

بررسی چگونگی سازوکار قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) با

استفاده از تحلیل عاملی در بورس اوراق بهادار تهران

فریدون رهنمای رودپشتی* - محمدرضا مرادی**

تاریخ دریافت مقاله: ۸۴/۴/۳

تاریخ تایید نهایی: ۸۴/۷/۵

چکیده

در این مقاله سعی شده تا با استفاده فن تحلیل عاملی چگونگی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ مورد بررسی قرار گیرد. در ابتدا بارهای عاملی (Factor Loading) از ماتریس واریانس-کوواریانس بازده هفته‌های فرد استخراج و سپس با میانگین کل بازده هفته‌های فرد به‌عنوان متغیر وابسته رگرسیون زده و معادله تعادلی (صرف ریسک‌ها یا λ ها) از مجموع آن‌ها (بارهای عاملی) استخراج می‌شود، لازم به یادآوری است که بارهای عاملی در این تحقیق به‌عنوان متغیر مستقل محسوب می‌شود، در نهایت معادله تعادلی به‌دست آمده با میانگین بازده هفته‌های زوج مورد آزمون قرار گرفت تا قدرت پیش‌بینی مدل برآورد شود، که مشخص شد در سطح اطمینان ۹۵ درصد تفاوت معنی‌داری بین میانگین مجذور خطاهای روزهای زوج و فرد وجود ندارد. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که بازده سهام در بازار ایران حداقل تحت تأثیر یک مدل دوعامله است، این دو عامل ۴۰ درصد از نوسانات کل بازده را در پرتفوی مورد نظر تبیین می‌کنند. همچنین یافته‌های تحقیق نشان داد که فرصت‌های آربیتراژ در بازار سرمایه ایران وجود دارند.

واژه‌های کلیدی: الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM)، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT)، واکنش فردی سهام، بارهای عاملی

* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز

** دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی (گرایش مالی) دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

مقدمه

مدیریت سرمایه‌گذاری دو مبحث اصلی تجزیه و تحلیل اوراق بهادار و مدیریت پرتفوی را شامل می‌شود. تجزیه و تحلیل اوراق بهادار، در برگیرنده تخمین مزایای تک تک سرمایه‌گذاری‌ها است. در حالی که مدیریت پرتفوی شامل تجزیه و تحلیل ترکیب سرمایه‌گذاری‌ها و مدیریت نگهداری مجموعه‌ای از سرمایه‌گذاری‌ها است. در دهه اخیر روند مباحث سرمایه‌گذاری از شیوه‌های انتخاب سهام (تجزیه و تحلیل اوراق بهادار) به سمت مدیریت پرتفوی حرکت کرده است و نیز پارادایم بازارهای کارا را پشتیبانی کرده‌اند. بدین معنی که در یک بازار اوراق بهادار توسعه یافته، قیمت دارایی‌ها توازن بین ریسک و بازده بالقوه اوراق را به درستی منعکس می‌کنند. با توجه به مبحث کارایی بازار، اطلاعات به محض ورود به بازار به دست همه می‌رسد، از این رو هیچ کس نمی‌تواند به طور مرتب بازده اضافی به دست آورد. افزون بر این، بازده اوراق بهاداری که دارای ریسک مشابه‌اند، در چنین بازاری یکسان است. بازارها به این دلیل کارا در نظر گرفته می‌شوند که اکثریت شرکت کنندگان در بازار، به سرعت از مزیت قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار استفاده می‌کنند. این به این معنی است که به طور معمول تلاش‌ها به منظور یافتن اوراق بهادار زیر قیمت ارزش‌گذاری شده بی نتیجه می‌ماند. به دیگر سخن ناهار مجانی وجود ندارد. اما این بدین معنی نیست که مدیران سرمایه‌گذاری تصمیمات سرمایه‌گذاریشان را به طور تصادفی و همانند انداختن تیری در تاریکی اتخاذ کنند. ارزش تمام پرتفوی‌ها برابر نیست و برخی نسبت به دیگری ارجحیت دارند. مدیران پرتفوی، وظیفه ایجاد بهترین مجموعه ممکن از سرمایه‌گذاری‌ها را بر مبنای خواسته‌ها و شرایط هر سرمایه‌گذار برعهده دارند. سرمایه‌گذارانی که نظریه نوین پرتفوی را پذیرفته‌اند و به کار می‌بندند بر این باورند که حریف بازار نیستند، بنابراین، انواع گوناگونی از اوراق بهادار را نگهداری می‌کنند، تا بازده‌شان با متوسط بازده بازار برابر شود. از آنجا که توانایی پیش‌بینی ندارند، بنابراین می‌کوشند مجموعه‌ای متنوع از اوراق بهادار را نگهداری کنند، تا بتوانند به نرخ بازدهی مطلوب خود، که نزدیک به نرخ بازده بازار است، دست یابند.

از جمله مباحث مهمی که مدت‌های مدید نظر اقتصاددانان مالی را به خود معطوف کرده و از نظر سرمایه‌گذاران نیز یک مبحث کلیدی و تأثیرگذار بر فرایند تصمیم‌گیری آن‌ها تلقی می‌شود، شناخت سازوکار ایجاد بازده و رابطه ریسک و بازده در بورس اوراق

بهادار است. الگوهای موجود مربوط به فرایند ایجاد بازده، رابطه ریسک و بازده را بررسی و عوامل مختلفی را به‌عنوان متغیر مستقل معرفی کرده‌اند. در ادامه ضمن بررسی مبانی نظری الگوی APT به آزمون آن در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است.

بیان مسأله

در تصمیمات سرمایه‌گذاری، بازده سرمایه‌گذاری نقش کلیدی دارد و تعیین بازده سرمایه‌گذاری و پیش‌بینی آن برای سرمایه‌گذاران از اهمیت خاصی برخوردار است. از جمله الگوهای شناخته شده برای تعیین فرایند ایجاد بازده، الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) است. الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای الگویی یک‌عامله است که نرخ بازده مورد انتظار هر سهم را به ریسک آن سهم، که توسط بتا اندازه‌گیری می‌شود، مربوط می‌کند. اما آزمون‌های تجربی متعدد انجام شده توانایی این الگو را در توصیف بازده دارایی‌ها با تردید مواجه ساخته است.

نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ که توسط راس (Ross, 1977) مطرح شد و بعدها توسط کونور (Connor, 1982)، چن (Chen, 1983) روتچیلد و چمبرلین (Rothschild and Chamberlin, 1983)، دایویگ (Dibvig, 1983)، گرنلات و تاتمن (Grinlatt and Titman, 1983)، هابرم (Huberman, 1983)، اینگرسول (Ingersoll, 1984) و ... ادامه یافت، بیان می‌دارد که بازده اوراق بهادار تابعی خطی از عامل‌های ناشناخته و نامعین هستند، که به‌طور خطی ارتباطی به بتا (ریسک سیستماتیک) ندارند. شواهد تجربی حاصل از آزمون‌های APT بیان می‌دارد که بیش از یک عامل وجود دارد که بازده سهام را در بازار تشریح می‌کند. همه تحقیقات بالا بیان می‌دارد که یک مدل تک‌عاملی (CAPM) که از اعتبار طولانی برخوردار نیست به توصیف ارتباط بین ریسک و بازده پرداخته است. از این رو بازده مورد انتظار سهام تنها توسط β که همان ریسک سیستماتیک سهام است، تشریح نمی‌شود [۱۴].

گزینه قابل آزمون دیگری که تحت عنوان نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) معرفی شد، مدعی است، بازده اوراق بهادار مختلف تحت تأثیر عوامل متعددی در سطح اقتصاد کلان و بازار سرمایه قرار دارد. لازم به یادآوری است که مبنای نظری مدل قیمت‌گذاری

آربیتراژ (APT) وجود قانون قیمت واحد^۱ است، یعنی وجود یک قیمت برای دو کالای یکسان. مدل APT بر خلاف CAPM به پرتفوی بازار بستگی ندارد، و این مزیت این مدل است. زیرا مدل CAPM معتقد است که تنها ریسک بازار است که بر بازده مورد انتظار اثر می‌گذارد، در عوض APT چندین عامل متفاوت را که ممکن است بر بازده‌های اوراق بهادار اثر بگذارند، در نظر می‌گیرد. مدل APT یک مدل قیمت‌گذاری دارایی است که تغییرات مقطعی را در بازده دارایی‌ها تشریح می‌کند. بازده هر دارایی به صورت خطی به چند عامل جهانی متداول و واکنش فردی (Idiosyncratic) یا همان ریسک غیر سیستماتیک هر کدام از آن‌ها مربوط است [۲].

نکته حایز اهمیت در این تحقیق این است که بازده‌های مورد انتظار تخمین زده شده وابسته به مقدار عوامل (FL) تخمین زده شده هستند که به‌طور مستقیم از طریق تجزیه و تحلیل عاملی ماتریس واریانس-کوواریانس بازده‌های تاریخی سهام به‌دست می‌آیند، بدین مفهوم که فقط ریسک موجود در پرتفوی مورد نظر، تجزیه و تحلیل می‌شود و این تنها ریسکی است که متوجه سرمایه‌گذار است.

در این جا یادآور می‌شویم که این تحقیق می‌تواند به‌عنوان قدم مؤثری برای تعیین این که چه چیزی بازده مورد انتظار دارایی را تعیین می‌کند یا به عبارتی تحت تأثیر قرار می‌دهد در نظر گرفته شود. دو راه هر چند معادل برای این مسأله وجود دارد:

۱. ابتدا می‌توان فرض کرد و نظریه‌ای ارائه داد که مشخص کند کدام یک از متغیرها باید وارد معادله قیمت‌گذاری شود و سپس آن‌را آزمود.
۲. یا این که می‌توان بازده تحقق یافته دارایی‌ها را آزمود و تعیین کرد که با کدام یک از متغیرهای عمده، متناسب هستند.

چیزی که به وضوح مشخص است، این است که APT شبیه به کار دوم است. زیرا در روش اول همان‌طور که پیداست به‌علت نیاز به داده‌های فراوان، تلاش مشارکتی، هزینه و زمان طولانی و احتمال زیاد خطاهای ناشی از این داده‌های فراوان، در نهایت باعث خواهد شد که نتوان به هدف رسید. در عوض با اجرای راه کار دوم محاسبه FLها از طریق تحلیل عاملی (Factor Analysis) امکان ساخت یک پرتفوی متناسب با هر عامل مشترک را فراهم می‌کند. لازم به یادآوری است که تحلیل عاملی را تنها به‌عنوان یک ابزار آماری

برای آشکار ساختن نیروهای فراگیر (عوامل) در اقتصاد استفاده می‌کنیم و برای این کار چگونگی هم‌زمانی تغییر بازده دارایی‌ها را آزمون می‌کنیم. مدل آربیتراژ برای یافتن ارتباط بین بازده و حوادث و مسائلی که سرمایه‌گذاران بر پایه آن ارزش اوراق بهادار را ارزیابی می‌کنند، طراحی شده است. مدل APT و اجزای آن در کشورهای اروپایی و آمریکایی بسیار مورد مطالعه قرار گرفته و البته نتایج متفاوتی را در هر یک از بازارهای جهان داشته است؛ با این وجود در ایران حجم مطالعات انجام شده در این زمینه بسیار کم و البته ناقص هستند [۱۰].

پیشینه تحقیق

اولین آزمون انجام شده بر روی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) به وسیله رول و راس (Roll & Ross) در سال ۱۹۸۰ انجام گرفت. نتایج حاصل حاکی از احتمال وجود چهار عامل برای توضیح ریسک سیستماتیک، در فرایند ایجاد درآمد برای بورس اوراق بهادار نیویورک بود. روشی که آن‌ها در این آزمون به کار گرفتند شبیه آزمون انجام شده توسط بلاک، جنسن و اسکولز (BJS) بود، که بر روی CAPM انجام گرفت. زیرا که آن‌ها ابتدا فاکتور بتا (β) را برای اوراق بهادار برآورد کرده، سپس ارتباط مقطعی بین بتای اوراق بهادار و متوسط نرخ بازده را برآورد کردند. تکنیکی که این دو نفر برای برآورد بتا (β) از آن استفاده کردند، تحلیل عاملی (factor analysis) است. تحلیل عاملی به دلیل پیچیدگی، روی تعداد نسبتاً زیادی سهام در یک زمان به کار گرفته می‌شود. رول و راس تجزیه و تحلیل را برای ۴۲ گروه از ۳۰ سهم در دوره زمانی جولای ۱۹۶۲ تا دسامبر ۱۹۷۲ به کار بردند. آن‌ها دریافتند که چهار یا پنج عامل را می‌توان یافت که نقش مهم و توجیه کننده‌ای داشته باشند [۱۸].

رول و راس در ابتدا طرح یک فرایند دو مرحله‌ای، به شرح زیر را ارائه کردند:

۱. استفاده از بازده دارایی‌های جداگانه به صورت سری‌های زمانی برای برآورد بازده مورد انتظار و تعیین ضرایب عامل.
۲. استفاده از برآوردها برای آزمون ارزشیابی اولیه APT به ویژه به کمک عوامل عمومی برآورد شده.

هم‌چنین در این مدل وجود نمونه‌های کوچک یک محدودیت به شمار می‌رود (خاصیت اسمپتات یا مجانبی). آنان بر اساس شواهد APT را مورد حمایت قرار دادند. اما

آزمون را ضعیف دانستند. آنان آزمون جداگانه هر پرتفوی را مورد تأکید قرار می‌دادند [۱۸].

چو، التن و گروبر (Cho, Elton, Gruber) نیز برخی عوامل مؤثر در ایجاد بازده را به مدل APT اضافه کردند. آنان ۳ تا ۵ عامل مهم را بررسی کردند و بازده را با استفاده از بتای صفر در مدل CAPM و ویشایر (Wilshire) و بتاهای مبتنی بر داده‌های تاریخی برآورد کردند و عوامل ۵ گانه مورد نظر رول و راس را استخراج کردند. نتایج حاصل از به‌کارگیری بتاهای تاریخی بر استفاده از شش عامل تأکید داشت در حالی که استفاده از بتاهای ویشایر بر ضرورت به‌کارگیری ۳ عامل اشاره داشت. در نهایت آن‌ها دریافتند که بازده‌ها با استفاده از یک مدل دوعامله ایجاد می‌شوند، ۲ یا ۳ عامل برای تشریح و برآورد بازده کافی است. این نتیجه با مدل APT انطباق داشت، زیرا APT نیز استفاده از عوامل اضافی را مورد ملاحظه قرار داده بود. در حالیکه استفاده از آن‌ها در CAPM غیر ممکن بود [۱۸].

دریمز، فرند و گالت کین (Dhrymes, Friend, Gultekin): (D.F.G) در سال ۱۹۸۴ در تحقیق خود نمونه کل سهام را به پرتفوی‌هایی متنوع، متشکل از ۳۰ سهم تقسیم کردند. آنان دریافتند که هیچ‌گونه ارتباطی بین بارهای عاملی در گروه‌های ۳۰ گانه سهام و یک گروه شامل ۲۴۰ سهام وجود ندارد. در پرتفوی‌های مختلف با تغییرات اندازه، عوامل دخیل نیز تغییر می‌کنند. تعداد عوامل مهم نیز افزایش می‌یابند. رول و راس نیز این مسأله را تأیید کردند [۱۸].

ری اینگانم و بانز (Reinganum & Banz) در تحقیقات خود به این نکته اشاره دارند که پرتفوی مؤسسات کوچک (MV_1)، از نظر اهمیت آماری دارای متوسط بازده مازاد مثبت‌اند. در حالی که پرتفوی مؤسسات بزرگ (MV_2)، از جنبه اهمیت آماری دارای متوسط بازده منفی هستند. یا به عبارتی ساده‌تر این که شرکت‌های کوچک دارای بازده متوسط بیشتری نسبت به شرکت‌های بزرگ بعد از تعدیل ریسک دارند. وجود این تفاوت بین مؤسسات بزرگ و کوچک به‌طور کامل نقیض فرض مربوط به اندازه مؤسسه است [۱۸].

چن (Chen) نیز در مطالعات خود APT را با CAPM مقایسه کرده است. شواهد گردآوری شده توسط چن، مغایر با آزمون ری اینگانم (Reinganum) بود. وی معتقد است که مشکلات ایجاد شده ناشی از نیاز به نمونه‌های محدود و وجود عوامل چندگانه

مربوط به آزمون نظریه بوده و نبایستی به خود نظریه نسبت داده شود. چن در نهایت در مورد واریانس و اندازه مؤسسه می گوید که این دو هیچ کمکی به افزایش قدرت تشریح کنندگی بارهای عاملی نمی کنند [۱۰].

شانکن (Shanken) نیز مدل APT را مورد مطالعه قرار داده و بعضی نقص های بالقوه آزمون APT را هنگامی که ماتریس کوواریانس عاملی، معرف تغییرات هم زمان دارایی ها در اقتصاد نیست را مشخص کرده است. با تشکیل دادن هر نوع پرتفوی از هر مجموعه مشخص دارایی ها شانکن نشان می دهد که تحلیل عاملی می تواند ساختارهای کاملاً متفاوت عوامل را از پرتفوی های دستکاری شده مشخص کند. وی مشخص می کند که در بهترین حالت که پرتفوی های تشکیل شده دو به دو با هم مرتبط نیستند تحلیل عاملی هیچ عامل مشترکی ارائه نمی کند.

چن در جواب این مسأله می گوید: البته تشکیل دادن پرتفوی های غیر مرتبط با اوراق بهادار کوتاه مدت و بلند مدت تنها ریسک ایجاد شده و جایزه های بالقوه مربوط به اوراق بهادار اولیه را دوباره سامان می بخشد و عوامل اساسی و ویژگی های ذاتی اقتصاد را تغییر نمی دهد، با این وجود تحلیل عاملی به عنوان یک ابزار آماری نمی تواند عوامل فراگیر حاصل از چنین پرتفوی های دستکاری شده را مشخص کند و این امر نباید یک انتقاد برای نظریه یا آزمون پذیری APT در نظر گرفته شود، بلکه باید به عنوان ویژگی مشکلات موجود در تحلیل آماری روی نمونه های غیر معرف تلقی شود [۱۰].

بورمیستر و مک الری (Burmeister and McElriry) در این زمینه مدل عامل خطی (LFM) را ارائه کردند و نتیجه گیری کردند که اثر ژانویه (January Effect) در هیچ یک از دو مدل APT و CAPM مشاهده نشد. گالت کین (Gultekin) نیز بیان می کند که APT نیز مانند CAPM فقط می تواند رابطه ریسک و بازده را توضیح دهد و این که APT بهتر از CAPM نمی تواند به توصیف موارد غیر متعارف، مثل اثر ژانویه بپردازد [18].

التن، گروبر و رنتزler (Elton, Gruber and Rentzler) در سال ۱۹۸۴-۱۹۸۵ دو مدل CAPM و APT را براساس تورم بررسی کردند و نتیجه گرفتند که APT بر اساس عواملی چون تورم و GDP قابل توسعه است. آزمون های متعددی روی نظریه قیمت گذاری آربیتراژ انجام پذیرفته است. آزمون های یاد شده اغلب نظریه قیمت گذاری آربیتراژ را تایید کرده اند. به عنوان نمونه می توان به آثار پاری (pari, 1980) و پاری و چن (pari, chen 1984) و برگس و استرومین ۱۹۸۱ اشاره کرد. در مورد آثاری که به نقد نظریه یاد شده

پرداخته‌اند، می‌توان از آثار الدفیلد و روگالسکی (Oldfield & Rogalski, 1988)، فولگر، کز و تپتن (Folger, Kose, Tipton, 1981)، چو، الن و گروبر (Cho, elton & Gruber, 1984) نام برد [۵].

یکی از مشکلات موجود بر سر راه آزمون‌های APT آن است که عوامل توضیح دهنده کوواریانس بین گروه‌های مختلف اوراق بهادار ممکن است نادیده گرفته شوند. در نهایت از جمع‌بندی مطالعات یادشده چنین نتیجه‌گیری کردند که عوامل شناسایی شده در حقیقت متغیرهای بنیادین اقتصادی هستند. هاگس (Hughes) در سال ۱۹۸۲ و لام (Lam) در سال ۱۹۸۸ بازار سهام کانادا را آزمودند و دریافتند که ۳ تا ۴ عامل بطور قابل توجهی بازده‌های سهام را تشریح می‌کنند. پرستلی، گرت و آنتونیو (Garrett, Antoniou, Priestley) در سال ۱۹۹۸ بازار سهام انگلیس را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که ۳ عامل در قیمت‌گذاری موثرند. شبیه به آزمون‌های دیگر شواهد تجربی حاصل از آزمون‌های APT نشان می‌دهد که بیش از یک عامل وجود دارد که بازده‌ها را در بازار سهام تشریح می‌کند.

در سال ۱۹۸۳ تحقیق انجام شده توسط چن (NAI-FU CHEN) قدرت تشریح کنندگی APT را در مقایسه با CAPM آزمون کرد و چنین نتیجه‌گیری شد که مدل APT نسبت به مدل CAPM از قدرت تشریح کنندگی بالاتری برخوردار است.

مشکلاتی در رابطه با آزمون APT وجود دارد که اغلب به حجم محاسبات و تعداد و حجم نمونه مورد نیاز مربوط می‌شود. هم‌چنین مشکل ایستایی اطلاعات (Stationary) مربوط به سری‌های زمانی که در مورد CAPM وجود دارد، در رابطه با APT هم مصداق دارد. برای اطلاعات بیشتر در این مورد می‌توان به آثار شانکن (Shanken, 1982)، دریمز، فرند و گالت کین (Dhrymes & Friend & Gultekin, 1984-85) و نیز بوور، بوور و لوگو (Bower, Bower & Logue, 1986) مراجعه کرد [۵].

نتایج به‌دست آمده از تحقیقات انجام شده در مورد بازار سهام انگلستان، کما بیش مانند نتایج یادشده درباره بازار سهام آمریکا است. در تحقیق دیاکویانیس (Diacogiannis, 1986) در مورد بازده گروه‌های مختلف سهام و در مقاطع زمانی مختلف، با به‌کارگیری اطلاعات ماهانه برای ۲۰۰ سهم از سهام بورس لندن و دوره ۱۹۵۶ تا ۱۹۸۱ چنین نتیجه‌گیری شد که تعداد عوامل مورد نیاز برای توضیح بازده، همراه با افزایش اندازه پرتفوی افزایش می‌یابد. هم‌چنین تعداد عوامل برای پرتفوی‌های با اندازه مشابه در مقاطع

زمانی مختلف ثابت نیست. شاید جالب‌ترین نتیجه این باشد که تعداد عوامل، بین پرتفوی‌ها با اندازه مشابه که به صورت تصادفی ایجاد شده باشند، متفاوت است و چنانچه به پرتفوی‌های یادشده سهامی از صنعت ناهمگون وارد شود، تعداد عوامل مدل افزایش می‌یابد. بنابراین احتمال تاثیر نوع صنعت بر تعداد عوامل در APT وجود دارد.

در تحقیقی که توسط وی (Wei-1988) انجام شد، از بتای پرتفوی بازار به عنوان یک عامل اضافی در طراحی مدل APT استفاده شد و چنین نتیجه‌گیری شد که مدل طراحی شده، رابطه صحیح‌تری از قیمت‌گذاری دارایی‌ها به دست می‌دهد. چنانچه سایر عوامل را از مدل APT کنار بگذاریم و فقط بتای پرتفوی بازار را مبنا قرار دهیم آنگاه، APT در حد CAPM نازل می‌شود، همان‌طور که گفته شد، براساس مدل CAPM، ریسک اوراق بهادار به دو قسمت ریسک بازار یا سیستماتیک و ریسک غیر بازار یا غیر سیستماتیک تقسیم می‌شود. بر اساس مدل بازار، ریسک غیر بازاری اوراق بهادار فقط مختص همان ورقه است و با تنوع بخشی کاهش می‌یابد. مدل APT با اعمال دو روش و نگرش مختلف به طور تجربی مورد آزمون قرار گرفته است. در اولین نگرش، تکنیک تجزیه و تحلیل عاملی (که یک تکنیک آماری است) برای بازده سهام به منظور کشف عوامل اساسی و عمده مورد استفاده قرار گرفته است. آنگاه این عوامل مورد بررسی قرار گرفته‌اند تا روشن شود که آیا آن‌ها با بعضی متغیرهای اقتصادی یا متغیرهای رفتاری مطابق هستند. مطالعات تجربی که تا کنون انجام شده پیشنهاد می‌کنند که هر تناقضی به شدت در موارد زیر وجود دارد:

۱. تعداد عوامل اصلی؛
۲. تفسیر آن‌ها که ممکن است این عوامل (در نوع خود عوامل شناخته شده) که بر بنیانی مصنوعی بنا شده‌اند معرف چندین متغیر اقتصادی باشند؛
۳. ثبات این عوامل از آزمونی تا آزمون دیگر.

در نگرش دوم، فاکتورهای مشخص شده در مقدمه، بیشتر از طریق تجزیه و تحلیل بازده‌های اوراق بهادار استخراج شده‌اند. رول و راس در کارهای کلاسیک خود این نگرش را با وارد کردن چهار عامل تولید صنعتی، نرخ تورم، شرایط ساختار نرخ بهره و پاداش ریسک به صورت پیش فرض ارائه داده‌اند. حساسیت نسبت به تغییرات پیش بینی نشده در این عوامل، برای تفاوت‌های موجود در بازده‌های مورد انتظار میان سهام مورد مطالعه آن‌ها توضیحی را فراهم می‌کند.

آیا انجام آزمون‌های تجربی برای مدل APT در مقایسه با مدل CAPM ارجحیتی را

نشان می‌دهند؟ بعضی از مطالعات مبین آن است که مدل APT در مقام مقایسه با CAPM، بازده اوراق بهادار را بهتر توضیح می‌دهد. البته بین محققان نسبت به نگرش دنبال شده در شناسایی کردن عوامل سیستماتیک و روش شناسی به کار گرفته شده در آزمون مدل APT توافقی دیده نمی‌شود. به‌رغم وجود این مسائل، بسیاری از پژوهش‌گران معتقدند که APT توان بسیاری دارد [۵].

طبق نظر بعضی محققان مدل APT که با استفاده از چندین متغیر کلان اقتصادی انحرافات را در بازده سهام توضیح می‌دهد، به نظر می‌رسد از مدل CAPM، که فقط ریسک را در اصطلاح عاملی واحد (به نام بتا) مقداری می‌کند، بهتر عمل کند. زیرا APT هم به افزایش درک ما و هم به قابلیت ما برای اندازه‌گیری ریسک کمک می‌کند. مدل APT مدلی است با شانسی خوب برای جایگزینی CAPM به‌عنوان یک ابزار عملی تجزیه و تحلیل ریسک، هم برای سرمایه‌گذاران و هم برنامه‌ریزان شرکت.

سؤالات تحقیق

این تحقیق درصدد آزمون مدل آریترائز و کاربرد آن در بورس اوراق بهادار تهران است و به‌طور کلی پاسخ‌گویی به سؤالات زیر را مد نظر دارد:

۱. آیا در بورس اوراق بهادار تهران فرصت آریترائز وجود دارد؟
۲. آیا بازده دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران تحت تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان (عوامل سیستماتیک معرفی شده به‌وسیله تحلیل عاملی) قرار دارد؟
۳. فرایند ایجاد بازده در بورس اوراق بهادار تهران از چه سازوکاری (یک عاملی یا چند عاملی) تبعیت می‌کند؟

مدل تحلیلی تحقیق

فرض کنید که بازارهای دارایی به‌طور کامل آزاد و رقابتی هستند، و فرض کنید سرمایه‌گذاران بر این باورند که بازده دارایی‌ها از مدل K عاملی ایجاد می‌شود، به‌طوری که بازده i امین دارایی به صورت زیر است:

$$r_i = E_i + b_{ij}\delta_j + \dots + b_{ik}\delta_k + \varepsilon_i \quad (\text{معادله ۱})$$

که در آن E_i بازده مورد انتظار، δ_j عوامل مشترک دارایی‌ها با میانگین صفر که $j = 1, 2, \dots, k$ حساسیت بازده دارایی i ام به نوسانات عامل j ام است و ε_i

ریسک باقیمانده i امین دارایی است که $E\{\tilde{\varepsilon}_i | \tilde{\delta}_j\} = 0$ برای همه j ها مساوی صفر است. در یک بازار رقابت کامل که هیچ فرصت آربیتراژی وجود ندارد معادله بازده مورد انتظار i امین دارایی به صورت زیر است:

$$E_i = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik} \quad \text{(معادله ۲)}$$

اگر دارایی بدون ریسک ($\beta = 0$) وجود داشته باشد بازده آن λ_0 خواهد بود. پارامترهای $\lambda_1, \dots, \lambda_k$ می توانند صرف ریسک های متناظر با عوامل ریسک $\delta_1, \dots, \delta_k$ در نظر گرفته شوند. هم چنین می توان نوشت:

$$E(R_i) = R_f + b_{i1} (\text{صرف ریسک عامل اول}) + b_{i2} (\text{صرف ریسک عامل ام } n) + \dots + b_{in} (\text{صرف ریسک عامل دوم})$$

معادله ۲ را به عنوان نتیجه اصلی APT در نظر می گیریم که تفاوت های مقطعی در بازده دارایی ها را تشریح می کند و همین معادله است که در بخش های بعدی آزمون می شود [۱۰].

فرضیه های تحقیق

فرضیه اول: فرایند ایجاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران یک فرایند خطی است.

فرضیه دوم: بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران همواره تحت تأثیر تعدادی از متغیرهای اقتصاد کلان قرار دارد.

فرضیه سوم: هیچ فرصت آربیتراژی در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. و به طور کلی نیز می توان نوشت:

$$H_0 = \text{بتاها همواره پیوستگی غیر صفر دارند} \\ E - E_0 = \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ikl}$$

قلمرو زمانی و مکانی تحقیق

قلمرو زمانی این تحقیق یک دوره ۷ ساله یعنی از ابتدای سال ۱۳۷۷ تا پایان سال ۱۳۸۳ است. قلمرو مکانی این تحقیق بورس اوراق بهادار تهران است که در حکم بازار سرمایه ایران است. به عبارتی همه شرکت های سهامی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان جامعه آماری مد نظر قرار می گیرد.

نمونه تحقیق

نمونه آماری که برای این تحقیق در نظر گرفته شده شامل همه شرکت‌هایی است که در تمام طول مدت در نظر گرفته شده برای این تحقیق اطلاعات مورد نظر را دارا باشند، به عبارتی شرکت‌هایی که در خلال ماه‌های فروردین ۱۳۷۷ تا پایان اسفند ماه ۱۳۸۳ حداقل ۸۵ درصد از بازده‌های روزانه را (به جز روزهایی که قدر مطلق بازده‌شان کم‌تر یا مساوی ۰/۰۱ است) داشته باشند، که با در نظر گرفتن شرط یادشده تنها ۳۰ شرکت دارای شرط لازم بودند.

نگاره ۱. اسامی شرکت‌های مورد بررسی (نمونه تحقیق)

ایران خودرو	دارو جابر ابن حیان	سرمایه‌گذاری بانک ملی	قند نیشابور	لعابیران
ایران خودرو دیزل	دارو پخش	سپنتا	قند ثابت خراسان	لوازم خانگی پارس
بیسکویت گرجی	سایپا	سیمان کرمان	کرین ایران	لنت ترمز
پارس سرام	سرمایه‌گذاری رنا	سیمان تهران	کابل البرز	موتوژن
پارس الکتریک	سرمایه‌گذاری غدیر	شیشه قزوین	کارتن مشهد	نیرو محرکه
پارس پامچال	سرمایه‌گذاری صنعت و معدن	قند شیرین خراسان	کف	نوش مازندران

چارچوب نظری تحقیق

بر اساس مطالعات انجام شده و پیشینه تحقیق می‌توان چارچوب نظری تحقیق را ارایه کرد:

۱. نظریه نوین پرتفوی (پیش فرض نگارنده این است که خواننده در این زمینه مطالعه لازم را دارد، از این رو توضیح این قسمت را لازم نمی‌داند)؛
۲. نظریه شهودی آربیتراژ^۱؛
۳. تأثیر عوامل سیستماتیک^۲؛
۴. مدل‌های چند عاملی.

نظریه شهودی آربیتراژ^۳

رول و راس در تحقیقات خود (۱۹۷۶) به مبحثی تحت عنوان نظریه شهودی می‌پردازند و

-
1. The Intuitive Theory
 2. The Influence of Systematic Factors
 3. The Intuitive Theory

آن را اساس فهم موضوع آریتراز عنوان می‌کنند. آنان معتقدند که هسته اصلی APT تشخیص این نکته است که فقط تعداد کمی عوامل سیستماتیک بر متوسط بازدهی بلند مدت دارایی‌های مالی تأثیرگذار است. مدل APT منکر عوامل فراوان تأثیرگذار بر تغییرات قیمت روزانه یک سهم یا اوراق قرضه نمی‌شود، بلکه APT روی عمده عواملی که محرک مجموع بازده دارایی‌ها، در پرتفوی‌های بزرگ است متمرکز می‌شود. ما می‌توانیم با تشخیص این عوامل از افزایش درونی و تأثیر آن‌ها بر بازده پرتفوی به نفع خود استفاده کرده و منتفع شویم. در نهایت هدف کسب یک فهم بهتر از ساختار و ارزیابی پرتفوی است، تا بدین وسیله به‌طور کلی طراحی و عملکرد پرتفوی را هرچه بهتر بهبود ببخشیم.

تأثیر عوامل سیستماتیک^۱

مدل APT فرایند ایجاد بازده را بررسی می‌کند و تعداد نیروهای اقتصادی را که به‌طور سیستماتیک باعث تغییر قیمت کلیه اوراق بهادار می‌شوند، مشخص می‌کند. این فرض ضمنی در مدل‌های عاملی وجود دارد که به‌واسطه واکنش مشترک دو اوراق بهادار مختلف نسبت به یک یا بیش از یک عامل مشترک، بازده آن‌ها دارای همبستگی است.

در واقع بازده سهام در زمان آتی به حوادث متعدد قابل پیش‌بینی و غیر قابل پیش‌بینی بستگی دارد. سرمایه‌گذاران حوادث قابل پیش‌بینی را در انتظارات مربوط به بازده سهام لحاظ می‌کنند و بنابراین، اثر آن‌ها در قیمت سهام لحاظ می‌شود. اما میزان ریسکی بودن یک دارایی و بنابراین متوسط بازده بلندمدت آن به‌طور مستقیم به حساسیتش به تغییرات پیش‌بینی نشده در تعداد اندکی از عوامل سیستماتیک بستگی دارد. بازده دارایی‌ها تحت تأثیر عوامل غیرسیستماتیک در اقتصاد نیز قرار دارد. این عوامل که بر شرکت‌ها یا صنایع خاص تأثیر می‌گذارند، به‌طور مستقیم به شرایط و محیط کلی اقتصاد ارتباط ندارند. این عوامل را عوامل منحصر به فرد یا واکنش فردی^۲ می‌نامند تا از عوامل سیستماتیک که منجر به نوسانات عمده در بازده سهام می‌شوند، متمایز شوند. از آنجا که با استفاده از فرایند ایجاد تنوع، اثر عوامل منحصر به فرد خنثی می‌شود، بازده پرتفوی‌های بزرگ اساساً تحت تأثیر عوامل سیستماتیک قرار دارد. در واقع بازده‌ها تحت تأثیر عوامل یکسانی قرار دارند، ولی این بدان معنا نیست که عملکرد پرتفوی‌های بزرگ مشابه و یکسان باشد، چون

1. The Influence of Systematic Factors
2. Idiosyncratic

پرتفویهای متفاوت، حساسیت‌های متفاوتی به این عوامل دارند، به عبارتی تأثیرپذیری یا حساسیت بازده سهام گوناگون نسبت به عوامل تأثیر گذار متفاوت است. بنابراین عوامل سیستماتیک عمده منابع ریسک در بازده پرتفوی‌ها است. بازده واقعی پرتفوی بستگی دارد به یک مجموعه‌ای از عوامل مشترک، اما این بدان معنی نیست که همه پرتفوی‌های بزرگ عملکرد یکسانی دارند.

مدل‌های چند عاملی

به دلیل تعداد زیاد پیش‌بینی‌های مورد نیاز و محدودیت‌های موجود در ساختارهای سازمانی، امکان برآورد مستقیم ضرایب همبستگی و یا کوواریانس بین سهام، تا حدودی غیر ممکن است. و بدین منظور مدل تک عاملی معرفی شد. رویکرد دیگری که به طور گسترده برای توصیف و برآورد ساختار همبستگی بازده سهام به کار می‌رود، استفاده از مدل‌های چند عاملی است.

هدف اصلی در مدل‌های چند عاملی یافتن برخی از تأثیرات غیر بازاری است که منجر به حرکات توأم سهام با یکدیگر می‌شود. این عوامل شامل مجموعه پدیده‌های اقتصادی و گروه‌های ساختاری (صنایع) مختلف است. از مدل‌های عاملی می‌توان برای بیان انتظارات در مورد بازده‌ها و بررسی اثر وقایع، استفاده کرد. فرض اساسی در مدل‌های عاملی این است که کل اقتصاد، اکثر شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

تخمین مدل‌های عاملی

اگر چه روش‌های بسیاری برای تخمین مدل‌های عاملی وجود دارد، با این وجود در کل می‌توان این روش‌ها را در سه دسته کلی تقسیم بندی کرد [۱۹].

۱. رویکرد سری‌های زمانی^۱؛
۲. رویکرد بخشی (مقطعی)^۲؛
۳. رویکرد تحلیل عاملی^۳.

-
1. Time-Series Approaches
 2. Cross-Sectional Approaches
 3. Factor-Analysis Approaches

رویکرد سری زمانی

رویکرد سری زمانی شاید برای سرمایه‌گذاران قابل درک‌ترین رویکرد باشد. پیش فرض اساسی این است که عواملی که بازده اوراق بهادار را تحت تأثیر قرار می‌دهند، شناخته شده هستند. تشخیص عوامل تأثیرگذار، به‌طور معمول از طریق تحلیل‌های اقتصادی شرکت‌ها به دست می‌آید. برای مثال، انتظار می‌رود متغیرهای کلان اقتصادی، همانند GDP، تورم، نرخ‌های بهره و قیمت‌های نفت، اثر قابل توجهی بر بازده اوراق داشته باشند. از این رو با توجه به عوامل یادشده، طرح مدل، اطلاعات تاریخی عوامل یادشده و بازده اوراق بهادار را جمع‌آوری می‌کند. سپس با استفاده از این داده‌ها عامل‌های صفر یا منحصر به فرد بازده اوراق بهادار، انحراف معیار عامل‌ها، و هم‌چنین همبستگی آن‌ها حساب می‌شود. در سال ۱۹۹۳، فاما و فرنچ مطالعه‌ای را انجام دادند که طی آن از رویکرد سری‌های زمانی برای تعیین عامل‌هایی که بازده سهام و اوراق قرضه را توصیف می‌کند، استفاده کردند. مطالعه آن‌ها نشان داد که بازده ماهانه سهام به سه عامل بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار^۱ آن بستگی دارد.

رویکرد مقطعی

درک مفاهیم رویکرد مقطعی، کمی مشکل‌تر از رویکرد سری‌های زمانی است، با این وجود ابزار قدرت‌مندی در تحلیل تلقی می‌شود. در این روش، طرح مدل، کار را با تخمین‌هایی از حساسیت‌های اوراق به عامل‌های خاص شروع می‌کند. سپس در یک دوره خاص، مقادیر عامل‌ها بر اساس بازده اوراق و میزان حساسیت‌هایشان به عوامل برآورد می‌شود. این فرایند برای دوره‌های زمانی چندگانه تکرار می‌شود و بدین وسیله تخمین‌هایی از ارزش عامل‌ها تهیه می‌شود. این ارزش‌ها به نوبه خود برای برآورد عامل‌های انحراف معیار و همبستگی‌ها به کار می‌روند. توجه کنید رویکرد بخشی، به‌طور کامل متمایز از رویکرد سری‌های زمانی است. در رویکرد سری‌های زمانی، ابتدا ارزش عامل‌ها شناخته می‌شود و سپس حساسیت‌ها برآورد می‌شوند. در رویکرد مقطعی، به حساسیت‌ها اغلب به‌عنوان ویژگی‌ها^۲ اشاره می‌شود. در این روش تحلیل در طول یک دوره زمانی برای گروهی از اوراق بهادار انجام می‌شود، سپس دوره زمانی دیگر برای همان گروه انتخاب

1. Book-to-Market Equity
2. Attributes

می‌شود و این عمل برای تمامی دوره‌ها تکرار می‌شود.

رویکرد تحلیل عاملی

در این روش عامل‌ها و حساسیت‌های سهام به عامل‌ها، مشخص نیستند. تحلیل عاملی برای تعیین تعداد عامل‌ها و حساسیت‌های سهام بر اساس مجموعه‌ای از بازده سهام در گذشته به کار می‌رود. تحلیل عاملی بازده را در دوره‌های زمانی بسیار زیاد برای نمونه‌هایی از سهام به کار می‌برد و تلاش می‌کند یک یا چند عامل معنی‌دار آماری را که منجر به ایجاد کوواریانس بازده مشاهده شده در بین نمونه‌ها می‌شود را شناسایی کند. متأسفانه نقطه ضعف تحلیل عاملی این است که متغیرهای اقتصادی را مشخص نمی‌کند، تنها یک معیار را در دست ما قرار می‌دهد تا با استفاده از آن در ابتدای تحقیق دیگری قرار بگیریم، که البته این معیار قابل اطمینانی است. این روش توسط اغلب محققان برای آزمون مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ مورد استفاده قرار گرفته، تا جایی که برخی از محققان معتقدند تنها روش مناسب برای آزمون مدل یادشده روش تحلیل عاملی است. محقق در این روش با استفاده از بازده یک نمونه از اوراق بهادار تلاش می‌کند یک یا بیش از یک عامل را که منجر به ایجاد همبستگی بین بازده اوراق بهادار شده برآورد کند. در واقع این فرض ضمنی در مدل‌های عاملی وجود دارد که به واسطه واکنش مشترک دو اوراق بهادار مختلف نسبت به یک یا بیش از یک عامل مشترک، بازده آن‌ها دارای همبستگی است.

ویژگی بازده اوراق بهادار هماهنگی در تغییرات مقطع زمانی آن‌ها است. منبع اصلی این تغییرات مشخص نیست و به سادگی اندازه‌گیری نمی‌شود. سیستم آماری که در آن تعداد اندکی عوامل غیرقابل مشاهده بر تعداد زیادی متغیر تصادفی تأثیر می‌گذارد، ما را به سمت مدل‌های عاملی رهنمون می‌سازد. در واقع نقطه آغاز مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ این است که بازده دارایی‌ها از یک مدل عاملی تبعیت می‌کند [۱۹].

در یک مدل عاملی، بازده تصادفی هر نوع از اوراق بهادار ترکیب خطی تعداد اندکی عامل مشترک و یک متغیر تصادفی منحصر به فرد است. فرض کنید n تعداد دارایی‌ها و k تعداد عوامل باشد. در این حالت F بردار $(k, 1)$ عوامل تصادفی و B ماتریس (n, k) ضرایب خطی است که حساسیت دارایی‌ها را نسبت به عوامل مشترک برآورد می‌کند. ε همان بردار $(n, 1)$ متغیرهای تصادفی مختص هر دارایی است. در این شرایط بردار $(n, 1)$ بازده را می‌توان به صورت مجموع بازده مورد انتظار و مجموع دو منبع بازده تصادفی نوشت:

$$R = E(R) + B.F + \varepsilon$$

به طوری که:

$$E(F) = 0, E(\varepsilon) = 0, E(E.\varepsilon') = 0$$

ماتریس بتا را می توان چنین تعریف کرد:

$$B = E[(R - E(R)).F'] . [E(FF')]^{-1}$$

با معین بودن بردار بازده R و بردار متغیر F با میانگین صفر، بازده هر اوراق بهادار را می توان به صورت بازده مورد انتظار به علاوه k جزء خطی همبسته با F و یک بازده منحصر به فرد مستقل از F با میانگین صفر نوشت. چون عوامل مشترک و ریسک های منحصر به فرد در این رابطه از هم مستقل هستند، ماتریس کوواریانس بازده دارایی $(\Sigma = E[(R - E(R)).(R - E(R))'])$ را می توان به صورت مجموع دو ماتریس کوواریانس ریسک عاملی هر اوراق بهادار و کوواریانس ریسک های منحصر به فرد نوشت:

$$\Sigma = \beta.E(FF').\beta' + V$$

که در آن:

$$V = E(\varepsilon.\varepsilon')$$

در مدل های عاملی فرض می شود که بازده های منحصر به فرد از هم مستقل هستند؛ یعنی ماتریس کوواریانس ریسک های منحصر به فرد (V) یک ماتریس قطری است. ویژگی مهم مدل های عاملی این است که می توان ماتریس کوواریانس بازده اوراق بهادار را به صورت مجموع یک ماتریس با رتبه k و یک ماتریس قطری با رتبه n نوشت. در این تحقیق نیز برای برآورد ضرایب بتا در مدل قیمت گذاری آربیتراژ از روش تحلیل عاملی استفاده شده است. در تحلیل عاملی این ضرایب بارهای عاملی نامیده می شوند و با استفاده از ماتریس کوواریانس بازده دارایی ها برآورد می شوند. در رابطه $(\Sigma = \beta.E(FF').\beta' + V)$ ماتریس بارهای عاملی و V ماتریس قطری واریانس عوامل منحصر به فرد است. برآورد مدل یاد شده با استفاده از روش تحلیل عاملی شامل دو مرحله است:

در مرحله اول الگوریتم تحلیل عاملی بازده های سری زمانی دارایی های مختلف را تحلیل کرده، عوامل مشترکی را که بر بازده دارایی ها تأثیر می گذارد استخراج می کند. در این مرحله متغیرهای توضیحی که عوامل نام دارند، با استفاده از ماتریس (n.T) بازده

دارایی‌ها استخراج و با استفاده از آن‌ها، بارهای عاملی برآورد می‌شوند. این مرحله مشابه مرحله برآورد بتا از خط مشخصات^۱ در روش قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای است. در مرحله بعدی با استفاده از بارهای عاملی به دست آمده از مرحله قبل و نیز تحلیل رگرسیون، صرف ریسک هر عامل (λ_j) برآورد می‌شود. رگرسیون این مرحله نیز آماره‌های جداگانه‌ای برای هر مقدار صرف ریسک به دست می‌دهد که مشخص می‌سازد صرف ریسک برآورد شده از نظر آماری معنادار است یا نه. اگر آماره t مربوط به یک صرف ریسک به طور معنادار متفاوت از صفر باشد، گفته می‌شود که این عامل در تعیین قیمت‌های بازاری اوراق بهادار توسط بازار در نظر گرفته شده است. آماره نیکویی برازش نیز نشان می‌دهد که این عوامل تا چه حد قادر به توضیح تغییرات بازده اوراق بهادار بوده‌اند. بعد از برآورد صرف ریسک‌ها با استفاده از معادله زیر:

$$E(R_i)_{APT} = \lambda_0 + \lambda_1.b_{i1} + \dots + \lambda_k.b_{ik}$$

که در آن :

$E(R_i)_{APT}$ = نرخ بازده مورد انتظار اوراق بهادار i ام ، یا هزینه سهمی در مدل APT
 λ_j = صرف ریسک و b_{ij} = حساسیت اوراق بهادار i ام نسبت به عامل j ام؛ است
می‌توان نرخ بازده مورد انتظار اوراق بهادار را حساب کرد [۸].

روش شناسی

مفروضات تحلیل عاملی

با توجه به ادبیات تحقیق به شیوه چن، رول و رز، پیش فرض‌های تحلیل عاملی مبنی بر آزمون شاخص K.M.O و آزمون کرویت بارتلت مورد بررسی قرار گرفت و نتایج زیر حاصل شد.

نگاره ۲. شاخص K.M.O معیاری برای کفایت نمونه

(Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.)		۰/۶۶۷
آزمون کرویت بارتلت (Bartlett's Test of Sphericity)	Approx. Chi-Square	۶۷۷/۱۵۹
	Df (درجه آزادی)	۴۳۵
	Sig.	۰/۰۰۰

1. Characteristic line

به‌منظور نشان دادن کفایت حجم نمونه برای انجام یک تحلیل عاملی باید از آزمون‌های یادشده استفاده کرد، به‌طوری که در نگاره شماره (۲) ملاحظه می‌شود مقدار K.M.O برابر ۰/۶۷ است که این مقدار نشان دهنده حد کافی نمونه برای این تحقیق است، حداقل مقدار برای این شاخص عدد ۰/۵ است.

آزمون کرویت بارلت نیز یکی دیگر از پیش‌شرط‌های لازم برای انجام یک تحلیل عاملی است که به‌منظور تاکید بر این که ماتریس ضرایب همبستگی نمونه ماتریس اتحاد نیست، انجام می‌شود. ماتریس اتحاد، ماتریسی است که قطر اصلی آن عدد یک و مابقی مقادیر صفر است. مفهوم این ماتریس بیان می‌دارد که هیچ ارتباطی بین بازده شرکت‌ها وجود ندارد، از این‌رو انجام تحلیل عاملی ممکن نیست، در نتیجه برای آزمون این موضوع کای دو (χ^2) حساب می‌شود، در صورت معنادار بودن χ^2 مشخص می‌شود که ماتریس ضرایب همبستگی از نوع ماتریس اتحاد نیست یا به عبارتی عواملی وجود دارد که موجب همبستگی بازده سهام شرکت‌ها با یکدیگر می‌شود.

از این‌رو با توجه به نگاره بالا ملاحظه می‌کنیم که χ^2 حساب شده برای این تحقیق در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار بوده، بنابراین مفروضات اساسی برای انجام تحلیل عاملی برقرار است.

شیوه برآورد معادله تعادلی و صرف ریسک

به کمک نرم‌افزار Statistica و تکنیک تحلیل عاملی مقادیر عاملی را برای هر یک از شرکت‌ها حساب کرده و آن‌ها را به‌عنوان متغیرهای مستقل در نظر می‌گیریم. نگاره شماره (۳) مقادیر عاملی را برای هر یک از شرکت‌ها نشان می‌دهد. q با اندیس‌های متفاوت (مثل q74) در واقع نام شرکت‌ها هستند که برای جلوگیری از هرگونه پیش‌داوری با کد مشخص شده‌اند.

باید توجه داشت که داده‌ها از قبل استاندارد شده‌اند از این‌رو آلفا یا عرض از مبدأ همه این معادلات برابر صفر است. به‌منظور این که هر یک از عوامل نسبت به بازده متغیری مستقل و با اهمیت در نظر گرفته شود به شیوه مطالعه چن FLهای هر محموله به صورت مجزا از بزرگ به کوچک مرتب و نتایج زیر حاصل شد.

همان‌طور که گفتیم $F1, F2, \dots, F6$ در این مرحله به‌عنوان متغیرهای مستقل فرض می‌شوند و میانگین بازده کل هفته‌های فرد (قبل از استاندارد کردن) نیز به‌عنوان متغیر

وابسته در نظر گرفته می شود، از این رو با انجام رگرسیون مقطعی شش متغیره معادله تعادلی (صرف ریسک ها یا λ ها) مورد نظر استخراج می شود، که نتایج حاصل از این رگرسیون در زیر آورده شده است. اعداد زیر ستون های F1 تا F6 بر اساس حجم محموله های عاملی مرتب شده است.

نگاره ۳. ماتریس چرخش یافته عوامل و آماره های بازده هفته های زوج و فرد

	Fact1	Fact2	Fact3	Fact4	Fact5	Fact6	MeanFard	MeanZoj	MeanTotal	perdicted	SEfard	Sezoj
Q۷۴	۰/۱۴۶۰	۰/۴۳۷۰	۰/۰۰۶۲	-۰/۱۴۷۸	-۰/۱۱۳۶	-۰/۱۵۰۰	۰/۷۱۵۶	۰/۳۰۷۵	۰/۵۱۳۵	۰/۳۳۹۳	۰/۰۰۵۸	۰/۱۱۰۰
Q۷۷	۰/۵۹۲۰	۰/۰۰۱۳	۰/۰۷۹۹	۰/۰۰۸۹	۰/۰۴۹۶	-۰/۰۰۹۱	۱/۰۷۶۲	۱/۶۰۴۸	۱/۳۴۹۳	۱/۱۵۷۸	۱/۱۷۵۱	۰/۸۹۶۷
Q۲۹	۰/۵۲۳۶	۰/۰۰۸۵	۰/۳۰۰۲	-۰/۰۰۵۱	۰/۱۷۵۷	۰/۰۰۸۱۵	۰/۰۰۵۶۸	-۰/۱۳۸۷	۰/۰۰۹۶۱	۰/۶۴۳۴	۰/۳۴۴۱	۰/۲۵۴۷۰
Q۳۵	۰/۴۷۸۵	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۸۰۱	۰/۱۱۳۳	-۰/۰۰۷۷۵	۰/۶۵۰۷	۰/۳۸۱۸	۰/۵۱۴۱	۰/۵۳۹۹	۰/۰۰۲۲	۰/۰۲۴۹
Q۴۰	۰/۲۹۱۳	-۰/۰۰۳۰	-۰/۱۲۳۶	۰/۰۰۵۱۷	۰/۰۰۱۵۶	۰/۰۰۳۸۱	۰/۱۱۹۹	۰/۲۳۱۸	۰/۱۷۳۸	۰/۴۴۳۵	۰/۰۰۴۷	۰/۰۴۴۸
Q۱۰	-۰/۰۷۸۳	۰/۸۷۹۷	۰/۳۳۳	۰/۱۹۸۴	۰/۰۰۸۸۱	۰/۰۰۱۷۶	-۰/۱۲۸۸	۰/۲۲۵۰	۰/۰۴۷۳	۰/۱۴۶۵	۰/۰۰۷۵۸	۰/۰۰۶۱
Q۸۳	-۰/۰۰۸۰	۰/۸۲۵۹	۰/۸۳۲۹	۰/۲۲۶۴	۰/۰۰۵۷۴	-۰/۰۰۰۱۲	۰/۱۳۱۷	۰/۲۹۹۰	۰/۲۱۴۱	۰/۱۳۲۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۷۱
Q۶	۰/۴۰۵۸	۰/۴۰۸۵	-۰/۲۵۰۷	-۰/۱۹۹۷	-۰/۰۴۴۳	۰/۰۴۱۱	۰/۴۷۹۱	۰/۲۳۶۶	۰/۳۵۸۳	۰/۵۳۴۲	۰/۰۰۳۰	۰/۰۸۸۵
Q۷۱	۰/۳۰۹۶	۰/۳۲۰۷	۰/۱۹۵۱	-۰/۱۲۰۷	۰/۰۴۲۷	۰/۰۰۴۰۰	۰/۴۸۱۲	۰/۱۳۱۲	۰/۳۰۸۷	۰/۴۵۸۶	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۷۱
Q۹۵	۰/۱۶۷۹	۰/۲۱۶۳	۰/۰۰۶۸	-۰/۱۱۲۶	-۰/۰۰۷۵۰	۰/۰۰۹۶۴	۰/۳۷۰۶	۰/۱۴۴۵	۰/۶۶۰۵	۰/۳۷۱۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۵۱۹
Q۵۰	۰/۰۰۲۷	۰/۱۲۹۸	۰/۷۴۷۸	-۰/۰۴۳۵	-۰/۰۰۲۸۴	-۰/۰۰۴۶۴	۰/۲۶۲۸	۰/۱۹۴۵	۰/۲۲۷۴	۰/۱۸۲۱	۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۰۶
Q۳۶	-۰/۰۰۵۴	-۰/۱۴۶۲	۰/۱۸۱۳	۰/۰۰۸۳	۰/۱۳۹۹	-۰/۲۶۴۴	۰/۰۴۹۸	۰/۰۰۳۰	۰/۰۴۴۵	۰/۰۴۳۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۶
Q۱	۰/۳۶۷۸	۰/۰۰۰۴	۰/۴۶۹۵	-۰/۰۰۷۳۷	-۰/۰۰۲۳	۰/۰۴۲۱	۰/۸۰۴۱	۰/۴۷۸۹	۰/۶۴۴۴	۰/۵۰۴۹	۰/۰۰۸۹۴	۰/۰۰۰۶
Q۸۸	-۰/۰۰۶۷	۰/۱۱۸۶	۰/۴۴۸۱	-۰/۰۰۹۸۳	-۰/۰۰۵۶۸	۰/۰۰۷۱۵	۰/۶۸۱۵	۰/۰۰۲۲	۰/۳۶۱۵	۰/۱۷۸۷	۰/۲۵۲۸	۰/۰۰۲۰
Q۴۹	۰/۰۰۸۱۸	۰/۱۵۷۳	۰/۳۱۶۱	۰/۰۰۳۷۵	-۰/۰۰۳۹۷	۰/۰۰۵۳۶	۰/۲۰۱۱	۰/۳۳۴۰	۰/۲۶۷۹	۰/۲۸۸۸	۰/۰۰۷۳	۰/۰۰۲۲
Q۶۲	۰/۱۳۵۷	۰/۰۰۶۰۷	۰/۲۹۶۴	۰/۱۳۵۴	۰/۰۰۷۴۳	۰/۱۹۵۹	۰/۲۳۲۱	۰/۰۰۹۹	۰/۱۷۱۸	۰/۳۹۰۶	۰/۰۰۲۴۹	۰/۰۰۷۸۴
Q۵۸	۰/۱۸۰۰	-۰/۱۳۴۹	۰/۱۱۸۳	-۰/۲۴۱۲	-۰/۱۵۸۴	۰/۱۲۵۵	۰/۴۳۸۷	-۰/۳۱۲۰	۰/۰۰۶۷۵	۰/۳۴۳۳	۰/۰۰۱۱	۰/۴۹۸۹
Q۱۷	۰/۱۴۶۶	۰/۰۰۷۴۷	-۰/۱۴۸۰	۰/۱۶۱۶	۰/۱۳۰۰	۰/۰۰۴۰	۰/۴۶۵۴	۰/۲۶۵۳	۰/۳۶۵۳	۰/۳۱۲۱	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۲۱
Q۶۳	۰/۲۳۱۳	۰/۱۴۰۸	۰/۲۴۰۶	۰/۵۳۰۷	-۰/۱۵۸۰	۰/۰۰۴۸۱	۰/۱۲۱۴	۰/۸۰۰۰	۰/۴۵۴۴	۰/۴۰۱۱	۰/۰۰۷۸۲	۰/۱۵۹۱
Q۳۸	-۰/۱۱۶۷	۰/۱۱۷۴	-۰/۰۰۱۶۸	۰/۴۰۸۸	-۰/۱۳۹۳	۰/۰۰۴۳۲	۰/۰۰۲۹۸	-۰/۱۲۷۱	-۰/۰۰۴۸۹	۰/۱۲۷۵	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۶۸
Q۷۱	۰/۲۴۶۰	-۰/۱۴۴۷	-۰/۲۳۱۴	۰/۲۶۶۹	۰/۲۵۲۳	۰/۰۰۷۵۷	۰/۵۶۱۹	۰/۶۰۴۵	۰/۵۸۴۰	۰/۴۲۴۴	۰/۰۰۱۸۹	۰/۰۰۳۴
Q۲۵	۰/۰۰۱۶۲	۰/۰۰۷۶۸	-۰/۰۰۵۹۳	-۰/۲۲۱۰	۰/۰۰۸۹۲	۰/۰۰۲۸۰	۰/۱۴۸۶	۰/۲۹۱۷	۰/۲۱۹۶	۰/۲۳۸۹	۰/۰۰۶۴	۰/۰۰۳۹
Q۲۵	۰/۱۲۷۱	۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۶۹	-۰/۲۵۵۴	۰/۶۰۵۵	۰/۱۵۰۴	۰/۲۰۵۶	۰/۱۸۵۸	۰/۱۹۵۸	۰/۳۶۶۳	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۳۵
Q۳۹	۰/۱۳۶۸	۰/۰۰۶۷۷	-۰/۱۲۰۷	۰/۱۰۲۴	۰/۴۹۰۸	-۰/۱۶۴۴	۰/۲۴۴۴	۰/۰۰۳۹۱	۰/۱۴۳۳	۰/۲۳۶۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۳۸۷
Q۲۷	۰/۳۶۸	-۰/۰۰۱۶۶	-۰/۰۰۰۹۶	۰/۳۳۴	-۰/۴۸۲۱	۰/۳۳۳۷	-۰/۲۰۷۴	۰/۷۰۸۱	۰/۲۲۲۹	۰/۵۸۶۲	۰/۳۰۰۰	۰/۰۰۶۸
Q۷۳	۰/۲۳۵۰	-۰/۱۵۵۳	۰/۳۹۵۰	۰/۰۰۳۵۹	۰/۴۸۰۳	۰/۰۰۲۲۰	۰/۵۳۱۸	۰/۲۰۷۱	۰/۳۷۱۱	۰/۳۹۷۰	۰/۰۰۱۸۲	۰/۰۰۳۰
Q۲۸	۰/۰۰۳۸۱	۰/۰۰۶۷۲	۰/۰۰۴۲۷	۰/۰۰۱۹۵	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۳۹۶	۰/۰۰۱۰۵	۰/۰۰۸۳۹	۰/۰۰۴۷۴	۰/۵۹۰۷	۰/۳۳۶۶	۰/۲۵۶۸
Q۲۶	-۰/۱۴۱۴	۰/۱۵۷۸	۰/۰۰۱۳۷	-۰/۰۰۸۵۰	۰/۵۱۱۵	۰/۵۱۹۶	-۰/۳۶۲۹	-۰/۱۵۰۲	-۰/۲۵۸۳	۰/۳۱۳۱	۰/۴۵۷۱	۰/۲۱۴۷
Q۳۴	۰/۳۱۷۷	-۰/۰۰۲۸۱	۰/۲۲۰۱	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۲۵۰	-۰/۴۷۱۸	۰/۶۵۴۶	۰/۱۱۹۳	۰/۳۹۳۰	۰/۲۴۴۸	۰/۱۶۷۹	۰/۰۰۱۵۷
Q۶۱	۰/۱۴۴۸	-۰/۱۲۴۷	۰/۲۱۷۶	۰/۰۰۱۹۵	-۰/۰۰۸۴۷	۰/۰۰۷۱	۰/۳۳۵۵	۰/۲۵۹۸	۰/۲۹۶۷	۰/۴۴۵۰	۰/۰۰۱۱۹	۰/۰۰۲۴۲

در رگرسیون چند گانه، به جای ضریب همبستگی معمولی ضریب همبستگی چند گانه (Multiple R) داریم. این ضریب نشان می دهد که شدت رابطه متغیرهای مستقل به طور کلی با متغیر وابسته به چه میزان است. $Multiple R^2$ ضریب تعیین چند گانه نامیده می شود و معرف میزان تغییر پذیری (انحراف) در متغیر وابسته (Y) است که به وسیله رگرسیون توضیح داده می شود. ضریب تعیین تعدیل شده خروجی بعدی است، این عامل باعث می شود که آریبی که در ضریب تعیین R^2 ناشی از حجم نمونه (n) است، برطرف شود.

خطای معیار بیان کننده میزان پراکندگی داده‌ها حول رگرسیون برآوردی است، با داشتن خطای معیار می‌توانیم هر نوع استنباطی را درباره β_i ها داشته باشیم. توجه داشته باشید که آماره آزمون t با $n-k-1$ درجه آزادی است که در آن n تعداد نمونه و k تعداد متغیرهای مستقل است.

نگاره ۴. نتایج رگرسیون مقطعی با شش عامل

n=۳۰	Beta	Std.Err. Of Beta	B	Std.Err. Of B	t(۲۳)	p-level
Intercept			۰.۲۴	۰.۱۱	۲.۲۰	۰.۰۴
F۱	۰/۴۶	۰/۱۸	۰/۷۰	۰/۲۷	۲/۵۹	۰/۰۲
F۲	-۰/۱۴	۰/۱۶	-۰/۱۸	۰/۲۰	-۰/۸۹	۰/۳۸
F۳	۰/۰۵	۰/۱۷	۰/۰۷	۰/۲۲	۰/۳۳	۰/۷۵
F۴	-۰/۱۷	۰/۱۶	-۰/۲۵	۰/۲۴	-۱/۰۲	۰/۳۲
F۵	-۰/۰۴	۰/۱۶	-۰/۰۵	۰/۲۲	-۰/۲۴	۰/۸۱
F۶	-۰/۳۴	۰/۱۷	-۰/۴۷	۰/۲۳	-۲/۰۳	۰/۰۵
Multiple R						۰/۷
Multiple R ²						۰/۴۹۳۷
Adjusted R ²						۰/۳۶۱۶
F(۶,۲۳)						۳/۷۴
P						۰/۰۱۰
Std.Err. Of Estimate						۰/۲۶
Durbin-whatson						۱/۹۷۱۳

تجزیه تحلیل فرضیه‌های تحقیق

- فرضیه اول:** فرایند ایجاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران یک فرایند خطی است.
- از نتایج موجود در نگاره شماره (۴) می‌توانیم استنباط کنیم که آماره F در سطح اطمینان ۹۵ درصد $\alpha = ۰/۰۱$ معنی دار است. یعنی یک رابطه خطی بین شش عامل و بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد. به عبارت دیگر فرض وجود یک رابطه خطی بین بازده و عوامل برآورد شده پذیرفته می‌شود.
 - ضریب R^2 تعدیل شده نشان می‌دهد که در مجموع ۳۶ درصد تغییرات بازده متأثر از این شش عامل است.
 - مقدار آماره d آزمون دوربین واتسون غیر اتورگرسیو بودن متغیرهای مستقل را تأیید می‌کند.

فرضیه دوم: بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران همواره

تحت تأثیر تعدادی از متغیرهای اقتصاد کلان قرار دارد.

و یا به طور کلی نیز می توان نوشت:

$$H_0 = \text{بتاها همواره پیوستگی غیر صفر دارند.}$$

$$E - E_0 = \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ikl} \quad \text{که}$$

با وجود این که ضریب همبستگی در فرضیه یک معنی دار است اما ضرایب رگرسیونی برای هر عامل باید مشخص شود، تا معین شود که سهم هر عامل چقدر است. ضرایب رگرسیونی در نگاره خروجی آماره‌ها بدین صورت است که ستون B ضرایب استاندارد نشده را نشان می دهد و ستون Beta ضرایب استاندارد شده را نشان می دهد. هر یک از اعداد این دو ستون معنی دار بودنشان با استفاده از آزمون t مشخص می شود. همان طور که در نگاره شماره (۴) مشاهده می شود فقط عامل اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد $\alpha = 0/025$ معنی دار است. به دلیل معنی دار نبودن ضرایب رگرسیونی از تحلیل رگرسیون چند متغیره پله‌ای استفاده می کنیم تا بهترین معادله خط رگرسیون حاصل شود. از این رو مدل به شیوه Forward Stepwise مورد آزمون قرار گرفت و نتایج زیر به دست آمد.

نگاره ۵. نتایج رگرسیون به روش پله‌ای

n=۳۰	Beta	Std.Err. Of Beta	B	Std.Err. Of B	T(۲۳)	p-level
Intercept			۰/۲۰	۰/۰۷	۳/۰۰	۰/۰۱
F1	۰/۵۲	۰/۱۵	۰/۷۸	۰/۲۲	۳/۵۱	۰/۰۰
F6	۰/۳۱	۰/۱۵	۰/۴۳	۰/۲۱	۲/۱۰	۰/۰۴۵
Multiple R						۰/۶۷
Multiple R ²						۰/۴۴۵۹
Adjusted R ²						۰/۴۰۴۹
F(۲/۲۷)						۱۰/۸۶
P						۰/۰۰
Std.Err. Of Estimate						۰/۲۵

- با توجه به نتایج حاصل، فرض دوم تحقیق مبنی بر تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام پذیرفته می شود به عبارت دیگر فرض فقدان توالی غیر صفر در سطح معنی دار $\alpha = 0/025$ رد می شود.
- مقدار آماره R² نشان دهنده آن است که این دو عامل در سطح اطمینان ۹۵ درصد

معتادار بوده و ۴۰ درصد نوسانات بازده را تبیین می کنند.

فرضیه سوم: هیچ فرصت آربیتراژی در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. از آنجا که تنها ۴۰ درصد تغییرات بازده توسط دو عامل معنی دار تبیین می شوند، این حقیقت روشن می شود که بخش اعظم تغییرات و انحرافات در بازده های مشاهده شده هنوز بدون پاسخ مانده اند. این موضوع نشان دهنده آن است که در بورس اوراق بهادار تهران همه اطلاعات در قیمت ها منعکس نمی شود، به بیان دیگر بازار سرمایه ایران کارا نیست و به تبع آن قیمت گذاری صحیح نیست و فرصت های آربیتراژ وجود دارند.

آزمون مدل برآوردی

در این قسمت مدل به دست آمده را مورد آزمون قرار می دهیم بدین ترتیب که

$$H_0 = MSE_{Fard} = MSE_{Zoj}$$

$$H_1 = MSE_{Fard} \neq MSE_{Zoj}$$

به منظور آزمون این فرضیه طبق ادبیات تحقیق و به شیوه چن کل مشاهدات به هفته های زوج و فرد تقسیم شد به طوری که داده های هفته های فرد برای محاسبه b_{ij} ها یا متغیرهای مستقل و نیز برآورد λ ها (صرف ریسک) مورد استفاده قرار گرفت و داده های هفته های زوج برای آزمون مدل برآوردی بر اساس هفته های فرد به کار گرفته شد. در ادامه اگر میانگین مجذور خطای حاصل از بازده برآوردی و بازده واقعی هفته های فرد با میانگین مجذور خطای حاصل از بازده برآوردی و بازده واقعی هفته های زوج تفاوت معنی داری نداشته باشد می توانیم نتیجه بگیریم که در λ_1 و λ_2 قدرت تبیین داده ها را در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارند. چنانچه فرض رد بشود مشخص می شود که تفاوت در MSE داده های فرد با MSE داده های زوج معنی دار بوده و از این رو λ_1 و λ_2 قدرت تبیین داده ها را ندارد. در نگاره شماره (۶) زیر نتایج حاصل از اندازه گیری خطای مدل نشان داده شده است.

نگاره ۶: نتایج مقایسه میانگین مجذور خطای بازده برآوردی با بازده هفته های زوج و فرد

متغیر	Mean	Std. Dv	N	Diff.	Std. Dv Diff	t	df	p
فرد	۰/۰۹۶۲	۰/۱۵۷۱						
زوج	۰/۱۰۴	۰/۱۸۴۳	۳۰	-۰/۰۰۷۷	۰/۲۱۶۵	-۰/۲۰	۲۹	۰/۸۵

- با توجه به مقدار آماره t و $P > .05$, $t = -20$ فرض صفر مبنی بر برابری اندازه میانگین خطاهای حاصل از داده‌های هفته‌های فرد و زوج با بازده برآوردی پذیرفته می‌شود. یعنی λ_1 و λ_2 برآورد شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد قدرت تبیین داده‌ها را دارند.
- این موضوع نشان می‌دهد که هر چند قدرت تبیین مدل چندان زیاد نیست، اما در همین مقدار کم قابل اعتماد است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها

فرضیه اول: با توجه به نتایج حاصل از تحلیل عاملی و معرفی شش عامل به‌عنوان مؤلفه‌های اصلی که عمده واریانس کل پرتفوی را به خود اختصاص می‌دهند، مشخص شد که بر اساس آماره F بین شش عامل شناسایی شده و بازده سهام رابطه خطی وجود دارد، ولی بر اساس آماره t مشخص شد که تنها یک عامل از شش عامل موجود معنادار است. از این رو به منظور مشاهده این که کدام یک از عوامل قدرت تبیین بازده را کاهش می‌دهند مدل به شیوه forward stepwise مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در مرحله بعد گزارش می‌شود.

فرضیه دوم: به منظور شناسایی هر چه بهتر ضرایبی که قدرت تبیین مدل را کاهش می‌دهند به شیوه forward stepwise بهترین خط رگرسیون برازش شد. نتایج نشان گر آن است که دو عامل شناسایی شده در بورس اوراق بهادار تهران ۴۰ درصد نوسانات بازده را تبیین می‌کنند. در تأیید این مسأله می‌توان عبارتی را که رول و رز در سال ۱۹۹۵ آورده است خاطر نشان کرد:

”هسته اصلی APT تشخیص این نکته است که فقط تعداد کمی عوامل سیستماتیک بر متوسط بازدهی بلند مدت دارایی‌های مالی تأثیرگذار است. مدل APT منکر عوامل فراوان تأثیرگذار بر تغییرات قیمت روزانه یک سهم یا اوراق قرضه نمی‌شود، بلکه APT روی عمده عواملی که محرک مجموع بازده دارایی‌ها، در پرتفوی‌های بزرگ است متمرکز می‌شود. می‌توان با تشخیص این عوامل از افزایش درونی و تأثیر آن‌ها بر بازده پرتفوی به نفع خود استفاده کرده و منتفع شد [16].“

نکته جالب این که نتیجه رگرسیون با در نظر گرفتن همه عوامل (شش عامل) نشان می‌دهد که تنها ۳۶ درصد از نوسانات بازده تبیین می‌شود، در حالی که نتایج رگرسیون به

شیوه forward stepwise که بهترین خط رگرسیون را برازش می‌کند، حاکی از وجود دو عامل ۶۱ است که نشان می‌دهد این دو عامل به تنهایی نزدیک به ۴۰ درصد از نوسانات بازده را تبیین می‌کنند و این اهمیت این دو عامل را بیش از پیش نشان می‌دهد و بیان می‌دارد که بازار تحت تأثیر دو عامل عمده قرار دارد. حتی به نوعی می‌توان استنباط کرد که عوامل دیگر اثری بازدارنده بر روی قدرت تبیین‌کنندگی مدل داشته‌اند.

فرضیه سوم: بر اساس یافته‌های تحقیق، تنها ۴۱/۲۰۶ درصد از نوسانات بازار به‌عنوان نوسانات سیستماتیک معرفی شد و مابقی نوساناتی هستند که نمی‌توان آن‌ها را در غالب عوامل مشترک بیان کرد، به عبارتی نزدیک به ۶۰ درصد از نوسانات بازده سهام شرکت‌های موجود در پرتفوی به صورت واریانس خاص هر شرکت است که دلایلی غیر از عوامل سیستماتیک دارد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت مقدار زیادی از واریانس بازده هر یک از شرکت‌های موجود در پرتفوی علتی نامشخص دارد که بازار بابت این نوع از ریسک هیچ‌گونه پاداشی به سرمایه‌گذار نمی‌دهد. از این رو فرض فقدان فرصت‌های آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران منتفی است و می‌توان گفت به دلیل عدم قیمت‌گذاری درست سهام فرصت‌های آربیتراژ در این بازار وجود دارند. بنابراین از آنجا که تقریباً ۶۰ درصد از نوسانات بازده سهام در نمونه انتخابی بدون توضیح است و قیمت‌های سهام تمامی اطلاعات مربوط را به خوبی منعکس نمی‌کند، بنابراین بازار سرمایه فاقد کارایی لازم است. باید خاطر نشان کرد که وجود بازار کارا به مفهوم گسترده کارایی یعنی در مفهوم قوی کارایی اثبات نشده است؛ یعنی وجود اطلاعات محرمانه در بازارهای حتی مهم دنیا حتمی است و این که عده‌ای به اتکای معامله غیر عادلانه متکی به اطلاعات محرمانه معامله می‌کنند، واقعیت دارد. اما انتظار ما از قدرت تبیین مدل بیش از چیزی بود که مدل نشان داد، چرا که بر اساس نتایج تحقیق، درصد موفقیت سرمایه‌گذاری با توجه به انعکاس اطلاعات از قیمت‌های موجود تقریباً پنجاه پنجاه است و این رقم خوبی برای احتمال موفقیت سرمایه‌گذار نیست و نمی‌توان انتظار داشت که بازار سرمایه ایران در جذب سرمایه‌ها موفق باشد. سرمایه‌گذاران در بلندمدت ریسک‌های عقلایی را ترجیح می‌دهند، و به هر قیمتی سرمایه‌شان را به مخاطره نمی‌اندازند.

نتایج مبنی بر تحقیق

نگاره شماره (۶) بر مبنای FLهای بالای ۰/۳ تنظیم شده است. یعنی محموله‌های بزرگ‌تر از ۰/۳ مورد پذیرش قرار می‌گیرد. این مقدار (۰/۳) بسته به اهمیت و حیاتی بودن موضوع

تحقیق می‌تواند مقادیر بالاتری نیز به خود بگیرد اما به‌طور معمول مقدار ۰/۳ را برای این دسته‌بندی اعمال می‌کنند.

نگاره ۷. ماتریس عوامل چرخش یافته

نام شرکت‌ها	Component					
	F1	F2	F3	F4	F5	F6
ایران خودرو	۰/۶۴۶	۰/۴۳۷				
سایپا	۰/۵۹۲					
سرمایه‌گذاری رنا	۰/۵۲۴		۰/۳۰۰			
سرمایه‌گذاری غدیر	۰/۴۷۹					
شیشه قزوین						
دارو پخش		۰/۸۸۰				
کربن ایران		۰/۸۲۶				
دارو جابرابن حیان	۰/۴۰۶	۰/۴۰۹				
ایران خودرو دیزل	۰/۳۱۰	۰/۳۲۱				
سرمایه‌گذاری صنعت و معدن						
سیمان تهران			۰/۷۴۸			
پارس الکترونیک			۰/۶۱۸			
کف	۰/۳۶۸		۰/۴۶۹			
لوازم خانگی پارس			۰/۴۴۸			
سیمان کرمان			۰/۳۱۶			
کابل البرز						
کارتن مشهد						
بیسکویت گرجی				۰/۶۱۸		
سپنتا				۰/۵۳۱		
لعابیران				۰/۴۰۹		
لنت ترمز						
پارس پامچال						
نوش مازندران					۰/۷۶۶	
پارس سرام					۰/۴۹۱	
سرمایه‌گذاری بانک ملی	۰/۳۱۷			۰/۳۲۳	-۰/۴۸۲	۰/۳۲۴
نیرو محرکه			۰/۳۹۵		۰/۴۸۰	
قند شیرین خراسان						۰/۸۴۰
قند ثابت خراسان					۰/۵۱۲	۰/۵۲۰
موتوژن	۰/۳۱۸					-۰/۴۷۲
قند نیشابور						۰/۳۰۷

بر اساس یافته‌های تحقیق در نگاره شماره (۷) نتایج مبتنی بر تحقیق در پی می‌آید. در

این قسمت سعی شده است که عوامل به‌دست آمده (F1, ..., F6) نام‌گذاری شوند. این مرحله باب تحقیقات گسترده دیگری است که به‌واسطه افراد خبره بازار می‌تواند به سمت درستی هدایت شود و البته نتایج بسیار سودمندی را در بر داشته باشد. از این رو عمده تجزیه و تحلیل‌های انجام شده در این مرحله استدلال‌هایی است که روی دسته‌بندی‌های صورت گرفته انجام می‌شود و این امر بیشتر به صورت نظری و تشریحی است. این استدلال‌ها می‌تواند نقش بسیار مهمی در بهبود عملکرد، توسعه و مدیریت پرتفوی ایفا کند.

نکته قابل توجهی که در اینجا می‌توان به آن اشاره کرد نقش مهم و تعیین‌کننده عامل صنعت در نوسانات بازده سهام است، عامل صنعت در واقع همان گروه‌هایی است که شرکت‌ها با توجه به فعالیت‌شان و نوع محصولات‌شان اعم از خدماتی یا کالاهای فیزیکی در آن قرار گرفته‌اند. این مسئله در نگاره شماره (۷) نسبتاً واضح به نظر می‌رسد، چرا که در چهار عامل از شش عامل استخراج شده حداقل دو شرکت و حداکثر سه شرکت از یک صنعت در هر دسته وجود دارد و این شاخص‌ترین سیگنالی است که به‌عنوان یک خروجی مهم در این تحقیق می‌توان به آن اشاره کرد. این مسأله نشان‌دهنده آن است که بازده شرکت‌های موجود در یک صنعت اغلب نسبت به عوامل سیستماتیک تأثیرگذار، جوابی مشابه و هم‌زمان ارایه می‌کند. عامل اول (F1) شرایط نسبتاً واضحی را برای استدلال به وجود آورده است، همان‌طور که در نگاره شماره (۷) نشان داده شده است دو شرکت از گروه واسطه‌گری مالی و دو شرکت از گروه خودرو در کنار هم قرار گرفته‌اند، با تحقیقات انجام شده بر روی شرکت‌های قرار گرفته در هر یک از طبقات، متوجه بعضی خواص مشترک در بین شرکت‌های موجود در هر گروه خواهیم شد، که می‌توان با دقت شدن بر روی این خواص، علت همبستگی بین بازده این شرکت‌ها را با یکدیگر تشخیص داد. برای مثال با مطالعه گروه اول که شامل چهار شرکت ایران خودرو، سایپا، سرمایه‌گذاری رنا و سرمایه‌گذاری غدیر است این نتایج حاصل شد: این چهار شرکت به تنهایی نزدیک به ۲۰ درصد ارزش بازار ایران را تشکیل می‌دهند؛ به جز دو شرکت خودرویی، سرمایه‌گذاری رنا هم به‌عنوان یک واسطه‌گری مالی، خودرویی محسوب می‌شود، زیرا ۸۲ درصد پرتفویش را سهام خودرویی تشکیل می‌دهد، از این رو می‌توان عمده نوسانات بازار را در دوره زمانی مورد مطالعه مربوط به گروه خودرویی و شرکت‌هایی که سهام خودرویی را در پرتفویشان در حجم بالایی نگهداری می‌کنند، نسبت داد، و علت را در عاملی مشترک بین این شرکت‌ها جستجو کرد.

باید اعتراف کرد که در تحلیل عاملی، مرحله نام گذاری عوامل، مرحله ای بسیار دشوار و حساس است، از این رو باید اطلاعات کافی در مورد هر یک از شرکت ها و صنایع مربوط و به طور کلی نسبت به بازار داشته باشیم تا بتوانیم مهم ترین علت همبستگی بین بازده آن گروه از سهام را تشخیص دهیم، این امر میسر نمی شود، مگر با تحقیقات نظام مند و مستمر.

نکته قابل توجه دیگری که در نگاره شماره (۷) وجود دارد مربوط به عامل پنج و شش است. همان طور که در نگاره شماره (۷) نشان داده شده است، شرکت های موجود در این دسته ها در یک مورد با علامت منفی ظاهر شده اند، توضیح این که این امر حاکی از آن است که برای مثال سرمایه گذاری بانک ملی پاسخی متفاوت و معکوس نسبت به سه صنعت دیگر (غذایی و آشامیدنی، ماشین آلات و تجهیزات و کانی غیر فلزی) به عامل پنجم می دهد و این نشان می دهد که اولاً عوامل سیستماتیک می توانند تأثیر متفاوتی بر سهام شرکت ها داشته باشند؛ ثانیاً اندازه و شدت عوامل در پرتفوی های متفاوت متغیر است، شما می توانید شرکت های موجود در نگاره شماره (۷) را به عنوان پرتفوی در نظر بگیرید که شش عامل به عنوان متغیر مستقل بر آن اعمال شده است، از این رو مشاهده می شود که اندازه اهمیت هر عامل در هر پرتفوی اثرات متفاوتی بر هر یک از شرکت ها داشته است و نتایج حاصل از کنار هم قرار گرفتن آن ها می تواند بسیار متفاوت باشد. عامل شش از جهت این که از سه شرکت غذایی (قند نیشابور، قند ثابت خراسان و قند شیرین خراسان) و یک شرکت صنایع ساخت ماشین آلات و دستگاه های برقی تشکیل شده از دو جنبه قابل بررسی است، اول این که سه شرکت که فعالیت شان به طور کامل شبیه هم است در یک دسته قرار گرفته اند (قند...) و تنها شرکتی که از صنعتی دیگر در این گروه قرار گرفته علامتی منفی دارد و این مسئله حاکی از این مطلب است که این دو صنعت به هنگام پاسخ گویی به عامل شش، پاسخ های به طور کامل متفاوتی را ارائه می کنند. با آگاهی و شناخت هر چه بیشتر بازار می توان استدلال های به مراتب تخصصی تری را نیز ارائه کرد و از آن ها در تصمیم گیری های بسیار مهم با اطمینان بالایی استفاده کرد.

همان طور که در قسمت مطالعات تجربی بیان کردیم در اکثر کشورها APT مورد آزمون قرار گرفته است، و نتایج متفاوتی را نیز در بر داشته است. برای مثال هاگس (Hughes) در سال ۱۹۸۲ و لام (Lam) در سال ۱۹۸۸ بازار سهام کانادا را آزمودند و دریافتند که ۳ تا ۴ عامل به طور قابل توجهی بازده های سهام را تشریح می کنند. پرستلی،

گرت و آنتونیو (Priestley و Garrett، Antoniou) در سال ۱۹۹۸ بازار سهام انگلیس را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که ۳ عامل در قیمت‌گذاری موثرند. شبیه به آزمون‌های دیگر شواهد تجربی حاصل از آزمون‌های APT بیان می‌دارد که بیش از یک عامل وجود دارد که بازده‌ها را در بازار سهام تشریح می‌کند. بر اساس نتایج تحقیق حاضر مشخص شد که دو عامل ۴۰ درصد نوسانات بازده سهام را در بازار ایران تشریح می‌کنند، از این رو پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاران معیار تصمیم‌گیری خود را برای سرمایه‌گذاری در بازار ایران تنها معطوف به بتا و مدل‌های تک‌عاملی نکنند، زیرا بر اساس یافته‌های تحقیق بازده سهام در بازار ایران حداقل تحت تأثیر دو عامل است، که در بهترین حالت ۴۰ درصد نوسانات بازده را پوشش می‌دهد.

منابع

۱. آذر، عادل و مؤمنی (۱۳۷۵). آمار و کاربرد آن در مدیریت (جلد ۱ و ۲)، انتشارات سمت.
۲. جک کلارک فرانسیس و ریچارد و. تیلور (۱۳۷۷). سرمایه‌گذاری: تئوری و مسائل آن، ترجمه شاهین شایان آرانی، شرکت بین‌المللی مدیریت هوش و انتشارات بانک ملی.
۳. جهانخانی و پارسائیان (۱۳۷۶). مدیریت سرمایه‌گذاری و ارزیابی اوراق بهادار، انتشارات دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
۴. چارلز پارکر جونز (۱۳۸۰). مدیریت سبد سهام، ترجمه محمد شاه علیزاده انتشارات جامعه دانشگاهی.
۵. راعی، رضا و احمد تلنگی (۱۳۸۳). مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته، انتشارات سمت چاپ اول زمستان.
۶. عبده تبریزی (۱۳۷۷). مجموعه مقالات مالی و سرمایه‌گذاری ۱۳۷۷، تردید در اعتبار مدل‌های مالی، انتشارات پیشبرد، ص ۷۳-۸۷.
۷. فبوزی، مودیلیانی و فری (۱۳۷۶). بازارها و نهادهای مالی، ترجمه دکتر حسین عبده تبریزی، انتشارات آگاه.
۸. قره‌باغیان مرتضی و نصرالهی زهرا (۱۳۷۹). بررسی مبانی تئوریک و کاربرد الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ، فصلنامه علمی پژوهشی مدرس، دوره ۴، شماره ۲.
۹. نیرومند، حسینعلی (۱۳۷۹). تحلیل آماری چند متغیری کاربردی، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، چاپ اول.
10. Chen, Nai-Fu (1983). Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing, *Journal of Finance*, 38, 1393-1414.

11. Connor, Gregory & Robert A. Korajczyk (1993). A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model *Journal of Finance*.
12. Dybvig, Philip, and Stephen A. Ross (1985). yes, the APT is Testable, *Journal of Finance*, 40(4), 1173–1188.
13. Jobson, J. D. *SEPTEMBER (1982). “A multivariate Linear Regression Test for the Arbitrage Pricing Theory” *Journal of Finance* * VOL. XXXVII, NO, 4.
14. Lam, Keith S. K. (2002). “The relationship between size, book-to-market equity ratio, earnings-price ratio, and return for the Hong Kong stock market”, *Global Finance Journal* 13, 163-179].
15. Pari, Robert. A. and Chen, Son-Nan (1984). “An Empirical test of Arbitrage pricing theory”, *Journal of Financial Research*, pp. 121-130.
16. Roll, Richard and Ross, Stephen. A. January-February (1995). “The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning”: *Financial Analysts Journal*.
17. Roll, Richard and Ross, Stephen. A. (1980). “An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory”, *Journal of Finance*.
18. Reilly Frank. K., Brown Keith. C. (2003). *Investment Analysis and Portfolio Management*, 7th edition.
19. Sharp, William F. , Gordon J. Alexander & Jeffery V. Bailey, (1999). *Investments*, 6d. ed. , Prentice-Hall.