فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۵ / شمارهٔ ۳ (پیاپی ٥٦)/ پائیز ۱٤۰۰
صفحه ۲۵ تا ۵۸
(مقاله علمی)

مقایسه عملکرد نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب و مدل بتای پاداشی در پیش‌بینی بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

میثم بلگوریان ✉ [۱]
بابک حاجی زاده [۲]
مجید افشاری‌راد [۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۰۸

چکیده

افراد فعال در حوزه مالی برای اتخاذ تصمیمات بهینه از ابزارهای مختلفی استفاده می‌کنند. یکی از مهم‌ترین این ابزارها بازده مورد انتظار سهام شرکت‌هاست که آن را توسط مدل‌هایی پیش‌بینی می‌کنند. در این مطالعه مدل بتای پاداشی و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب مورد بررسی قرار گرفته و مقایسه شده‌اند. برای آزمون مدل بتای پاداشی دوره پژوهش به دو دوره تقسیم شده است که در دوره اول ضرایب بتا تخمین زده شده و در دوره دوم به عنوان متغیر توضیحی جهت آزمون این مدل مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در بررسی نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب تنها انحرافات پایین‌تر از میانگین در محاسبه بازده سهام و بازده این متغیرها در نظر گرفته می‌شوند. برای آزمون این مدل نیز جهت تخمین همزمان ضرایب و صرف ریسک متغیرها از سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ در مورد سهام با ارزش بازار کوچکتر، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب عملکرد بهتری در پیش‌بینی بازده در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به مدل بتای پاداشی از خود نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: بتای پاداشی، بتای نامطلوب، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ.

طبقه بندی JEL: C58 ، G1، G12، G17G12

۱- گروه مهندسی و مدیریت مالی، دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران نویسنده مسئول. nyroglob@gmail.com
۲- گروه مدیریت مالی، دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. hajizadebabak@gmail.com
۳- گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. majid.feshari@gmail.com

۱- مقدمه

بازار سرمایه یکی از ارکان اصلی اقتصاد هر کشوری است. رشد و توسعه اقتصاد نیازمند بهره‌مندی از یک بازار سرمایه با بهترین عملکرد است که برای دستیابی به آن، افراد فعال در حوزه مالی باید کاراترین تصمیم‌ها را اتخاذ کنند. مدیران سرمایه‌گذاری، مدیران پرتفوی و سایر افراد متخصص در این حوزه برای تصمیم‌گیری از ابزارهای مختلفی استفاده می‌کنند. یکی از پرکاربردترین این ابزارها، بازده مورد انتظار سهام شرکت‌هاست. این افراد اغلب برای تخمین بازده مورد انتظار سهام از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که توسط شارپ در سال ۱۹۶۴ ارائه شد استفاده می‌کنند. با این وجود تعدادی مطالعات تجربی به ویژه مطالعات فاما و فرنچ (۱۹۹۲) صورت گرفت که شواهدی از عدم اعتبار این مدل را نشان می‌داد. پس از بررسی این شواهد، فاما و فرنچ (۲۰۰۴) به این نتیجه رسیدند که مشکلات تجربی این مدل، بیش‌تر کاربردهای آن را از بین می‌برد. مشکلات عمده‌ای که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با آن روبه‌روست داشتن مفروضات زیاد و غیرواقعی و همچنین عدم وجود سبد سرمایه‌گذاری بازار متشکل از همه دارایی‌ها می‌باشد. با افزایش ابهام در مورد عدم‌اعتبار مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، توجه مطالعات تجربی بیش‌تر بر توسعه این مدل و مدل‌های چندعاملی منعطف شد.

در این مطالعه سعی بر این است که نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب به عنوان یک مدل چندعاملی و مدل بتای پاداشی به عنوان مدل توسعه‌یافته مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، هر کدام به شکل مجزا بررسی و در انتها با هم مقایسه شده و بهترین روش برای قیمت‌گذاری سهام در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شود. دلیل انتخاب این دو مدل برای مقایسه این است که هر دوی آنها در محاسباتشان از میانگین-واریانس استفاده نمی‌کنند؛ از طرفی تاکید و تمرکز این دو مدل بر اخبار منتظره و غیرمنتظره و نیز قیمت‌گذاری این اخبار است. طبعاً به واسطه ویژگی‌های بازارهای مالی نوظهور نظیر بورس اوراق بهادار تهران باید این دو مدل برای بررسی انتخاب و در نهایت مقایسه شوند. با توجه به این که در بورس اوراق بهادار تهران عموماً تصمیمات براساس اخبار صورت می‌گیرد تمایز قایل شدن بین تغییرات منتظره و غیرمنتظره بازده سهام ناشی از این اخبار می‌تواند مفید باشد. بر این اساس، مقایسه این دو مدل و چرایی عملکرد بهتر هرکدام از آنها در توصیف و یا تبیین بازده سهام و همچنین انتخاب بهترین روش جهت پیش‌بینی بازده سهام هدف اصلی پژوهش است.

بعبارتی نوآوری این پژوهش به کار بردن ریسک نامطلوب (بتای نامطلوب) در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ است که تاکنون در ایران مورد استفاده قرار نگرفته است. نوآوری بعدی مقایسه نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب و مدل بتای پاداشی است. این دو

مدل به دلیل تفکیک بازده به دو بخش منتظره و غیرمنتظره، با بازارهای مالی نوظهور همانند بورس اوراق بهادار تهران که تصمیمات براساس اخبار منتشر شده و خصوصی اتخاذ می‌گردند، سازگار هستند و تاکنون مقایسه نشده‌اند.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ که در سال ۱۹۷۶ توسط راس به عنوان یک مدل چندعاملی معرفی شد، برخلاف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از مفروضات زیاد و غیرواقعی برخوردار نیست. این نظریه اشاره به نبود فرصت‌های آربیتراژی در بازارهای مالی دارد و ثابت می‌کند که یک رابطه مستقیم و خطی بین بازده واقعی و مجموعه‌ای از عوامل مشترک، در قالب یک مدل چندعاملی وجود دارد. در این مدل همانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بازده مورد انتظار تابعی خطی از صرف ریسک عوامل مشترک و حساسیت بازده دارایی به بازده این عوامل (بتای عوامل) است. این نظریه نه تنها روشی برای تعیین عوامل کلان که بر بازده سهام اثر می‌گذارند ارائه می‌کند، بلکه در راستای تعیین حساسیت بازده دارایی به این عوامل مشترک ما را یاری می‌کند.

در این نظریه به منظور برآورد بتای یک عامل دو رویکرد اصلی وجود دارد. اولین رویکرد به صورت تجربی از تحلیل عاملی استفاده می‌کند (مثل رول و راس، ۱۹۸۰)؛ ولی از آنجایی که در این روش فرض ثابت بودن کوواریانس‌ها بسیار مهم است و این موضوع احتمالا با واقعیت در تناقض است، این روش به طور موثر عوامل را معرفی و نام‌گذاری نمی‌کند (گرینبلت و تیتمن ، ۲۰۰۵: ۱۸۱). در مقابل، رویکرد دوم بتای عامل را با استفاده از حساسیت بازده دارایی به مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی برآورد می‌کند (مثل بین‌استاک و چان ، ۱۹۸۸، سادورسکی و هنریکس، ۲۰۰۱ و اوسی و کان ، ۲۰۰۹). منطق این رویکرد متکی به این حقیقت است که قیمت‌های سهامی که توسط نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ تخمین زده می‌شوند منعکس کننده اخبار متغیرهای مالی و کلان اقتصادی مختلف هستند. هرچند، با وجود شواهد گذشته که نشان دهنده توانایی این نظریه در توضیح رابطه بین بازده‌های سهام و عوامل مشترک در بازار مالی هستند، هر دو رویکرد بتای عوامل مشترک را در چارچوب کوواریانس و واریانس (انحراف معیار) بازده دارایی‌ها و عوامل مشترک در نظر می‌گیرند.

بسط‌های اخیر نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ از معیارهای ریسک جایگزین، به ویژه آربیتراژ سنتی با توجه به معیارهای ریسک واریانس و ضریب بتا، استفاده کرده‌اند (چونهاچیندا، دانداپانی، هامید و پراکاش ، ۱۹۹۷). مطالعات زیادی نشان‌دهنده عدم کارایی معیارهای سنتی ریسک در مدل‌های

قیمت‌گذاری هستند. برای رفع این ناکارایی‌ها، مطالعاتی در توسعه مدل تک‌عاملی (مثل استرادا ، ۲۰۰۰) با تمرکز بر ارائه نسخه‌ای جدید از واریانس و بتا، به نام نیمه‌واریانس و بتای نامطلوب صورت گرفت (مثل مائو ، ۱۹۷۰ و گالاجدرا ، ۲۰۰۷). دلیل استفاده از معیارهای ریسک نامطلوب این است که از طرفی در حوزه مالی افراد معمولا انحراف مطلوب (احتمال وقوع مشاهده بالاتر از میانگین) از بازده مورد انتظار را ریسک تلقی نمی‌کنند، همچنین در شرایطی که توزیع بازده سهام نرمال نباشد استفاده از واریانس می‌تواند منجر به جواب‌های ناصحیحی شود (استرادا، ۲۰۰۲). اگر چه استفاده اولیه از ریسک نامطلوب بیش‌تر روی مدل‌های تک‌عاملی تمرکز داشت (مثل استرادا، ۲۰۰۲)، در حالیکه استفاده از این مفهوم در مدل‌های چندعاملی مورد غفلت قرار گرفته است.

روش دیگر محاسبه بازده مورد انتظار استفاده از مدل بتای پاداشی است. توجیه نظری رویکرد بتای پاداشی سازگاری آن با انواع مختلف مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بر مبنای میانگین-ریسک است؛ در واقع افراد صرفاً از معیار واریانس برای ریسک استفاده نمی‌کنند، آنها از معیارهای دیگری نیز برای این منظور استفاده می‌کنند اما در هر صورت تمام این مدل‌ها بر روی خط بازار ورقه بهادار قرار می‌گیرند که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای حالت خاصی از آن است. با توجه به مطالب بالا برن‌هولت (۲۰۰۷) بیان می‌کند که بهتر است معیار ریسک را از راه درست بدست آوریم. از این مدل برای جایگزینی بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در خط بازار ورقه بهادار استفاده می‌شود.

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فرض می‌کند سرمایه‌گذار سهام و پرتفوی خود را براساس میانگین-واریانس انتخاب می‌کند؛ پس برای محاسبه ضریب بتا از نسبت کوواریانس به واریانس استفاده می‌کند. برن‌هولت (۲۰۰۶) مدل‌های قیمت‌گذاری را با استفاده از معیار ریسکی که با نظریه مطلوبیت مورد انتظار و ریسک‌گریزی سازگار باشد ارائه داد. وی به طور کلی از میانگین-ریسک به جای میانگین-واریانس استفاده کرد. معیار ریسکی که سرمایه‌گذاران به عنوان بتا فرض بر استفاده آن دارند براساس میانگین-ریسک است اما معیار ریسکی که آنها در حقیقت استفاده می‌کنند تعیین می‌کند که کدام مدل برتر است، پس بهتر است از نسبت صرف ریسک ورقه بهادار به صرف ریسک بازار که از فرمول خط بازار ورقه بهادار بدست می‌آید استفاده شود. این مدل نسخه توسعه‌یافته مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است که طبق چارچوب نظری مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، بازده در آن شامل دو بخش بازده منتظره و بازده غیرمنتظره سهام است (برن‌هولت، ۲۰۰۷). نسبت صرف ریسک ورقه بهادار به صرف ریسک بازار که بتای پاداشی نام‌گذاری شده در بخش بازده منتظره مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در ادامه پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام شده مرتبط با پژوهش حاضر بررسی می‌شوند.

چن، رول و راس (۱۹۸۶) در مطالعه خود نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را در آمریکا طی سال‌های ۱۹۵۳ تا ۱۹۸۳ بررسی و از روش دو مرحله‌ای سری زمانی و مقطعی فاما و مکبث استفاده کردند. همچنین برای تخمین تغییرات پیش‌بینی نشده عوامل، از روش نرخ تغییرات استفاده کردند. نتایج پژوهش نشان دهنده تاثیرگذاری ساختار زمانی نرخ بهره، تورم، تولید صنعتی و شکاف بین بازده اوراق قرضه با درجه پایین و بالا و همچنین عدم تاثیر شاخص وزنی- ارزشی، شاخص هم وزن، شاخص مصرف واقعی و قیمت نفت بر قیمت بود. نکته قابل توجه این بود که دو شاخص وزنی، وزن قابل توجهی در بخش تغییرات سری زمانی داشتند ولیکن تاثیر چندانی در بخش مقطعی نداشتند.

بین‌استاک و چان (۱۹۸۸) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را در بریتانیا طی سال‌های ۱۹۷۷ تا ۱۹۸۳ بررسی کرده و برای اینکار از بیست عامل سیستماتیک و مختص شرکتی استفاده کردند. نرخ بهره، عرضه پول، تورم و هزینه‌های ورودی (سوخت و مواد خام) چهار عامل تاثیرگذار بر قیمت بودند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که نمی‌توان عوامل سیستماتیک و مختص شرکتی را از هم متمایز کرد.

التون و گرابر (۱۹۸۸) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را با استفاده از تجزیه و تحلیل عاملی در ژاپن طی سال‌های ۱۹۷۱ تا ۱۹۸۶ بررسی کردند. برای این‌کار آن‌ها چهار نمونه را ایجاد کرده و از ده عامل برای هر نمونه استفاده کردند. سپس از نسبت حداکثر راست‌نمایی استفاده کردند تا مشخص شود که چه تعداد عامل ماتریس کوواریانس را توضیح می‌دهد؛ آنها به این نتیجه رسیدند که تعداد چهار عامل می‌تواند بر قیمت تاثیرگذار باشد. آن‌ها پیشنهاد دادند که نرخ تورم، نرخ بهره، مبادلات خارجی، قیمت نفت، شرایط اقتصادی (مثل تولید و موجودی) و نرخ تورم و بهره آمریکا می‌توانند جزء عوامل باشند.

برمیستر و مک‌الروی (۱۹۸۸) در مطالعه خود مدل قیمت‌گذرای دارایی‌های سرمایه‌ای و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را در آمریکا طی سال‌های ۱۹۷۲ تا ۱۹۸۲ مقایسه کردند. آن‌ها از شش عامل و حضور و عدم‌حضور اثر ژانویه و همچنین سه سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری، حداقل مربعات سه مرحله‌ای غیرخطی تکراری و حداقل مربعات وزنی غیرخطی تکراری استفاده کردند. در نهایت به این نتیجه رسیدند که اثر ژانویه به عنوان یک عامل در مدل اهمیت دارد و اینکه نتایج دو سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری و حداقل مربعات وزنی غیرخطی تکراری به هم نزدیک‌تر و کمی متفاوت‌تر از سیستم حداقل مربعات سه مرحله‌ای غیرخطی تکراری است.

پریستلی (۱۹۹۶) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را در انگلیس طی سال‌های ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۳ با استفاده از نه عامل بررسی کرد. وی در مطالعه خود از سیستم حداقل مربعات سه مرحله‌ای غیرخطی تکراری بهره برد. همچنین برای تخمین تغییرات پیش‌بینی نشده عوامل از سه روش نرخ تغییرات، خودرگرسیونی و فیلتر کالمن استفاده کرد. نتایج پژوهش نشان می‌داد که تولید صنعتی، نرخ ارز و نرخ بهره بر قیمت اثرگذار بوده و فیلتر کالمن نسبت به دو روش دیگر برتری دارد.

ازیز و یونزاوا (۲۰۰۶) به بررسی نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در ژاپن طی سال‌های ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۸ پرداختند. آن‌ها از روش دو مرحله‌ای فاما و مکبث و سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری در مطالعه خود استفاده کردند. همچنین برای تخمین تغییرات پیش‌بینی نشده عوامل از روش نرخ تغییرات استفاده کردند. آن‌ها به طور خاص دوره مورد نظر را به دوره قبل از حباب و بعد از حباب تقسیم کردند. در نهایت به این نتیجه رسیدند که در دوره حباب واریانس عوامل کلان افزایش نیافته و همچنین عوامل عرضه پول، تورم، ساختار زمانی نرخ بهره، نرخ ارز، تولید صنعتی، شاخص قیمت مکان تجاری و شاخص نرخ اجاره بر قیمت تاثیرگذار بوده است.

برن‌هولت (۲۰۰۷) مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و مدل بتای پاداشی را طی سال‌های ۱۹۶۳ تا ۲۰۰۳ در آمریکا مقایسه کرد. وی بر اساس روش فاما و فرنچ ۲۵ پرتفوی را بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تشکیل داد. نتایج حاکی از برتری مدل بتای پاداشی نسبت به دو مدل دیگر در این دوره بود.

گابریل و سیلوا (۲۰۱۴) در مطالعه خود به طور جداگانه در برزیل طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۶ و در آمریکا طی سال‌های ۱۹۶۷ تا ۲۰۰۶ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی فاما وفرنچ و مدل بتای پاداشی را بررسی و همچنین از روش فاما و فرنچ برای ایجاد ۲۵ پرتفوی استفاده کردند. در هر دو کشور مدل بتای پاداشی عملکرد بهتری نسبت به دو مدل دیگر داشته است.

توکلی بغدادآباد و گلابادانیدیس (۲۰۱۴) برای اولین بار ریسک و بتای نامطلوب را در نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ وارد کرده و این نظریه را در مالزی طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ بررسی کردند. آن‌ها کل دوره را به دوران بحران، قبل و بعد بحران تقسیم کرده و از سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری و آزمون حداکثر راست‌نمایی استفاده کردند. تولید صنعتی، قیمت نفت، تورم، ساختار زمانی نرخ بهره، نرخ ارز، پس‌انداز، شاخص قیمت تولید کننده و شاخص بازار عوامل تاثیرگذار بر قیمت بودند.

الشقیرات (۲۰۱۹) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را در بورس اوراق بهادار عمان طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ با استفاده از داده‌های ۲۲۸ شرکت و همچنین با استفاده از متغیرهای کلان

اقتصادی شامل نرخ بیکاری، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولد ناخالص داخلی، صادرات و شاخص قیمت تولیدکننده بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تنها شاخص قیمت تولیدکننده اثر معناداری بر بازده سهام داشته و رابطه بصورت منفی است.

شاه، خان و رضا (۲۰۱۹) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را با استفاده از رویکرد ریسک نامطلوب در بازاراهای نوظهور و توسعه‌یافته بررسی کردند. آن‌ها از بتای نامطلوب و نیمه‌واریانس و نیمه‌کوواریانس بعنوان متغیر ریسک نامطلوب بهره بردند. همچنین آن‌ها از داده‌های ۱۹۹ شرکت در بازار سهام پاکستان و ۱۰۷۳ شرکت در بازار سهام آمریکا طی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ استفاده کردند. نتایج پژوهش حاکی از کارایی نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در هر دو بازار نوظهور و توسعه‌یافته بود.

افضل و هاینگ (۲۰۲۰) مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را در بورس اوراق بهادار پاکستان در ۱۰ صنعت مختلف در دوره ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۹ بررسی کرد. وی از متغیرهای تورم، عرضه پول، نرخ بیکاری و نرخ ارز برای نظریه آربیتراژی استفاده کرد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای عملکرد بهتری داشته و از طرفی نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس پاکستان کارایی ندارد.

تهرانی و پیمانی (۱۳۸۸) در مطالعه خود طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۳ با استفاده از داده‌های ۵۵ شرکت به مقاسیه معیارهای رایج ریسک (واریانس و بتا) و معیارهای ریسک نامطلوب (نیمه‌واریانس و بتای نامطلوب) در ایران پرداختند. آن‌ها از همبستگی و رگرسیون بین بازده و معیارهای ذکر شده استفاده کردند و نتیجه گرفتند که همبستگی بین بازده و معیارهای ریسک نامطلوب بیش‌تر بوده و در نتیجه نیمه‌واریانس و بتای نامطلوب معیارهای برتری نسبت به دو معیار رایج ریسک هستند.

خدادادی، دستگیر و نصراصفهانی (۱۳۸۹) مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل بتای پاداشی را طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۶ مقایسه کرده و برای این کار با استفاده از داده‌های ۵۸ شرکت، ۲۵ پرتفوی به روش فاما و فرنچ تشکیل دادند. آن‌ها مقایسه را طی دوره‌های یک ساله (کوتاه مدت) و سه ساله (بلند مدت) انجام داده و به این نتیجه رسیدند که مدل بتای پاداشی هم در دوره‌های کوتاه مدت و هم در بلند مدت نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برتر است.

سجادی، فرازمند و بادپا (۱۳۹۰) به بررسی نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در ایران طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ پرداخته و از سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری و همچنین روش خودرگرسیونی برای تخمین تغییرات پیش‌بینی نشده عوامل استفاده کردند. با توجه به نتایج

پژوهش عرضه پول، نرخ ارز، ساختار زمانی نرخ بهره و تولید صنعتی بر قیمت تاثیرگذار بوده و لیکن تورم و قیمت نفت تاثیری بر قیمت نداشتند.

تالانه و قاسمی (۱۳۹۰) در مطالعه خود با استفاده از بازده ماهانه ۳۰ شرکت مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را در ایران طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ مقایسه کردند. همچنین آن‌ها از هر دو روش تحلیل عاملی و متغیرهای کلان اقتصادی استفاده کردند. مطالعه آن‌ها نشان دهنده برتری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بوده و بیان کردند که در ایران بیش از یک عامل در قیمت تاثیرگذار نبوده و در نتیجه نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ از نظر تجربی قابل آزمون نیست.

جلائی و حبیب‌دوست (۱۳۹۲) در پژوهش خود به اهمیت محاسبه تغییرات پیش‌بینی نشده عوامل کلان در نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ پرداختند. لذا این نظریه را طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹ با استفاده از اطلاعات ۳۰ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. آن‌ها در پژوهش خود از عوامل نرخ ارز، قیمت نفت، تورم و ارزش افزوده بخش صنعت استفاده کرده و برای تولید مقادیر غیرمنتظره روش‌های نرخ تغییرات، خودرگرسیونی و موجک را مورد استفاده قرار دادند. همچنین برای آزمون این نظریه از روش دو مرحله‌ای فاما و مکبث استفاده کردند. نتایج پژوهش نشان می‌داد که روش‌های موجک و خودرگرسیونی عملکرد بهتری نسبت به روش نرخ تغییرات در محاسبه تغییرات پیش‌بینی نشده متغیرهای کلان از خود نشان دادند ولیکن هیچ یک از متغیرهای کلان از نظر آماری معنادار نبودند لذا به این نتیجه رسیدند که نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران کاربرد ندارد و وجود فرصت‌های آربیتراژی مانع بوجود آمدن یک رابطه خطی بین بازده سهام شرکت‌ها و عوامل کلان می‌شود.

رضایی، اکبری‌مقدم و نوروزی (۱۳۹۲) در مطالعه خود مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل بتای پاداشی را طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶ با استفاده از اطلاعات ۱۱۲ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران مقایسه کردند. آن‌ها در این مطالعه طبق روش فاما و فرنچ تعداد ۱۶ پرتفوی بر اساس ارزش بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تشکیل دادند. همچنین طبق روش فاما و مکبث طی یک رگرسیون سری زمانی در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۲ ضرایب بتا را تخمین زدند سپس این ضرایب را در سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۶ بعنوان متغیر توضیحی در رگرسیون مقطعی مورد استفاده قرار دادند. نتایج مطالعه نشان دهنده رابطه منفی ناچیز بین بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بازده سهام و رابطه مثبت بین بازده سهام و بتای پاداشی بود. همچنین آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مدل بتای پاداشی عملکرد بهتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در پیش‌بینی بازده سهام دارد.

مرادزاده، شهیکی تاش و اعزازی (۱۳۹۵) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را با استفاده از رویکرد ریسک نامطلوب در دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ بررسی کردند. آن‌ها در مطالعه خود از بارده ۹۷ سهم و متغیرهای کلان اقتصادی استفاده کردند.؛ همچنین از انحراف معیار نامطلوب و بتای نامطلوب بعنوان ریسک نامطلوب استفاده کردند. یافته‌های پژوهش نشان از وجود رابطه معنادار بین متغیرهای نرخ ارز، شاخص بورس، نرخ تورم و نرخ سپرده‌گذاری با بازده سهام است؛ بطوریکه نرخ ارز و نرخ سپرده‌گذاری رابطه منفی و شاخص بورس و نرخ تورم رابطه مثبت با بازده سهام داشته که در مجموع حدود ۲۷ درصد از تغییرات بازده را توضیح می‌دهند.

کمالی، هاشمی و فروغی (۱۳۹۵) عملکرد مدل‌های مبتنی بر شاخص‌های حسابداری ریسک و مدل بتای پاداشی را در پیش‌بینی بازده سهام طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ مقایسه کردند. آن‌ها از خصوصیات بنیادی شرکت مثل سود حسابداری، بازده مازاد حقوق صاحبان سهام و ... بعنوان متغیرهای مبتنی بر شاخص‌های حسابداری استفاده کردند. همچنین آن‌ها با استفاده از روش فاما و فرنچ ۲۰ پرتفوی از سهام تشکیل داده و بررسی کردند. در انتها نتایج حاصل از پیش‌بینی بازده‌های سهام هر دو مدل را با هم مقایسه کرده که نتیجه پژوهش حاکی از کارایی هر دو مدل در بورس اوراق بهادار تهران بوده و از طرفی مدل شاخص‌های حسابداری ریسک دارای دقت بیش‌تری در پیش‌بینی بازده سهام بوده است.

۳- فرضیه‌های پژوهش

حدس محقق این است که با توجه به اینکه نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب نسبت به مدل بتای پاداشی متغیرهای بیشتری را در مدل خود به کار می‌گیرد، عملکرد بهتری در تبیین بازده پرتفوی داشته باشد. در این راستا فرضیه‌های مسئله به صورت زیر قابل تبیین هستند.

۱) مدل بتای پاداشی توانایی تبیین بازده پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران را دارد.

۲) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب توانایی تبیین بازده پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران را دارد.

۳) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب نسبت به مدل بتای پاداشی بازده پرتفوی را در بورس اوراق بهادار تهران بهتر تبیین می‌نماید.

۴- روش‌شناسی

با توجه به اینکه در این مطالعه دو روش قیمت‌گذاری دارایی مقایسه می‌شوند و می‌توان از آنها برای انتخاب سهام استفاده کرد، پژوهش حاضر کاربردی و کمی است. جامعه آماری کلیه

شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه مورد نظر بصورت غیراحتمالی قضاوتی هدفمند انتخاب می‌شود، به صورتی که شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری های مالی و بانک‌ها با توجه به ماهیتی که دارند از نمونه خارج شده‌اند و همچنین سهام شرکت‌های مورد بررسی باید حداقل یک سال در بورس اوراق بهادار تهران مبادله شده باشند. در مجموع تعداد ۳۲۰ سهام باقی ماندند که در این پژوهش بکار گرفته شده‌اند. دوره مورد بررسی ابتدای سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۷ در نظر گرفته می‌شود که در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ دو مدل به صورت مجزا بررسی شده و طی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ مورد مقایسه قرار می‌گیرند. داده‌های پژوهش به صورت ماهانه هستند. همچنین داده‌های مربوط به ارزش دفتری و ارزش بازار سهام که برای تشکیل و بروزرسانی پرتفوی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند، بصورت سالانه هستند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و اطلاعات در سه بخش انجام می‌شود که بخش اول مربوط به بررسی مدل بتای پاداشی و فرضیهٔ اول، بخش دوم مربوط به بررسی نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب و فرضیهٔ دوم و بخش سوم مربوط به مقایسه این دو مدل و فرضیهٔ سوم است.

مسئله‌ای که در رابطه با مدل‌های میانگین-ریسک وجود دارد اثرات اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است، بعنوان مثال طبق مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای پرتفوی‌هایی از سهام با اندازه مشابه، با افزایش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، میانگین بازده مازاد افزایش و بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهش می‌یابد. اگر پرتفوی شامل اوراق بهاداری با ریسک مشابه باشد، آنگاه بتای پاداشی پرتفوی را می‌توان برای تک‌تک اوراق آن قلمداد کرد. از طرفی در چارچوب مدل‌های چندعاملی "چن، رول و راس با شناسایی یک سری عوامل اقتصادی در جست‌وجوی رویه‌ای برای شناسایی سبدهای سرمایه‌گذاری عاملی (سبدهایی که همبستگی بالایی با عوامل دارند) بودند. این محققان به طور ضمنی فرض کردند که سبدهای سرمایه‌گذاری عاملی وجود دارند که می‌توانند نماینده آن عوامل باشند. بخش کلیدی روش‌شناسی، گروه‌بندی سهام در سبدهای سرمایه‌گذاری بود که بدین ترتیب قدرت آزمون افزایش می‌یافت" (بادی و همکاران، ۲۰۰۹: ۴۳۰).

با توجه به مطالب بالا در ابتدا طبق رویه‌ای که فاما و فرنچ در مطالعه خود انجام دادند، تعداد ۲۵ پرتفوی بر اساس اثرات اندازه (ارزش بازار) و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به شکل زیر تشکیل داده شده است.

جدول ۱. نحوهٔ تشکیل پرتفوی

زیاد	۴	۳	۲	کم	[۱]BV/M / [۲]MV
پرتفوی ۵	پرتفوی ۴	پرتفوی ۳	پرتفوی ۲	پرتفوی ۱	کوچک
پرتفوی ۱۰	پرتفوی ۹	پرتفوی ۸	پرتفوی ۷	پرتفوی ۶	۲
پرتفوی ۱۵	پرتفوی ۱۴	پرتفوی ۱۳	پرتفوی ۱۲	پرتفوی۱۱	۳
پرتفوی ۲۰	پرتفوی ۱۹	پرتغوی ۱۸	پرتفوی ۱۷	پرتفوی ۱۶	۴
پرتغوی ۲۵	پرتغوی ۲۴	پرتغوی ۲۳	پرتغوی ۲۲	پرتفوی ۲۱	بزرگ

منبع: یافته‌های پژوهشگر

این نکته قابل ذکر است که با توجه به این که ممکن است ارزش بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام طی دوره پژوهش افزایش یا کاهش پیدا کنند، پرتفوی‌ها هر سال به روز رسانی می‌شوند به طوریکه سهام مجدداً بر اساس دو نسبت ذکر شده رتبه‌بندی شده و پرتفوی‌ها مجدد تشکیل داده می‌شوند. همین طور گفتنی است که بازده هر پرتفوی بر اساس ارزش مساوی سهام محاسبه می‌شود طوری که وزن سهام در هر پرتفوی با هم برابرند.
متغیرهای پژوهش در جدول زیر آورده شده است.

جدول ۲. متغیرهای پژوهش

شرح	نماد
مدل بتای پاداشی	
صرف ریسک پرتفوی	$R_j - R_f$
صرف ریسک بازار	$R_M - R_f$
بتای پاداشی (میانگین صرف ریسک پرتفوی تقسیم بر میانگین صرف ریسک بازار)	βr_j
بتای CAPM	β_j
نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب	
بازدهی پرتفوی	R_j
بتای نامطلوب (نیمه‌کوواریانس بین بازده پرتفوی و بازده بازار تقسیم بر نیمه‌واریانس بازده بازار)	b_{jk}^{d}
بازده بدون ریسک	λ_0
تغییرات پیش‌بینی نشده شاخص بازار	δ_1
تغییرات پیش‌بینی نشده نرخ ارز	δ_2
تغییرات پیش‌بینی نشده قیمت نفت خام برنت	δ_3
تغییرات پیش‌بینی نشده شاخص قیمت مصرف کننده	δ_4

شرح	نماد
تغییرات پیش‌بینی نشده ساختار زمانی نرخ بهره (تفاوت نرخ سپرده بلند مدت و کوتاه مدت بانک دولتی)	δ_5
تغییرات پیش‌بینی نشده عرضه پول (نقدینگی)	δ_6
تغییرات پیش‌بینی نشده تولید صنعتی (ارزش افزوده بخش صنعت)	δ_7
قیمت ریسک نامطلوب شاخص بازار	λ_1
قیمت ریسک نامطلوب نرخ ارز	λ_2
قیمت ریسک نامطلوب قیمت نفت خام برنت	λ_3
قیمت ریسک نامطلوب شاخص قیمت مصرف کننده	λ_4
قیمت ریسک نامطلوب ساختار زمانی نرخ بهره (تفاوت نرخ سپرده بلند مدت و کوتاه مدت بانک دولتی)	λ_5
قیمت ریسک نامطلوب عرضه پول (نقدینگی)	λ_6
قیمت ریسک نامطلوب تولید صنعتی (ارزش افزوده بخش صنعت)	λ_7
سایر متغیرها	
اثر اندازه (ارزش بازار)	MV
اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BV/MV

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بخش اول: مدل بتای پاداشی

برای بررسی این بخش، کل دوره پژوهش به دوره تخمین و دوره آزمون تقسیم‌بندی می‌شود. در دوره تخمین مقادیر بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از رگرسیون سری زمانی و مقادیر بتای پاداشی تخمین زده شده و سپس در دوره آزمون به عنوان متغیر توضیحی در یک رگرسیون مقطعی مورد استفاده قرار گرفته و مدل بتای پاداشی آزمون می‌شود.

شارپ و کوپر (۱۹۷۲) در آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای دقت بیش‌تر، از داده‌های ۵ سال گذشته استفاده کردند. آن‌ها معتقد بودند که در هر سال سرمایه‌گذار، سهام را به گروه‌های مشخصی بر مبنای بتا و بازده ۵ سال گذشته تقسیم می‌نماید. همچنین جنسن، بلک و شولز (۱۹۷۲) در آزمون خود دوره تخمین را ۵ سال تعیین نموده و اقدام به محاسبه بتا کردند.

با توجه به موارد بالا در این پژوهش دوره تخمین را ۵ سال اول (۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴) در نظر گرفته و مقادیر بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بتای پاداشی محاسبه می‌شوند. ۹ سال بعدی نیز (۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳) به دوره آزمون تخصیص داده شده است.

در دوره تخمین با استفاده از رگرسیون سری زمانی بین صرف ریسک ۲۵ پرتفوی و صرف ریسک بازار مقادیر بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بدست می‌آیند.

معادلهٔ ۱ $$R_{jt}-R_{ft}=\alpha_j+\beta_j(R_{Mt}-R_{ft})+u_{jt}$$

R_{jt} بازده پرتفوی j در زمان t، R_{Mt} بازده بازار در زمان t، R_{ft} بازده بدون ریسک در زمان t، β_j ضریب بتای پرتفوی j.

با توجه به این که در این مدل از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی[۳] استفاده می‌شود، بایستی آزمون‌هایی از قبیل واریانس ناهمسانی[۴]، عدم خودهمبستگی[۵] و هم‌خطی[۶] که مربوط به فروض لازم برای اجرای این روش رگرسیون هستند، انجام شود.

در صورتیکه در رگرسیونی یکی از فروض عدم خودهمبستگی یا واریانس همسانی نقض شود، دیگر مجاز به استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی نیستیم. برای رفع این مشکل می‌توان از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته[۷] (GLS) استفاده کرد.

"در مبحث سری‌های زمانی مفهوم ایستایی یا مانایی[۸] سری‌های زمانی یکی از موضوعات مهم است. مانایی و در مقابل آن نامانایی می‌تواند تاثیر جدی بر رفتار و خواص یک سری زمانی داشته باشد. به عنوان مثال وقتی شوکی به یک سری زمانی مانا وارد می‌شود، اثرات آن بر متغیر مورد نظر میراست و به تدریج از بین می‌رود. در مقابل، داده‌های نامانا به گونه‌ای هستند که اثر شوک‌های وارده، ماندگار و همیشگی است. استفاده از داده‌های نامانا می‌تواند منجر به رگرسیون‌های کاذب شود. به این صورت که اگر دو متغیر دارای روند زمانی بوده و هیچ ارتباط منطقی با هم نداشته باشند، رگرسیون یکی روی دیگری، دارای ضریب تعیین بالایی خواهد بود و همه ضرایب معنی‌دار هستند ولی در واقع یک رگرسیون کاذب است" (سوری، ۱۳۹۴: ۷۱۹).

در آمار و اقصادسنجی برای بررسی مانایی سری‌های زمانی از آزمون‌های ریشه واحد[۹] استفاده می‌کنند. آزمونی که در این پژوهش برای بررسی مانایی مورد استفاده قرار گرفته است، آزمون دیکی-فولر تقویت تعدیل شده[۱۰] می‌باشد.

در بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نکته اساسی که در رابطه با بتا بایستی در نظر گرفت این است که نتایج یافته‌ها در رابطه با پایداری بتا حاکی از این واقعیت می‌باشد که بتاهای تک‌تک سهام در طول زمان به طور معمول متغیراند، اما بتاهای پرتفوی ثابت‌اند (ریلی و براون، ۲۰۰۰: ۳۱۸). لذا بعد از تخمین مقادیر بتا باید ثبات ضرایب بررسی شود.

آزمونی که در این پژوهش برای این منظور مورد استفاده قرار می‌گیرد، آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی[۱۱] است که در سال ۱۹۷۵ توسط براون، دوربین و اوانز معرفی شد. این آزمون به نام آزمون CUSUM معروف است.

همراه با تخمین مقادیر بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مقادیر بتای پاداشی نیز باید محاسبه شوند. بتای پاداشی هر پرتفوی از حاصل تقسیم میانگین صرف ریسک پرتفوی به میانگین صرف ریسک بازار در دوره تخمین بدست می‌آید.

معادله ۲

$$\beta r_j=\frac{(\bar{R}_j-\bar{R}_f)}{(\bar{R}_m-\bar{R}_f)}$$

βr_i بتای پاداشی دارایی i ام ، $\bar{r}_i$ میانگین بازده دارایی i ام، $\bar{r}_m$ میانگین بازده بازار، $\bar{r}_f$ میانگین بازده بدون ریسک.

در دوره آزمون از مقادیر بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بتای پاداشی به عنوان متغیر توضیحی استفاده می‌شود و یک رگرسیون مقطعی بین مقادیر بتا و میانگین صرف ریسک پرتفوی‌ها به صورت معادله ۳ اجرا می‌شود. ذکر این نکته ضروری است که به دلیل این‌که مقادیر بتا در دوره آزمون به عنوان متغیر توضیحی مورد استفاده قرار می‌گیرند، پس باید در رگرسیون سری زمانی دوره تخمین معنادار باشند که این معناداری با آماره t بررسی می‌شود.

معادله۳

$$\bar{R}_j-\bar{R}_f=\bar{\alpha}_j+\beta r_j[E(\bar{R}_M)-\bar{R}_f]+\beta_j[\bar{R}_M-E(R_M)]+\bar{u}_j$$

$\bar{R}_j$ میانگین بازده پرتفوی j ام، $\bar{R}_f$ میانگین بازده بدون ریسک، $\bar{R}_m$ میانگین بازده بازار، $E[\bar{R}_m]$ میانگین بازده مورد انتظار بازار، $\bar{u}_j$ میانگین عامل خطا.

در واقع در صورتی که ضرایب بتا به درستی تخمین زده شده باشند، انتظار بر این است که مقدار عرض از مبدا ($\bar{\alpha}_j$) تفاوت چندانی با صفر نداشته باشد که در این صورت فرضیه مورد نظر مورد قبول واقع می‌شود.

در این رگرسیون به دلیل وجود دو متغیر توضیحی، علاوه بر آزمون‌های خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی بایستی هم‌خطی بین متغیرها نیز بررسی شود. برای تشخیص هم‌خطی از آزمون VIF[۱۲] استفاده می‌شود.

بخش دوم: نظریهٔ قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب

همان‌طور که گفته شد، رویکرد تحلیل عاملی مبتنی بر ثابت بودن کوواریانس پسماند بین بازده سهام است و این موضوع با واقعیت در تناقض است. از طرفی این رویکرد فقط تعداد عوامل تاثیرگذار بر قیمت را بدست می‌آورد؛ لیکن متغیرهای کلان را مشخص و نام‌گذاری نمی‌کند. در سوی دیگر، رویکرد متغیرهای کلان اقتصادی با مشخص کردن این عوامل متکی به این حقیقت

است که قیمت‌های سهام تخمین زده شده با نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ منعکس‌کننده اخبار متغیرهای کلان اقتصادی مختلف است. با این تفاسیر در این پژوهش رویکرد متغیرهای کلان اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در ابتدا متغیرهای کلان اقتصادی مورد نیاز این نظریه با توجه به پیشینه پژوهش انتخاب می‌شوند. سپس با توجه به این‌که در این نظریه تغییرات پیش‌بینی نشده متغیرهای کلان اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد، و با در نظر گرفتن پیشینه پژوهش، دو روش خودرگرسیونی و فیلتر کالمن که در اکثر مواقع دو روش برتر بوده‌اند، انتخاب شده و در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرند و تغییرات مربوط به باقی‌مانده‌های دو مدل را به عنوان مقادیر مربوطه در نظر گرفته و نتایج با هم مقایسه شده و بهترین روش انتخاب می‌شود؛ بطوریکه برای هر متغیر کلان اقتصادی حاصل جذر میانگین مربعات خطا[۱۳] در هر دو روش محاسبه شده و روشی که مقدار کم‌تری از این حاصل داشته باشد، تغییرات باقی‌مانده‌های آن روش انتخاب می‌شود.

ذکر این نکته ضروری است که با توجه به این‌که در این نظریه ضرایب بتا باید به صورت نامطلوب باشند، لذا مقادیر مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته باید به شکل زیر محاسبه شده و در رگرسیون وارد شوند.

مشاهدات متغیرهای وابسته $\min(R_j-\bar{R}_j,0)$

مشاهدات متغیرهای مستقل $\min(R_k-\bar{R}_k,0)$

علامت بار بر روی متغیر نشان دهنده میانگین آن متغیر است. در واقع با این‌کار تنها انحرافات نامطلوب (کوچکتر از میانگین) در نظر گرفته می‌شوند.

معادلات مربوط به نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب به شکل زیر است:

$$R_{jt}=E(R_{jt})+b_{j1}^{d}\delta_{1t}+b_{j2}^{d}\delta_{2t}+\ldots+b_{jk}^{d}\delta_{kt}+u_{jt}$$

معادله۴

$$E(R_{jt})=\lambda_0+\lambda_1 b_{j1}^{d}+\lambda_2 b_{j2}^{d}+\ldots+\lambda_k b_{jk}^{d}$$
$$j=1, 2\ldots N$$

R_{jt} بازده پرتفوی j ام در زمان t، $E(R_{jt})$ بازده مورد انتظار پرتفوی j ام برای زمان t، b_{jk}^{d} بتای نامطلوب، δ_{kt} بازده پیش‌بینی نشده عامل k ام در زمان t، u_{jt} عامل خطا برای پرتفوی j ام در زمان t، λ_0 بازده دارایی بدون ریسک، λ_k صرف ریسک عامل k ام.

در مرحله رگرسیون مقطعی روش فاما و مکبث فرض بر این است که ماتریس واریانس-کوواریانس باقی‌مانده‌ها در هر زمان متناسب با یک ماتریس قطری است. این مسئله در شرایطی که از داده‌های واقعی به اندازه کافی برای ضرایب بتا استفاده نشود، باعث می‌شود که تخمین‌های

ضرایب در مرحله رگرسیون مقطعی با وجود سازگاری و ثبات ناکارا باشند. در نتیجه به آماره t نمی‌توان اطمینان کرد (پاسکواریلو، ۱۹۹۹).

از طرفی اگر عوامل برای دو پرتفوی مختلف توسط مقادیر ویژه[۱۴] دسته‌بندی شوند، هیچ تضمینی وجود ندارد که مقدار عامل اول برای پرتفوی اول با مقداری که برای پرتفوی دوم بدست می‌آید یکسان باشد (مک‌الروی و برمیستر، ۱۹۸۸).

روش جایگزینی که برای آزمون این نظریه وجود دارد روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری است که در سال ۱۹۸۵ توسط مک‌الروی، برمیستر و وال معرفی شد. این روش که عوامل و بتاها را به طور همزمان تخمین می‌زند، در این پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد.

برای آزمون نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ ابتدا مدل را بصورت نامقید (معادله ۵) تبدیل کرده و رگرسیون را به روش حداقل مربعات معمولی اجرا می‌کنیم. سپس قید مورد نظر (معادله ۶) را به شکل زیر به مدل اضافه می‌کنیم که در این صورت مدل به صورت مقید غیرخطی (معادله ۷) در می‌آید. سپس مدل را به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری اجرا می‌کنیم. در این روش قیمت ریسک نامطلوب مربوط به متغیرها و ضرایب به طور همزمان تخمین زده می‌شوند. در آخر با استفاده از نسبت درست‌نمایی اعتبار قید یا محدودیت وارد شده به مدل را بررسی می‌کنیم.

معادله ۵
$$R_{jt}-\lambda_{0t}=\alpha_j+\sum_{k=1}^{K} b_{jk}^{d}\delta_{kt}+u_{jt}$$

معادله ۶
$$\alpha_j=\sum_{k=1}^{K} b_{jk}^{d}\lambda_k$$

قید مورد نظر به این معنی است که قیمت ریسک نامطلوب متغیرها برای تمام پرتفوی‌ها یکسان است.

معادله ۷
$$R_{jt}-\lambda_{0t}=\sum_{k=1}^{K} b_{jk}^{d}(\lambda_k+\delta_{kt})+u_{jt}$$
$$j=1, 2\ldots25 \quad , \quad k=7 \quad , \quad t=1, 2\ldots168$$

R_{jt} بازده پرتفوی j ام در زمان t، b_{jk}^{d} بتای نامطلوب پرتفوی j ام مربوط به عامل k ام، δ_{kt} تغییرات پیش‌بینی نشده عامل k ام در زمان t، u_{jt} عامل خطای پرتفوی j ام در زمان t، λ_0 بازده بدون ریسک یا همان (R_f)، λ_k صرف ریسک عامل k ام.

روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط برای اولین بار توسط زلنر در سال ۱۹۶۲ معرفی شد و در سال ۱۹۸۵ توسط مک‌الروی و همکاران به صورت غیرخطی درآمد.

"در این روش هر معادله به نوبه خود یک رگرسیون خطی بوده که می‌تواند به صورت مجزا تخمین زده شود و به همین دلیل این مجموعه از معادلات را به ظاهر نامرتبط می‌خوانند. زیرا فرض بر آن است که جزء خطا در میان معادلات مختلف دارای همبستگی می‌باشد" (شاهپوری، قربانی، دوراندیش و کهنسال، ۱۳۹۳).

همان‌طور که گفته شد در این روش مقادیر خطا باید با هم همبستگی داشته باشند، لذا برای این‌کار در مرحله تخمین مدل نامقید از آزمون ضریب لاگرانژ[15] (LM) استفاده می‌شود.

بخش سوم: مقایسه مدل بتای پاداشی و نظریهٔ قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب

در صورتی‌که دو مدل توانایی تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ را داشته باشند، به شکل زیر می‌توان مدل ارجح را انتخاب کرد.

با توجه به این که برای آزمون مدل بتای پاداشی ضرایب پرتفوی‌ها در دوره تخمین باید معنادار باشند در ابتدا پرتفوی‌هایی را انتخاب می‌کنیم که ضرایب آن‌ها معنادار شده است. سپس با استفاده از ضرایبی که در هر بخش بدست آمده بازده پرتفوی‌ها را با استفاده از مدل بتای پاداشی و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب برای سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ بصورت ماهانه پیش‌بینی می‌کنیم. سپس با مقایسه بازده‌های واقعی و پیش‌بینی شده، خطاهای هر مدل را بدست می‌آوریم. هر مدلی که جذر میانگین مربعات خطای کم‌تری داشته باشد، می‌توان گفت که توانایی پیش‌بینی بالاتری دارد.

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها

طبق رویه‌ای که در بخش قبل بیان شد، در ابتدا تعداد ۲۵ پرتفوی با استفاده از ۳۲۰ سهم تشکیل شده است که با توجه به نتایج در هر پرتفوی حداقل ۶ و حداکثر ۱۳ سهم وجود دارد.

بخش اول (مدل بتای پاداشی)

پس از تخمین ضرایب بتا آزمون‌های واریانس ناهمسانی و عدم خودهمبستگی مورد بررسی قرار می‌گیرد، که به طور خلاصه در زیر آورده شده است.

جدول ۲: تخمین ضرایب بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

	BV/MV				
MV	کم	۲	۳	۴	زیاد
کوچک	۰/۰۵۴	۰/۱۸۴	۰/۳۶۹	۰/۴۶۸	۰/۹۴۳
۲	۰/۱۹۵	۰/۱۱۴	-۰/۰۰۴	-۰/۱۱۸	۰/۵۵۶
۳	۰/۰۲۶	-۰/۰۳	-۰/۰۹۶	۰/۲۹۸	۰/۷۴۶
۴	۰/۶۴۶	۰/۱۳۳	۰/۴۱۱	۰/۲۷۳	۱/۲۶۱
بزرگ	۰/۳۵۹	-۰/۰۲۹	۰/۲۰۱	۰/۲۵۹	۱/۱۷۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳: آزمون واریانس ناهمسانی (آزمون وایت) رگرسیون‌های سری زمانی در مدل بتای پاداشی

پرتفوی	آماره nR^2	احتمال	نتیجه	پرتفوی	آماره nR^2	احتمال	نتیجه
P10	۲۲/۳۲	۰/۰۰	واریانس ناهمسانی	P20	۹/۸۱	۰/۰۰۱	واریانس ناهمسانی
P13	۱۱/۸۸	۰/۰۰	واریانس ناهمسانی	P25	۳۵/۳۶	۰/۰۰	واریانس ناهمسانی
P16	۱۶/۹۲	۰/۰۰	واریانس ناهمسانی				
مقدار جدول کای‌دو با سطح بحرانی ۵ درصد				۳/۸۴			

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول بالا رگرسیون‌های مربوط به پرتفوی‌های ۱۰، ۱۳، ۱۶، ۲۰ و ۲۵ که دارای واریانس ناهمسانی هستند آورده شده است. مابقی پرتفوی‌ها دارای واریانس همسان هستند.

جدول ۴: آزمون خودهمبستگی (آماره دوربین واتسون) رگرسیون‌های سری زمانی در مدل بتای پاداشی

با توجه به نتایج بدست آمده مقادیر مربوط به آمارهٔ ۲۵ پرتفوی بین حدود این آماره قرار گرفته است، لذا پرتفوی‌ها خودهمبستگی ندارند.	
حد پایین آماره دوربین-واتسون در جدول	۱/۴۴۹
حد بالای آماره دوربین-واتسون در جدول	۲/۵۵۱

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج آزمون‌های ناهمسانی واریانس و عدم خودهمبستگی، برای پرتفوی‌های شماره ۱۰، ۱۳، ۱۶، ۲۰ و ۲۵ نمی‌توان از رگرسیون حداقل مربعات معمولی استفاده کرد. لذا برای این پرتفوی‌ها از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته بهره گرفته می‌شود.

جدول ۵: بررسی معناداری ضرایب بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

	BV/MV				
MV	کم	۲	۳	۴	زیاد
کوچک	۰/۰۵۴ (۰/۳۲)	۰/۱۸۴ (۱/۰۳۳)	۰/۳۶۹ (۳/۱۰)***	۰/۴۶۸ (۳/۱۰)***	۰/۹۴۳ (۴/۷۷)***
۲	۰/۱۹۵ (۰/۹۶)	۰/۱۱۴ (۰/۹۹)	-۰/۰۰۴ (-۰/۰۳)	-۰/۱۱۸ (-۰/۸۲)	۰/۲۶۸ (۱/۰۲۸)
۳	۰/۰۲۶ (۰/۱۸)	-۰/۰۳ (-۰/۲)	-۰/۳۵۹ (-۱/۷۶۸)	۰/۲۹۸ (۲/۲۹)**	۰/۷۴۶ (۵/۳۹)***
۴	۰/۸۳۱ (۳/۶۵)***	۰/۱۳۳ (۰/۷۲)	۰/۴۱۱ (۳/۳)***	۰/۲۷۳ (۱/۵۵)	۰/۰۸۲ (۰/۲۹)
بزرگ	۰/۳۵۹ (۱/۷۶)	-۰/۰۲۹ (-۰/۲۱)	۰/۲۰۱ (۱/۴۶)	۰/۲۵۹ (۱/۷۳)	۱/۴۱ (۶/۳۹)***
** معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪ ، *** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪ ، اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t را نشان می‌دهند.					

منبع: یافته‌های پژوهشگر

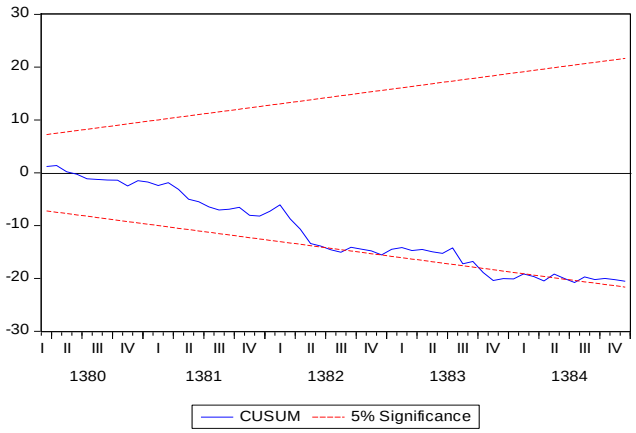
در مرحله تخمین بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، ضرایب ۸ پرتفوی از نظر آماری معنادار شدند که در ادامه مانایی متغیرها بررسی شده تا نشان دهنده این موضوع باشد که آیا این ضرایب ناشی از رگرسیون‌های کاذب هستند یا نه؟

جدول ۶: بررسی مانایی متغیرهای مدل بتای پاداشی

متغیر	آماره t	احتمال	متغیر	آماره t	احتمال
بازار	-۴/۷***	۰/۰۰	پرتفوی ۱۵	-۵/۹***	۰/۰۰
پرتفوی ۳	-۶/۷***	۰/۰۰	پرتفوی ۱۶	-۴/۷***	۰/۰۰
پرتفوی ۴	-۴/۹***	۰/۰۰	پرتفوی ۱۸	-۶/۷***	۰/۰۰
پرتفوی ۵	-۴/۶***	۰/۰۰	پرتفوی ۲۵	-۶/۸***	۰/۰۰
پرتفوی ۱۴	-۷/۷***	۰/۰۰			
مقدار آماره t در سطح بحرانی ۱٪			-۳/۵۴		
مقدار آماره t در سطح بحرانی ۵٪			-۲/۹۱		
*** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪					

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد در جدول بالا، متغیرهای رگرسیون‌های سری زمانی مانا هستند. حال باید بررسی شود که ضرایب بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بدست آمده در رگرسیون ثبات داشته باشند.



شکل ۱: بررسی ثبات ضریب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای پرتفوی شماره ۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج آزمون ثبات ضرایب، نمودار مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUM) برای پرتفوی شماره ۳ از مرزهای مورد نظر عبور کرده، لذا دارای ثبات نمی‌باشد و پرتفوی مورد نظر از محاسبات خارج می‌شود. ضرایب مربوط به مابقی پرتفوی‌ها دارای ثبات می‌باشد.

جدول ۷: مقادیر مربوط به متغیرهای مدل بتای پاداشی

شماره پرتفوی	میانگین صرف ریسک	بتای پاداشی	بتای CAPM
۴	۰/۰۰۵	۰/۴۲۴	۰/۴۶۸
۵	-۰/۰۰۵	۰/۳۳۱	۰/۹۴۴
۱۴	۰/۰۱۵	۰/۲۸۶	۰/۲۹۹
۱۵	۰/۰۰۳	-۰/۲۰۶	۰/۷۴۶
۱۶	۰/۰۲۹	۰/۹۵۱	۰/۶۴۶
۱۸	۰/۰۱۸	۰/۲۹۵	۰/۴۱۱
۲۵	۰/۰۱۷	۰/۵۰۱	۱/۱۷۹
میانگین صرف ریسک هر پرتفوی ($\bar{R}_j$-$\bar{R}_f$) با استفاده از ۱۰۸ داده ماهانه طی دوره بدست آمده است.			

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۸: آزمون مدل بتای پاداشی (فرضیه اول)

$\bar{R}_j-\bar{R}_f=\bar{\alpha}_j+\beta r_j[E(\bar{R}_M)-\bar{R}_f]+\beta_j[\bar{R}_M-E(R_M)]+\bar{u}_j$			
متغیر	**ضریب**	**آماره t**	**احتمال**
$\bar{\alpha}_j$	۰/۰۰۷	۰/۷۲۷	۰/۵۰۷
βr_j	۰/۰۲۳	۱/۸۱	۰/۱۴
β_j	-۰/۰۰۴۸	-۰/۴۲	۰/۶۹
Adjusted R-Square ۰/۱۸		R-Square ۰/۴۵	
رگرسیون مقطعی با استفاده از ۷ داده در دوره آزمون (از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال ۱۳۹۳). متغیرهای توضیحی مقادیر مربوط به بتا هستند که در دوره تخمین محاسبه شدند. همچنین متغیر وابسته میانگین صرف ریسک ۷ پرتفوی منتخب است که مقادیر آن در دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۳ محاسبه شده است.			

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که نتایج رگرسیون مقطعی نشان می‌دهد، ضریب مربوط به عرض از مبدأ مدل بتای پاداشی از نظر آماری معنادار نبوده لذا تفاوت چندانی با صفر ندارد پس می‌توان نتیجه گرفت که مدل بتای پاداشی توانایی تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را دارد.

جدول ۹: آزمون‌های واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی و هم‌خطی رگرسیون مقطعی مدل بتای پاداشی

آزمون وایت		
آماره nR^2 ۰/۴۹	احتمال ۰/۷۸	نتیجه واریانس همسانی
مقدار جدول کای‌دو با سطح بحرانی ۵ درصد		۵/۹۹
آزمون دوربین-واتسون		
آماره دوربین-واتسون ۰/۸۶		نتیجه غیر قابل قضاوت
محدوده عدم خودهمبستگی		۱/۶۷۶-۲/۳۲۴
محدوده عدم نتیجه‌گیری		۰/۲۹۴-۱/۶۷۶
آزمون VIF		
معادله	$br_t=a_0+a_1b_t+u_t$	
R^2	۰/۰۵	
VIF	۱/۰۵	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول بالا، برای رگرسیون مقطعی مدل بتای پاداشی فرض وجود واریانس ناهمسانی رد می‌شود. همین‌طور با توجه به این که مقدار آماره VIF کم‌تر از ۱۰ شده است، بین متغیرهای توضیحی نیز هم‌خطی وجود ندارد. از طرفی مقدار آماره دوربین-واتسون در محدوده‌ای قرار دارد که نمی‌توان در مورد وجود خودهمبستگی یا عدم خودهمبستگی اظهار نظر کرد.

بخش دوم (نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب)

با توجه به پیشینه پژوهش متغیرهای کلان اقتصادی ساختار زمانی نرخ بهره، نرخ تورم، تولید صنعتی، شاخص بازار، قیمت نفت، عرضه پول و نرخ ارز که بیش‌تر مورد استفاده قرار گرفتند، انتخاب می‌شوند.

در ابتدا تغییرات پیش‌بینی نشده با استفاده از دو روش خودرگرسیونی و فیلتر کالمن محاسبه شده و نتایج با هم مقایسه می‌شوند.

جدول ۱۰: مقایسه روش خودرگرسیونی و فیلتر کالمن در محاسبه تغییرات پیش‌بینی نشده

متغیر	جذر میانگین مربعات خطا		روش انتخابی
	خودرگرسیونی	فیلتر کالمن	
شاخص بازار	۶۶۵۹/۳۳۵	۷۴۱۶/۴۰۹	خودرگرسیونی
ارز	۷۷۶/۵۵۹۹	۱۳۹۹/۰۳	خودرگرسیونی
نفت	۵/۳۹۸۷۲۵	۵/۶۶۸۵۵۹	خودرگرسیونی
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۷۷۹۷۳۹	۰/۸۰۷۴۰۸	خودرگرسیونی
ساختار زمانی نرخ بهره	۱/۶۵E-۰۶	۲/۲۶E-۰۵	خودرگرسیونی
عرضه پول	۱۰۳/۱۵۱۴	۲۲۷/۹۳۲۲	خودرگرسیونی
تولید صنعتی	۳/۶۲۹۷۹۹	۱۰/۸۰۶۷۱	خودرگرسیونی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول بالا برای تمام متغیرهای کلان اقتصادی جذر میانگین مربعات خطا در روش خودرگرسیونی کم‌تر از روش فیلتر کالمن بوده، لذا تغییرات باقی مانده‌های این روش را به عنوان تغییرات پیش‌بینی نشده متغیرهای کلان اقتصادی در نظر گرفته و محاسبات با این مقادیر ادامه پیدا می‌کند.

جدول ۱۱: بررسی مانایی متغیرهای کلان اقتصادی نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب

تغییرات پیش‌بینی نشده	آماره t	احتمال	تغییرات پیش‌بینی نشده	آماره t	احتمال
δ_1	-۱۳/۸۵۹***	۰/۰۰	δ_5	-۱۲/۲۲۷***	۰/۰۰
δ_2	-۱۲/۹۹۴***	۰/۰۰	δ_6	-۱۲/۹۵۸***	۰/۰۰
δ_3	-۱۳/۱۹۵***	۰/۰۰	δ_7	-۱۲/۹۰۰***	۰/۰۰
δ_4	-۱۲/۹۳۹***	۰/۰۰			
مقدار آماره t در سطح بحرانی ۱٪			-۳/۴۶۹		
مقدار آماره t در سطح بحرانی ۵٪			-۲/۸۷۸		

*** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪

δ_1 تغییرات پیش‌بینی نشده شاخص بازار، δ_2 تغییرات پیش‌بینی نشده نرخ ارز، δ_3 تغییرات پیش‌بینی نشده قیمت نفت، δ_4 تغییرات پیش‌بینی نشده شاخص قیمت مصرف‌کننده، δ_5 تغییرات پیش‌بینی نشده ساختار زمانی نرخ بهره، δ_6 تغییرات پیش‌بینی نشده عرضه پول، δ_7 تغییرات پیش‌بینی نشده تولید صنعتی.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۲: بررسی مانایی پرتفوی‌های نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب

	BV/MV				
MV	کم	۲	۳	۴	زیاد
کوچک	-۱۰/۲۳*** (۰/۰۰)	-۱۰/۱۰*** (۰/۰۰)	-۹/۴۵*** (۰/۰۰)	-۹/۱۱*** (۰/۰۰)	-۱۰/۱۹*** (۰/۰۰)
۲	-۹/۴۲*** (۰/۰۰)	-۸/۶۸*** (۰/۰۰)	-۸/۷۳*** (۰/۰۰)	-۸/۹۳*** (۰/۰۰)	-۹/۱۸*** (۰/۰۰)
۳	-۹/۲۸*** (۰/۰۰)	-۹/۵*** (۰/۰۰)	-۱۰/۴۱*** (۰/۰۰)	-۹/۸۶*** (۰/۰۰)	-۸/۸۶*** (۰/۰۰)
۴	-۸/۱۸*** (۰/۰۰)	-۱۰/۱۹*** (۰/۰۰)	-۹/۵۵*** (۰/۰۰)	-۹/۴۴*** (۰/۰۰)	-۹/۷۹*** (۰/۰۰)
بزرگ	-۹/۳۲*** (۰/۰۰)	-۹/۱۴*** (۰/۰۰)	-۸/۸۸*** (۰/۰۰)	-۹/۴۱*** (۰/۰۰)	-۹/۸۷*** (۰/۰۰)
مقدار آماره t در سطح بحرانی ۱٪			-۳/۴۶۹		
مقدار آماره t در سطح بحرانی ۵٪			-۲/۸۷۸		

*** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪ ، اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد در جدول بالا، تمام متغیرهای کلان اقتصادی و پرتفوی‌های مورد نظر مانا هستند.

حال به آزمون نظریهٔ قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب پرداخته می‌شود.

جدول ۱۲: تخمین مدل نامقید

$R_{jt}-\lambda_{0t}=\alpha_j+\sum_{k=1}^{K} b_{jk}^{d}\delta_{kt}+u_{jt}$	
روش رگرسیون مورد استفاده	حداقل مربعات معمولی(OLS)
تعداد پارامترهای تخمین زده شده	۲۰۰
دترمینان ماتریس کوواریانس مقادیر خطا	۱/۲۹E-۷۸
این مدل دارای ۲۵ پرتفوی و ۷ متغیر کلان اقتصادی می‌باشد. مقادیر مربوط به مشاهدات متغیرهای مستقل و وابسته به صورت نامطلوب ($\min(R_j-\bar{R}_j,0)$ و $\min(R_k-\bar{R}_k,0)$) وارد مدل شده‌اند.	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۳: آزمون ضریب لاگرانژ

$LM=T\sum_{i=2}^{m}\sum_{j=1}^{i-1}\rho_{ij}^{2}$	
مقدار محاسبه شده	۸۳۰۹/۸۸۷
مقدار کای‌دو جدول با درجه آزادی ۳۰۰ در سطح اطمینان ٪۹۵	۳۴۱/۳۹۵
درجه آزادی $\frac{25(25-1)}{2}=300$ و T برابر ۱۶۸ مشاهده است.	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج آزمون ضریب لاگرانژ مقدار این ضریب از مقدار کای‌دو جدول بیش‌تر بوده، لذا فرض همبستگی بین جملات خطا وجود داشته و می‌توان از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری استفاده کرد.

جدول ۱۴: تخمین مدل مقید

$R_{jt}-\lambda_{0t}=\sum_{k=1}^{K} b_{jk}^{d}(\lambda_k+\delta_{kt})+u_{jt}$	
قید مورد نظر	$\alpha_j=\sum_{k=1}^{K} b_{jk}^{d}\lambda_k$
روش رگرسیون مورد استفاده	رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری(ITNLSUR)
تعداد پارامترهای تخمین زده شده	۱۸۲
دترمینان ماتریس کوواریانس مقادیر خطا	۱/۳۴E-۷۸
مقادیر مربوط به مشاهدات متغیرهای مستقل و وابسته به صورت نامطلوب وارد مدل شده‌اند.	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۵: مقایسه مدل مقید و نامقید

$LR=T(\ln\left\lvert\sum r\right\rvert-\ln\left\lvert\sum ur\right\rvert)$	
مقدار محاسبه شده	۵/۹۵
دترمینان ماتریس کوواریانس خطای مدل مقید	۱/۳۴E-۷۸
دترمینان ماتریس کوواریانس خطای مدل نامقید	۱/۲۹E-۷۸
مقدار کای‌دو جدول با درجه آزادی ۱۸ در سطح اطمینان ۹۵٪	۲۸/۸۶
مقدار کای‌دو جدول با درجه آزادی ۱۸ در سطح اطمینان ۹۰٪	۲۵/۹۸
آزمون نسبت راست‌نمایی جهت بررسی اعتبار قید اعمال شده به مدل. ، T تعداد مشاهدات و مقدار آن ۱۶۸ است. $H_0: \alpha_j=\sum_{k=1}^{K} b_{jk}^{d}\lambda_k$	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج آزمون نسبت راست‌نمایی، این مقدار در سطح اطمینان‌های ۹۵٪ و ۹۰٪ از مقدار کای‌دو جدول کم‌تر بوده، لذا فرض H_0 و قید اعمال شده به مدل اعتبار داشته است. پس می‌توان نتیجه گرفت که نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب توانایی تبیین بازده سهام را در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

جدول ۱۶: بررسی معناداری قیمت‌های ریسک نامطلوب تخمین زده شده

متغیر	مقدار تخمین زده شده	آماره t	احتمال
λ_1	۸/۲۴	۱/۸۱*	۰/۰۶
λ_2	۳/۹۵	۰/۲۲	۰/۸۲
λ_3	۸/۰۵	۰/۹۳	۰/۳۵
λ_4	-۳۲/۲۳	-۱/۷*	۰/۰۸
λ_5	۴/۵۴	۱/۵۸	۰/۱۱
λ_6	۳	۱/۸۱*	۰/۰۷
λ_7	-۲۴/۶۴	-۱/۳۴	۰/۱۷

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰٪

λ_1 قیمت ریسک نامطلوب شاخص بازار، λ_2 قیمت ریسک نامطلوب نرخ ارز، λ_3 قیمت ریسک نامطلوب قیمت نفت، λ_4 قیمت ریسک نامطلوب شاخص قیمت مصرف‌کننده، λ_5 قیمت ریسک نامطلوب ساختار زمانی نرخ بهره، λ_6 قیمت ریسک نامطلوب عرضه پول، λ_7 قیمت ریسک نامطلوب تولید صنعتی.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

طبق جدول بالا قیمت ریسک نامطلوب مربوط به متغیرهای شاخص بازار، شاخص قیمت مصرف‌کننده و عرضه پول معنادار شدند پس این متغیرها در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شوند.

بخش سوم (مقایسه مدل بتای پاداشی و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب)

با توجه به این‌که در آزمون نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب قیمت ریسک نامطلوب شاخص بازار، شاخص قیمت مصرف‌کننده و عرضه پول معنادار شدند، لذا برای این نظریه هم با استفاده از ۷ متغیر کلان اقتصادی و هم با استفاده از ۳ متغیر ذکر شده بازده پرتفوی‌ها را پیش‌بینی کرده و با مدل بتای پاداشی مقایسه می‌کنیم.

با توجه به نتایج جدول ۱۷، جذر میانگین مربعات خطای پرتفوی‌های شماره ۴، ۵ و ۱۴ برای نظریه‌های آربیتراژی از مدل بتای پاداشی کم‌تر و در مورد پرتفوی‌های شماره ۱۵، ۱۶، ۱۸ و ۲۵ بیش‌تر بوده است؛ همچنین می‌توان گفت نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب دارای ۳ متغیر نسبت به نسخه ۷ متغیری خطای کم‌تری داشته است.

لذا در مورد فرضیه سوم نمی‌توان با قطعیت مدلی را برتر دانست؛ با این وجود با توجه به نحوه شکل‌گیری پرتفوی‌ها می‌توان اظهار نظر کرد که در پرتفوی‌هایی با اندازه بازار کوچک نظریه

قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب بازه سهام بورس اوراق بهادار تهران را بهتر پیش‌بینی می‌نماید و هر چه اندازه بازار پرتفوی‌ها افزایش پیدا می‌کند قدرت پیش‌بینی مدل بتای پاداشی بهتر می‌شود.

جدول ۱۷: مقایسه مدل بتای پاداشی و نظریهٔ قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب

پرتفوی		P4	P5	P14	P15	P16	P18	P25
جذر میانگین مربعات خطا	بتای پاداشی	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۱
	آربیتراژ (۷ متغیر)	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۸	۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۳۲
	آربیتراژ (۳ متغیر)	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۳۳
مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل بتای پاداشی و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب با ۷ و ۳ متغیر در سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷. در مدل آربیتراژ با ۳ متغیر، شاخص بازار، شاخص قیمت مصرف‌کننده و عرضه پول لحاظ شده‌اند.								

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶- بحث و نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش بررسی مدل بتای پاداشی و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب و مقایسه این دو مدل در بورس اوراق بهادار تهران است. یک دلیل برای انتخاب این دو مدل برای مقایسه نواقص موجود در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است که در پژوهش‌های گذشته به آن‌ها اشاره شده است. دلیل دیگر این است که با توجه به نوظهور بودن بورس اوراق بهادار تهران که تصمیمات بر اساس اخبار صورت می‌گیرد، تفاوت قائل شدن بین تغییرات منتظره و غیرمنتظره بازده سهام می‌تواند مفید واقع شود. هر دو مدل مورد بررسی در این پژوهش بازده را به دو قسمت منتظره و غیرمنتظره تقسیم می‌کنند با این تفاوت که نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب متغیرهای بیش‌تری را در مدل خود در نظر می‌گیرد. در این پژوهش این نتیجه حاصل شد که مدل بتای پاداشی برای سهام با ارزش بازار بزرگتر مدل بهتری جهت پیش‌بینی بازده است، از طرفی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، بازده سهام با اندازه بازار کوچکتر را بهتر پیش‌بینی می‌نماید. در این مدل عرضه پول، شاخص بازار و شاخص قیمت مصرف کننده قیمت‌گذاری شدند که نشان دهنده عدم وجود فرصت آربیتراژی در خصوص این متغیرها است. لیکن مابقی متغیرها از جمله نرخ ارز، قیمت نفت و تولید صنعتی قیمت‌گذاری

نشدند که این احتمال وجود دارد که با بررسی اخبار غیرمنتظره این متغیرها بتوان فرصت آربیتراژی به وجود آورد.

- فرضیه اول مربوط به مدل بتای پاداشی است که توانایی تبیین بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران را می‌سنجد. در این مدل اگر ضرایب بتا در دوره اول به درستی تخمین زده شده باشند، انتظار بر این است که در صورت استفاده از این ضرایب در دوره دوم به عنوان متغیر توضیحی عرض از مبدا مدل از نظر آماری تفاوت چندانی با صفر نداشته باشد. با توجه به این‌که در این پژوهش عرض از مبدا از نظر آماری با صفر تفاوت چندانی ندارد پس این مدل توانایی تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را دارد.

نتایج این فرضیه با تمام پژوهش‌های صورت گرفته در پیشنیه این پژوهش در مورد بتای پاداشی (خدادادی و همکاران(۱۳۸۹)، رضایی و همکاران (۱۳۹۳)، کمالی و همکاران (۱۳۹۵)، برن‌هولت (۲۰۰۷) و گابریل و سیلوا (۲۰۱۴))همخوانی دارد.

- فرضیه دوم مربوط به توانایی تبیین بازده سهام توسط نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب است. در این مدل در ابتدا رگرسیون معمولی اجرا شد. سپس قید یکسان بودن قیمت ریسک نامطلوب متغیرهای کلان اقتصادی برای تمام پرتفوی‌ها به مدل اضافه شد و یک سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی تکراری اجرا شد. درانتها با آزمون نسبت راست‌نمایی بررسی شد که آیا قید اعمال شده به مدل اعتبار دارد یا خیر. نتایج پژوهش حاکی از معتبر بودن این قید و همچنین قیمت‌گذاری صرف ریسک‌های شاخص بازار، شاخص قیمت مصرف کننده و عرضه پول در بورس اوراق بهادار تهران است.

پژوهش صورت گرفته توسط تالانه و قاسمی(۱۳۹۰) طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ و همچنین پژوهش جلائی و حبیب‌دوست (۱۳۹۲) طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹ حاکی از این است نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در ایران کاربرد ندارد و همچنین تنها یک عامل در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود که با نتایج پژوهش حاضر مغایر است. با توجه به این که ایجاد پرتفوی قدرت آزمون این مدل را افزایش می‌دهد، عدم استفاده از پرتفوی‌هایی از سهام را می‌توان دلیل احتمالی مغایرت نتیجه این پژوهش‌ها با پژوهش حاضر بیان کرد.

سجادی و همکارن(۱۳۹۰) طی پژوهش خود طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ به این نتیجه رسیدند که عرضه پول، نرخ ارز، ساختار زمانی نرخ بهره و تولید صنعتی در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری شده، لیکن تورم و قیمت نفت قیمت‌گذاری نشدند. پژوهش حاضر از نظر قیمت‌گذاری عرضه پول و عدم قیمت‌گذاری قیمت نفت با این پژوهش همخوانی دارد. عدم همخوانی این پژوهش با پژوهش حاضر در قیمت‌گذاری برخی متغیرهای کلان ممکن است به دلیل

این باشد که دوره بررسی آن با دوره مورد نظر پژوهش حاضر مغایرت دارد. همچنین مرادزاده و همکاران(۱۳۹۵) طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ به این نتیجه رسیدند که نرخ ارز، شاخص، تورم و نرخ سپرده‌گذاری بر بازده سهام اثرگذار هستند. پژوهش حاضر از لحاظ معناداری متیغرهای شاخص و نرخ ارز با این مطالعه همخوانی دارد.

همچنین نتیجه پژوهش حاضر با نتیجه پژوهش‌های صورت گرفته در خارج از کشور از نظر تعداد عوامل تاثیرگذار بر قیمت سهام مغایرت دارد. در پژوهش‌های صورت گرفته در رابطه با نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ توسط افضل و هاینگ (۲۰۲۰) در کشور پاکستان بدون عامل، الشقیرات (۲۰۱۹) در کشور عمان ۱ عامل، توکلی بغدادآباد و گلابادانیدیس (۲۰۱۴) در کشور مالزی ۷ عامل، ازیز و یونزاوا (۲۰۰۶) در کشور ژاپن ۷ عامل، چن و همکاران (۱۹۸۶) در کشور امریکا ۵ عامل و بین‌استاک و چان (۱۹۸۸) در کشور انگلیس ۵ عامل بر قیمت سهام تاثیرگذار بودند؛ در صورتی که تعداد عوامل تاثیرگذار در این پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران ۳ عامل بوده است. با این تفاسیر می‌توان گفت که با توجه به این که بازار سرمایه ایران یک بازار نوظهور است، هنوز عواملی که در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری نشده‌اند وجود دارد.

- فرضیه سوم به مقایسه مدل بتای پاداشی و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب بازده پرتفوی‌ها با اندازه بازار کوچک را بهتر پیش‌بینی می‌نماید و هرچه اندازه پرتفوی‌ها بزرگ‌تر می‌شود قدرت پیش‌بینی مدل بتای پاداشی بیش‌تر می‌شود.

این فرضیه برای اولین بار در بورس اوراق بهادار تهران آزمون شده است. از طرفی مطالعه‌ای در خارج از کشور نیز در رابطه با این موضوع یافت نمی‌شود.

پیشنهادها

پیشنهاد این پژوهش به افراد فعال در حوزه مالی از جمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مدیران مالی، مدیران سبد، سرمایه‌گذاران انفرادی در بورس اوراق بهادار تهران و افرادی که به نوعی نیازمند محاسبه بازده مورد انتظار و سرمایه‌گذاری هستند این است که از مدل بتای پاداشی و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ مبتنی بر ریسک نامطلوب برای این منظور استفاده کنند. از طرفی با توجه به قیمت‌گذاری شاخص بازار، عرضه پول و شاخص قیمت مصرف‌کننده در بورس اوراق بهادار تهران، این متغیرها را در محاسبات خود منظور کنند. همچنین با بررسی سایر متغیرهایی که در بورس قیمت‌گذاری نشدند به دنبال فرصت‌های آربیتراژ و کسب بازده باشند.

همچنین اولین پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی این است که با توجه به شرایط حباب قبل از سال ۱۳۹۲ و افت بازار بعد از این سال، دوره بررسی را به دو دوره قبل و بعد از حباب تقسیم بندی و نتایج را با هم مقایسه کنند. پیشنهاد بعدی استفاده از روش ماکزیمم همپوشانی تبدیل موجک گسسته[۱۶] است که برای محاسبه تغییرات پیش‌بینی نشده متغیرهای کلان اقصادی کاربرد دارد. این تبدیل یک آنالیز مقیاس-زمان است و مدل پیشرفته روش فیلتر موجک می‌باشد.

فهرست منابع

۱) بادی، زوی، کین، الکس و مارکوس، آلان جی. (۲۰۰۹). «مدیریت سرمایه‌گذاری»، ترجمه سید مجید شریعت‌پناهی، روح‌الله فرهادی و محمد ایمنی‌فر، تهران: انتشارات سمت، جلد اول، ویرایش هشتم.

۲) تالانه، عبدالرضا، قاسمی، اکرم (۱۳۹۰). «آزمون تجربی و مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۴، صص ۲۸-۵.

۳) تهرانی، رضا، پیمانی، مسلم (۱۳۸۸). «بررسی مقایسه‌ای بین معیارهای رایج ریسک (واریانس و بتا) و معیارهای ریسک نامطلوب (نیمه‌واریانس و بتای نامطلوب)»، تحقیقات مالی، دوره ۱۰، شماره ۲۶، صص ۹۲-۷۷.

۴) جلائی، سید عبدالمجید، حبیب‌دوست، امیر (۱۳۹۲). «تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و فرآیند تولید مقادیر غیرمنتظره متغیرهای کلان»، مجله دانش مالی، سال چهارم، شماره ۱۵، صص ۱۴۸-۱۲۹.

۵) خدادادی، ولی، دستگیر، محسن، نصر اصفهانی، حمید (۱۳۸۹). «بررسی دقت پیش‌بینی دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل بتای پاداشی در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهشنامه علوم اقتصادی، دوره ۱۰، شماره ۳۹، صص ۹۸-۸۱.

۶) رضایی، فرزین، اکبری‌مقدم، بیت الله، نوروزی، علی (۱۳۹۲). «مقایسه قدرت پیش‌بینی بازده موردانتظار سهام با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بتای پاداشی»، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال پنجم، شماره ۱۷، صص ۲۳۲-۲۱۳.

۷) سجادی، حسین، فرازمند، حسن، بادپا، بهروز (۱۳۹۰). «کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی در بورس اوراق بهادار تهران»، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۶، شماره۱، صص ۶۶-۴۵.

۸) سوری، علی (۱۳۹۴). «اقتصادسنجی پیشرفته»، تهران: نشر فرهنگ‌شناسی، چاپ چهاردهم.

۹) شاهپوری، احمدرضا، قربانی، محمد، دوراندیش، آرش، کهنسال، محمدرضا (۱۳۹۳). «جایگاه زعفران ارگانیک در سبد مصرفی آتی خانوارها و عوامل موثر بر آن (مطالعه موردی)»، نشریه زراعت و فناوری زعفران، جلد ۲، شماره ۳، صص ۱۱۴-۱۰۷.

۱۰) کمالی، احسان، هاشمی، سیدعباس، فروغی، داریوش (۱۳۹۵). «ارزیابی و مقایسه توان مدل‌های مبتنی بر شاخص‌های حسابداری ریسک و بتای پاداشی در پیش‌بینی بازده سهام»، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره ۸، شماره ۳۲، صص ۱۱۸-۹۹.

۱۱) مرادزاده، مسلم، شهیکی‌تاش، محمدنبی، اعزازی، محمداسماعیل (۱۳۹۵). «آزمون تجربی تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با رویکرد ریسک نامطلوب در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهش‌های مدیریت عمومی، دوره ۹، شماره ۳۴، صص ۲۹۲-۲۶۷.

12) Afzal, F., & Haiying, P. (2020). Evaluating the effectiveness of CAPM and APT for risk measuring an asset pricing. Financial Risk and Management Reviews, 6(1), 14-21.

13) Azeez, A. A., & Yonezawa, Y. (2006). Macroeconomic factor and the empirical content of the arbitrage pricing theory in the Japanese stock market. Japan and the World Economy, 18(4), 568-591.

14) Beenstock, M., & Chan, K. F. (1988). Economic forces in the London stock market. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 50(1), 27-39.

15) Bornholt, G. N. (2006). Expected utility and mean-risk asset pricing models. Working paper, Griffith University-Department of Accounting, Finance and Economics, Australia, Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=921323.

16) Bornholt, G. N. (2007). Extending the capital asset pricing model: the reward beta approach. Accounting and Finance, 47(1), 69-83.

17)Burmeister, E., & McElroy, M. B. (1988). Joint estimation of factor sensitivities and risk premia for the arbitrage pricing theory. Journal of Finance, 43(3), 721-735.

18)Chen, M. M., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. Journal of Business, 59(3), 383-403.

19) Chunhachinda, P., Dandapani, K., Hamid, S., & Prakash, A. J. (1997). Portfolio selection and skewness: evidance from international stock market. Journal of Banking and Finance, 21(2), 143-167.

20) Elshqirat, M. (2019). An empirical examination of the arbitrage pricing theory: evidence from Jordan. Journal of Studies in Social Sciences, 18(2), 46-67.

21) Elton, E. J., & Gruber, M. J. (1988). A multi-index risk model of the Japanese stock market. Japan and World Economy, 1(1), 21-24.

22) Estrada, J. (2000). The cost of equity in emerging markets: a downside risk approach. EFMA 2000 Athens, EFA 2000 London, FMA 2000 Edinburgh, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=170749.

23) Estrada, J. (2002). Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. Emerging Market Review, 3(4), 365-379.

24) Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. Journal of finance, 47(2), 427-465.

25) Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics, 33(1), 3-56.

26) Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: Theory and Evidence. Journal of Economic Perspectices, 18(2), 325-346.

27) Gabriel, F. G., & Silva, P. R. (2014). And the winner is ..."CAPM, Fama and French Three-Factor or Reward Beta"? International Journal of Advances in Management and Economics, 3(4), 60-70.

28) Galagedera, D. U. (2007). An alternative perspective on the relationship between downside beta and CAPM beta. Emerging Market Review, 8(1), 4-19.

29) Grinblatt, M., & Titman, S. (2005). Mercados financeiros & estrategias corporativas. Bookman Companhia Ed.
30) Jensen, M. C., Black, F., & Scholes, M. S. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. Praeger Publisher Inc., Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=908569.
31) Mao, J. C. (1970). Model of capital budgeting, E-V vs E-S. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 4(5), 657-675.
32) McElroy, M. B., & Burmeister, E. (1988). Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression Model Iterated Nonlinear Seemingly Unrelated Regression Estimates. Journal of Business & Economics Statistics, 6(1), 29-42.
33) McElroy, M. B., Burmeister, E., & Wall, K. D. (1985). Two estimators for the APT model when factors are measured. Economics Letters, 19(3), 271-275.
34) Ouysse, R., & Kohn, R. (2009). Bayesian variable selection and model averaging in the arbitrage pricing theory model. Computational Statistics and Data Analysis, 54(12), 3249-3268.
35) Pasquariello, P. (1999). The Fama-MacBeth Approach Revisited. Stern School of Business, New York University.
36) Priestley, R. (1996). The arbitrage pricing theory, macroeconomic and financial factor, and expectation generating processes. Journal of Banking & Finance, 20(5), 869-890.
37) Reilly, K. F., & Brown, K. C. (2000). Investment Analysis and Portfolio Management (6 ed). Pennsylvania: State University.
38) Roll, R., & Ross, S. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. Journal of Finance, 35(5), 1073-1103.
39) Sadorsky, P., & Henriques, I. (2001). Multifactor risk and the stock returns of Canadian paper and forest products companies. Forest Policy and Economics, 3(3), 199-208.
40) Shah, S. A., Khan, M. & Raza, H. (2019). Pricing downside risk in arbitrage pricing theory: a comparison across emerging and developed markets. Numl International Journal of Business & Management, 14(2), 111- 127.
41) Sharpe, W. F., & Cooper, G. M. (1972). Risk-return classes of New York stock common stocks. Financial Analysts Journal, 28(2), 46-81.
42) Tavakoli Baghdadabad, M. R., & Glabadanidis, P. (2014). An extensile method on the arbitrage pricing theory based on downside risk (D-APT). International Journal of Managerial Finance, 10(1), 54-72.

یادداشت‌ها

[1] *ارزش دفتری به ارزش بازار*
[2] *ارزش بازار*

[3] Ordinary Least Square
[4] Heteroskedasticity
[5] Autocorrelation
[6] Collinearity
[7] Generalized Least Squares

[8] Stationary
[9] Unit Root Test
[10] Augmented Dikey-Fuller
[11] Cumulative Sum of Recursive Residuals
[12] Variance Inflation Factor
[13] Root Mean Square Error
[14] Eigenvalues
[15] Lagrange Multiplier Test
[16] Maximum Overlap Discrete Wavelet Transform