مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز
دوره بیست و ششم، شماره اول، بهار ۱۳۸۶ (پیاپی ۵۰)
(ویژه‌نامه حسابداری)

به‌کارگیری مدل چند عاملی برای توضیح بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر محمد نمازی * **حسن محمدتبار کاسگری** **
دانشگاه شیراز

چکیده

هدف اصلی این مقاله، بررسی و تعیین برخی از متغیرهای اقتصادی تاثیرگذار بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. در این راستا، تاثیر رشد پول، قیمت سکه طلا، نرخ دلار و شاخص قیمت سهام بورس تهران بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار گرفت. جامعه‌ی آماری، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در انتخاب نمونه، شرکت‌هایی درنظر گرفته شده‌اند که قیمت سهام آن‌ها از ابتدای سال ۱۳۷۹ تا پایان سال ۱۳۸۳ به صورت ماهیانه موجود بوده است. پس از این بررسی، تعداد ۱۹۵ شرکت انتخاب و مطالعه قرار گرفت.

برای تعیین تاثیر تغییر متغیرهای منتخب بر بازده سهام، ابتدا شرکت‌ها با توجه به اندازه ارزش بازار سهام آن‌ها، به پرتفوی‌ها مختلف گروه بندی گردید، سپس با استفاده از تکنیک رگرسیون چند متغیره، تاثیر تغییر متغیرهای منتخب بر بازده سهام مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرهای مورد مطالعه، تغییرات بازده سهام را توصیف نمی‌کنند.

واژه‌های کلیدی: ۱. بورس اوراق بهادار تهران ۲. بازده سهام ۳. متغیرهای اقتصادی ۴. تئوری قیمت گذاری آربیتراژ ۵. تئوری پرتفوی.

* استاد بخش حسابداری
** کارشناس ارشد حسابداری

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

اساس و پایه‌ی مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)[۱] برگرفته از مدل پرتفوی هری مارکوویتز (۱۹۵۹)[۲] است که ریسک و بازده سهام را با استفاده از واریانس و میانگین بازده سهام شناسایی کرد. (مرتون، ۱۹۷۳؛ بلک و دیگران، ۱۹۷۲؛ کاکس و دیگران، ۱۹۸۵).

یکی از محدودیت‌های مدل پرتفوی مارکوویتز، تمرکز بر انتخاب دارایی‌های ریسکی است. با شناسائی دارائی بدون ریسک (RF)[۳]، تئوری پرتفوی به سمت تئوری سرمایه و مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای حرکت کرد. این کار به ویلیام شارپ، برنده‌ی جایزه نوبل، نسبت داده شده است (رویلی و کیت، ۱۹۹۷)[۴]. الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، یک مدل قیمت‌گذاری تک شاخصی است که یک رابطه خطی بین بتای اوراق و بازده مورد انتظار را پیش‌بینی می‌کند (بودی و دیگران، ۱۹۹۸)[۵]. در ادامه‌ی تحقیقات، استفان راس با ارائه‌ی تئوری آربیتراژ (APT)[۶]، قیمت‌گذاری دارائی‌های سرمایه‌ای را توسعه داد، به گونه‌ای که هم اکنون مشهورترین مدل در بین مدل‌های چند شاخصی، مدل مبتنی بر تئوری آربیتراژ است. تئوری قیمت گذاری آربیتراژ راس (۱۹۷۶) به عنوان یک جانشین برتر برای مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محسوب می‌شود. برخلاف CAPM که فرض می‌کند یک مدل تک شاخصی آن هم شاخص بازار، بازده اوراق را ایجاد می‌کند، APT فرض می‌کند که یک مدل چند شاخصی، بازده اوراق را ایجاد می‌کند.

فرض اساسی مدل ذکر شده، امکان شناسائی متغیرها و طراحی مدل چند متغیره برای تعیین بازده سهام را فراهم می‌سازد. در صورتی که متغیرهای شناسائی شده به صورت خطی با بازده مورد انتظار سهام ارتباط داشته باشند، APT نوع متغیرهای اقتصادی را شناسائی نمی‌کند، اما امکان شناسائی بیش از یک عامل برای توضیح ریسک سیستماتیک را فراهم می‌نماید.

آزمون‌های متعددی از APT انجام شده است که معمولاً این تئوری را تائید کرده است. بیشتر آزمون‌های APT، آزمون‌های دو مرحله‌ای است. مرحله اول شامل استفاده از داده‌های سری زمانی[۷] برای برآورد بتا[۸] و مرحله دوم برگشت دادن[۹] متوسط بازده به بتا در رگرسیون مقطعی[۱۰] است (رول و راس، ۱۹۸۰؛ چن ۱۹۸۳؛ چمبرلین و روشیلد، ۱۹۸۳).

اولین آزمون مهم تئوری قیمت گذاری آربیتراژ که به وسیله‌ی رول و راس درسال ۱۹۸۰ انجام شد، به بررسی چهار عامل پرداخته است: ۱. نرخ رشد تولید صنعتی ۲. نرخ تورم ۳. تفاوت بین نرخ بهره‌ی کوتاه مدت و بلند مدت و ۴. تفاوت بین اوراق قرضه درجه بالا و درجه پایین برای توضیح ریسک سیستماتیک، در بازار بورس اوراق بهادار نیویورک.[۱۱] تحقیقی که توسط مارجوری و بورمیستر (۱۹۸۸)[۱۲] انجام شد پنج عامل را برای توضیح بازده مورد انتظار سهام مورد بررسی قرار داد. پنج عامل شناسایی شده عبارتند از: سه عامل شناسائی شده توسط چن، رول و راس و دو عامل دیگر عبارتند از: ۱. نرخ رشد فروش در اقتصاد ۲. نرخ رشد بازده S&P۵۰۰[۱۳]. چن (۱۹۸۳)[۱۴] قدرت تشریحی CAPM

Archive of SID

www.SID.ir

را درمقایسه با APT مورد آزمایش قرار داد و نتیجه گرفت کـه APT بهتـر از CAPM بـازده سـهام را توصیف می‌کند.

تحقیق‌های تجربی انجام شده در رابطه با APT، تاکنون نتوانسته اسـت تعـداد عوامـل لازم بـرای توضیح بازدهی سهام را تعیین کند. به عبارت دیگر، آزمون‌های تجربـی APT نتوانـسته اسـت مبنـایی برای ساختار اقتصادی مربوط به عوامل الگو ارائه نماید. این موضوع در تحقیـق‌هـای چـن، رول و راس، (۱۹۸۶) پون و تیلور، (۱۹۹۱)[۱۵] مورد بحث قرار گرفته است.

با توجه به ضعف‌های شناخته شده در الگوی CAPM و همچنین ضعف APT در تفسیر اقتصادی عوامل، مطالعات برای شناسایی متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر قیمت سهام آغاز شد. این تحقیق نیز در راستای بررسی رفتار بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، از طریق شناخت متغیرهـای مـوثر بـر بازده انجام شده است. با شناخت این متغیرها امکان طراحی مدل چند فـاکتوری جهـت توضـیح بـازده سهام فراهم می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

سال‌های زیادی است که محققان مالی در جستجوی عواملی هستند که بازده سهام را تحت تـاثیر قرار می‌دهد. تعدادی از محققان نقش تورم را در بازده سهام مورد بررسی قرار داده‌اند، مانند فاما و مک بـت (۱۹۷۳)[۱۶]، فلدسـتین (۱۹۸۲)[۱۷]، لینتـز (۱۹۷۶)[۱۸]، مودیگلیـانی و کـوهن (۱۹۷۹)[۱۹] و اسـتولز (۱۹۸۶)[۲۰]، تعداد دیگری از محققان فهرست کاملی از متغیرهای کلان اقتـصادی را بررسـی کـرده‌انـد، مانند اکس اینگ و یوگو (۲۰۰۲)[۲۱]، جیووانی و جورون (۱۹۸۹)[۲۲] و کیم و استومباخ (۱۹۸۶)[۲۳].

محققـانی ماننـد شـارپ (۱۹۶۴)[۲۴]، لینتـز (۱۹۶۵)[۲۵]، بلـوم و فرنـد (۱۹۷۳)[۲۶]، فامـا و مکبـث (۱۹۷۳)[۲۷] و چن و رول وراس (۱۹۸۶) بر روی مدل‌های چند متغیره متمرکز شده‌انـد و قیمـت‌گـذاری اوراق ریسکی را مورد بررسی قرار داده‌اند.

از شاخص‌ترین تحقیق‌ها در زمینه‌ی تعیین ریـسک متغیرهـای کـلان اقتـصادی، تحقیـق چـن و همکاران (۱۹۸۶) است. آن‌ها در تحقیق خود فرض کرده‌انـد کـه تغییـرات ناگهـانی متغیرهـای کـلان اقتصادی برای تغییرات قیمت سهام نقش هشدار دهنده ایفا مـی‌کنـد، نتیجـه گرفتنـد کـه نـرخ رشـد ماهانه‌ی تولید صنعتی و تغییرات ناگهانی در صرف ریسک و تورم پیش بینی نشده عواملی هـستند کـه قدرت توصیفی با اهمیتی دارند.

فاما و فرنچ (۱۹۹۶)[۲۸]، عواملی مانند اندازه، اهرم، بازده‌های گذشته، سود پرداختی، نسبت سود به قیمت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را در ارتباط با بازده سهام مورد بررسی قرار دادنـد و نتیجـه گرفتند که بازده مورد انتظار تنها توسط دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بـازار مـی‌توانـد توصیف شود.

Archive of SID

www.SID.ir

تحقیقی که توسط فارن ورث و دیگران (۲۰۰۲)[۲۹] انجام شد، مدل فاما و فرنچ را دارای توانایی اندک در توصیف بازده سهام دانست. در تحقیق رائو و راجس واری (۲۰۰۰)[۳۰] تحت عنوان «عوامل کلان اقتصادی و قیمت سهام در هند» ۲۸ متغیر اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت. طبقات اصلی این متغیرها در چهار گروه اصلی شامل محصولات، پول، بازار سرمایه و تجارت خارجی قابل طبقه بندی هستند. این مطالعه، دوره‌ی ۵ ساله ۲۰۰۰-۱۹۹۵ را برای بررسی روند فعالیت قیمت گذاری دارایی‌ها در هند مورد بررسی قرار داد. نتایج تحقیق نشان داد که متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید صنعتی، تولید کشاورزی، نرخ بهره، عرضه پول و ذخایر مبادلات خارجی و تورم، تاثیر با اهمیتی بر بازده دارایی‌ها در طول دوره‌ی مطالعه دارند.

تحقیق‌های انجام شده درمورد بورس تهران، بیشتر با آزمون تغییرات قیمت، بازده سهام و سود سهام، به تعیین کارایی یا عدم کارایی بورس اوراق بهادار پرداخته‌اند. تحقیق‌های انجام شده توسط دُر امامی (۱۳۶۹)، سینایی (۱۳۷۳)، فخاری (۱۳۷۳)، شیخی (۱۳۷۵)، حجازی (۱۳۷۵)، نمازی و شوشتریان (۱۳۷۵) و نمازی (۱۳۸۲) همگی بر ناکارآمد بودن بورس تهران حتی در شکل ضعیف تاکید ورزیده‌اند. تحقیق‌های نامبرده فرضیه‌ی تصادفی بودن تغییر قیمت‌های سهام را رد کرده‌اند. افزون بر این، متوسط بازده اوراق بهادار با استفاده از قاعده تجاری فیلتر را بیش از متوسط بازده روش خرید و نگهداری یافته اند.

درمورد تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت بورس تهران تحقیقاتی به وسیله‌ی جوادی (۱۳۷۴) و عزیزی (۱۳۷۸) انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی معناداری بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام بورس تهران وجود ندارد.

۳. روش تحقیق

این تحقیق کاربردی است و به بررسی سازه‌های کلان موثر بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهدار می‌پردازد. درمتون مالی، قیمت سهام(P_0) به عنوان جریان نقدی آتی تنزیل شده، در نظرگرفته می‌شود. این رابطه به صورت زیر بیان شده است:

$$P_0 = \sum \frac{E(D_t)}{(1+i)^t} \qquad (۱)$$

به طوری که عملگر (E) نشان دهنده ارزش مورد انتظار، (D_t) جریان نقدی در پایان دوره t و (i) نرخ مناسب تنزیل است. روشن است هر متغیر اقتصادی که بر جریان نقد مورد انتظار یا نرخ تنزیل تاثیر بگذارد بر قیمت سهام و به دنبال آن بر بازده سهام نیز تاثیر خواهد گذاشت.

پروفسور میلتن فریدمن[۳۱]، برنده‌ی جایزه‌ی نوبل در اقتصاد، نظریه بسیار مشهوری را در مورد تورم مطرح کرد. او می‌گوید: «همیشه و درهمه جا تورم یک پدیده پولی است». نظریه او نشان می‌دهد

Archive of SID

www.SID.ir

که عرضه پول و نرخ رشد آن، موجب افزایش تورم می‌شود. بر اساس نظر ایروینگ فیشر، اقتصاددان معروف، هنگامی‌که تورم مورد انتظار افزایش یابد، نرخ بهره نیز افزایش می‌یابد. براین اساس تغییر نرخ بهره از طریق تغییر در نرخ تنزیل با توجه به رابطه‌ی شماره (۱)، بر ارزش سهام و به تبع آن بر بازده سهام اثر می‌گذارد.

همچنین منطقی به‌نظر می‌رسد، درصورتی که نرخ بهره افزایش یابد، بخشی از سرمایه موجود در بازار سهام، به سایر بخش‌های مالی منتقل شده و از این طریق باعث کاهش قیمت و بازده سهام می‌شود.

در تحقیق فلدستین (۱۹۸۲)، در رابطه با اثر نرخ اسمی بهره بر بازده سهام که برای دوره ۱۹۲۶ تا ۱۹۸۵ انجام شده است، همبستگی منفی معنی‌داری به نمایش گذاشته شده است. تحقیقات دیگر، در ارتباط با اثر نرخ بهره بر بازده سهام مؤسسات مالی نشان داد که افزایش نرخ بهره باعث کاهش قیمت سهام مؤسسات مزبور شد. در تحقیق فاما و فرنچ (۱۹۹۲؛ ۱۹۸۶) ارتباط واریانس نرخ واقعی بهره با واریانس بازدهی سهام مورد بررسی قرار گرفت.

بر اساس تحقیق رائو و راجس واری (۲۰۰۰)[۳۲]، تغییر در عرضه‌ی پول، حجم تولیدات، قیمت‌های نفت یا حتی طلا همگی می‌توانند چشم‌انداز را برای نرخ بهره و بنابراین نرخ تنزیل، تغییر دهند، که در این صورت سبب تغییر بازده سهام می‌شود.

در این تحقیق تعدادی از متغیرهای مهم مورد مطالعه در تحقیقات پژوهشگران دیگر کشورها، که انتظار می‌رود بیشترین تاثیر را بر انتظار سرمایه گذاران از جریان نقد و یا نرخ تنزیل داشته باشند، و همچنین اطلاعات ماهانه‌ی آن‌ها که در دسترس بوده است، انتخاب و در مدل گنجانده شده است.

۱. ۳. متغیرهای مورد مطالعه

متغیرهای مستقل مورد بررسی در این تحقیق با توجه به محدودیت‌های اطلاعاتی، عبارتند از: حجم پول، نرخ دلار، قیمت سکه‌ی طلا و شاخص قیمت سهام بورس تهران، متغیر وابسته بازده پرتفوی سهام می‌باشد.

پول: رشد پول بر نرخ بهره چهار اثر می‌تواند داشته باشد: که شامل اثر نقد شوندگی، اثر درآمدی، اثر سطح قیمت‌ها و اثر تورم مورد انتظار است. اثر نقد شوندگی نشان می‌دهد که افزایش در حجم پول به کاهش نرخ بهره می‌انجامد. سه اثر دیگر مسیری معکوس می‌پیمایند. اثر درآمدی بیانگر این است که افزایش حجم پول، درآمد ملی را افزایش داده، در نتیجه نرخ بهره در واکنش به افزایش سطح درآمدها افزایش می‌یابد. وضعیت قیمت‌ها بیانگر این است که افزایش حجم پول سبب بالا رفتن سطح قیمت‌ها می‌شود، که این امر نرخ بهره را نیز افزایش می‌دهد. اثر تورم مورد انتظار، بیانگر این است که افزایش در حجم پول موجب می‌شود که مردم بالا رفتن سطح قیمت‌ها را در آینده انتظار داشته باشند. این مسأله موجب افزایش نرخ تورم مورد انتظار و نرخ بهره می‌شود (میشکن،۱۳۸۱:۱۶۲). بنابراین، افزایش در

Archive of SID

www.SID.ir

حجم پول به همراه افزایش نرخ بهره (تنزیل)، سبب کاهش بازده سهام خواهد شد و انتظار می‌رود در این صورت رابطه‌ی منفی بین تغییرات حجم پول و تغییرات بازده سهام بوجود آید.

نرخ دلار: تغییرات نرخ ارز بر تصمیمات سرمایه گذاری بنگاه‌های اقتصادی اثرات مهمی خواهد داشت. تغییرات درنرخ ارز همچنین به دلیل تاثیر مستقیم بر بهای تمام شده بر سودآوری بنگاه‌ها اثر گذاشته، چشم انداز را برای جریان نقدی آتی، تحت تاثیر قرار می‌دهد. بنابراین انتظار می‌رود افزایش در نرخ ارز، سبب کاهش سودآوری و جریان نقد مورد انتظار شده و با توجه به رابطه (۱)، با قیمت و بازده سهام رابطه معکوس داشته باشد.

قیمت سکه‌ی طلا: قیمت طلا در مقابل تغییرات ناشی از تورم مورد انتظار به سرعت از خود واکنش نشان می‌دهد. به بیان دیگر قیمت طلا با نرخ تورم مورد انتظار رابطه‌ی مستقیم و مثبت دارد (میشکن ۱۶۸: ۱۳۸۱). بنابراین انتظار می‌رود افزایش در قیمت طلا، با افزایش نرخ تورم مورد انتظار و نرخ تنزیل، رابطه‌ی معکوس با بازده سهام داشته باشد.

شاخص قیمت سهام بورس تهران: با توجه به ادبیات موجود، بازار سهام، نقش پیش آگهی نسبت به تغییرات بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی را دارد. بنابراین سرمایه گذاران با مشاهده بهبود در شاخص قیمت سهام، رونق شرایط اقتصادی را پیش بینی کرده، قیمت‌های سهام را در جهت افزایش تحت فشار قرار می‌دهند. بنابراین انتظار می‌رود افزایش در شاخص قیمت سهام در ماه t-۱ رابطه‌ای مستقیم با بازده پرتفوی در ماه t داشته باشد.

بازده پرتفوی: چن و همکاران، (۱۹۸۶) برای کاهش اخلال در بازده سهام منفرد، اوراق را داخل پرتفوی برمبنای اندازه ارزش بازار سهام شرکت‌ها در ابتدای هر دوره آزمون، گروه بندی کردند. اندازه شاید بهترین تئوری باشد که هم اکنون از بازده مورد انتظار در دست است (بودی و همکاران، ۳۳۱: ۱۹۹۸).

دراین تحقیق نیز جهت کاهش اخلال در بازده سهام منفرد، اوراق بر مبنای اندازه‌ی ارزش بازار در ابتدای دوره‌ی آزمون، داخل پرتفوی، گروه بندی شده، سپس بازده پرتفوی با استفاده از روابط زیر محاسبه شده است.

$$r_i = \frac{p_2 - p_1}{p_1} \times 100 \qquad (۲)$$

بازده پرتفوی عبارتست از :

$$r_p = \sum_{i=1}^{n} x_{i,p} r_i \qquad (۳)$$

رابطه‌ی شماره ۲ نشان دهنده‌ی بازده سهام منفرد است؛ به طوری که $P_۲$ قیمت سهام در پایان دوره t و $P_۱$ قیمت سهام در ابتدای دوره t می‌باشد. سپس با استفاده از رابطه‌ی شماره ۳، بازده پرتفوی سهام،

Archive of SID

www.SID.ir

مورد محاسبه قرار می‌گیرد. در رابطه شماره ۳، $X_{i,p}$ درصد ارزش بازار سهام i براساس ارزش بازار پرتفوی p است که در بازده سهام شرکت i در ماه t ضرب شده و با دیگر بازده‌های موزون شده در پرتفوی جمع می‌شود تا بازده پرتفوی در ماه t را تشکیل دهد.

لازم به یادآوری است که از مدل یا فرایندهای تصادفی (AR & MA)[۳۳] جهت برازش مدل استفاده شده است. در زیر توضیح موارد یاد شده ارائه می‌گردد.

فرایند خود رگرسیون (AR): اساس استفاده از خودرگرسیون بر این دلیل استوار است که داده‌ها اطلاعات خود را بازگو می‌کنند. اگر y_t به صورت زیر مدل سازی شود:

$$(y_t - \partial) = \alpha_1.(y_{t-1} - \partial) + u_t \qquad (۴)$$

که در آن ∂ میانگین y و u_t جمله اخلال باشد، به این حالت، فرایند خود رگرسیون مرتبه اول (AR(۱)) گفته می‌شود. در این حالت مقدار y به مقدار آن در دوره‌ی زمانی گذشته‌اش و یک جمله تصادفی بستگی دارد. با این توضیح، AR(۲) نشان دهنده‌ی این است که بازده پرتفوی به مقدار دو دوره‌ی زمانی گذشته‌اش بستگی دارد.

فرایند میانگین متحرک (MA): فرایند (AR) تنها فرایند برای تولید y نیست. اگر y به صورت زیر مدل سازی شود:

$$y_t = \alpha + \beta_\circ.u_t + \beta_1.u_{t-1} \qquad (۵)$$

که α یک مقدار ثابت و u جمله اخلال باشد، دراین صورت y در زمان t برابر است با یک مقدار ثابت به علاوه‌ی یک میانگین متحرک از جملات خطای جاری و گذشته. بنابراین MA (۱) نشان دهنده‌ی این است که بازده پرتفوی به میانگین متحرک خطای جاری و گذشته بستگی دارد و MA(۲) بیانگر این است که بازده پرتفوی به میانگین متحرک خطای جاری و مقدار دو دوره‌ی زمانی گذشته‌ی خطا بستگی دارد (گجراتی، ۵-۹۴۴: ۱۳۷۸).

۲. ۳. جامعه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری این تحقیق، سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. با توجه به این‌که دوره‌ی تحقیق از ابتدای سال ۱۳۷۹ تا پایان سال ۱۳۸۳ است، بنابراین سهام شرکت‌هایی مورد بررسی قرار گرفت که قیمت سهام آن‌ها، طی دوره‌ی آزمون به صورت ماهانه موجود بوده است. با توجه به محدودیت موجود، تعداد ۱۹۵ سهم انتخاب و جهت ساخت پرتفوی مورد استفاده قرار گرفت.

اطلاعات مربوط به رشد پول، نرخ ارز و قیمت سکه‌ی طلا در بازار آزاد تهران از گزارش‌های اقتصادی منتشر شده توسط بخش مطالعات اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران استخراج شد. اطلاعات ماهانه‌ی قیمت سهام شرکت‌های بورسی، همچنین اطلاعات مربوط به

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه، افزایش سرمایه و تقسیم سودنقدی برای تعدیل قیمت‌ها، از پایگاه اطلاعاتی ره آورد استخراج گردید.

۳. ۳. فرضیه‌ی تحقیق

سؤال اصلی تحقیق این است که: آیا نسبت تغییرات متغیرهای مورد مطالعه، تغییرات بازده پرتفوی سهام را توصیف می‌کند؟ از آنجا فرضیه‌های زیر ارائه می‌گردد:

فرضیه‌ی صفر: نسبت تغییرات متغیرهای منتخب، تغییرات بازده سهم را توصیف نمی‌کند.

فرضیه‌ی جانشین: نسبت تغییرات متغیرهای منتخب، تغییرات بازده سهام را توصیف می‌کند.

۴. ۳. الگوی مطالعه و آزمون آن

برای تعیین تاثیر تغییر متغیرهای مورد مطالعه بر بازده پرتفوی سهام، از تکنیک رگرسیون استفاده شد. این تکنیک در مطالعات مختلف مانند فاما و مک بث (۱۹۷۳)[۳۴]؛ رول و راس (۱۹۸۰)[۳۵]؛ چن (۱۹۸۳)[۳۶]؛ چمبرلین و روشیلد (۱۹۸۳)[۳۷]؛ لحمان و مودِست (۱۹۸۸)[۳۸] و رائو راجس واری (۲۰۰۰)[۳۹] بکار گرفته شده است. در تحقیق حاضر، ابتدا سهام مورد بررسی با توجه به اندازه ارزش بازار، در فروردین ۱۳۷۹ به صورت نزولی مرتب شد و سپس اقدامات زیر انجام شد:

۱. با استفاده از اندازه‌ی دهک تعداد ۱۹۵ سهم به ۱۰ پرتفوی اختصاص داده شد. پرتفوی‌های شماره ۱ الی۹، دارای ۲۰ سهم و پرتفوی شماره‌ی ۱۰، دارای ۱۵ سهم است. با توجه به رابطه‌ی شماره ۳، بازده ماهانه‌ی هر پرتفوی طی ۶۰ ماه محاسبه شد. بازده ماهانه‌ی هر پرتفوی، به عنوان متغیر وابسته با استفاده از الگوی اقتصاد سنجی زیر به متغیرهای مستقل برگشت (رگرس)[۴۰] داده شد.

$$PER_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}.RTEPIX_{t-1} + \beta_{2,i}.RGold_t + \beta_{3,i}.RMoney_t + \beta_{4,i}.RDollar_t + e_i$$
$$i = 1,2,.....,10$$
$$t = 1,2,....,60$$

به طوری که i نشان دهنده‌ی شماره‌ی پرتفوی، t نشان دهنده‌ی زمان، R نسبت تغییرات، $PER_{i,t}$ بازده پرتفوی شماره i در زمان t، α ضریب ثابت مدل، β_1 ریسک شاخص قیمت سهام بورس تهران، β_2 ریسک قیمت سکه‌ی طلا، β_3 ریسک رشد پول، β_4 ریسک نرخ ارز و e_i اخلال با توزیع نرمال و میانگین صفر و واریانس ثابت می‌باشد.

در ادامه جهت آزمون‌های بیشتر، مبنا B اندازه ساخت پرتفوی تغییر داده شد تا استحکام نتایج اولیه تایید شود.

۲. با استفاده از اندازه‌ی چارک برای تقسیم بندی ۱۹۵ شرکت، ۴ پرتفوی تشکیل شد که ۳ پرتفوی اول هرکدام ۵۰ سهم و پرتفوی شماره‌ی ۴ دارای ۴۵ سهم بود. سپس با استفاده از رابطه‌ی (۳)، بازده ماهانه‌ی هر پرتفوی (۶۰ ماه) محاسبه و با استفاده از الگوی اقتصادسنجی زیر به متغیرهای

Archive of SID

www.SID.ir

مستقل برگشت داده شد.

مدل شماره (۲)

$$QUR_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}.RTEPIX_{t-1} + \beta_{2,i}.RGold_t + \beta_{3,i}.RMoney_t + \beta_{4,i}.RDollar_t + e_i$$
$$i = 1,2,....,4$$
$$t = 1,2,....,60$$

به طوری که، $QUR_{i,t}$ بازده پرتفوی شماره i در زمان t می‌باشد.

۳. تمامی ۱۹۵ سهم به دو گروه تقسیم بندی شد و پرتفوی شماره ۱و۲ تشکیل گردید. بازده ماهانه‌ی دو پرتفوی برای ۶۰ ماه محاسبه شده، با استفاده از الگوی اقتصادسنجی زیر به متغیرهای مستقل برگشت داده شد.

مدل شماره (۳)

$$MID_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}.RTEPIX_{t-1} + \beta_{2,i}.RGold_t + \beta_{3,i}.RMoney_t + \beta_{4,i}.RDollar_t + e_i$$
$$i = 1,2$$
$$t = 1,2,....,60$$

به طوری که، $MID_{i,t}$ بازده پرتفوی شماره i در زمان t می‌باشد.

۴. در پایان، کل ۱۹۵ سهم به عنوان یک پرتفوی شناخت شد و بازده ماهانه‌ی پرتفوی برای ۶۰ ماه محاسبه گردید و با استفاده از الگوی اقتصادسنجی زیر به متغیرهای مستقل برگشت داده شد.

مدل شماره (۴)

$$INDEX_i = \alpha + \beta_1.RTEPIX_{t-1} + \beta_2.RGold_t + \beta_3.RMoney_t + \beta_4.RDollar_t + e$$
$$t = 1,2,0000,60$$

به طوری که، $INDEX_t$ بازده پرتفوی در زمان t می‌باشد.

۴. آزمون چند متغیره

قبل از انجام آزمون‌های رگرسیون، ابتدا متغیرهای منتخب از لحاظ همبستگی چند جانبه مورد بررسی قرار گرفت. زمانی که درجه‌ی بالای همبستگی، میان تعدادی یا تمام متغیرهای توضیحی در معادله‌ی رگرسیون وجود داشته باشد، این پدیده به عنوان همبستگی چند جانبه شناخته می‌شود. در این حالت تعیین تاثیرات مجزای هریک از متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته مشکل است و برآورد ضرایب رگرسیون اعتبار زیادی نخواهد داشت. بنابراین، برای تعیین عدم وجود هم خطی مرکب بین متغیرهای توضیحی، ضرایب همبستگی این متغیرها برآورد شد و مورد بررسی قرار گرفت. جدول شماره (۱)، نتایج آزمون همبستگی چند جانبه را نشان می‌دهد. به گونه کلی، بررسی ضرایب متغیرها نشان دهنده‌ی همبستگی پایین بین متغیرها می‌باشد. این امر سبب می‌شود ضرایب مدل با دقت بالا

Archive of SID

www.SID.ir

تخمین زده شود.

جدول ۱: ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای توضیحی

Variables	RDOLLAR	RMONEY	RGOLD	RTEPIX
RDOLLAR	۱،۰۰۰۰۰۰	۰،۰۰۰۹۹۵	۰،۰۰۷۲۸۸۴	-۰،۰۰۳۹۲۰
RMONEY	-۰،۰۰۰۹۹۵	۱،۰۰۰۰۰۰	۰،۳۳۹۵۴۸	۰،۰۰۶۵۵۹
RGOLD	۰،۰۰۷۲۸۸۴	۰،۳۳۹۵۴۸	۱،۰۰۰۰۰۰	۰،۲۴۵۴۲۹
RTEPIX	-۰،۰۰۳۹۲۰	۰،۰۰۶۵۵۹	۰،۲۴۵۴۲۹	۱،۰۰۰۰۰۰

پس از آزمون همبستگی چند جانبه، ایستائی داده‌ها مورد بررسی قرارگرفت. برای بررسی ایستائی داده‌ها از آزمون ریشه واحد استفاده شد. یک سری زمانی (Xt) پایاست اگر (گجراتی، ۹۱۲: ۱۳۷۸):

الف) میانگین ثابتی برای همه‌ی tها باشد، $E(X_t) = \mu$، ب) برای تمام نقاط دارای واریانس ثابت باشد، $Var(X_t) = \delta^2$ ج) کوواریانس بین هر دو مقدار سری زمانی به زمان بستگی نداشته و مقدار ثابتی باشد. $Cov(X_t, X_{t-j}) = Cov(X_{t+1}, X_{t+i-j}) = r$ درصورتی که شرایط یاد شده حفظ شود، برآوردگرهای رایج، به برآوردهای مورد قبولی از میانگین، واریانس و کوواریانس منتهی می‌شود. در صورتی که سری زمانی ناپایا باشد، استفاده از برآوردگرهای رایج مانند حداقل مربعات معمولی (OLS) به تفسیر نادرست نتایج منتهی می‌شود.

متداول‌ترین راه برای تبدیل یک سری ناپایا به سری پایا، استفاده از تفاضل اول ارقام سری زمانی می‌باشد. با تفاضل گیری یک یا چند بار، معمولاً می‌توان یک سری ناپایا را پایا ساخت. برای تعیین درجه انباشتگی سری‌های پایا، استفاده از آزمون‌های تعمیم یافته دیکی فولر مرسوم می‌باشد. جدول شماره ۲ خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد را ارائه می‌دهد.

جدول ۲: خلاصه‌ی نتایج آزمون ریشه واحد سری زمانی متغیرهای تحقیق

Variables	ADF	Coeff.	t sta.	Prob.	R	D.W	FSta.	Prob.
RTEPIX	-۵،۵۵	-۱،۱۴	-۵،۵۵	۰،۰۰	.۵۶	۲،۰۰	۷۳،۴۳	۰،۰۰
RGOLD	-۵،۰۳	-۱،۰۰	-۵،۰۳	۰،۰۰	.۵۲	۱،۹۹	۶۰،۹۵	۰،۰۰
RMI	-۴،۸۶	-.۹۵	۴،۸۵	۰،۰۰	.۵۴	۲،۰۵	۶۵،۳۴	۰،۰۰
RDOLLAR	-۸،۱۰	-۱،۸۱	-۸،۰۹	۰،۰۰	.۷۹	۲،۰۵	۵۸،۷۳	۰،۰۰
PER۱	-۳،۴۱	-.۵۱	-۳،۴۰	۰،۰۰	.۳۱	۱،۹۷	۲۵،۸۱	۰،۰۰
PER۲	-۴،۳۶	.۷۶	-۴،۳۵	۰،۰۰	.۴۱	۲،۰۳	۴۰،۵۸	۰،۰۰
PER۳	-۴،۱۲	-.۷۰	-۴،۱۳	۰،۰۰	.۳۶	۱،۹۳	۳۲،۲۵	۰،۰۰
PER۴	-۴،۲۹	-۱،۱۸	-۶،۲۸	۰،۰۰	.۴۷	۱،۹۵	۵۰،۶۸	۰،۰۰
PER۵	-۴،۹۳	-.۹۱	-۴،۹۳	۰،۰۰	.۴۵	۱،۹۸	۶۴،۱۶	۰،۰۰
PER۶	-۶،۰۲	-۱،۱۸	-۶،۰۱	۰،۰۰	.۵۱	۲،۰۳	۵۹،۴۷	۰،۰۰
PER۷	-۵،۵۳	-.۹۴	-۵،۵۳	۰،۰۰	.۴۰	۲،۰۳	۳۷،۹۵	۰،۰۰
PER۸	-۵،۴۰	-.۹۵	-۵،۴۱	۰،۰۰	.۴۵	۲،۰۰	۴۶،۴۰	۰،۰۰

Archive of SID

www.SID.ir

PER۹	-۴،۴۶	-.۸۴	-۴،۴۶	۰،۰۰	.۴۸	۱،۹۶	۵۳،۵۱	۰،۰۰
PER۱۰	-۵،۲۴	-.۹۹	-۵،۲۴	۰،۰۰	.۵۱	۱،۹۳	۵۷،۶۸	۰،۰۰
QUR۱	-۳،۶۲	-.۵۴	-۳،۶۲	۰،۰۰	.۳۰	۲،۰۰	۲۵،۰۵	۰،۰۰
QUR۲	-۵،۵۴	-۱،۰۴	-۵،۵۳	۰،۰۰	.۴۳	۱،۹۷	۴۴،۱۶	۰،۰۰
QUR۳	-۶،۱۴	-۱،۱۰	-۶،۱۴	۰،۰۰	.۴۶	۲،۱۳	۴۸،۳۵	۰،۰۰
QUR۴	-۴،۶۵	-.۷۷	-۴،۶۴	۰،۰۰	.۳۶	۱،۹۹	۳۲،۹۳	۰،۰۰
MID۱	-۴،۲۶	-.۶۸	-۴،۲۶	۰،۰۰	.۳۱	۱،۹۷	۲۶،۰۱	۰،۰۰
MID۲	-۵،۷۹	-.۹۴	-۵،۷۹	۰،۰۰	.۴۱	۲،۱۲	۳۹،۰۰	۰،۰۰
INDEX	-۵،۲۸	-.۸۲	-۵،۲۸	۰،۰۰	.۳۵	۲،۰۳	۳۱،۲۳	۰،۰۰

ADF آماره دیکی- فولر می‌باشد. هنگامی که قدر مطلق آماره‌ی ADF بزرگتر از قدر مطلق مقدار بحرانی آماره‌ی مکینون باشد، سری زمانی مورد مطالعه ایستا می‌باشد. مقدار بحرانی آماره‌ی مکینون در سطح معنی‌داری ۵٪، برابر ۱/۹۴۶۴- می‌باشد. با توجه به جدول ۲، مقدار آماره‌ی ADF برای تمامی متغیرهای منتخب بزرگتر از مقدار بحرانی بوده و حاکی از ایستایی داده‌های سری زمانی می‌باشد.

هم‌چنین آماره‌ی دوربین - واتسون برای بررسی خطای تصریح در مدل استفاده می‌شود. به عبارتی دیگر، اگر باقیمانده‌های رگرسیون، الگوی سیستماتیک و قابل توجهی از خود نشان دهد، خطای تصریح وجود خواهد داشت. به طور ساده، این همبستگی منعکس کننده این واقعیت است که بعضی از متغیرها که متعلق به مدل واقعی هستند، در اخلال قرار گرفته‌اند که باید از آن خارج شده و به عنوان یک متغیر توضیحی صحیح وارد مدل شوند. برای تشخیص خطای تصریح با استفاده از آماره دوربین واتسون، به این شکل عمل می‌شود (گجراتی، ۵۵۸: ۱۳۷۸): اگر آماره دوربین واتسون (d) بزرگتر از حد بالای مقدار تعیین شده دوربین واتسون (du) باشد، یعنی اگر d>du باشد، آنگاه همبستگی پیاپی وجود ندارد. با استفاده از جدول دوربین - واتسون، برای مدل مورد مطالعه، در سطح معنی داری ۵ درصد، du برابر ۱/۷۳ است. با توجه به جدول شماره ۲، تمامی آماره‌های دوربین - واتسون از مقدار بحرانی بزرگتر بوده که نشان دهنده عدم وجود همبستگی پیاپی در جزء اخلال می‌باشد.

همچنین آماره F برای آزمون معنی دار بودن کلی رگرسیون چند متغیره استفاده می‌شود. قاعده تصمیم گیری بدین صورت است که اگر F محاسباتی از F مقدار بحرانی در یک سطح اطمینان خاص بیشتر باشد، آنگاه معنی‌داری بودن کلی رگرسیون در آن سطح از معنی‌داری پذیرفته می‌شود. مشاهده احتمال آماره F در جدول شماره ۲، که درتمامی رگرسیون‌ها کمتر از مقداربحرانی می‌باشد، نشان از معنی دار بودن کلی رگرسیون نیز دارد.

پس از بررسی داده‌ها از جهت همبستگی و ایستائی، مدل‌های رگرسیون چند متغیره برای برآورد ضرایب بتا مورد استفاده قرار گرفته است. جدول شماره ۳ خلاصه نتایج مربوط به برآورد ضریب بتا را نشان می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳: برآورد ضرایب بتا برای مدل اول

Variables	$RTEPIX_{t-1}$	RDOLD	RMONEY	RDOLLAR	AR(1)	MA(1)	AR(۲)	MA(۲)	Adj-R^2	D.W	F-Stat.	Prob.
PER۱	۲,۶۹	-۲,۹۸	-.۵۴۸	-.۵۳	-.۰,۲۹	-	-	-	.۳۳	۱,۹۱	۵,۴۹	۰,۰۰
t Statistic	۲,۱۰	-۱,۷۲	-.۲۶	-.۱۹	-۱,۹۴	-	-	-				
Prob.	.۴۱	.۰۹	.۷۹۶	.۸۵	۰,۰۶	-	-	-				
PER۲	-۲,۷۴	-.۱۱	.۷۳۹	.۶۶	-	.۰۶۶	-	-	.۲۴	۲,۳۰	۳,۹۹	۰,۰۰
t Statistic	-۳,۳۳	-.۱۶	۱,۱۳۰	-.۸۱۲	-	۵,۱۲	-	-				
Prob.	.۰۰	.۸۷	.۲۶۴	.۴۲	-	۰,۰۰	-	-				
PER۳	-.۰۴	-.۰۵	-.۳۲۹	-.۵۲	۰,۸۳	۰,۸۶	-	-	.۲۱	۲,۰۰	۳,۱۳	۰,۰۰
t Statistic	-.۰۹	-.۰۶	-.۲۵۱	-.۴۷	-۲,۸۱	۳,۰۴	-	-				
Prob.	.۹۳	.۹۵	.۸۰۳	.۶۴	۰,۰۰	۰,۰۰	-	-				
PER۴	-.۵۸	-۱,۰۷	-.۹۰۹	-.۴۳	۰,۴۳	-.۹۶	-	-	.۲۲	۱,۶۶	۳,۲۵	۰,۰۰
t Statistic	-۱,۸۳	-۱,۸۶	-۱,۱۰۹	-.۳۸	۳,۱۱	-۴۳,۲۶	-	-				
Prob.	.۰۷	.۰۷	.۲۷۳	.۷۱	۰,۰۰	۰,۰۰	-	-				
PER۵	۱,۰۱	-۱,۱۲	-۱,۱۳۶	-.۷۶	-	-	-۰,۴۸	-۱,۱۵	.۲۸	۱,۸۶	۳,۹۷	۰,۰۰
t Statistic	۲,۰۰	-۱,۳۳	-۱,۲۱۳	-.۶۳	-	-	-۴,۱۵	-۱۸,۹۱				
Prob.	.۰۵	.۱۹	.۲۱۳	.۵۳	-	-	۰,۰۰	۰,۰۰				
PER۶	.۰۴	-.۸۰	-.۶۶۶	-.۴۵	۰,۶۹	-۰,۹۸	-	-	.۲۶	۱,۹۰	۳,۷۵	۰,۰۰
t Statistic	.۰۹	-۱,۰۴	-.۷۴۸	-.۳۸	۶,۴۷	-۲۷,۱۰	-	-				
Prob.	.۹۳	.۳۰	.۴۵۸	.۷۰	۰,۰۰	۰,۰۰	-	-				

www.SID.ir

ادامه جدول ۳

PER۷	-.۲۲	-.۷۹	.۰۸۷	-.۷۴	-۰.۳۶	۱.۱۸	-	-	.۶۸	۱.۸۵	۱۸.۱۲
t Statistic	-.۴۸	-۱.۸۶	.۱۹	-۱.۴۱	-۲.۴۱	۱۲.۰۰	-	-			
Prob.	.۹۳	.۰۶	.۸۵	.۱۶	۰.۰۲	۰.۰۰۰	-	-			
PER۸	.۲۴	-.۳۵	.۲۷	-۱.۶۳	-	-	-	-	.۱۹	۲.۲۱	۳.۶۱
t Statistic	.۴۰	-.۴۳	-.۲۹	-۱.۳۹	-	-	-	-			
Prob.	.۶۸	.۶۷	.۷۷	.۱۷	-	-	-	-			
PER۹	.۷۵	-.۶۸	-.۵۴	-۱.۲۶	-	-	-	-	.۰۸	۱.۸۴	۱.۸۶
t Statistic	۱.۳۸	-.۹۳	-.۶۴	-۱.۱۹	-	-	-	-			
Prob.	.۱۷	.۳۵	.۵۲	.۲۳	-	-	-	-			
PER۱۰	-.۵۰	.۰۳	.۰۵	-۱.۰۴	-	-	-	-	.۱۸	۲.۰۴	۳.۴۹
t Statistic	-۱.۰۳	.۰۴	.۰۷	-۱.۰۹	-	-	-	-			
Prob.	.۳۱	.۹۶	.۹۴	.۲۷	-	-	-	-			

www.SID.ir

ضرایب بتا برای متغیر TEPIX با یک وقفه، تنها برای پرتفوهای شماره ۲ و ۵ با اهمیت است و برای ۸ پرتفوی دیگر بی اهمیت است. همچنین بررسی ضرایب دیگر متغیرها نشان از بی اهمیتی ضرایب متغیرها در توضیح بازده پرتفوی‌های سهام دارد، اما با توجه به AR، مشاهده می‌شود که در برخی از ۱۰ پرتفوی، ضرایب آن با اهمیت می‌باشد. به عبارتی بازده ماه گذشته پرتفوی، بازده ماه جاری را توضیح می‌دهد، اما باید در نظر داشت که توان توضیح دهی مدل در سطح پایینی قرار دارد.

همان‌گونه که در قسمت روش تحقیق ذکر شد، برای استحکام بیشتر نتایج، مبنای ساخت پرتفوی‌ها تغییر داده شد. درجدول شماره ۴، مبنای ساخت پرتفوی‌ها اندازه چارک می‌باشد. بدین معنی که ۲۵٪ از سهام با ارزش بالا، در پرتفوی اول و ۲۵٪ با ارزش پایین در پرتفوی شماره ۴ و ۲۵٪ دوم و ۲۵٪ سوم جهت ساخت پرتفوی‌های شماره ۲ و ۳ مورد استفاده قرار گرفت. بررسی ضرایب نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرهای مورد مطالعه توان توضیح بازده پرتفوی‌ها را ندارند و تنها AR در پرتفوی شماره ۳ با اهمیت می‌باشد. ضرایب R^2 بیانگر توان توضیح دهی پایین مدل می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴: برآورد ضرایب بتا برای مدل دوم

Variables	$RTEPIX_{t-1}$	RDOLD	RMONEY	RDOLLAR	AR(1)	MA(1)	AR(۲)	MA(۲)	Adj-R^2	D.W	F-Stat.	Prob.
QUR۱	۱,۱۹	-۳,۱۵	-۱,۲۸	.۲۴	-	-	-	-	.۳۰	۲,۱۴	۵,۸۰	۰,۰۰
t Statistic	۰۶۵	-۱,۲۹	-.۴۶	.۰۷	-	-	-	-				
Prob.	.۵۲	.۲۰	.۶۴	.۹۴	-	-	-	-				
QUR۲	-.۲۳	-۱,۶۳	-۱,۷۲	-.۲۳	-	-	-	-	.۲۹	۲,۱۱	۵,۵۴	۰,۰۰
t Statistic	-.۲۳	-۱,۲۳	-۱,۱۴	-.۱۲	-	-	-	-				
Prob.	.۸۱	.۲۳	.۲۶	.۹۰	-	-	-	-				
QUR۳	-۱,۳۰	.۸۷	۱,۷۸	-۱,۱۹	-.۴۹	۰,۹۷	-	-	.۳۴	۱,۹۳	۵,۰۷	۰,۰۰
t Statistic	-۱,۱۱	.۷۸	۲,۰۷	-.۸۹	-۳,۹۲	۹,۵۹	-	-				
Prob.	.۲۷	.۴۳	.۰۴	.۳۷	۰,۰۰	۰,۰۰	-	-				
QUR۴	.۰۸	-.۶۷	-.۸۱	-۲,۲۷	-	-	-	-	.۳۱	۱,۸۵	۶,۱۰	۰,۰۰
t Statistic	.۹۲	.۵۴	.۵۲	.۱۵	-	-	-	-				
Prob.	.۱۰	-.۶۱	.۶۵	*۱,۴۶-	-	-	-	-				

www.SID.ir

در ادامه کل سهام مورد بررسی به دو دسته تقسیم شده اند: پرتفوی اول حاوی ۵۰٪ از سهم با ارزش بازاری بالا و پرتفوی دوم حاوی ۵۰٪ از سهام با ارزش بازاری پایین می‌باشد. ضرایب جدول شماره ۵ نیز نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرهای مورد مطالعه با اهمیت نیستند و تنها AR با یک وقفه دارای اهمیت می‌باشد. ضریب R^2 نیز نشان از توان توضیح دهی پایین مدل دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵: برآورد ضرایب بتا برای مدل سوم

Variables	$RTEPIX_{t-1}$	RDOLD	RMONEY	RDOLLAR	AR(1)	MA(1)	AR(۲)	MA(۲)	Adj-R^2	D.W	F-Stat.	Prob.
MID۱	-۱,۲۲	-۲,۳۶	-۱,۱۹	۴,۰۰	-۰,۶۰	۰,۹۶	-	-	.۲۴	۱,۹۲	۳,۴۶	۰,۰۰
t Statistic	-.۴۵	-.۸۵	-.۱۸	۱,۱۵	-۴,۸۲	۵۳,۷۷	-	-				
Prob.	.۶۵	.۴۰	.۸۵	.۲۶	۰,۰۰	۰,۰۰	-	-				
MID۲	.۷۰	-.۱۹	-.۴۴	-۳,۵۷	-	۰,۵۲	-	-	.۳۳	۲,۱۴	۵,۶۴	۰,۰۰
t Statistic	.۴۰	-.۱۱	-.۲۴	-۱,۵۸	-	۴,۱۹	-	-				
Prob.	.۶۸	.۹۱	.۸۱	.۱۲	-	۰,۰۰	-	-				

www.SID.ir

در انتها کل ۱۹۵ سهم به عنوان یک پرتفوی شناخته شد و آزمون رگرسیون آن اجرا گردید. ضرایب به دست آمده از رگرسیون در جدول شماره ۶ ارائه شده است. بررسی ضرایب بیانگر این است که هیچ یک از متغیرهای مورد مطالعه قدرت توضیح بازده پرتفوی سهام را ندارند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۶: برآورد ضرایب بتا برای مدل چهارم

Variables	$RTEPIX_{t-1}$	RDOLD	RMONEY	RDOLLAR	AR(1)	MA(1)	AR(۲)	MA(۲)	Adj-R^2	D.W	F-Stat.	Prob.
INDEX(-1)	۱,۴۹	-۴,۹۲	-۵,۶۲	-۴,۶۵	-	-	-	-	.۱۱	۲,۰۰	۲,۴۳	۰,۰۰
t Statistic	.۴۰	-.۹۷	-.۹۸	-.۶۴	-	-	-	-				
Prob.	.۶۹	.۳۳	.۳۳	.۵۲	-	-	-	-				

www.SID.ir

۵. بحث و نتیجه‌گیری

دراین تحقیق شاخص قیمت سهام بورس تهران، قیمت سکه‌ی طلا در بازار آزاد تهران، نرخ رشد کم پول، و نرخ دلار به عنوان متغیرهای توضیح دهنده‌ی بازده سهام، انتخاب و در مدل گنجانده شد. نتایج نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرها قدرت توضیح بازده پرتفوی سهام را ندارد.

دلایل عدم توان توضیح دهی متغیرهای مورد مطالعه را می‌توان سهم کوچک بورس تهران در اقتصاد ملی، همچنین ساختار بازار سرمایه کشور عنوان نمود. جدول شماره ۷ نقش کوچک بورس اوراق بهادار را در اقتصاد کشور نشان می‌دهد.

جدول ۷: برخی از اطلاعات مالی و اقتصادی کشور از سال مالی ۱۳۸۳-۱۳۷۹

سال	تولید ناخالص داخلی	نقدینگی*	ارزش سهام مورد معامله	ارزش سهام مورد معامله به تولید ناخالص ملی	ارزش سهام مورد معامله به نقدینگی
۱۳۷۹	۵۷۶،۴۹۳	۲۴۹،۱۱۱	۹،۱۶۸	۱/۵٪	۳۶٪
۱۳۸۰	۶۶۳،۱۲۶	۳۲۰،۹۵۷	۷،۸۳۱	۱/۱٪	۲/۴٪
۱۳۸۱	۹۱۷،۰۳۵	۴۱۷،۵۲۴	۲۲،۷۷۶	۲/۴٪	۵٪
۱۳۸۲	۱،۰۹۵،۳۰۳	۵۲۶،۵۹۶	۶۶،۸۷۰	۶/۱٪	۱۲/۷٪
۱۳۸۳	۱۴،۳۸۴،۸۲۰	۶۸۵،۸۶۷	۱۰۳،۷۰۵	۷/۲٪	۱۵٪
میانگین				٪۳/۷	٪۷/۷

* نقدینگی شامل اسکناس و مسکوک در دست اشخاص، سپرده‌های دیداری و سپرده‌های غیر دیداری (شبه پول) می‌باشد.

به طوری که مشاهده می‌شود طی برنامه پنج سال سوم توسعه، ارزش سهام مورد معامله در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به تولید ناخالص داخلی به طور متوسط ۳/۷درصد و نسبت به نقدینگی ۷/۷ درصد بوده است که نشان دهنده سهم کوچک بورس در اقتصاد ملی می‌باشد.

از طرف دیگر، همان‌گونه که دربخش تئوری ذکر شد، انتظار سرمایه گذاران از سودآوری شرکت‌ها عامل مهمی است که برقیمت و بازده سهام اثرگذار است. انتظار سرمایه گذاران از سودآوری شرکت‌ها با شرایط سیاسی جامعه، سیاست‌های پولی و مالی، نرخ استقراض، نرخ تورم و به طور کلی شرایط اقتصادی جامعه و همچنین مسایل درون شرکتی ارتباط مستقیم دارد. با توجه به ریسک سیاسی کشور، نرخ بالای تورم و شرایط اقتصادی و نقاط ضعف در ساختار مدیریتی برخی از شرکت‌ها، عدم هم حرکتی بازده سهام با شاخص‌های کلان را می‌توان پذیرفت.

همچنین قانونمند نبودن بازار سرمایه به گونه کل و بازار سهام به گونه ویژه، عدم تقارن اطلاعاتی، تخصصی نبودن بازار سهام و حرکت‌های دسته جمعی درخرید و فروش، نیز عدم همخوانی بازده سهام با دیگر شاخص‌های اقتصادی را تشدید می‌کند.

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین، با توجه به وضعیت اقتصادی ایران و همچنین اختلالات در عملکرد بورس اوراق بهادار تهران، نتایج به دست آمده دراین تحقیق دور از انتظار نبوده و با مطالعات داخلی و خارجی نیز هم‌خوانی دارد.

پیشنهاد می‌شود پژوهشگران در آینده سایر متغیرهای مهم اقتصادی و تاثیر آن‌ها را بر بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران، مورد مطالعه قرار دهند. همچنین می‌توان این تحقیق را با استفاده از الگوهای ریاضی و آماری جدید نظیر شبکه عصبی دنبال نمود. در آن صورت روایی خارجی این مطالعه نیز ممکن است افزایش یابد، یا نتایج جدید حاصل گردد.

یادداشت‌ها

1. Capital Asset Pricing Model
2. Markowitz
3. Risk Free
4. Reilly and Keith,
5. Bodie
6. Arbitrage Pricing Theory
7. Times Series
8. Beta
9. Regress
10. Cross Sectional
۱۱. عزیزی
12. Marjorie & Burmeister
13. Standard and Poor's 500
14. Chen
15. Poon & Taylor
16. Fama and MacBeth, 1981
17. Feldestein
18. Lintner
19. Modigiliani & Cohen
20. Stulz
21. Campbell & Hamao
22. Giovannini & Jorion
23. Keim & Stumbaugh
24. Sharpe
25. Lintner
26. Blume & Friend
27. Fama & MacBeth
28.Fama and Ferench
29. Farnworth, et al.
30. Rao and Radieswari
31.Milton Friedman
32. Rao and Radjeswari
33. Autoregressive Moving Avegare
34. Fama & MacBeth
35. Roll & Ross
36. Chen
37. Chamberlin & Rothsclild
38. Lehman & Modest
39. Rao and Radjeswari
40. Regress

منـابع

الف. فارسی

جوادی، جواد. (۱۳۷۴). *بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۷۲-۱۳۶۹*. **پایان‌نامه کارشناسی ارشد.** دانشگاه شهید بهشتی.

Archive of SID

www.SID.ir

حجازی، رضوان. (۱۳۷۵). *بررسی اثر سود بر قیمت و حجم سهام در بورس اوراق بهادار تهران.* **پایان‌نامه کارشناسی ارشد.** دانشگاه تهران.

در امامی، علی اصغر. (۱۳۶۹). *بررسی نوسان پذیری و ریسک سهام پذیرفته شده در بورس تهران.* **پایان‌نامه کارشناسی ارشد.** دانشگاه تهران.

سینایی، حسنعلی. (۱۳۷۳). *سنجش کارآئی در بورس اوراق بهادار تهران.* **تحقیقات مالی.** سال اول، شماره دوم، ۷۰-۴۶.

شیخی، حسین. (۱۳۷۵). *بررسی اثر بخشی اطلاعات حسابداری در تعیین ارزش سهام عادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران.* **پایان نامه کارشناسی ارشد.** دانشگاه شهید بهشتی.

گجراتی، دامودار. (۱۳۷۸). **مبانی اقتصاد سنجی**. ترجمه‌ی دکتر حمید ابریشمی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

عزیزی، احمد. (۱۳۷۸). *شناسائی متغیرهای کلان اقتصادی موثر بر شاخص قیمت سهام.* **پایان‌نامه دکترا.** دانشگاه علامه طباطبایی.

فخاری، حسین. (۱۳۷۳). *بررسی تاثیر انتشارات گزارش‌های میاندوره‌ای بر قیمت و مبادلات سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران.* **پایان‌نامه کارشناسی ارشد.** دانشگاه تهران.

میشکن، فردریک. (۱۳۸۱). **پول، ارز، بانکداری.** ترجمه‌ی علی جهانخانی و علی پارسائیان، تهران: انتشارات سمت.

نمازی، محمد و شوشتریان، زکیه. (۱۳۷۵). *مروری بر آزمون‌های کارایی بورس اوراق بهادار در سطح ضعیف.* **تحقیقات مالی.** سال سوم، شماره ۱۱ و ۱۲.

ب. انگلیسی

Black F., Jensen, M. and Scholes, M. (1972). **The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests.** New York: Paraeger.

Blume M. and Friend, I. (1973). *A New Look at the CAPM.* **Journal of Finance.** 19-33.

Bodei Z., Kane, A. and Marcuse, A. J. (1998). **Investment**. 3ed, Irwin, Inc.

Chamberlain, G. and Rothschild, M. (1983). *Arbitrage Factor Structure and Mean Variance Analysis on Large Asset Markets.* **Econometrica.** 51, 1281-1304.

Chen, N. (1983). *Some Empirical Tests of the Theory of Arbirtage Pricing.* **Journal of Finance.** 38 (5), 1393-1414.

Archive of SID

www.SID.ir

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

Cox J., Ingersoll, J. and Ross, S. A. (1985). *An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices.* **Econometrica.** 53, 363-384.

Fama, E. F. and MacBeth, J. D. (1973). *Risk, Return and Equilibrium: Empirical Test***. Journal of Political Economy**. 81, 607-636.

Fama, F. and French, K. (1986). *Permanent and Transitory Components of Stock Prices.* **Journal of Political Economy.** 264-273.

Fama, F. and French, K. (1992). *The Cross Section of Expected Stock Return*. **Journal of Finance**. 427-465.

Fama, F. and French, K. (1996). *Multifactor Explanation of Asset Pricing Anomalies.* **Journal of Finance**. 55-84.

Farnworth, H., Ferson, W., Jackson, D. and Todd, S. (2002). *Performance Evaluation with Stochastic Discount Factor.* **Journal of Business.** 75, 473-504.

Feldestein, M. (1982). *Inflation and Stock Market.* **American Economic Review**. 73 (1), 17-30.

Giovannini, A. and Jorion, P. (1989). *The Time Variation of Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets.* **Journal of Finance.** 307-325.

Keim, D. B. and Stanmbaugh, R. F. (1986). *Predicting Returns in Stock and Stock Market.* **Journal of Political Economic Theory.** 17, 357-390.

Lehman, B. and Modest, D. (1988). *The Empirical Foundation of the Arbitrage Pricing Theory.* **Journal of Finance Economic.** 21, 213-254.

Lintner, J. (1965). *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investment Stock Portfolio and Capital Budjets.* **Rev. Eco. And Statis.** 47, 13-37.

Lintner, J. (1976). *Inflation and Security Returns.* **Journal of Finance**. 259-280.

Marjorie, B. M. and Burmeistr, E. (1988). *Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression Model. Journal of Business and Economic Statistics*. 6, 29-47.

Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection: Efficeint Diversification of Investment.* **Journal of Finance.** 7, 77-91.

Archive of SID

www.SID.ir

Merton, R. C. (1973). *An Intertemporal Capital Asset Pricing Model.* **Econometrica.** 41, 867-888.

Modigliani, F. and Cohn, R. (1979). *Infiation, Rational Valuation and the Market*. **Financial Analyst Journal.** 35, 24-44.

Poon, S. and Taylor, S. J. (1991). *Macroeconomic Factors and the UK Stock Market.* **Journal of Business Finance and Accounting.** 619-636.

Rao, C. S. and Radjeswari, A. (2000). *Macro Economic Factors And Stock Price in India*. A Study, **www.utiicm.com/kcsrao.pdf.**

Reilly, F. and Keith, B. (1997). **Investment Analysis and Portfolio Management.** Fifth Edition, New York: The Dryden Press.

Ross, S. A. (1976). *The Arbitrage Pricing Theory of Capital Asset Pricing*. **Journal of Economic Theory.** 13, 341-360.

Roll, R. and Ross, S. A. (1980). *An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory*. **Journal of Finance**. 35, 1073-1103.

Sharpe, W. F. (1964). *Capital Asset Prices: A Theory of Market under Condition of Risk.* **Journal of Finance.** 19, 425-442.

Stulz, R. M. (1986). *Asset Pricing and Expected Inflation*. **Journal of Finance.** 41, 209-223.

Xing, Yuhan. (2002). **Firm Investment and Expected Equity Returns**. Business, YX356 Columbia. Edu.

Archive of SID

www.SID.ir