



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال ششم / شماره بیست‌وسوم / پائیز ۱۳۹۶

تأثیر نااطمینانی شاخص‌های کلان اقتصادی بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد مدل‌های نوسانات تصادفی با تغییرات زمانی

سمانه طریقی

دانشجو دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

تقی ترابی

دانشیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات (نویسنده مسئول)
tttorabi@gmail.com

فرهاد غفاری

استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

عباس معمارنژاد

استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۲/۲۶

چکیده

یکی از مهم‌ترین وظایف اقتصاد مالی مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت دارایی‌های ریسکی است. از نظر تحلیل‌گران و سیاست‌گذاران نوسان‌پذیری قیمت یک متغیر کلیدی است که به درک نوسانات بازار کمک می‌کند. بنابراین، تحلیل‌گران نیاز دارند تا پیش‌بینی درستی از نوسان‌پذیری قیمت به عنوان یک ورودی ضروری برای انجام وظایفی چون مدیریت ریسک، تخصیص پرتفوی، ارزیابی ارزش در معرض خطر و قیمت‌گذاری اختیار معامله و قراردادهای آتی داشته باشند. بر این اساس در تحقیق حاضر با استفاده از مدل‌های TVP-SV و PLS و مقایسه آن با روش OLS در نرم افزار متلب و XLSTAT در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱ تا ۱۳۹۲-۶ (ماه‌بانه) با استفاده از متغیرهای حقیقی (تولیدات صنعتی، سرمایه‌گذاری بخش حقیقی در مسکن، رشد اقتصادی، سهم مخارج دولت به GDP و نرخ رشد صادرات غیر نفتی) و متغیرهای پولی (تورم، عرضه پول، نرخ ارز، قیمت نفت و قیمت داخلی طلا) بر بازدهی سهام اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. بر اساس مدل PLS این نتیجه حاصل گردید که متغیرهای رشد اقتصادی و قیمت نفت بیش از سایر متغیرها بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران تأثیر گذار است. در ادامه متغیرهای رشد اقتصادی و قیمت نفت را وارد مدل TVP-SV نمودیم. بر اساس نتایج این مدل TVP-SV نسبت به مدل OLS از کارایی بالاتری برخوردار است. بر اساس نتایج مدل TVP-SV بعد از وقفه اول بازدهی سهام؛ رشد اقتصادی در طول دوره بالاترین تأثیر را بر بازدهی سهام داشته است.

واژه‌های کلیدی: تغییرات زمانی؛ نوسانات تصادفی، بازدهی سهام، TVP-SV.

۱- مقدمه

بازارهای مالی نقش کلیدی در توسعه و رشد اقتصاد هر کشور دارند، لذا شناسایی متغیرهای بخش مالی و ارتباط با بخش حقیقی از اهمیت بسیاری برخوردار است. (چن و همکاران، ۱۹۸۶) تغییرات پیش‌بینی نشده حاصل از متغیرهای کلان اقتصادی می‌تواند عامل موثری بر سطح بازدهی بازار سرمایه باشند. (ازیزو یونیزاوا، ۲۰۰۶)؛ لذا شناخت عوامل موثر بر بازار سرمایه می‌تواند به جهت‌دهی سرمایه‌گذاران در انتخاب پرتفوی بهینه توسط آنان کمک قابل ملاحظه‌ای نماید. برخی صاحب نظران منشأ شوک‌های اقتصادی را تغییرات پیش‌بینی نشده نرخ ارز، تورم، تغییرات تولید در بازار می‌دانند. گلتکین (۱۹۸۳)، سلنیک^۱ (۱۹۸۳)، بندرلی و زوئیک^۲ (۱۹۸۵) فاما و شورت^۳ (۱۹۷۷)، مایاسمای و که^۴ (۲۰۰۰)، کریستوفرگان و همکاران^۵ (۲۰۰۶)، آپوستولوس سرلتیس^۶ (۱۹۹۳) و جاکوب مدسن^۷ (۲۰۰۲) و اندرس هامپ و پیترمک میلیون^۸ (۲۰۰۴) به این نتیجه دست یافتند که ایجاد شوک در متغیرهای کلان اقتصادی که عموماً ناشی از تغییر در سیاست‌های پولی می‌باشد، بر بازدهی بازار سهام تأثیر دارند. بر این اساس با توجه به نتایج اکثریت تحقیقات خارجی و داخلی متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام تأثیر دارند. مشکل اصلی در بخش اعظم تحقیقات فوق عدم توجه به ثابت نبودن ضرایب برآوردی در طی زمان است. یعنی بر این اساس در تحقیق حاضر با استفاده از مدل‌های تغییر رژیم و نوسان‌پذیری تصادفی ثابت نبودن ضرایب برآوردی در طی زمان نیز مورد توجه قرار گرفته است. در روش‌های کلاسیک رگرسیونی فرض می‌شود که یک رابطه با ضرایب ثابت می‌تواند در زمان‌های مختلف کاربرد داشته باشد. نتایج نادرست ناشی از این فرض غیر واقع‌گرایانه موجب پدید آمدن مدل‌های پویا شد که به واقعیت جهان خارج شباهت بیشتری دارند. بر اساس نظر استاک و واتسون (۲۰۰۸) از مهم‌ترین مشکلاتی که مدل‌های گذشته (مدل‌های سنتی منطبق بر فروض محدود کننده کلاسیکی) برای پیش‌بینی داشتند این بود که؛ نمی‌توانستند پیش‌بینی درستی در طول زمان انجام دهند و بعضاً مشاهده شده بود که مدل‌هایی می‌توانستند پیش‌بینی را تنها در دوران رکود به خوبی تخمین بزنند و برخی دیگر از مدل‌ها پیش‌بینی را تنها در دوران رونق بهتر تخمین می‌زدند 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 (رکود و رونق) پیش‌بینی‌های قابل اعتمادتری را ارائه دهد. روش رهیافت پارامتر زمان متغیر با الحاق نوسانات تصادفی یکی از جدیدترین تکنیک‌ها و روش‌های مورد استفاده در ادبیات اقتصادسنجی است که امکان تخمین متغیرهای غیر قابل مشاهده یا متغیرهای حالت را در سیستم معادلات فراهم می‌نماید. رهیافت $TVP - SV$ ، ناپایداری ساختاری در ضرایب مدل را بررسی نموده، امکان تغییر پارامترهای مدل طی زمان را فراهم می‌نماید. علاوه بر این یکی از مزایای مهم این روش نسبت به سایر روش‌های سنتی و متعارف سری زمانی نظیر حداقل مربعات معمولی (OLS) این است که در این رهیافت نیازی به بررسی آزمون‌های ریشه واحد در مورد متغیرهای سری زمانی نیست و هیچ ضرورتی در مورد پایایی متغیر در سطح نیست. از اینرو، در این رهیافت محقق نباید نگران ناپایایی متغیرها و تفاضل‌گیری متغیرهای سری‌های زمانی باشد. همین امر باعث ظهور مدل‌های پارامتر متغیر زمان (TVP) شد که می‌توانستند مدل‌های عظیم (با تعداد متغیرهای زیاد) را در طول زمان پیش‌بینی کنند. مقاله حاضر در ۵ بخش نگاشته شده

است. پس از مقدمه حاضر در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تجربیات خارجی و داخلی در راستای موضوع حاضر مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم روش تحقیق و مدل‌های برآوردی مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهند گرفت. در نهایت در بخش پنجم اقدام به جمع‌بندی نتایج و ارائه پیشنهادات سیاستی نموده‌ایم.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

لوکاس^۱ بیان می‌دارد، شناخت عوامل تأثیرگذار بر بازار سهام و پیش‌بینی تغییرات در این بازار همواره مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. جهت مشخص نمودن عوامل موثر بر شاخص قیمت در بازار سهام، باید به نحوه تعیین قیمت اوراق بهادار توجه نمود. در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، قیمت هر دارایی از جمله سهام نشان دهنده قیمت جاری بازده مورد انتظار آن دارایی می‌باشد، لذا در بحث قیمت سهام هر عاملی که بر بازده انتظاری سهام تأثیرگذار باشد بر قیمت سهام نیز موثر خواهد بود.

لوکاس در مقاله خود یک اقتصاد کاملاً ساده که دارای یک کالا و یک مصرف‌کننده می‌باشد را با شرایط زیر در نظر می‌گیرد. در این اقتصاد مصرف‌کننده تابع مطلوبیت انتظاری خود را که به صورت رابطه ۱، می‌باشد، حداکثر می‌نماید:

$$E\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t)\right] \quad (1)$$

که در آن C_t میزان مصرف در دوره t ام، $U(0)$ تابع مطلوبیت، β عامل تنزیل و E عملگر امید ریاضی می‌باشد. در این اقتصاد تولید کالای مورد نظر (y) توسط n واحد تولیدی انجام می‌گیرد که می‌توان تولید آن‌ها را در دوره t ام به صورت بردار $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})$ در نظر گرفت؛ بنابراین در مورد میزان مصرف در دوره t ام خواهیم داشت:

$$0 \leq C_t \leq \sum_{i=1}^n Y_{it} \quad (2)$$

همچنین مالکیت هر یک از واحدهای تولیدی به صورت سهام در یک بازار رقابتی و در هر دوره تعیین می‌گردد. قیمت سهام هر واحد بر مبنای پرداخت حقیقی آتی به هر سهم تعیین می‌شود و قیمت سهام این واحدها برای دوره t ام را می‌توان به صورت بردار $P_t = (P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{nt})$ نشان داد. همچنین سهم یک مصرف‌کننده از مالکیت این واحدها در دوره t ام با بردار $Z_t = (Z_{1t}, Z_{2t}, \dots, Z_{nt})$ نمایش داده می‌شود. لوکاس بیان می‌کند در این اقتصاد که تنها یک کالا و مصرف‌کننده وجود دارد تمامی مقادیر معین هستند و به

عبارت دیگر مصرف هر دوره برای تولید آن دوره $C_t = \sum_{i=1}^n Y_{it}$ و سهم مصرف‌کننده از تمامی واحدهای تولیدکننده برای همه دوره‌های زمانی برابر یک می‌باشد. ($Z_t = (1,1,\dots,1)$ برای همه‌ی دوره‌های t)، بنابراین تنها نکته اصلی تحلیل، تعیین رفتار قیمت تعادلی سهام خواهد بود (لوکاس، ۱۹۷۸).

لوکاس برای تعیین رفتار قیمت تعادلی بر این نکته تأکید می‌کند که همه اطلاعات پیرامون وضعیت فیزیکی حال و آینده در مورد این اقتصاد، در بردار تولید جاری (Y) جمع گردیده است و با توجه به بازگشتی بودن ترجیحات و با فرض ثبات تابع $P(0)$ در همه دوره‌ها، نشان می‌دهد که بازار سهام یک مساله یکسان را برای هر دوره حل می‌نماید؛ لذا قیمت تعادلی (به شرط آن که همواره از رفتار سیستماتیک تبعیت کند) باید به صورت تابعی از شرایط اقتصادی ($P_t = P(Y_t)$) نشان داده شود.

همچنین از نظر لوکاس، میزان مصرف و تصمیم در مورد سبد دارایی یک مصرف‌کننده (Z_{t+1}, C_t) به سبد دارایی اولیه او (Z_t)، قیمت‌هایی که با آن‌ها روبرو است (P_t) و اطلاعاتی که در مورد وضعیت کنونی و آینده اقتصاد دریافت کرده است (Y_t) بستگی دارد؛ لذا رفتار او را می‌توان به وسیله قوانین ثابت تصمیم‌گیری $C(0)$ و $g(0)$ به صورت زیر توضیح داد:

$$C_t = C(Z_t, Y_t, P_t) \quad (3)$$

و

$$Z_{t+1} = g(Z_t, Y_t, P_t) \quad (4)$$

بنابراین اگر رفتار آینده قیمت‌ها $P(Y_t)$ تعیین و مشخص باشد آنگاه مصرف‌کننده توانایی بهینه نمودن توابع مذکور را دارد. با توجه به مطالب فوق از یک سو با داشتن قیمت‌ها می‌توان رفتار مصرف‌کننده را مشخص نمود و از سوی دیگر با تعیین شدن قواعد تصمیم‌گیری مصرف‌کننده $C(0)$ ، $g(0)$ می‌توان قیمت‌های جاری سهام که باعث تسویه بازار می‌گردند را تعیین نمود (لوکاس، ۱۹۷۸، ۱۴۳۱).

با توجه به مطالب فوق می‌توان یک الگویی نزدیک به مدل ارائه شده توسط لوکاس را به صورت زیر نشان داد که در آن قیمت سهام، ارزش جاری سود مورد انتظار سهام می‌باشد (کیا^۱، ۲۰۰۳a، ۳۸)

$$P_t = E_t \left[\frac{D_{t+1} + P_{t+1}}{(1+R_t)^n} \right] \quad (5)$$

که در آن: P_t قیمت سهام در زمان t ، D_{t+1} سود پرداختی بین دوره t و $t+1$ (پرداختی به ننگه دارنده سهام بین ۲ دوره)، R_t نرخ بهره در زمان t ، E_t عملگر امید بر اساس اطلاعات در زمان t می‌باشند. برای P_{t+1} نیز چنین رابطه‌ای را می‌توان نوشت:

$$P_{t+1} = E_t \left[\frac{D_{t+2} + P_{t+2}}{(1 + R_{t+1})} \right] \quad (6)$$

که با جایگذاری آن در P_t خواهیم داشت:

$$P_t = E_t \left[\frac{D_{t+1}}{(1 + R_t)} + \frac{D_{t+2} + P_{t+2}}{(1 + R_t)(1 + R_{t+1})} \right] \quad (7)$$

حال اگر همین کار را $n-1$ بار تکرار کنیم و با فرض این که نرخ تنزیل تمام دوره‌ها برابر باشد، به عبارتی دیگر:

$$\frac{1}{(1 + R_t)} = \frac{1}{(1 + R_{t+1})} = \dots = \frac{1}{(1 + R_{t+n-1})} \quad (8)$$

و ارزش جاری قیمت انتظاری سهام در آینده برابر صفر باشد، یعنی:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t \left[\frac{P_{t+n}}{(1 + R_{t+n-1})^n} \right] = 0 \quad (9)$$

آنگاه قیمت جاری سهام (P_t) برابر با رابطه زیر خواهد بود:

$$P_t = E_t \left[\sum_{n=1}^{\infty} \frac{D_{t+n}}{(1 + R_{t+n})^n} \right] \quad (10)$$

اعتبار این مدل (مدل ارزش حال در بازار سهام) در مطالعات گوناگونی مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. آکدنز^{۱۱} و همکارانش (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل تعادل عمومی قیمت‌گذاری دارایی‌ها، اعتبار این مدل و کارایی بازار را بررسی کرده‌اند. آن‌ها از کرانه واریانس شرطی^{۱۲} برای آزمون این مدل استفاده کرده‌اند، نتایج آزمون نشان می‌دهد که کرانه واریانس منحرف نمی‌شود، بنابراین اعتبار مدل رد نمی‌شود و هم چنین بازار کارا می‌باشد.

۲-۲ پیشینه پژوهش

به علت متعدد بودن تحقیقات صورت گرفته در راستای موضوع حاضر جهت ایجاز در کلام نتایج تحقیقات داخلی و خارجی را در دو دسته اصلی تقسیم‌بندی نموده‌ایم. دسته اول موافق این امر هستند که عوامل کلان بر بازده سهام تأثیرگذارند و دسته دیگر مخالف این امر می‌باشند. در جدول شماره ۱، خلاصه‌ای از نتایج تحقیقات این دو گروه ارائه شده است.

جدول شماره ۱: خلاصه نتایج تحقیقات داخلی و خارجی

(تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام)

تحقیقات داخلی		تحقیقات خارجی	
مخالفان	موافقان	مخالفان	موافقان
سورانی داود (۱۳۸۹)، فرازمان (۱۳۹۰)، تالانه و قاسمی، کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴)	مصطفی کریم زاده (۱۳۸۳)؛ کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴)، کشاورز (۱۳۸۶)، سعیدی و امیری (۱۳۸۷)، عباسیان و دیگران (۱۳۸۷)، پیرایی و شهسوار (۱۳۸۸)، زهرا نصراللهی و دیگران (۱۳۹۰)، حلافی و سعیدی (۱۳۹۱)، مرکباتی ۱۳۹۳؛ دامن کشیده ۱۳۹۲؛ مهرآرا حیدری ۱۳۹۲، سعیدی ۱۳۹۱؛ حیدری و همکاران ۱۳۹۱؛ امیرحسین و قبادی ۱۳۹۱؛ حیدری و همکاران ۱۳۹۱؛ ابراهیمی ۱۳۹۰؛ ترابی و تقی ۱۳۸۹؛ ترکی سمایی ۱۳۸۹، نعل شکن ۱۳۸۹؛ گرجی‌زاده ۱۳۸۹؛ رضایی پندری ۱۳۸۸؛ دارابی و سعیدی (۱۳۸۸)؛ مظاهری‌فر پگاه (۱۳۸۸)؛ بادپا بهروز (۱۳۸۸)؛ دانش (۱۳۸۷)؛ مقصود ۱۳۸۶؛ راعی و خسروی (۱۳۸۶)، محمدی، عباسی نژاد و میرصانعی (۱۳۸۶)، عزیزی (۱۳۸۶)؛ ابونوری و مشرفی (۱۳۸۵)؛ اسلاملوئیان و زارع (۱۳۸۵)؛ کریم زاده (۱۳۸۴)؛ میهنی نیا (۱۳۹۱)؛ ذوالفقاری ۱۳۹۰؛	آپوستولوس سرلتیس (۱۹۹۳)، دالی و کرنی (۲۰۰۵)، پون و تیلور (۱۹۹۱)، چن و همکاران (۲۰۰۷)	دایزلی و همکاران (۲۰۱۴)؛ کورو (۲۰۱۴)؛ هیلدهسی و همکاران (۲۰۱۳)؛ چانگ و چنا (۲۰۱۲)؛ اتالیا سیزوا و همکاران (۲۰۱۱)؛ لیوانگ و همکاران ۲۰۱۱، آلوی و جمازی (۲۰۱۰)، چانگ (۲۰۰۹)؛ جامازی و آلوی (۲۰۰۹)، یانگ و چنگ ۲۰۰۸؛ روبرت گی ۲۰۰۸؛ آنتونی و کوام ۲۰۰۸؛ آرگولا و توتوجا ۲۰۰۸؛ جاشوا پولت و همکاران ۲۰۰۹؛ لیو (۲۰۰۸)؛ پوه و همکاران ۲۰۰۷؛ آوانیدیز و کانتانیکاس ۲۰۰۷؛ هامپ و مک میلن ۲۰۰۶؛ توماس مک کوردی و همکاران ۲۰۰۵؛ جرنلند و لیتمو ۲۰۰۵؛ اندرس هامپ و پیترمک میلیان ۲۰۰۴؛ جاکوب مدسن ۲۰۰۲؛ شالیت و تیزاکی ۲۰۰۱؛ آوانیدیز و کانتانیکاس ۲۰۰۷؛ هامپ و مک میلن ۲۰۰۶؛ توماس مک کوردی و همکاران ۲۰۰۵؛ جرنلند و لیتمو ۲۰۰۵؛ اندرس هامپ و پیترمک میلیان ۲۰۰۴؛ جاکوب مدسن ۲۰۰۲؛ شالیت و تیزاکی ۲۰۰۱؛ مایاسمای و که (۲۰۰۰)؛ گوپتا و همکاران ۲۰۱۴؛ چان و همکاران ۲۰۱۶؛ جونز و همکاران ۲۰۱۴؛ چتری آنتونیو و همکاران (۲۰۱۳)؛ علی یو (۲۰۱۱)؛ ناکاجیما ۲۰۱۱؛ گروین و دیگران ۲۰۱۱؛ ممتاز (۲۰۱۰)؛ کلودیلین و همکاران (۲۰۰۹)؛ گرگوریو و همکاران (۲۰۰۹)؛ سارجنت و دیگران (۲۰۰۵)؛ گارات و دیگران ۲۰۱۱؛ پریمیسی ۲۰۰۴؛ برنانکی و کاتنر (۲۰۰۴)؛ ابراهیم (۲۰۰۳)؛ یونیدیس و کونتونیکاس (۲۰۰۸)؛ کاتی (۲۰۱۰)؛ آلاجیده و دیگران (۲۰۱۰)؛ ژائو (۲۰۱۰)؛ سوباری و صالحجو (۲۰۱۰)؛ چینزرا (۲۰۱۱)

با توجه به نتایج جدول شماره ۱، مشاهده می‌شود که در اکثریت تحقیقات داخلی و خارجی؛ این نتیجه حاصل شده؛ که نوسانات در متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام تأثیر گذار است،

۳- روش شناسی پژوهش

در این بخش اقدام به معرفی روش‌های بکار رفته در این تحقیق خواهیم نمود. در تحقیق حاضر از دو دسته کلی از مدل‌ها استفاده شده است، که در ادامه به بررسی آن‌ها پرداخته خواهد شد.

۳-۱- مدل رگرسیون TVP-SV با نوسانات تصادفی

مدل پارامتر متغیر زمان به همراه نوسانات تصادفی ما را به شیوه قوی و انعطاف‌پذیر قادر به ثبت تغییرات احتمالی در ساختار بنیادین اقتصاد می‌کند. مدل رگرسیون TVP به شکل زیر در نظر گرفته می‌شود.

رگرسیون:

(۱۱)

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \alpha_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad t = 1, \dots, n,$$

ضرایب متغیر زمان:

(۱۲)

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \Sigma), \quad t = 0, \dots, n-1,$$

نوسانات تصادفی:

(۱۳)

$$\sigma_t^2 = \gamma \exp(h_t), \quad h_{t+1} = \phi h_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2), \quad t = 0, \dots, n-1,$$

که y_t ماتریس متغیر وابسته، x_t و z_t بردارهای متغیرهای توضیحی، β برداری از ضرایب ثابت، α_t برداری از ضرایب متغیر زمان و h_t نوسانات تصادفی است. فرض می‌کنیم $\alpha_0 = 0$ و $u_0 \approx N(0, \Sigma_0)$ و $h_0 = 0$ و $\gamma > 0$ است.

فرض می‌شود تمامی پارامترها از فرایند گام تصادفی مرتبه اول پیروی می‌کنند که موجب انتقال دائم و موقت در پارامترها می‌گردند. نوسانات تصادفی نقش مهمی را در مدل‌های TVP ایفاء می‌کنند. هر چند ایده نوسانات تصادفی در اصل توسط بلک ۱۹۷۶ ارائه شد به دنبال آن تحولات متعدد و فراوانی در اقتصادسنجی مالی شکل گرفته است. (گیسل، هاروی و رینالت ۲۰۰۲، شپارد، ۲۰۰۵)

۳-۲- روش حداقل مربعات جزئی (PLS)

روش حداقل مربعات جزئی (PLS) برای حل مسائل و مدل‌های پیچیده و غیرخطی و تحلیل هم‌زمان مدل‌ها بسیار مناسب است (Naik et al, 2000). این تکنیک امکان بررسی روابط متغیرهای پنهان (متغیرهای غیر قابل مشاهده) و سنج‌ها (متغیرهای قابل مشاهده) را به صورت هم‌زمان فراهم می‌سازد. در مدل‌های PLS دو مدل آزمون می‌شود: مدل‌های بیرونی و مدل‌های درونی. مدل بیرونی^{۱۳} مشابه اندازه‌گیری و مدل درونی^{۱۴} مشابه تحلیل مسیر در مدل‌های معادلات ساختاری است. پس از آزمون مدل بیرونی لازم است تا مدل درونی که نشانگر ارتباط بین متغیرهای پنهان پژوهش است، ارائه شود.

مدل معادلات ساختاری = تحلیل عامل تأییدی + تحلیل مسیر

حداقل مربعات جزئی = مدل درونی + مدل بیرونی

بر این اساس روش PLS توانایی دارد که بر اساس نحوه روند داده‌ها (مدل درونی) و عواملی که قابلیت مشاهده شدن ندارند (مدل بیرونی)، مهم‌ترین شاخص‌های موثر بر بازدهی سهام را اولویت‌بندی نماید.

۳-۳- معرفی داده‌های تحقیق

بازه زمانی تحقیق حاضر دوره زمانی ۱-۱۳۸۲ تا ۶-۱۳۹۲ به صورت داده‌های ماهانه می‌باشد^{۱۵}. استخراج داده‌های تحقیق حاضر به شرح ذیل می‌باشد:

- حجم پول استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- درآمدهای نفتی استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- نرخ تورم استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- نرخ ارز استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- نرخ بهره حقیقی استخراج از سایت (محاسباتی توسط محقق) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران استخراج از سایت کدال بورس اوراق بهادار تهران (نرم افزار ره‌آورد نوین)
- رشد اقتصادی استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- سهم مخارج دولت به GDP استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- شاخص تولیدات صنعتی استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- صادرات غیر نفتی استخراج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- سرمایه‌گذاری بخش حقیقی در مسکن استخراج از سایت وزارت مسکن و شهرسازی

۴- یافته‌های پژوهش

در این بخش مدل تحقیق برآورد خواهد شد.

۴-۱- برآورد مدل PLS

در این بخش با استفاده از روش PLS اقدام به تعیین مهمترین شاخص‌های حقیقی و پولی بر بازدهی بورس خواهیم نمود. متغیرهای پولی و حقیقی به شرح زیر هستند:

□ متغیرهای حقیقی

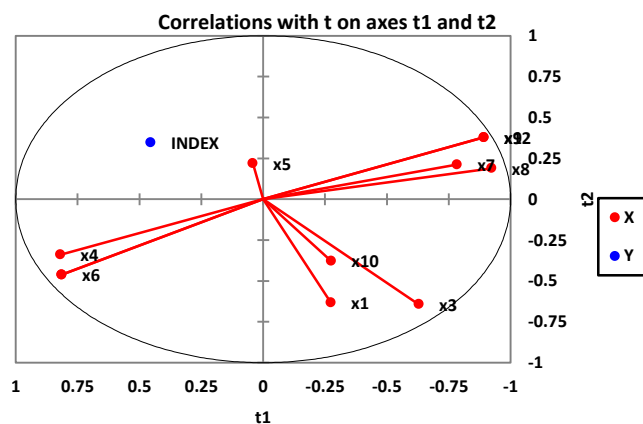
- X1: تولیدات صنعتی
- X2: سرمایه‌گذاری بخش حقیقی در مسکن
- X3: رشد اقتصادی
- X4: سهم مخارج دولت به GDP
- X5: نرخ رشد صادرات غیر نفتی

□ متغیرهای پولی:

- X6: تورم
- X7: عرضه پول
- X8: نرخ ارز
- X9: درآمدهای نفتی
- X10: نرخ بهره حقیقی. مدل اصلی تحقیق حاضر به صورت زیر است:

$$y_i = f(X_1, X_2, \dots, X_{10})$$

که در آن Y متغیر وابسته و بیانگر بازدهی شاخص کل بورس و متغیرهای توضیحی X بیانگر عوامل موثر پولی و حقیقی است. در ادامه خلاصه‌ای از نتایج مدل PLS به صورت زیر است. بر اساس نمودار شماره ۱، هر گاه بردارها به مرکز دایره فوق نزدیک‌تر باشد میزان همبستگی مابین بازدهی شاخص بورس و مولفه‌ها کمتر خواهد بود.



نمودار شماره ۱: همبستگی متغیر مدل را با مولفه‌های برآوردی
مأخذ: محاسبات محقق

در جدول شماره ۲، متغیرها به ترتیب اهمیتی که بر بازدهی شاخص بورس دارند به ترتیب از بالا به پایین اولویت‌بندی شده‌اند:

جدول شماره ۲: متغیرها به ترتیب اهمیت در دو مولفه اول

Upper bound (95%)	Lower bound (95%)	Standard deviation	VIP	Upper bound (95%)	Lower bound (95%)	Standard deviation	VIP	Variable
2.8088	0.8303	0.5047	1.8196	2.4302	1.2304	0.3061	1.8303	X3
1.7449	0.4875	0.3208	1.1162	1.9676	0.8352	0.2889	1.4014	X9
1.3377	0.5878	0.1913	0.9628	1.4171	0.4169	0.2552	0.9170	X6
1.2629	0.6140	0.1656	0.9384	1.5367	0.3294	0.3080	0.9330	X8
1.2629	0.6140	0.1656	0.9384	1.5367	0.3294	0.3080	0.9330	X4
0.9995	0.8068	0.0492	0.9031	1.9260	-0.5040	0.6199	0.7110	X7
0.9995	0.8068	0.0492	0.9031	1.9260	-0.5040	0.6199	0.7110	X1
1.3329	0.3859	0.2416	0.8594	1.1609	0.6973	0.1183	0.9291	X2
1.0952	0.5752	0.1327	0.8352	1.0370	0.5059	0.1355	0.7714	X10
1.1171	0.1962	0.2349	0.6566	1.0393	0.3591	0.1735	0.6992	X5

مأخذ: محاسبات محقق

بر اساس نتایج جدول شماره ۲، متغیرهای X3 و X9 بالاترین سهم اثرگذاری را بر بازدهی شاخص بورس دارند. به عبارتی چون این دو متغیر دارای بالاترین سهم در توضیح دهندگی بورس هستند در نتیجه دارای بالاترین سهم در علل تغییرات در این شاخص می‌باشند. بر این اساس در ادامه به بررسی تأثیر ناپایمانی متغیر رشد اقتصادی

X3 به نمایندگی بخش حقیقی و متغیر درآمدهای نفتی X9 به نمایندگی بخش پولی خواهیم پرداخت. لازم بذکر است بر اساس نتایج مدل PLS می‌توان نتیجه گرفت:

جدول شماره ۳: اولویت‌بندی شاخص‌های تحقیق

نام متغیر	نماد	اولویت	ماهیت
X3	رشد اقتصادی	۱	حقیقی
X9	درآمدهای نفتی	۲	پولی
X6	تورم	۳	پولی
X8	نرخ ارز	۴	پولی
X4	سهم مخارج دولت به GDP	۵	حقیقی
X7	عرضه پول	۶	پولی
X1	تولیدات صنعتی	۷	حقیقی
X2	سرمایه‌گذاری بخش حقیقی در مسکن	۸	حقیقی
X10	قیمت داخلی طلا	۹	پولی
X5	نرخ رشد صادرات غیر نفتی	۱۰	حقیقی

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول شماره ۳؛ مشاهده می‌گردد که شاخص‌های پولی بیش از شاخص‌های حقیقی بر بازدهی سهام اثرگذارند که این امر می‌تواند ناشی از کم عمق بودن بازار سرمایه کشور باشد.

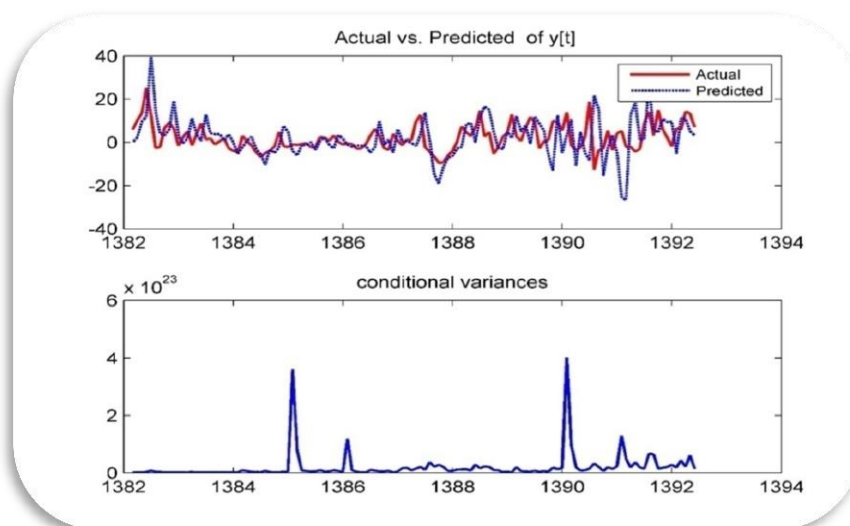
۲- برآورد مدل TVP-SV

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \alpha_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad t = 1, \dots, n,$$

$$\sigma_t^2 = \gamma \exp(h_t), \quad h_{t+1} = \phi h_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2), \quad t = 0, \dots, n-1,$$

در روابط فوق y_t ماتریس متغیر بازدهی بورس،

x_t و z_t بردارهای متغیرهای توضیحی (متغیرهای پولی و حقیقی)، β برداری از ضرایب ثابت، α_t برداری از ضرایب متغیر زمان، h_t نوسانات تصادفی. در ادامه نتایج برآورد این مدل ارائه شده است. مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده و واریانس شرطی حاصل از تخمین مدل TVP با نوسانات تصادفی در نمودار شماره ۲، ارائه شده است:

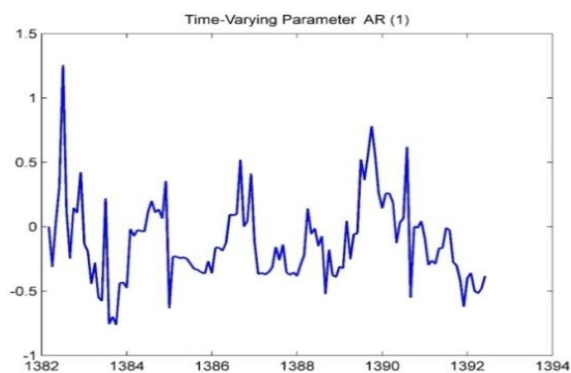


نمودار شماره ۲: مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده و واریانس شرطی بازدهی سهام
مأخذ: محاسبات محقق

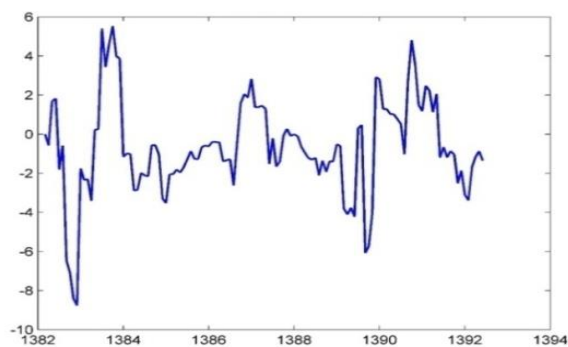
در نمودار شماره ۲، نمودار بالایی مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده بازدهی سهام را نشان می‌دهد و در قسمت دوم نمودار واریانس شرطی بازدهی سهام از کل سری بازدهی استخراج شده است.

در نمودارهای شماره (۳) تا (۷)؛ ضرایب متغیر زمانی حاصل از تخمین مدل TVP با نوسانات تصادفی برای تک تک متغیرهای مستقل مدل ارائه شده است. در نمودارهای زیر از مدل‌های TVP با نوسانات تصادفی پیشرفته استفاده شده است. در این روش برای هر دوره زمانی یک ضریب محاسبه می‌گردد در نتیجه می‌توان برای هر یک از ضرایب مدل به تعداد دوره‌های زمانی ضریب محاسبه نمود. نمودارهای زیر اقدام به نمایش روند ضرایب برآوردی (نه روند داده‌های هر متغیر) هر متغیر نموده است.

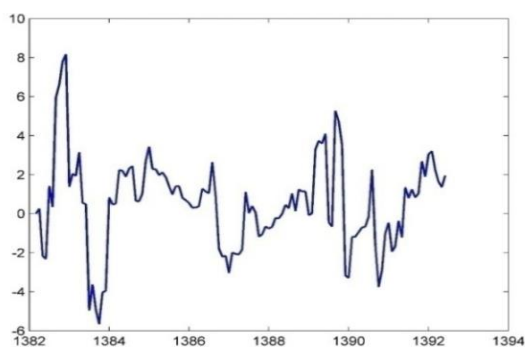
با توجه به نمودار شماره ۳، مشاهده می‌گردد؛ ضریب متغیر زمانی قیمت نفت در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۸۳ پایین، در بازه ۱۳۸۳-۱۳۸۵ و ۱۳۹۰-۱۳۹۱ بالا و در بازه ۱۳۸۴-۱۳۹۰ و ۱۳۹۱-۱۳۹۲ به صورت ماهانه متوسط است. روند ضریب سایر متغیرهای تحقیق نیز به شرح نمودارهای ذیل می‌باشد. با توجه به نمودارهای ذیل مشاهده می‌گردد روند ضرایب هر یک از متغیرهای وارد شده در مدل بازدهی سهام دارای نوسان بالایی است. این امر نشان دهنده این واقعیت است که نوسانات بالا در این شاخص‌ها به بازدهی سهام منتقل شده و بدین سبب سطح تلاطم و نوسان را در بازدهی سهام افزایش یافته است.



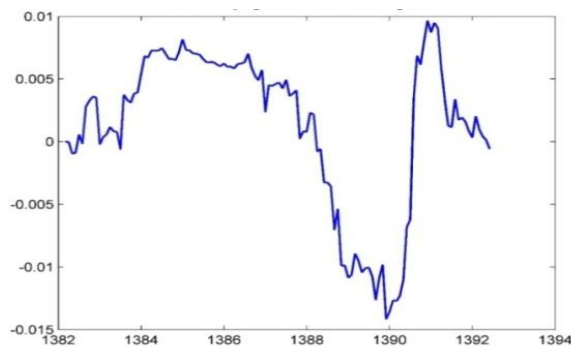
نمودار شماره ۳: ضریب متغیر زمانی وقفه اول بازده بورس اوراق بهادار مأخذ: محاسبات محقق



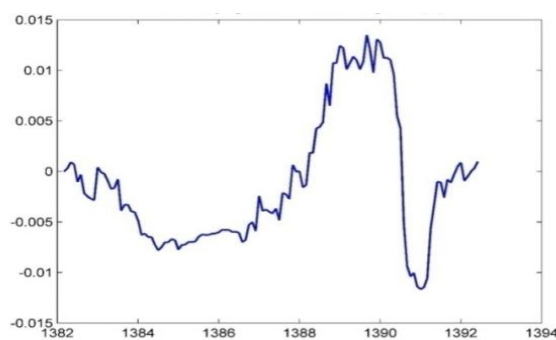
نمودار شماره ۴: ضریب متغیر زمانی قیمت نفت مأخذ: محاسبات محقق



نمودار شماره ۵: ضریب متغیر زمانی وقفه اول قیمت نفت مأخذ: محاسبات محقق



نمودار شماره ۶: ضریب متغیر زمانی نرخ رشد اقتصادی مأخذ: محاسبات محقق



نمودار شماره ۷: ضریب متغیر زمانی وقفه اول نرخ رشد اقتصادی مأخذ: محاسبات محقق

پس از تخمین مدل TVP با نوسانات تصادفی به منظور مقایسه نتایج حاصل از پیش‌بینی آن با مدل‌های پویای TVP که سال‌های اخیر در مطالعات بین‌المللی مورد استفاده قرار گرفته‌اند؛ اقدام به تخمین مدل‌های TVP و مقایسه نتایج حاصل از آن‌ها در پیش‌بینی بازده سهام نموده‌ایم. بر این اساس در جدول شماره (۵-۱۶) مقدار MAFE و MSFE حاصل از تخمین مدل‌های مختلف OLS و TVP-SV در افق پیش‌بینی یک و چهار ارائه شده است.

جدول شماره ۴: مقایسه مدل‌های مختلف بر اساس فیلتر کالمن

روش پیش‌بینی	MAFE	MSFE
$h = 1$		
OLS	۱۱/۸۶	۱۴۳/۲۱
TVP-SV	۷/۴۶	۱۰۰/۲۰

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج جدول شماره ۴، بیانگر این است که تمامی مدل‌های تحقیق از مدل OLS (رویکرد سنتی) از دقت بالاتری برخوردارند به گونه‌ای که مدل TVP-SV دارای دقت پیش‌بینی بهتری نسبت به سایر روش‌ها می‌باشد. بر اساس جدول شماره ۵، مشاهده می‌گردد در هر دوره زمانی کدام متغیرها بر بازدهی بورس تأثیر گذار بوده‌اند. به عنوان مثال در بازه زمانی ۱-۱۳۸۲ مشاهده می‌گردد که وقفه اول بازدهی بورس و نرخ بهره بر بازدهی سهام موثر هستند. یا به عنوان مثال در بازه زمانی ۸-۱۳۸۲ مشاهده می‌گردد که به ترتیب وقفه اول بازدهی سهام، نرخ رشد اقتصادی؛ بالاترین تأثیر را بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران دارند. برای سایر دوره‌ها می‌توان چنین تحلیلی را ارائه نمود.

جدول شماره ۵: متغیرهای موثر بر بازدهی سهام در دوره‌های مختلف

دوره زمانی	نام متغیر			
۱-۱۳۸۲	constant	AR_1		
۲-۱۳۸۲	constant	AR_1		
۳-۱۳۸۲	constant	AR_1		
۴-۱۳۸۲	constant	AR_1		
۵-۱۳۸۲	constant	AR_1		
۶-۱۳۸۲	constant	AR_1		
۷-۱۳۸۲	constant	AR_1		
۸-۱۳۸۲	constant	AR_1	POIL_0	Y_1
۹-۱۳۸۲	constant	AR_1		
۱۰-۱۳۸۲	constant	AR_1	Y_1	
۱۱-۱۳۸۲	constant	AR_1	POIL_0	Y_1
۱۲-۱۳۸۲	constant	AR_1	Y_0	Y_1
۱-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۲-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۳-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۴-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۵-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۶-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۷-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۸-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۹-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۱۰-۱۳۹۱	constant	AR_1		

دوره زمانی	نام متغیر			
۱۱-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۱۲-۱۳۹۱	constant	AR_1		
۱-۱۳۹۲	constant	AR_1		
۲-۱۳۹۲	constant	AR_1		
۳-۱۳۹۲	constant	AR_1		
۴-۱۳۹۲	constant	AR_1	POIL_0	
۵-۱۳۹۲	constant	AR_1	POIL_0	
۶-۱۳۹۲	constant	AR_1	POIL_0	

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج حاصل از جدول فوق را به صورت زیر خواهیم نمود:

- وقفه اول بازدهی سهام در تمام بازه زمانی (۱۲۶ دوره) تأثیر معناداری بر بازده سهام داشته است.
- قیمت نفت در ۲۳ دوره تأثیر معناداری بر بازده سهام داشته است.
- وقفه اول قیمت نفت در ۱۶ دوره تأثیر معناداری بر بازده سهام داشته است.
- رشد اقتصادی در ۱۶ دوره تأثیر معناداری بر بازده سهام داشته است.
- وقفه اول رشد اقتصادی در ۳۸ دوره تأثیر معناداری بر بازده سهام داشته است.
- در جمع‌بندی نهایی مشاهده می‌گردد بعد از وقفه اول بازدهی سهام؛ رشد اقتصادی در طول دوره مورد بررسی بالاترین تأثیر را بر بازدهی سهام داشته‌اند.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

یکی از مشکلاتی که سرمایه‌گذاران در استفاده از مدل‌های پیش‌بینی بازده مورد انتظار، دارند این است که این مدل‌ها به شدت در مورد بازارهای گوناگون و شرایط گوناگون حساس بوده و به هیچ عنوان از ثبات برخوردار نمی‌باشند. در واقع تحقیقات انجام شده نشان می‌دهد هرچند ممکن است شواهدی برای قابلیت پیش‌بینی مدل‌های پیش‌بینی بازده مورد انتظار وجود داشته باشد، اما آنقدر ضعیف‌اند که سرمایه‌گذاران نمی‌توانند در عمل از آن‌ها استفاده کنند.

از طرفی بر اساس مبانی نظری و تجربی مشاهده گردید، پایه نظریه‌ی مدرن پرتفلیو هری مارکوویتز (۱۹۵۲) بر رابطه‌ی بین تلاطم و بازده مورد انتظار بنا شده است. مدل مارکوویتز رهنمود و روش مناسبی را برای سرمایه‌گذار فراهم می‌کند که بر اساس آن، سرمایه‌گذار، پرتفلیوی بهینه‌اش را بر مبنای قدرت تحمل ریسک (تلاطم)، بازده مورد انتظار، واریانس (یا انحراف معیار) بازده اوراق بهادار و کواریانس یا همبستگی بین بازده اوراق بهادار خلق می‌کند. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، نیز که توسط شارپ (۱۹۶۴) لینتر (۱۹۶۵) و موسین (۱۹۶۶) توسعه داده شده، بر مبنای فرضیه‌ها و یافته‌های نظریه‌ی مدرن سرمایه‌گذاری و نظریه‌ی سبد

سرمایه‌گذاری هری مارکویتز است که تأثیر انکارناپذیری بر حوزه‌ی امور مالی و سرمایه‌گذاری داشته‌اند. در کاربست رگرسیون برای بررسی روابط بین متغیرهای مالی اغلب روابط بین متغیرها، ایستا در نظر گرفته می‌شوند و از تحول این روابط در طی زمان که باعث تغییر در ضرایب معادلات می‌شوند غفلت 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 غیر واقع‌گرایانه موجب پدید آمدن مدل‌های پویا شد که به واقعیت جهان خارج شباهت بیشتری دارند. یکی از ویژگی‌های بارز سیستم‌های پویا این است که رفتار آن را می‌توان از طریق تغییرات اجزای تشکیل دهنده آن توصیف کرد. بر این اساس برای رفع این مشکلات از ترکیب مدل‌های PLS و TVP-SV استفاده گردید. نتایج تحقیق حاضر بیانگر دقت بیشتر مدل‌های دینامیک با پارامترهای متغیر زمانی بیشتر از مدل‌های سنتی در پیش‌بینی بازده بورس اوراق بهادار است، بر این اساس نتایج تحقیق حاضر به شرح ذیل است:

(۱) بر اساس نتایج مدل TVP-SV در بازه‌های زمانی مختلف؛ متغیرها با شدت‌های متفاوت (ضرایب متفاوت) بر بازدهی سهام تأثیرگذار هستند. این امر بیانگر این واقعیت است که پیش‌بینی بازده سهام لازم است؛ در بازه‌های زمانی کوتاه مدت صورت گیرد و چندان نمی‌توان در سرمایه‌گذاری سهام پیش‌بینی‌های بلند مدت را مد نظر قرار داد.

(۲) سهم 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، متفاوت است. در نتیجه بسط مدل به روش‌های TVP-SV و متغیر فرض کردن نوسانات زمان موجب کارایی مدل پیش‌بینی بازده سهام شده است. بر این اساس نظریه وجود تغییرات نوسات تصادفی در داده‌های مالی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

(۳) با توجه به نتایج بعد از وقفه اول بازدهی سهام؛ رشد اقتصادی در طول دوره مورد بررسی بالاترین تأثیر را بر بازدهی سهام داشته‌اند. با توجه به اینکه متغیرهای مختلف در بازه‌های مختلف تأثیر متفاوتی بر بازدهی سهام دارند. در نتیجه استفاده از مدل‌هایی که توانایی تفکیک تغییرات رژیم را در سطوح احتمال مختلف داشته باشد جهت پیش‌بینی بازدهی سهام پیشنهاد می‌گردد. در نتیجه به سیاست‌گذاران و دست‌اندرکاران فعال در بازارهای مالی پیشنهاد می‌گردد از سیاست‌های کلی در همه زمان‌ها جهت بهبود وضعیت بازارهای مالی استفاده نمایند و در هر رژیم بسته به اینکه مهم‌ترین عوامل موثر بر بازدهی سهام چه عواملی می‌باشند؛ با استفاده از ابزارهای متناسب با آن رژیم اقدام به سیاست‌گذاری بنمایند.

فهرست منابع

- * برازنده، محمد (۱۳۷۶)، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
- * رسولی محمد، ۱۳۹۲، شوک‌های نرخ ارز و قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام، پایان‌نامه کارشناسی ارشد؛ دانشکده اقتصاد تهران

- * طیب نیا علی؛ عوامل کلان اقتصادی و شواهدی از تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس سهام تهران؛ فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی سال بیست و یکم، شماره ۶۶، تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۳۸-۴۸
- * عزیزی، فیروزه. (۱۳۸۳). آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۰ و ۱۱
- * قالیباف اصل، حسن. (۱۳۸۱). بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
- * کریم زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه‌ی 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.
- * موسایی میثم و همکاران؛ رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی سال هجدهم، شماره ۵۴، تابستان ۱۳۸۹، صفحات ۹۴-۱۰۴
- * ویلیام اچ برانسون، ترجمه عباس شاکری، (۱۳۸۸). نشر نی
- * ابونوری، اسماعیل و مشرفی، گلاره (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.
- * اسلاملوپیان، کریم و زارع، هاشم (۱۳۸۵). بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خود همبسته 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.
- * بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. پژوهش‌های اداره مطالعات و بررسی‌های اقتصادی سالهای مختلف.
- * بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی سالهای مختلف.
- * تحلیل تجربی تورم و قاعده سیاست‌گذاری پولی در ایران. (۱۳۸۵). بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- * پیرائی، خسرو و شهسوار، محمدرضا (۱۳۸۸). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. سال ۹. شماره ۱: ۳۸-۲۱.
- * صمدی، سعید، شیرانی فخر، زهره و داور زاده، مهتاب (۱۳۸۶). بررسی میزان اثر پذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش بینی). فصلنامه بررسی‌های اقتصادی. دوره ۴، شماره ۲: ۵۱-۲۵.
- * عباسیان، عزت اله و مرادپور اولادی، مهدی (۱۳۸۹). سیاست‌های پولی و مالی. انتشارات دانشگاه علوم اقتصادی. تهران.
- * کشاورز حداد، غلامرضا و معنوی، سید حسن (۱۳۸۷). تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تأکید بر تکانه نفتی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۲، شماره ۳۷: ۱۵۵-۱۷۷

- * کشاورز حداد، غلامرضا و مهدوی، امید (۱۳۸۴). آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟. فصلنامه تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۱: ۱۴۷-۱۷۰.
- * کریم زاده، مصطفی (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ۸، شماره ۲۶: ۴-۵۴۱.
- * Adalid R. C(2007)Liquidity shocks and asset price boom.european central bank.
- * 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.
- * Anthony , Kwame(2008), “Impact of macroeconomic indicators on stock market performance”, Journal of Risk Finance, Vol9 Issue 4, p365-378, 14p
- * 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.
- * Benkwitz A.(2002). The software jmulti: concept, development, and application in var analysis. With a detailed discussion of bootstrap confidence intervals for impulse responses.
- * 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.
- * Boreiko D. Kratzig M. & Lutkepohl H)2006(.VAR analysis in jmulti .
- * Braun P. A. Mitnik S.(1993). Misspecifications in vector autoregressions and their effects on impulse responses and variance decompositions. Journal of Econometrics . 59(3):319-414.
- * Bruggemann R. & Lutkepohl H.(2000). Lag selection in subset var models with an application to a u.s. monetary system.www.cepr.org
- * 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.
- * 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
- * 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.
- * 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
- * Fama Eugne. (1981) .Stock Returns, Real activity, inflation and money. The American Economic Review. September 71 (4): 545-565.
- * 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.
- * Gali J .(1992). How well does the is-lm model fit postwar us data? Quarterly Journal of Economics 107 .2. 709-738.

- * Gehr, A. (1978). Some tests of the Arbitrage Pricing Theory. *Journal of the Midwest Finance Association*, 7, 91-105
- * Giuliadori M. (2005). Monetary Policy Shocks and the Role of House Prices Across European Countries. *Scot. J. Polit. Economy* 52 (4): 519-543.
- * 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 longiiterm 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>.
- * Ioanidis ch. Kontonikas A(2007) The Impact of monetary policy on stock prices. *journal of policy modeling*. 6 .15.
- * king r.g. c.i. plosser. j.h. stock. and m.w. watson (1991) stochastic trends and economic fluctuations. *american economic review*. 81: 819-4.
- * Kurov, Alexander(2014), " Investor sentiment the stock markets reaction to monetary policy ", *journal of Banking & Finance*, No34, PP139-149.
- * Leeper E.M. C.A. Sims & T. Zha (1996) What does monetary policy do? *brookings paper on economic activity* .2. 1-63.
- * 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.
- * Phillips P. (1998) Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs .*Journal of Econometrics*. Vol83. 21-56.
- * Robert DGay, 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*, MarchVolume 7, Number ۳.pp42-56
- * Runkle D. E. (1987) Vector autoregressions and reality. *Journal Of Business And Statistics*. 5: 437-442.
- * Sims C. A. Zha T. (1998) Does monetary policy generate recessions?. *federal reserve bank of atlanta. Working Paper* .
- * Sims C. A. Zha T. (1998) Error bands for impulse responses. *Federal reserve bank of atlanta. Working Paper* 95-6.
- * Sims C.A. (1992) Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European economic review* 36 .5. 975-1000.
- * Watson M.W. (1994) Vector autoregressions and cointegration, in: R.F. engle und d.l. mcfadden .hrsg. *Handbook of Econometrics*. Vol. IV. New York: Elsevier
- * 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.
- * Gultekin, N. B. (1983). Stock Market Returns and Inflation Forecasts. *The Journal of Finance*, 38(3), 663-673.
- * 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.
- * Medsen, B. Jakob. (2002). Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. *Applied Financial Economics*, 12(8), 565-574.

- * Papapetrou, E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. *Energy Economics*, 23(5), 511-532.
- * 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.
- * Aliyu, Shehu Usman Rano. Reaction of stock market to monetary policy shocks during the global financial crisis: the Nigerian case, 2011, MPRA Paper, 3581
- * Apergis, N., & Eleftheriou, S. (2002). Interest rates, inflation, and stock prices: the case of the Athens stock Exchange. *Journal of Policy Modeling*, 24(3), 231-236.
- * 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

یادداشت‌ها

¹. Solnik

². Benderly and Swick

³. Fama and Schwert

⁴. Mayasmai and Koh

⁵. Christopher Gan et al

⁶. ApostolesSerletis

⁷. Jakoob, Mudsen

⁸. Andreas Humpe and Peter D. Macmillan

⁹. Lucas.R.E

¹⁰. kia

¹¹. Akdeniz

¹². Conditional Variance Bound

¹³. Outer Model

¹⁴. Inner Model

^{۱۵} دلیل محدود بودن بازه زمانی تحقیق به تاریخ ۶-۱۳۹۲ نبود اطلاعات آماری ماهانه شاخص‌های حقیقی و پولی خارج از این بازه می‌باشند.