاهای قبلی نادیده می‌گیرد، این می‌تواند باعث عدم موفقیت CAPM در عمل شود. مدل آن‌ها تأثیر یادگیری بلندمدت را که یک متغیر غیرقابل مشاهده است از طریق مدل فضای حالت بر ضریب بتا اندازه‌گیری می‌کند. جاستوا^{۱۱} و همکاران (۲۰۰۵)، با ارائه مفهوم بازگشت به میانگین^{۱۲} نشان دادند که بتای عوامل سه‌گانه در طول زمان همواره تمایل دارند به سمت میانگین برگشت داشته باشند، که این برگشت به میانگین باعث عدم ثبات آن‌ها در طول زمان می‌گردد. هانگ و هیونگ^{۱۳} (۲۰۰۷)، با فرض عدم ثبات ضرایب بتا و با استفاده از مدل فضای حالت به آزمون CAPM شرطی پرداختند. آن‌ها دریافتند که در شرایط رونق بین ریسک و بازده رابطه مثبت و در شرایط رکود رابطه منفی برقرار است. داس^{۱۴} و همکاران (۲۰۱۰)، با به‌کارگیری فیلتر کالمن اقدام به برآورد ضریب بتای CAPM کردند. آن‌ها با انجام این پژوهش دریافتند که تخمین ضریب بتا با استفاده از فیلتر کالمن بر دقت مدل برای پیش‌بینی بازده می‌افزاید. نیه تو^{۱۵} و همکاران (۲۰۱۴)، با مقایسه روش‌های OLS، GARCH و فیلتر کالمن در بورس مکزیکی دریافتند که فیلتر کالمن در مقایسه با سایر روش‌ها، عملکرد بهتری در تخمین ضریب بتا برخوردار است. در مرتبط‌ترین تحقیق صورت گرفته رحمانیانی (۱۳۸۹)، با استفاده از فیلتر کالمن اقدام به تخمین CAPM در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت و دریافت که به‌دلیل متغیر بودن ضریب بتا به‌کارگیری روش فضای حالت نسبت به روش‌های سستی، قدرت پیش‌بینی را افزایش می‌دهد. گل ارضی و چهره‌نگار (۱۳۹۴)، برای پیش‌بینی بازده عملکرد فضای حالت را با روش OLS در برازش مدل سه عاملی فاما و فرانچ مقایسه کردند. با انجام این پژوهش مشخص گردید که مدل فضای حالت از عملکرد بهتری در پیش‌بینی بازده برخوردار است که این می‌تواند به معنای ثابت نبودن ضرایب بتای مدل سه عاملی فاما و فرانچ در بورس اوراق بهادار تهران باشد.

از مدل‌های آماری بسیار متداول، مدل‌های رگرسیونی سری زمانی است که در آن‌ها تحول پدیده‌ای در طی زمان بررسی می‌شود. در این شیوه‌ها چنین فرض می‌شود که یک رابطه با ضرایب ثابت می‌تواند در زمان‌های مختلف کاربرد داشته باشد. نتایج نادرست ناشی از این فرض غیرواقع‌گرایانه موجب پدید آمدن مدل‌های پویا شد که به واقعیت جهان خارج شباهت بیشتری دارند. براساس نظر استاک و واتسون (۲۰۰۸)، از مهم‌ترین مشکلاتی که مدل‌های گذشته برای پیش‌بینی داشتند این بود که نمی‌توانستند پیش‌بینی درستی در طول زمان انجام دهند و بعضاً مشاهده شده بود که مدل‌هایی می‌توانستند پیش‌بینی را در دوران رکود به خوبی تخمین بزنند و بعضی از مدل‌ها پیش‌بینی را در دوران رونق بهتر تخمین بزنند و این باعث شده بود که مدلی را نتوان برشمرد که این مشکل را حل کند؛ به طوری که قادر باشد در تمامی مقاطع زمانی پیش‌بینی‌های قابل اعتمادتری را ارائه دهد. همین امر باعث ظهور مدل‌های پارامتر متغیر زمان (TVP)، شد که می‌توانستند مدل‌های عظیم (با تعداد متغیرهای زیاد)، را در طول زمان پیش‌بینی کنند. در این مدل‌ها ضرایب تخمین می‌توانند در طول زمان تغییر کنند. به علت تغییرات شرایط، شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی مشاهده شده، مدل‌های قبلی توانایی کافی برای محاسبه پارامترها را در این شرایط نداشتند. همچنین افزایش تعداد متغیرها باعث خلق مدل‌های بزرگ و حجیم می‌شوند. در این دسته از مدل‌ها هرگاه m متغیر در t مقطع زمانی در مدل وجود داشته باشد، مدل تخمینی وجود خواهد داشت (کوپ و کرویلیس، ۲۰۱۱). در قالب مدل‌های ساختاری و با استفاده از روش‌های TVP مطالعات متعددی انجام شده است. در ادامه این روش‌ها مدل‌های FAVAR جهت تعیین عوامل مؤثر بر متغیر وابسته در دوره‌های زمانی مختلف گسترش یافتند به گونه‌ای که ترکیب مدل‌های TVP و FAVAR توانست ابزار بسیار قدرتمندی را در اختیار تحلیل‌گران اقتصادی و سیاسی قرار دهد.

پریمیتری (۲۰۰۵) برای اولین بار از روش پارامترهای متغیر در طول زمان با رویکرد اتورگرسیون برداری ساختاری TVP-SVAR استفاده می‌کند و درصدد است سهام را برای ایالات متحده پیش‌بینی نماید. در این مطالعه محقق با استفاده از این مدل نشان می‌دهد که در هر مقطع زمانی چه متغیرهایی توانسته‌اند بازدهی سهام را پیش‌بینی کنند. برتری اصلی این روش با روش‌های قبل از خود در تحلیل حساسیت تغییرات بازدهی سهام است به این مفهوم که در هر دوره‌ای مشخص می‌کند که تغییرات در متغیرها چه تأثیری بر بازدهی سهام دارد. سارجنت و دیگران (۲۰۰۵)؛ به پیش‌بینی بازدهی سهام برای انگلستان با استفاده از روش‌های بیزی پرداختند این مدل که همانند دیگر مدل‌های TVP شامل الگوریتم‌های مدل‌های فضا-حالت می‌شود از مدل‌های قبلی توانمندتر بوده ولی محدودیت اصلی آن این بود که نمی‌توانست متغیرها را به صورت مجزا مورد استفاده قرار

دهد و با بلوک‌بندی متغیرها، قدرت عمل مدل را کاهش داده است و علاوه بر این افق‌های بررسی در این روش نیز محدود بودند.

ذوالفقاری مریم (۱۳۹۰)؛ در تحقیقی تحت عنوان سنجش و بررسی تغییرات دینامیکی کارایی بورس اوراق بهادار تهران، برای سنجش کارایی در حال تکامل بازار یا تحلیل پویا از مدل TVP-GARCH یا مدل گارچ با ضرایب متغیر، بهره برده است. دوره زمانی مورد مطالعه از فروردین ۱۳۸۰ الی خرداد ۱۳۸۹ می‌باشد و از داده‌های هفتگی سه شاخص کل قیمت، قیمت و بازده نقدی و پنجاه شرکت برتر استفاده شده است. طبق یافته‌های این تحقیق، فرضیه گام تصادفی مورد تأیید قرار نگرفته و بازار سهام تهران رفتاری قابل پیش‌بینی در سری بازدهی هفتگی از خود نشان داده است.

قصود (۱۳۹۵)؛ براساس مدل‌های TVP-SV، DMS، DMA و مقایسه آن با روش OLS در نرم‌افزار متلب در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ (ماه‌یانه) با استفاده از متغیرهای تغییرات نرخ ارز غیررسمی، نرخ سود بانکی، تغییرات قیمت نفت و تورم این نتیجه حاصل گردید که؛ مدل‌های دینامیک با پارامترهای متغیر زمانی دقت بیشتری در پیش‌بینی بازده بورس اوراق بهادار دارند، به گونه‌ای که مقدار MAFE و MSFE مدل‌های DMA، DMS که دارای دینامیک کامل‌اند؛ نسبت به مدل‌های دیگر کارایی بیشتری دارند. بر این اساس می‌توان بیان داشت تنها متغیر بودن ضرایب متغیرها در مدل TVP نمی‌تواند منجر به دقت بالاتر در پیش‌بینی بازده بورس اوراق بهادار شود و لازم است پویایی‌های تغییرات زمانی متغیرهای موثر بر پیش‌بینی بازده سهام در مدل لحاظ گردد.

۳- روش شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، از دسته پژوهش‌های کاربردی به‌شمار می‌رود و از نظر روش الگوی سری زمانی است که در قالب تکنیک‌های رگرسیونی TVPFAVAR استفاده شده است. داده‌های موردنیاز از لوح فشرده ره‌آورد نوین به‌صورت روزانه جمع‌آوری شده است. تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار ایویوز و متلب ۲۰۱۴ انجام گرفت.

جامعه آماری تحقیق حاضر کلیه صنایع فعال در بازار بورس و اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ است. روش نمونه‌گیری در تحقیق حاضر به‌صورت قضاوتی و غیرتصادفی است، به‌گونه‌ای که صنعت بانکی به‌صورت کاملاً هدفمند به‌عنوان نمونه انتخاب شده و بانک‌های پاسارگاد، انصار، تجارت، خاورمیانه، سینا، صادرات، کارآفرین، ملت، اقتصاد نوین و پارسیان مورد مطالعه قرار گرفتند.

۳-۱- مدل‌های مورد استفاده در انجام تحقیق

فرض ثابت بودن پارامتر در طول زمان برای الگوهای اقتصاد کلان فرضی نادرست است چرا که در عمل ضرایب برای دوره‌های زمانی مختلف در سطح اقتصاد کلان می‌تواند متفاوت باشند و عدم توجه به این موضوع مهم می‌تواند به نتایج نادرست اقتصادی منجر گردد. بر این اساس جهت رفع این مشکل در تحقیق حاضر از روش TVPFAVAR استفاده گردید که به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش چارچوبی به شرح ذیل تدوین شد؛ به طوری که ابتدا متغیرهای تحقیق در قالب الگوهای فضا - حالت و الگوهای پارامترهای قابل تغییر طی زمان با عامل افزوده شده خودبازگشتی برداری^{۱۶} و میانگین متحرک پویای پارامترهای قابل تغییر طی زمان^{۱۷} مدل‌سازی شد و در نهایت برای افزایش دقت در نتایج با استفاده از مدل‌های TVP-FAVAR نحوه تأثیرگذاری شوک بازدهی شاخص بورس صنعت بانکداری بر شاخص کل مورد بررسی قرار گرفت.



نمودار ۱- مکانیسم نحوه برآورد TVP-FAVAR

روش محاسباتی مدل‌های فوق بر مبنای فیلتر کالمن است که ضرایب تخمین آن‌ها در طول زمان متغیر هستند زیرا در شرایط شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی، مدل‌های متداول توانایی کافی برای محاسبه پارامترها را ندارند در این شرایط فیلتر کالمن با تخمین ضرایب متغیر در طول زمان، امکان مدل‌سازی را فراهم می‌نماید. از آنجایی که ممکن است بعضی از متغیرها در حالت رکود و بعضی از آن‌ها در حالت رونق عملکرد بهتری را در مدل‌سازی نشان دهند، نیاز به استفاده از مدل‌هایی که امکان تغییر متغیرهای ورودی به مدل را در طول زمان فراهم کنند؛ منجر به بسط مدل‌های دینامیک (DMA) شده است، بر این اساس یکی از ویژگی‌های کلیدی مدل‌های ارائه شده در این تحقیق، امکان تغییر متغیرهای ورودی به مدل در طول زمان است.

مهم‌ترین وجه مشخصه نگرش برنامه‌ریزی پویا این است که اولاً یک مسئله خاص کنترل را در یک خانواده از مسائل کنترل قرار می‌دهد و به همین علت تمامیت خانواده از مسائل کنترل قرار می‌دهد، دوم اینکه برای هر عضوی از این خانواده از مسائل توجه و اهتمام اولیه به مقدار بهینه تابعی * V معطوف می‌شود و نه به

خواص مسیر وضعیت بهینه $y^*(t)$ همانند حساب تغییرات و نه به مسیر کنترل بهینه $U^*(t)$ مانند نظریه کنترل بهینه. با توجه به این نکات، نحوه مدل‌سازی متغیرهای تحقیق حاضر به شرح رابطه زیر می‌باشد:

$$y_{it} = \lambda_{oit} + \lambda_{it}f_t + \gamma_{it}r_t + \varepsilon_{it}$$

فرض می‌گردد که Y_t با ابعاد $M*1$ و X_t با ابعاد $N*1$ دو بردار از متغیرهای اقتصادی باشند که بررسی آن‌ها طی زمان $t = 1, 2, 3, \dots, T$ موردنظر است. در واقع Y_t متغیرهای برون‌زای مدل که توسط سیاست‌گذاران (سیاست‌های موثر بر بازده سهام) کنترل می‌شوند. X_t نیز مجموعه بزرگی از سایر متغیرهای اقتصادی است که بر بازده سهام موثر است. فرض می‌کنیم که برخی از عوامل یا نیروهای بنیادی غیرقابل مشاهده وجود دارند که بر پویایی‌های X_t در طول زمان تأثیر می‌گذارند (متغیرهای نهاده). اگر این عوامل را به صورت F_t که دارای ابعاد $K*1$ است. در این صورت ارتباط بین X_t و F_t را می‌توان به صورت زیر نوشت:

(۱)

$$X_t = \Lambda F_t + e_t$$

لازم بذکر است بردارهای X_t و F_t را می‌توان افزایش نمود؛ اما به صورت عرف و برای ساده‌سازی برای هر متغیر سیاستی یک متغیر پنهان لحاظ می‌شود به عبارتی هر X_t^i تنها توسط یک بردار F_t^i توضیح داده می‌شود. با این مفروضات:

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \vdots \\ X_t^I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_1^f & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Lambda_2^f & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Lambda_I^f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \vdots \\ F_t^I \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ \vdots \\ e_t^I \end{bmatrix} \quad (2)$$

با ترکیب رابطه فوق با $X_t = \Lambda F_t + e_t$ ؛ خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \vdots \\ F_t^I \\ Y_t \end{bmatrix} = \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \vdots \\ F_{t-1}^I \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + V_t \quad (3)$$

که در آن $\phi(L)$ چندجمله‌ای وقفه با درجه d است که براساس آن، تعداد وقفه‌های مدل VAR تعیین می‌شود. تفاوت این مدل با یک مدل استاندارد VAR حضور عوامل غیر مشاهده F_t^i در این مدل است. روابط ۲ و ۳ به این واقعیت اشاره دارند که، می‌توان در یک مدل VAR در هر دوره متغیرهایی را وارد مدل نمود که در آن دوره بالاترین اثر را بر متغیر وابسته دارند و برخلاف مدل ساده‌ی متغیرها را در کل دوره ثابت

فرض نمود به چنین تعدیلی در مدل VAR مدل FAVAR می‌گویند؛ حال جهت بسط این مدل‌ها به TVPFAVR خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \vdots \\ F_t^I \\ Y_t \end{bmatrix} = \beta_t \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \vdots \\ F_{t-1}^I \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + V_t \quad (4)$$

حال جهت بسط این مدل‌ها به TVPFAVR خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \vdots \\ F_t^I \\ Y_t \end{bmatrix} = \beta_t \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \vdots \\ F_{t-1}^I \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + V_t \quad (5)$$

حال برای نوشتن معادلات فوق در تحقیق حاضر خواهیم داشت:

$$y = \mu_{t,Y} + \sum_{Y=1}^L \beta_{t,y} y_{t-1} + \sum_{BANKI=1}^P \beta_{t,BANK} BANK_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \lambda_i f + v_1$$

$$BANK = \mu_{t,BANKI} + \sum_{Y=1}^L \beta_{t,y} y_{t-1} + \sum_{BANKI=1}^P \beta_{t,BANK} BANK_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \lambda_i f + v_2$$

لازم بذکر است در روابط فوق متغیرهای پنهان سطح احتمال وقوع متغیرها در (f) لحاظ شده است. در

روابط فوق:

$$\mu_{t,Y} = \mu_{t-1,Y} + S_1 \quad (6)$$

$$\mu_{t,BANK} = \mu_{t-1,BANK} + S_2$$

$$\beta_{t,BG} = \beta_{t-1,BG} + w_1$$

$$\beta_{t,CPI} = \beta_{t-1,CPI} + w_2$$

$$\beta_{t,M} = \beta_{t-1,M} + w_3$$

$$\beta_{t,R} = \beta_{t-1,R} + w_4$$

$$\beta_{t,TROIL} = \beta_{t-1,TROIL} + w_5$$

$$\beta_{t,ERM} = \beta_{t-1,ERM} + w_6$$

$$\beta_{t,Y} = \beta_{t-1,Y} + w_7$$

و

$$\beta_{t,BANK} = \beta_{t-1,BANK} + w_1 \quad (7)$$

و

$$\begin{aligned} v_i &\approx N(0, A_i^{-1} \sum_j A_j^{-1}) \\ s_i &\approx N(0, \delta_s^2) \\ w_i &\approx N(0, \delta_w^2) \end{aligned} \quad (8)$$

بر اساس روابط فوق و تشکیل معادلات فضا-حالت به صورت ذیل خواهد بود:
معادلات ورودی به شکل ذیل خواهد بود، این معادلات همان معادلات متغیرهای کنترل در تابع همیلتون هستند که به سیاست گذار قدرت تصمیم‌گیری می‌دهند:

$$BANK(t+1) = f[BANK(t), (Y_U)(t), t] \quad (9)$$

معادلات خروجی به شکل ذیل خواهد بود. این معادلات بیانگر معادلات حالات می‌باشند، که متغیرهای کنترل بر روند حرکت آن‌ها موثر خواهد است:

$$Prob(\beta_Y(t)) = g[Y(t), (BANK_U, Y)(t), t] \quad (10)$$

در تحقیق حاضر منظور از وضعیت رونق حالتی است که تأثیر شاخص بازدهی سهام صنعت بانکداری بر بازدهی سهام کل اثر مثبت دارد و منظور از حالت رکود حالتی است که تأثیر شاخص بازدهی سهام صنعت بانکداری بر بازدهی سهام کل اثر منفی دارد.

۳-۲- متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته: بازدهی کل بورس است. شاخص کل، با عنوان شاخص قیمت و بازده نقدی نیز شناخته می‌شود.

متغیرهای توضیحی: وقفه‌های متغیر وابسته و بازدهی صنعت بانکداری می‌باشد.

۴- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: متغیر فرض نمودن ضرایب در طی زمان موجب افزایش دقت مدل‌های پیش‌بینی نوسانات بازده سهام می‌شود.

فرضیه دوم: وضعیت غالب در نوسانات بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران وضعیت رونق است.

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- آمار توصیفی

شاخص‌های مرکزی و پراکنش متغیرهای تحقیق در جدول (۱) ارائه شده است. اختلاف بین کمینه و بیشینه داده‌ها، بیانگر دامنه مناسب برای استفاده از متغیرهاست. مهم‌ترین شاخص جدول شماره (۱) شاخص جارک برا است که بیانگر وضعیت توزیع داده‌های مورد استفاده در تحقیق است. با توجه به نتایج مشاهده می‌شود که اکثریت سری‌های زمانی از لحاظ نرمال بودن توزیع در وضعیت مناسبی قرار ندارد و این امر توجیه استفاده از روش‌های غیر خطی و بیزین را در راستای پیش‌بینی بازدهی سهام مورد تأیید قرار می‌دهد.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شاخص	BANK	TIPEX
میانگین	0.009	0.016
میانه	-0.006	0.008
ماکزیمم	0.313	0.171
مینیمم	-0.108	-0.066
انحراف معیار	0.069	0.052
چولگی	1.776	1.007
کشیدگی	7.294	3.671
آماره جارک برا	100.9488	14.65214
سطح احتمال	0.000000	0.000658
تعداد مشاهدات	78	78

۵-۲- پایایی متغیرهای تحقیق

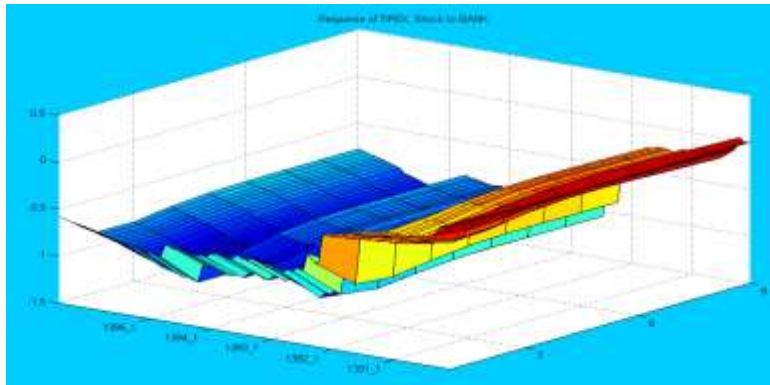
در گام اول پژوهش به منظور آزمون پایایی متغیرهای تحقیق از آزمون دیکی فولر و فیلیس پرون استفاده شده است. سطح معناداری برای آزمون‌ها، همه متغیرها کوچکتر از ۰,۰۵ است که از پایا بودن متغیرهای مدل در سطح حمایت کرده است.

جدول ۲- نتایج آزمون پایایی پژوهش

بررسی توزیع متغیرهای پژوهش		بررسی مانایی متغیرهای پژوهش		آزمون و هدف آزمون	
نتایج آزمون فیلیپس-پرون		نتایج آزمون دیکر-فورلر		متغیرهای تحقیق	ردیف
احتمال خطا	آماره	احتمال خطا	آماره		
۳.۴۶-	۵.۹۸-	۳.۱۰-	۶.۰۲-	شاخص صنعت بانکداری	1
۳.۴۶-	۵.۲۱-	۳.۱۰-	۵.۲۹-	شاخص کل	2

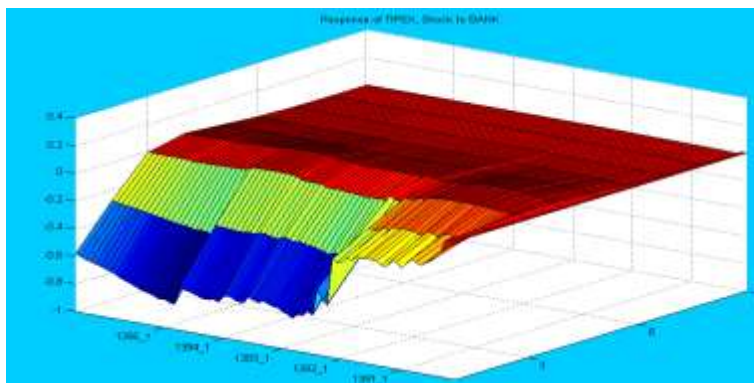
۳-۵- تابع واکنش آنی

در ادامه جهت آزمون فرضیه‌های تحقیق با به‌کارگیری نرم‌افزار MATLAB ۲۰۱۴ و ۲ وقفه متغیرهای درون‌زای مدل به بررسی ضریب بتای متغیر در طی زمان می‌پردازد. تابع واکنش آنی تحقیق حاضر متفاوت از تحقیقات انجام گرفته تاکنون؛ در طول زمان متغیر است. در نمودارهای ذیل طول متغیر زمان، ارتفاع متغیر بازدهی کل و عرض بازدهی سیستم بانکی است که بیانگر دو تحلیل می‌باشد اولاً تغییرات یک انحراف معیار در بازدهی سیستم بانکی بر بازدهی کل در طی زمان (کل دوره) باعث کاهش (حرکت بر روی محور افقی) بازدهی کل در دوره‌های آینده شده است، اتخاذ سیاست‌های انقباضی برای مقابله با تورم‌های بالاتر، تحریم‌های سیستم بانکی، عدم مدیریت صحیح سیستم بانکی و نظارت ضعیف بانک مرکزی بر سیستم بانکی از مهم‌ترین عوامل کاهش موفقیت صنعت بانکداری در بورس و به تبع آن تأثیر منفی این صنعت بر شاخص کل بورس می‌باشد دوماً تغییرات یک انحراف معیار در بازدهی صنعت بانکداری در هر دوره (با حرکت بر روی محور عرضی) باعث افزایش بازدهی شاخص کل شده است، با توجه به نمودار مشاهده می‌شود که در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ این تأثیر مثبت و قوی بوده و از این سال به بعد تا اواسط سال ۱۳۹۶ این تأثیر تضعیف و منفی شده است. به عبارتی بتای صنعت بانکداری از دوره ۱۳۹۳ منفی شده و قبل از آن مثبت بوده است.



نمودار ۲- اثر شوک دائمی بازدهی سیستم بانکی بر شاخص کل

در نمودار ذیل واکنش‌های غیرتجمعی شوک بازدهی سیستم بانکی بر شاخص کل ارائه شده است. با توجه به نمودار مشاهده می‌گردد اثرات شوک بازدهی سیستم بانکی بر شاخص کل تا سه دوره اثر گذار بوده و مجدداً به سطح تعادلی می‌رسد با توجه به نمودار مشاهده می‌شود از بازه زمانی ۱۳۹۳ به بعد این تأثیر منفی به شدت افزایش یافته و دارای شیب تندتری شده است.



نمودار ۳- اثر تکانه موقت بازدهی سیستم بانکی بر شاخص کل

۵-۴- آزمون فرضیه های تحقیق

• آزمون فرض نمودن ضرایب در طی زمان و افزایش دقت مدل‌های پیش‌بینی نوسانات بازده سهام.

در جدول (۳) نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق به تفکیک هر یک از مدل‌ها می‌باشد که مقدار MAFE و MSFE حاصل از تخمین مدل‌های مختلف DMA و DMS ارائه شده است و بیانگر این است که مدل‌های $\alpha = 0.99; \beta = 0.99$ و $\alpha = 0.99; \beta = 0.99$ از دقت بالاتری برخوردارند در نتیجه مابقی نتایج براساس این مدل محاسبه می‌گردد همچنین براساس نتایج تحقیق تمامی مدل‌های TVP-DMA و TVP-DMS در تمامی سطوح آلفا و بتا بهتر از مدل حداقل مربعات معمولی اقدام به پیش‌بینی نحوه تأثیرگذاری شوک بازدهی شاخص بورس صنعت بانکداری بر شاخص کل نمودند. در نتیجه دلایلی دال بر رد این فرضیه مشاهده نگردید و می‌توان بیان داشت کارایی مدل‌های پویای متحرک، داینامیک پارامتر متغیر زمان از مدل‌های سنتی بهتر و در نهایت موجب افزایش دقت مدل‌های پیش‌بینی در نوسانات بازدهی سهام می‌گردد.

جدول ۳- مقایسه مدل‌های مختلف براساس فیلتر کالمن

مقادیر انعطاف پارامترها در پیش‌بینی	MAFE	MSFE
OLS=($\alpha = \beta = 0.$)	۵۷/۱	۲۴/۱۱
DMA $\alpha = \beta = 0.99$	۲/۶	۰/۱۳
DMS $\alpha = \beta = 0.99$	۲/۸	۰/۱۵
DMA $\alpha = \beta = 0.90$	۶/۱۲	۱۴/۴۸۹
DMS $\alpha = \beta = 0.90$	۳/۷۱۳	۹/۶۸
DMA $\alpha = \beta = 0.95$	۶/۷۶	۶/۳
DMS $\alpha = \beta = 0.95$	۴/۳۱	۱۰/۰۰۴
DMA $\alpha = 0.99; \beta = 0.90$	۶/۱۱	۱۲/۹۵
DMS $\alpha = 0.99; \beta = 0.90$	۴/۱۷	۱۳/۷۳۱
مقادیر انعطاف پارامترها در پیش‌بینی	MAFE	MSFE
DMA $\alpha = 0.99; \beta = 0.95$	۶/۷۴	۲/۴۲۹
DMS $\alpha = 0.99; \beta = 0.95$	۴/۴۴۶	۷/۸۵۹
DMA $\alpha = 0.90 \beta = 0.99$	۷/۰۷	۱/۲۸۳
DMS $\alpha = 0.90; \beta = 0.99$	۳/۳۶	۴/۱۹
DMA $\alpha = 0.95 \beta = 0.99$	۷/۰۷۵	۲/۱۰۶
DMS $\alpha = 0.95; \beta = 0.99$	۴/۵۵۷	۱/۶۷۶
DMA $\alpha = 1 \beta = 0.99$	۷/۰۹۷	۲/۳۹۴

DMS $\alpha = 1; \beta = 0.99$	۵/۱۷۴	۱/۲۰۷
DMA $\alpha = 1 \beta = 0.95$	۶/۷۴	۲/۹۸
DMS $\alpha = 1; \beta = 0.95$	۴/۵۲	۹/۸۸
DMA $\alpha = 1 \beta = 0.90$	۶/۱۲	۱۳/۴۳
DMS $\alpha = 1; \beta = 0.90$	۴/۸۱	۱/۰۶
DMA $\alpha = 0.99 \beta = 1$	۷/۱۲	۲/۲
DMS $\alpha = 0.99; \beta = 1$	۴/۷۲	۱/۰۹
DMA $\alpha = 0.95 \beta = 1$	۷/۰۶۵	۲/۲۸۶
DMS $\alpha = 0.95; \beta = 1$	۴/۳۵	۱/۷۰۱
DMA $\alpha = 0.90 \beta = 1$	۷/۰۳	۳/۶۳۷
DMS $\alpha = 0.90; \beta = 1$	۳/۲۴	۲/۰۸
DMA $\alpha = 1; \beta = 1$	۷/۱۲۷	۲/۷۸۹
DMS $\alpha = 1; \beta = 1$	۴/۸۱	۱/۵۴۷

• آزمون وضعیت غالب در نوسانات بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران

با توجه به اینکه در ۶۴ دوره بازدهی سیستم بانکی بر بازدهی شاخص کل اثرگذار بوده و در اکثر دوره‌ها این تأثیر منفی بوده است، بر این اساس می‌توان بیان داشت که مدل بتای سیستم بانکداری در طول دوره مورد بررسی عموماً منفی بوده است. در نتیجه می‌توان بیان داشت، وضعیت غالب در بازدهی سهام بورس ایران وضعیت رکود است، در نتیجه فرضیه تحقیق حاضر رد می‌گردد.

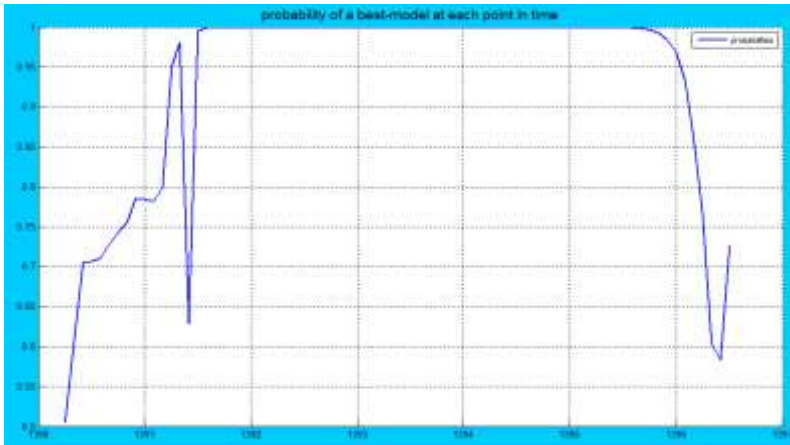
جدول ۴- متغیرهای موثر بر شاخص کل بورس در بازه‌های زمانی مختلف

بازه زمانی	نحوه اثرگذاری		
1390-4	ARY_1	ARY_2	
1390-5	ARY_1	ARY_2	
1390-6	ARY_1	ARY_2	
1390-7	ARY_1	ARY_2	
1390-8	ARY_1	ARY_2	
1390-9	ARY_1	ARY_2	
1390-10	ARY_1	ARY_2	
1390-11	ARY_1	ARY_2	
1390-12	ARY_1	ARY_2	
1391-1	ARY_1	ARY_2	
1391-2	ARY_1	ARY_2	
1391-3	ARY_1	ARY_2	
1391-4	ARY_1	ARY_2	
1391-5	ARY_1	ARY_2	
1391-6	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1391-7	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1391-8	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1391-9	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1391-10	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1391-11	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1391-12	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-1	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-2	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-3	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-4	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-5	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-6	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-7	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-8	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-9	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-10	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-11	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1392-12	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-1	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-2	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-3	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-4	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-5	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-6	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-7	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-8	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-9	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-10	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-11	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1393-12	ARY_1	ARY_2	BANK_0

بازه زمانی	نحوه اثرگذاری		
1394-1	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-2	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-3	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-4	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-5	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-6	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-7	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-8	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-9	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-10	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-11	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1394-12	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-1	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-2	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-3	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-4	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-5	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-6	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-7	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-8	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-9	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-10	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-11	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1395-12	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1396-1	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1396-2	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1396-3	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1396-4	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1396-5	ARY_1	ARY_2	BANK_0
1396-6	ARY_1	ARY_2	
1396-7	ARY_1	ARY_2	

در ادامه اقدام به بررسی بهترین مدل برآوردی نموده و ضرایب متغیر و احتمال وقوع هر ضریب را در طی زمان ارائه می‌نماییم. با توجه به اینکه سطح احتمال وقوع بهترین مدل برآوردی در تمامی دوره‌ها از ۰/۵ بالاتر است در نتیجه می‌توان به این نتیجه دست یافت که صرفاً براساس ضرایب برآوردی می‌توان به پیش‌بینی دقیقی

از مکانیسم تغییرات بازدهی صنعت بانکداری بر بازدهی شاخص کل دست یافت. به عبارتی نتایج این امر که ضرایب بتای صنعت بانکداری در ابتدای دوره مثبت و در انتهای دوره منفی بوده‌اند از کفایت لازم جهت تجزیه و تحلیل نتایج برخوردار بوده و بازدهی صنعت بانکداری همواره عامل مهمی در تغییرات بازدهی کل (چه به صورت منفی و چه به صورت مثبت) قلمداد می‌گردد.



نمودار شماره ۴- میزان احتمال وقوع بهترین مدل (اعتبار مدل) جهت پیش‌بینی بتای صنعت بانکداری بر بازدهی کل

۶- نتیجه‌گیری و بحث

در پژوهش حاضر تلاش بر آن بود که مدل بهینه نحوه اثرگذاری بازده بخش بانکی بر بازده سهام مورد شناسایی قرار گیرد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق نشان داد که مدل‌های TVP-DMA و TVP-DMS در تمامی سطوح آلفا و بتا بهتر از مدل حداقل مربعات معمولی اقدام به پیش‌بینی نحوه تأثیرگذاری شوک بازدهی شاخص بورس صنعت بانکداری بر شاخص کل نمودند، با استناد به یافته‌های تحقیق به نظر می‌رسد کارایی مدل‌های پویای متحرک، داینامیک پارامتر متغیر زمان از مدل‌های سنتی بهتر است؛ همچنین براساس نتایج تحلیل‌ها؛ تغییرات یک انحراف معیار در بازدهی سیستم بانکی بر بازدهی کل در طی زمان (کل دوره) باعث کاهش (حرکت بر روی محور افقی) بازدهی کل در دوره‌های آینده شده است، اتخاذ سیاست‌های انقباضی برای مقابله با تورم‌های بالاتر، تحریم‌های سیستم بانکی، عدم مدیریت صحیح سیستم بانکی و نظارت ضعیف بانک مرکزی بر سیستم بانکی از مهمترین عوامل کاهش موفقیت صنعت بانکداری در بورس و به تبع آن تأثیر منفی این صنعت بر شاخص کل بورس می‌باشد و تغییرات یک انحراف معیار در بازدهی صنعت بانکداری در هر دوره (با حرکت بر روی محور عرضی) باعث افزایش بازدهی شاخص کل شده است، با توجه به نتایج مشاهده می‌شود که در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ این تأثیر مثبت و قوی بوده و از این

سال به بعد تا اواسط سال ۱۳۹۶ این تأثیر تضعیف و منفی شده است. به عبارتی بتای صنعت بانکداری از سال ۱۳۹۳ منفی شده و قبل از آن مثبت بوده است. بنابراین اثرات شوک بازدهی سیستم بانکی بر شاخص کل تا سه دوره اثرگذار بوده و مجدداً به سطح تعادلی می‌رسد و براساس نتایج مدل‌های TVP-DMS، TVP-DMA مشاهده گردید، بازدهی سیستم بانک در تمامی بازه‌ی زمانی؛ تأثیر یکسانی بر بازده سهام کل بازار ندارد، به طوری که مدل بتای سیستم بانکداری در طول دوره مورد بررسی عموماً منفی بوده است. از این رو با استناد به یافته‌های تحقیق دال بر کارا بودن مدل‌های پارامتر متغیر زمان نسبت به مدل‌های سنتی، پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاران در صورت تمایل به سرمایه‌گذاری در یک سهم صرفاً براساس میانگین بازده اقدام به سرمایه‌گذاری ننموده و عوامل موثر بر بازدهی هر سهام را در هر دوره شناسایی نموده و با توجه به شرایط و وضعیت موجود متغیرهای موثر بر سهام مذکور، اقدام به سرمایه‌گذاری نمایند. لذا پیشنهاد می‌شود فعالین بازار سرمایه به این بینش درست، دست یابند که با توجه به منشأ و عامل به‌وجودآورنده تغییرات بازدهی سهام، سیاست‌های متناسب با آن شرایط را اجرا نمایند و از اجرای سیاست‌های عمومی و کلی خودداری ورزند. همچنین پیشنهاد می‌شود با به‌کارگیری روش تعادل عمومی پویای تصادفی و ایجاد یک دیدگاه سیستمی به پیامدها و عواقب اجرای سیاست‌ها در بازارهای مختلف، نحوه اثرگذاری همزمان تمامی بازارها بر یکدیگر بررسی گردد و شوک ناشی از تغییرات هر یک از متغیرها یا اجرای سیاست‌ها را بر سایر بازارها و بازار موردنظر مورد ارزیابی قرار داد.

یادداشت‌ها:

¹ Capital Asset Pricing Model.

² Sharpe, Lintner & Mossin.

³ Fama & French

⁴ Tree Factor Model

⁵ Ordinary Least Squares

⁶ Blume

⁷ Lvey

⁸ Rosenberg

⁹ Ferson & Harvey

¹⁰ Adrian & Franzoni

¹¹ Jostova

¹² Mean Reverting

¹³ Huang & Hueng

¹⁴ Das

¹⁵ Nieto

¹⁶ Time Varying Parameters Factor Augmented (TVPFAVAR)

¹⁷ Dynamic Moving Average Time Varying Parameters (DMATVP)

فهرست منابع

- ابونوری، اسماعیل و مشرفی، گلاله (۱۳۸۵). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در ایران با استفاده از مدل ARDL. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی ایران. سال ۶، شماره ۲۱: ۲۲۸-۲۰۹.
- اسلام‌لویان، کریم و زارع، هاشم (۱۳۸۵). بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال ۸، شماره ۲۹: ۴۶-۱۷.
- اندرس، والتر. صادقی‌شاهدانی مهدی و شوال‌پور سعید. (۱۳۸۶). اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی. جلد دوم. چاپ اول. انتشارات دانشگاه امام صادق (ع). تهران.
- پیرائی، خسرو و شهسوار، محمدرضا (۱۳۸۸). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. سال ۹. شماره ۱: ۳۸-۲۱.
- رسولی محمد، ۱۳۹۲، شوک‌های نرخ ارز و قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام، پایان‌نامه کارشناسی ارشد؛ دانشکده اقتصاد تهران
- عزیززی، فیروزه. (۱۳۸۳). آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۰ و ۱۱
- قالیباف‌اصل، حسن. (۱۳۸۱). بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
- کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌جمعی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ۸، شماره ۲۶: ۴۵۴۱-۴.
- کریم‌زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌جمعی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶.
- کشاورز حداد، غلامرضا و معنوی، سیدحسن (۱۳۸۷). تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تأکید بر تکانه نفتی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۲، شماره ۳۷: ۱۵۵-۱۷۷.
- Adam, A. M., & Tweneboah, G. (2008). Do macroeconomic variables play any role in the stock market movement in Ghana?. MPRA, Paper No. 9357, Posted 28.
- Agrawalla , Tuteja, (2008),” Share Prices and acroeconomic Variables in India:An Approach to Investigate the Relationship Between Stock Markets and Economic Growth”, Journal of Management Research, Volume 8, Number 3.

- Aliyu, Shehu Usman Rano. Reaction of stock market to monetary policy shocks during the global financial crisis: the Nigerian case, 2011, MPRA Paper, 3581
- Anthony , Kwame(2008), "Impact of macroeconomic indicators on stock market performance", Journal of Risk Finance, Vol9 Issue 4, p365-378, 14p
- Azeez, A. & Yonezawa, Y. (2006). Macroeconomic factors and the empirical content of the Arbitrage Pricing Theory in the Japanese stock market. Japan and the World Economy, 18, 568–591
- Aziz, H., & Ibrahim, M.H. (2003). Macroeconomic Variables And the Malaysian Equity Market. Journal of Economic Studies,30(1), 6-27.
- BartolomeoDi G.. R. & Lorenza.T. M. (2006).Monetary Policy under Rule-of-Thumb Consumers and External Habits: An International Empirical Comparison. www.cepr.org
- Benkwitz A. Lutkepohl H & Wolters J .(2001). Comparison of bootstrap confidence intervals for impulse responses of German monetary systems. Macroeconomic Dynamics. 5. 81-100.
- Bernhard Pfaff.(2008). VAR, SVAR and svec models: implementation within r package vars. www.cepr.org
- Bjørnland H.C.Leitemo H.(2005).Identifying the interference between us monetary policy and the stock market.bank of finland research discussion research.
- Bollerslev, Tim.Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity ,Journal of Econometrics, 31, 1986, 307-327.
- Bordo, D. M., Dueker, J. M., & Wheelock, D. C. (2008). Inflation, Monetary Policy and Stock Market Conditions," NBER Working Papers 14019, National Bureau of Economic Research, <http://research.stlouisfed.org/wp/2008/2008-012.pdf>.
- Bruggemann R. (2006). Finite sample properties of impulse response intervals in svecms with long-run identifying restrictions. Economic Risk.Humboldt-Universitat zu Berlin, Department of Economics.
- Burton, B. Brown., Nixon., R. W. El-Sharif, I., & Russell, A. (2005). Evidence of the Nature and Extent of the Relationship between Oil Prices and Equity Values in the UK. Energy Economics, 27(6), 819-830.
- Case K.E. Quigley J.M. Shiller R.J. (2005). Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market. adv. macroecon. 5 .1.
- Chang, (2009)," Do macroeconomic variables have regime-dependent effects on stock return dynamics? Evidence from the Markov regime switching model", Economic Modelling; Vol26 Issue 6, p1283-1299

- Chatziantonious, Ioannis and David Duffy and George Filis, Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi- country evidence, *Economic Modelling*, 30, 2013, 754-769.
- Christiano L. M. Eichenbaum & C. Evans .(1999). Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? In J. Taylor and M. Woodford .eds. *Handbook of Macroeconomics* . Vol.1. Elsevier Science.
- Cobo-Reyes, R., & Quiros, G. P. (2005). The Effect of Oil Price on Industrial Production and on Stock Return. the Paper 05/18, Department of Economic Theory and Economic History of the University of Granada.
- Daisy Li, Yun and Iscan, Talan Band Xu, Kuan(2014), " The Impact of monetary Policy Shocks on Stock Prices : Evidence from Canada and theUnited States", *Journal of International Money and Finance*, N029, PP876- 896
- Du, D. (2006). Monetary policy, stock returns and inflation. *Journal of Economics and Business*. 58(1), 36-55.
- Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. & Goetzmann, W.N. (2003). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th ed. John Wiley & Sons, New York.
- Engsted, T., & Tanggaard, C. (2002). The relation between asset returns and inflation at short and long horizons. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*,12(2), 101-118.
- Faust J and E.M. Leeper .(1997). When do long-run identifying restrictions give reliable results? *Journal of Business and Economic Statistics* 15 (3): 345–353.
- Frederic S. Mishkin, 2006. *The Economics of Money, banking and financial markets*, Addison wesely edition.
- Gan, C., Lee, Minsoo., Hwa A. Y., & Zhang, J. (2006). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101.
- Giuliadori M. (2005). Monetary Policy Shocks and the Role of House Prices Across European Countries. *Scot. J. Polit. Economy* 52 (4): 519–543.
- Gregoriou, A. and A. Kontonikas and R. MacDonald and A. Montagnoli, monetarypolicy shocks and stock return: Evidence from the British Market, 2009
- Hilde C., Bjornland and Kai, Leitemo(2013), " Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market ", *Journal of Monetary Economics*, No56, PP275-282.
- Humpe A. Macmillan P. (2006). Can macroeconomic variables explain longiitem stock market movements? A comparison of the US and Japan, boom Empirical appropriate cointegrating.vector; Working.Paper, [http://ideas.repec.org/p/san/crieff/0511 .html](http://ideas.repec.org/p/san/crieff/0511.html).

- Humpe, A., & Macmillan, P. (2006). Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, 19(2), 111-119.
- Ioanidis ch. Kontonikas A(2007) The Impact of monetary policy on stock prices. *journal of policy modeling*. 6 .15.
- Kholodilin, Konstantin and Alberto Montagnoli and Oreste Napolitano and Boriss Siliverstovs, assessing the impact of the ECB's monetary policy on the stockmarkets: a sectoral view, *Economic letters*, 105, 2009, 211-213.
- Kim, Ki-ho (2003). Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. *Review of Financial Economic*, 12(3), 301-313.
- Kucukkale, Y., & Karamustafa, O. (2003). Long run relationship between stock market and macroeconomic performance: evidence from Turkey. *Finance* 0309010, the former Econ WPA.
- Kurov, Alexander(2014), " Investor sentiment the stock markets reaction to monetary policy ", *journal of Banking & Finance*, No34, PP139-149.
- Kurv, Alexander, Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy, *Journal of Banking and Finance*. 2009. available at: <http://ssrn.com/abstract=1430599>.
- Liu, M.H(2008), " Analysis of the Long-term Relationship Between Macroeconomic Variables and the Chinese Stock Market Using Heteroscedastic Cointegration ", *Journal Managerial Finance*, No11, PP744-755.
- Ludvigson S. Steindel C. (1999) How important is the stock market effect on consumption? *Fed. Reserve Bank New York Econ. Pol. Rev.* 5 .2. 29-52.
- Lutkepohl H. (1993) .*Introduction to multiple time series analysis*. second edition. berlin: Springer-Verlag. Chapter 4. 11.
- Medsen, B. Jakob. (2002). Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. *Applied Financial Economics*, 12(8), 565-574.
- Merikas, A. G., & Merika, A. A. (2006). Stock prices response to real economic variables:the case of Germany. *Managerial Finance*, 32(5), 446-450
- Mulherjee, J., & Bhattacharya, B. (2002). The nature of the Causal relationship between stock market and macroeconomic aggregate I India: an empirical analysis. 6th Capital Markets Conference, held at UTI Institute of Capital Markets, Mumbai, India.
- Phillips P. (1998) Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs .*Journal of Econometrics*. Vol83. 21-56.

- Puah, C. H., & Jayaraman, T. K. (2007). Macroeconomic Activities and Stock Prices in a South Pacific Island Economy. *Int. Journal of Economics and Management*, 1(2), 229 – 244.
- Richard Roll & Stephen A. Ross. (1995). The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning. *Financial Analysts Journal*.
- Robert D. Gay, Jr., (2008), Nova Southeastern University, Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China, *International Business & Economics Research Journal*, March Volume 7, Number ۳. pp42-56.
- Robert, D., & Gay, J. (2008). Effect Of Macroeconomic Variables On Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China. *International Business & Economics Research Journal*, 7(3), 1-8
- Wongbangpo, P., & Sharma, S. C. (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interaction: ASEAN-5 countries. *Journal of Asian Economics*, 13(1), 27-51.