پژوهش‌های مدیریت عمومی
سال نهم، شماره سی و چهارم، زمستان ۱۳۹۵
صفحه ۲۰۱ -۲۴۳

تاریخ دریافت: ۹۵/۱/۱۷
تاریخ پذیرش: ۹۵/۷/۱۷

آزمون تجربی تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با رویکرد ریسک نامطلوب (D-APT) در بورس اوراق بهادار تهران

مسلم مرادزاده* – دکتر محمدنبی شهیکی تاش**
دکتر محمد اسماعیل اعزازی***

چکیده

هدف از این پژوهش ارائه یک مدل تعمیم یافته از تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ، تحت عنوان تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ نامطلوب، با استفاده از مفاهیم انحراف معیار نامطلوب و بتای نامطلوب است. این پژوهش با دربرگرفتن بازدهی ۹۷ سهم مورد معامله در بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای کلان اقتصادی، به ارزیابی رابطه بین بازدهی تعدیل‌شده و بتای نامطلوب در دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ به روش پانل دیتا پرداخته است. یافته‌های پژوهش بیانگر وجود رابطه معنی‌داری متغیرهای نرخ ارز، شاخص بورس، نرخ تورم مصرف‌کننده و نرخ سپرده‌گذاری با بازدهی سهام است و ضرایب هر کدام به ترتیب عبارت‌اند از ۰.۴۵-، ۰.۲۰، ۱.۱۲ و ۲.۰۲- ؛ به‌طوری‌که نرخ ارز و نرخ سپرده‌گذاری رابطه منفی و شاخص بورس و نرخ تورم مصرف‌کننده رابطه مثبتی با بازدهی سهام داشته و مجموعاً ۲۷.۱۷ درصد از تغییرات بازدهی سهام را توضیح می‌دهند. یافته‌های تحقیق موید عدم کارایی کافی تئوری قیمت گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: **تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ نامطلوب، بتای نامطلوب، نیم واریانس**

---

* دانشجوی دکتری مدیریت ، دانشگاه سیستان و بلوچستان
** نویسنده مسئول- استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، Mohammad_Tash@eco.usb.ac.ir
*** استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد ، دانشگاه سیستان و بلوچستان

مقدمه

با توجه به انتقادهای مطرح شده بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، محققین اقتصاد مالی بدنبال ارایه مدل‌های دقیق‌تر بودند. دلیل اصلی این انتقادها فرضیه‌های محدودکننده‌ای است که نظریه بر آن استوار است، که مهم‌ترین آن‌ها به شرح زیر است: ۱. کارایی بازار[1] سرمایه و نرمال بودن توزیع بازدهی اوراق بهادار به‌گونه‌ای که شاخص ترکیبی بازار را می‌توان نماینده‌ای معتبر از سرمایه‌گذاری‌های تمام بازارها در نظر گرفت. ۲. تابع مطلوبیت درجه‌ی دوم[2] سرمایه‌گذاران. شبهه‌دار بودن این فرضیه‌ها در عمل، جامعه دانشگاهی را دهه‌ی ۷۰ به ارائه الگویی نوین رهنمون کرد که حاصل آن را راس و دیگران با عنوان نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ ارائه نمودند (*وکیلی فرد و زارعی، ۱۳۸۸*). نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ به‌عنوان جایگزینی برای مدل قیمت‌گذاری میانگین-واریانس دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه‌شده توسط شارپ، لینتنر و ترینر[3] معرفی گردید. این مدل ابزار تحلیلی قوی‌ای برای توضیح پدیده‌های مشاهده‌شده در دارایی‌های ریسکی است (*Ross, 1976*).

نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ ارائه‌شده توسط راس[4] بر فرض عدم وجود فرصت آربیتراژ در بازارهای مالی استوار است و شرط اصلی آن، وجود یک رابطه خطی بین بازده واقعی و مجموعه‌ای از عوامل مشترک است. (*Harding, 2008*)، درحالی‌که ریشه چنین نظریه‌ای که بیان می‌دارد عدم وجود فرصت آربیتراژ شرط اساسی تعادل است را می‌توان در مدل تعادل عمومی ارو[5] مشاهده نمود (*kallio & ziemba, 2007*). در این مدل، دارایی بر اساس ریسک آن قیمت‌گذاری می‌شود؛ با این تفاوت که منبع ریسک فقط یک عامل و آن‌هم پرتفولیوی بازار نیست، بلکه عوامل متعددی بر دارایی مؤثرند که به آن‌ها عوامل ریسک گویند. بنا به فرض، تعداد عوامل ریسک به نسبت تعداد دارایی‌ها کم هستند (*محسنی دمنه،۱۳۸۶*).

در مطالعات اخیر، پژوهش‌گران به آزمون این مدل با استفاده از دو مقیاس ضریب بتا و واریانس پرداخته‌اند (*Tavakoli Baghdadabad & Glabadanidis, 2014*). اما

1- Market Efficiency
2 -Quadratic
3 -Sharp, Lintner and Tryner
4 -Ross
5 -Arrow

پژوهش‌های فراوانی حاکی از عدم کارایی این دو مقیاس در انعکاس سطوح ریسک یک دارایی هستند، بدین معنی که این دو مقیاس نقش خود را در مدل های تک عاملی به خوبی ایفا نمی‌کنند (*Markowitz, 1959; Estrada, 2002; Post & Van Vliet, 2006*). به منظور شناسایی این ناکارایی، تعدادی از مطالعات به ارائه مدل جدیدی از واریانس و بتا تحت عنوان نیم واریانس و بتای نامطلوب در مدل تک عاملی گسترش یافته CAPM پرداختند (*Estrada, 2002, 2004*). با این حال تمامی مطالعات در داخل بازار سرمایه ایران از معیارهای ریسک نامطلوب فقط در قالب مدل تک عاملی CAPM استفاده نموده‌اند، در حالی‌که این معیارها در قالب مدل‌های چندعاملی از جمله مدل APT مورد بررسی قرار نگرفته‌اند. در این پژوهش به منظور شناسایی عدم کارایی واریانس (انحراف معیار)، از معیارهای جدید نیم واریانس و بتای نامطلوب در قالب مدل APT تحت عنوان مدل APT نامطلوب (D-APT) استفاده گردید. از اینرو در ادامه مطالب ابتداً به پیشینه تحقیق و مبانی نظری تحقیق می پردازیم. سپس به آنالیز مدل تجربی برآورد شده و نتایج مرتبط با آن اشاره می‌گردد و در انتها به مهمترین یافته‌ها و پیشنهادات اشاره می‌گردد.

پیشینه پژوهش

در دهه‌های گذشته مطالعات فراوانی به آزمون تجربی APT با استفاده از شناسایی متغیرهای مالی و کلان اقتصادی تأثیرگذار بر بازدهی سهام در بازارهای پرداخته‌اند. بیش‌تر این مطالعات حساسیت بازدهی سهام به عوامل مشترک (بتای عوامل) را در مدلی با استفاده از واریانس و انحراف معیار دارایی و کوواریانس بین بازدهی هر دارایی و بازدهی عوامل مورد ارزیابی قرار داده اند.

اولین مطالعه در این زمینه توسط استفان راس (۱۹۷۶) انجام گرفت. در ادامه التون[1] و گروبر[2] (۱۹۸۸) ارتباط بین ساختار ریسک و متغیرهای کلان اقتصادی را در بازار سهام ژاپن مورد بررسی قراردادند و نتیجه پژوهششان بیانگر وجود چهار عامل مهم در توصیف فرآیند تولید بازده بود. سادورسکی[3] و هنریکه[4] (۲۰۰۱) مدل بازار چندعاملی را برای

1- ElTon
2 -Gruber
3 -Sadorsky
4 -Henriques

تخمین بازده مورد انتظار قیمت سهام محصولات جنگلی و کاغذی کانادا مورد استفاده قرار دادند. نتایج پژوهششان حاکی از این بود که بازدهی بازار، نرخ ارز و قیمت کالا هرکدام تأثیر با اهمیتی بر بازدهی قیمت سهام دارند به‌طوری‌که افزایش در بازدهی بازار و قیمت کالا باعث افزایش بازدهی سهام و افزایش در نرخ ارز باعث کاهش بازدهی قیمت سهام می‌گردد. گی[1] (۲۰۰۸) به بررسی رابطه بازدهی سهام و متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله شاخص قیمت مصرف‌کننده، عرضه پول، نرخ ارز خارجی، تولید ناخالص ملی و قیمت نفت چهار اقتصاد درحال ظهور برزیل، روسیه، هند و چین پرداخت. نتایج حاکی از آن بود که بین نرخ ارز مربوطه و قیمت نفت با قیمت‌های شاخص بازار سهام رابطه معنی‌داری وجود دارد و این ممکن است به دلیل تأثیر دیگر عوامل کلان اقتصادی داخلی و بین‌المللی بر بازدهی بازار سهام باشد، هم‌چنین بین بازدهی بازار سهام گذشته و حال رابطه‌ی معنی‌داری یافت نشد. لیو[2] و شرستا[3] (۲۰۰۸) به تجزیه و تحلیل رابطه بلندمدت شاخص‌های بازار سهام چین و مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصاد کلان ازجمله عرضه پول، تولید صنعتی، تورم، نرخ ارز و نرخ‌های بهره پرداختند. نتایج نشان‌دهنده یک رابطه بین قیمت سهام و متغیرهای اقتصاد کلان بود و هم‌چنین نشان‌دهنده رابطه مثبت بین عملکرد بازار سهام و متغیرهای اقتصاد کلان در بلندمدت بود. یانگ و همکاران (۲۰۱۰) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را در بازار اوراق بهادار چین مورد آزمون قرار دادند. در مدل رگرسیون طراحی‌شده برای آزمون تجربی از روش پانل دیتا در مدل قیمت‌گذاری و هم‌چنین سه متغیر اندازه شرکت، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و نسبت قیمت به درآمد به‌عنوان عوامل تأثیرگذار بر بازدهی استفاده گردید. نتایج پژوهش نشان‌دهنده عدم تأثیر این سه عامل بر بازدهی اوراق بهادار بود، بدین معنی که تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در بازار اوراق بهادار چین قابل‌اجرا و آزمون نیست. قادر (۲۰۱۲) به ارزیابی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ بهره اوراق خزانه و تولیدات صنعتی) بر بازدهی سهام بورس اوراق بهادار داکا پرداخت. اگرچه نتایج مدل نشان‌دهنده یک رابطه‌ی مثبت بین نرخ بهره اوراق قرضه خزانه و تولیدات صنعتی با بازدهی سهام بود اما ضرایب از نظر آماری معنی‌دار نبودند. توکلی بغدادآباد و گلابادانیدیس (۲۰۱۴) نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را با رویکرد ریسک نامطلوب مورد ارزیابی قرار دادند.

1 -Gay
2 -Liu
3 -Shrestha

مطالعه آن‌ها دربرگیرنده ۱۶۳ سهام معامله‌شده در بورس سهام مالزی[1] و هم‌چنین هشت متغیر کلان اقتصادی به‌عنوان متغیرهای وابسته و مستقل و نیز دو دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۹۸ و ۱۹۹۸-۲۰۱۰ بود. نتایج حاکی از آن بود که تمامی متغیرهای تعریف‌شده توانایی قیمت‌گذاری بازدهی سهام را در مدل D-APT دارند، بدین معنی که هشت عامل متفاوت ریسک تأثیر مهمی بر بازدهی مورد انتظار دارند، این عوامل عبارت‌اند از: تولیدات صنعتی، نرخ تورم، قیمت نفت، نرخ ارز، ساختار زمانی نرخ بهره، نرخ پس‌انداز[2] و بازده بازار.

دستگیر و همکاران (۱۳۸۸) عوامل ریسکی تأثیر گذار بر مازاد بازدهی سهام شرکت‌های فعال در صنعت پتروشیمی را در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۴ به صورت ماهانه مورد بررسی قرار دادند. با استفاده از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، متغیرهای مازاد بازدهی بازار، درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، درصد تغییرات نرخ تورم و درصد تغییرات قیمت نفت خام مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج آزمون فرضیه‌ها حاکی از این بود که ضریب متغیر مازاد بازدهی بازار از لحاظ آماری معنی‌دار بوده است. سجادی و همکاران (۱۳۸۹) تحقیقی را با هدف تعیین رابطه بلندمدت بین نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، نرخ رشد نقدینگی، نرخ ارز و درآمد نفتی، انجام دادند. آن‌ها در این تحقیق داده‌ها را به‌صورت فصلی و برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۶ و با استفاده از روش خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی، مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج آزمون هم جمعی نیز حاکی از وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی مزبور و نرخ رشد شاخص بازده نقدی بود. غلامی پرور (۱۳۹۰) به آزمون شرطی نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. وی برای این کار چهار متغیر بتا، نسبت قیمت به درآمد، میزان سرمایه شرکت‌ها و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری شرکت‌ها را به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفت. نتایج آزمون نیز حاکی از یک رابطه‌ی خطی بین این متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد در این بازه‌ی زمانی به‌صورت مشروط بود. سجادی و فرازمند (۱۳۹۰) پژوهشی را با هدف بررسی کاربرد نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ و تأثیر تغییرات پیش‌بینی‌نشده‌ی متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، عرضه‌ی پول، نرخ ارز، قیمت نفت، ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره و تولیدات صنعتی بر بازدهی مورد انتظار هر سهم در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. محققین

1 Malaysian Stock Market
2- Saving Rate

این مطالعه به این نتیجه دست یافتند که نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ یک مدل منطقی در توضیح بازدهی مورد انتظار هر سهم محسوب می‌شود و متغیرهای کلان اقتصادی مزبور معنی‌دار و به عنوان منابع ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران تعریف می‌شوند. طیب نیا و سورانی (۱۳۹۲) به آزمون برقراری شرایط الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. به این منظور، اطلاعات مربوط به قیمت ۲۰ شرکت بورسی و شش شاخص کلان اقتصادی گردآوری و مورد استفاده قرار گرفت، هم‌چنین از روش تخمین SUR برای تخمین سیستم معادلات و از آماره LR به‌منظور آزمون برقراری شرایط الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ استفاده شد. درنهایت، با داده‌ها و روش تخمین مذکور، برقراری APT در بورس سهام تهران رد نشد. قالیباف اصل و ایزدی (۱۳۹۳) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا عواملی هم چون صرف بازدهی بازار، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و شتاب، با و بدون عامل ریسک نقدشوندگی، توانایی توضیح بازدهی سهام را دارند یا خیر. نتایج پژوهش حاکی از این بود که صرف بازده بازار با ضریب ۰.۳۶۷۱ و احتمال کم‌تر از ۰.۰۰۰، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با ضریب ۱.۴۴۲ و ارتباط معکوس و احتمال ۰.۱۱۵۷ و نقدشوندگی با ضریب ۰.۲۷۲۹ و احتمال کم‌تر از ۰.۰۰۰ جزء عواملی هستند که ارتباط معنی‌داری با بازده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارند.

با این حال مطالعات مذکور بیانگر دو نکته کلیدی می‌باشند. اول این‌که بیش‌ترشان بتای عوامل را در مدل APT با استفاده از واریانس و انحراف معیار در شکل متعارف‌شان به کار گرفته‌اند. دوم این‌که این مطالعات بیانگر یافته‌های متعددی می‌باشند به‌طوری که بازدهی سهام تحت تأثیر تعدادی عوامل کلان اقتصادی قرار دارد (عزیز و یونی زاوا[1]، ۲۰۰۶). در این پژوهش جهت تخمین مدل APT از معیارهای ریسک نامطلوب (نیم واریانس و بتای نامطلوب) استفاده شده است. هم‌چنین در این پژوهش از شش متغیر کلان اقتصادی نرخ ارز، شاخص بورس، قیمت جهانی نفت اوپک، نرخ تورم مصرف کننده و نرخ سپرده‌گذاری در تخمین مدل استفاده شده است.

1- Azeez and Yonezawa

مبانی نظری پژوهش

استفان راس (۱۹۷۶) یک مدل قیمت‌گذاری خطی K عاملی را، تحت عنوان مدل APT، به عنوان مدل عمومی‌تر نسبت به مدل متداول CAPM شارپ-لینتنر ارائه نمود. این مدل بیان می‌دارد که همه‌ی پرتفولیوهای با بارهای عاملی صفر، بازدهی موردانتظار برابر با نرخ بدون ریسک دارند. این مدل بازدهی دارایی ایجادشده توسط مدل (1+k) عاملی را با رجوع به یک مجموعه از صرف ریسک برای هر یک از عوامل k و هم‌چنین نرخ بدون ریسک تعیین می‌نماید. مدل اولیه APT با این فرض شکل می‌گیرد که بازده i امین دارایی به‌وسیله مدل K عاملی به‌صورت زیر ایجاد می‌شود:

$$R_{it} = E(R_{it}) + b_{i1}\delta_{1t} + b_{i2}\delta_{2t} + \cdots + b_{ik}\delta_{kt} + u_{it}, i = 1, \dots, N \qquad (۱)$$

که در آن R_{it}، $E(R_{it})$، b_{ik}، δ_{kt} و u_{it} به ترتیب عبارت‌اند از بازده دارایی i ام در زمان t، بازده مورد انتظار دارایی i ام، حساسیت دارایی i ام به عامل k ام (بتای عامل)، بازده عامل k ام با فرض این‌که $E(\delta_{kt}) = ۰$ و جزء اخلال که بیانگر بازده ویژه است با فرض اینکه $E(u_{it}) = ۰$، $E(\delta_{kt}, u_{it}) = ۰$ و $E(u_{it}, u_{jt}) = ۰$ زمانی که $i \neq j$ یا $\sigma^{۲}$ زمانی $i = j$. استفان راس (۱۹۷۶) نشان داد که بازده مورد انتظار متعادل دارایی i به‌صورت خطی به بارهای عاملی b مرتبط است و به‌صورت معادله (۲) بیان می‌گردد:

$$E(R_{it}) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \cdots + \lambda_k b_{ik} \qquad (۲)$$

که در آن، $\lambda_.$ و λ_k، به ترتیب، عبارت‌اند از بازده دارایی بدون ریسک (R_f) و حساسیت قیمت بازار به عامل بنیادی k. معادله (۲) بیانگر قیمت‌گذاری دارایی APT است و نشان می‌دهد که بازده مورد انتظار یک دارایی تابعی خطی از صرف ریسک عوامل سیستماتیک در یک اقتصاد است. حال اگر $k = ۱$ باشد آن‌گاه معادله (۲) مشابه مدل CAPM خواهد شد به‌طوری‌که بازده مورد انتظار به بتای یک دارایی مرتبط خواهد شد. درنهایت اگر یک دارایی بدون ریسک با بازده R_f موجود باشد، با فرض $R_f = \lambda_.$، معادله (۲) به معادله (۳) تبدیل می‌شود:

$$E(R_{it}) - R_f = \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \cdots + \lambda_k b_{ik} \quad (۳)$$

برای بازنویسی مدل APT به عنوان یک مدل رگرسیون چندعاملی که اجازه می‌دهد R_f در طول زمان تغییر کند، معادله (۳) را در معادله (۲) جایگزین و بازنویسی می‌کنیم که در این صورت مجموعه‌ای از رگرسیون‌های غیرخطی در طول t دوره به صورت معادله (۴) به دست می‌آید:

$$R_{it} - \lambda_{0t} = \sum_{j=1}^{k} b_{ij}(\lambda_j + \delta_{jt}) + u_{it} \quad (۴)$$

در ادامه، رابطه قیمت‌گذاری آربیتراژ، با یک عامل تصادفی $(k = ۱)$ در نظر گرفته می‌شود. یک توصیف بهتری از $\lambda_۱$این است که در شرایط تعادلی به‌عنوان صرف ریسک($\bar{\delta}_۱$ - R_F) در نظر گرفته شود، در این حالت بازده مورد انتظار دارایی به‌صورت معادله (۵) بیان می‌گردد:

$$E(R_i) = R_f + [\bar{\delta}_1 - R_f] b_{i1} \quad (۵)$$

که $\bar{\delta}_۱$ عبارت است از بازده مورد انتظار یک پرتفولیو با حساسیت واحد به عامل اول و حساسیت صفر. به‌طورکلی، مدل APT می‌تواند به‌صورت معادله (۶) بازنویسی شود:

$$E(R_{it}) - R_f = [\bar{\delta}_1 - R_f] b_{i1} + \cdots + [\bar{\delta}_k - R_f] b_{ik} \quad (۶)$$

اگر معادله (۶) به‌عنوان معادله رگرسیون خطی تفسیر شود (با فرض این‌که بردار بازدهی دارای توزیع نرمال است و عوامل به‌طور خطی تغییر شکل می‌دهند)، ضریب بتا، b_{ik}، همانند بتای مدل CAPM تعریف می‌شود:

$$b_{ik} = \frac{COV(R_i, \delta_k)}{VAR(\delta_k)} = \frac{\sigma_{ik}}{\sigma_k^2} \quad (۷)$$

که $COV(R_i, \delta_k)$ یا $\sigma_{ik}VAR(\delta_k)$ یا σ_k^2، به ترتیب ، عبارت‌اند از کوواریانس بین بازدهی دارایی i ام و بازدهی عامل k ام، و واریانس بازده عامل k ام. جزء اصلی تشکیل‌دهنده b_{ik}، یک کسری از انحراف استاندارد دارایی i ام و عامل k ام و واریانس عامل k ام است. با این‌حال، شواهد بسیار زیادی حاکی از این است که مقیاس ریسک که به‌وسیله واریانس یا انحراف معیار بیان می‌شود دارای موانع و محدودیت‌هایی است (*Markowitz, 1959; Tavakoli Baghdadabad & Glabadanidis, 2011*). یکی از این موانع این است که واریانس، نوسانات بالاتر از میانگین یا نرخ بازدهی هدف را همانند نوسانات پایین‌تر از میانگین یا نرخ بازدهی هدف در محاسبه پراکندگی بازده حول میانگین در نظر می‌گیرد؛ بنابراین، زمانی که توزیع بازدهی دارایی غیرنرمال است واریانس یا انحراف معیار، یک معیار ناکارا است (*Tavakoli Baghdadabad & Glabadanidis, 2013, 2014*). به عبارتی، مفهوم معیار ریسک به نرمال بودن بازدهی دارایی برمی‌گردد، اما از طرفی نیز واضح است که افراد، بیشتر از آن‌که به دنبال بازده باشند، ریسک گریزند. پس ریسک در تعریف واقعی خود دارای اریب و چولگی است و هرگونه فرض نرمال بودن در مورد پراکندگی بازدهی در تعریف ریسک صدق نمی‌کند، در طرف دیگر، شواهد فراوانی حاکی از توزیع نامتقارن بازدهی در بازار سرمایه است، پس از اینرو واریانس و انحراف معیار مقیاس مناسبی از ریسک نخواهند بود (*تهرانی و دیگران، ۱۳۹۱*)؛ بنابراین نیم واریانس بازدهی بنا به دو دلیل معیار معقول‌تری از واریانس است. اولین دلیل این‌که سرمایه‌گذاران از تغییرات مطلوب گریزان نیستند بلکه این تغییرات نامطلوب است که برای سرمایه‌گذاران حکم ریسک را دارد. دوم این‌که چه در صورت نرمال بودن و چه در صورت غیرنرمال بودن توزیع بازدهی، نیم واریانس می‌تواند به‌طور مستقیم بیان‌کننده مفهومی واقعی از ریسک باشد. نیم واریانس هم‌چنین نوسانات بازدهی زیر میانگین یا نرخ بازده هدف را در محاسبه ریسک در نظر می‌گیرد و از این رو از واریانس جذاب‌تر است (*راعی و خسروی،۱۳۸۶*).

محدودیت دیگر واریانس یا انحراف معیار این است که قادر نمی‌باشند تأثیر هزینه‌های ثابت معاملات را در معاملات در نظر بگیرند. با این حال، واریانس یا انحراف معیار بازدهی پرتفولیو تا این‌که معیار مناسب‌تری از ریسک باشند، معیار مناسب‌تری از عدم اطمینان هستند (*Tavakoli Baghdadabad & Glabadanidis, 2014*).

شواهد پژوهش‌های تجربی فراوانی با غلبه بر محدودیت‌های واریانس نیز بیانگر این حقیقت است که بازدهی دارای توزیع غیرنرمال است و هم‌چنین نیم واریانس، معیاری که

تنها انحراف بازدهی زیر میانگین را در محاسبات در نظر می‌گیرد، معیار مناسب‌تری از ریسک سرمایه‌گذاری است. گان[1] و همکاران (۲۰۰۵) اعتقاد داشتند که در توزیع غیرنرمال بازدهی، معیار ریسک نامطلوب معیار کاراتری نسبت به واریانس است. بوک استابر و کلارک[2] (۱۹۸۵) با بررسی مشکلات ارزیابی عملکرد پرتفولیو با اختیار معامله نشان دادند که استفاده از واریانس برای محاسبه ریسک پرتفوی نتایج صحیحی ارایه نمی کند و برای رفع چنین مشکلی استفاده از معیارهای ریسک نامطلوب را پیشنهاد نمودند. استرادا[3] (۲۰۰۴،۲۰۰۲) معیارهای ریسک نامطلوب و معیارهای رایج ریسک را مورد مقایسه قرار داد. وی در تمامی پژوهش‌های خود به این نتیجه دست یافت که معیارهای ریسک نامطلوب ازجمله بتای نامطلوب نسبت به تمامی معیارهای رایج ریسک کاراترند. وی همچنین چارچوب میانگین-نیم واریانس را به عنوان جایگزین مناسبی برای رویکرد میانگین-واریانس پیشنهاد نمود. هاروی و سیدیک[4] (۲۰۰۰) مطالعات مربوط به کاربرد ریسک نامطلوب را به مدل‌های قیمت‌گذاری توسعه دادند و به این نتیجه رسیدند که مدل قیمت‌گذاری مورد مطالعه‌شان با رویکرد جدید ریسک نامطلوب نسبت به مدل‌های رایج دیگر بهتر قابل‌اجرا خواهد بود. استرادا (۲۰۰۷) با ارائه چارچوب جدیدی برای مدل تک عاملی به مقایسه بتای نامطلوب و بتای رایج مدل تک عاملی CAPM پرداخت. نتایج پژوهش‌های وی حاکی از این بود که بتای نامطلوب نسبت به بتای CAPM بهتر قابل‌اجرا است. درنتیجه، نتایج تمامی مطالعات فوق حاکی از محدودیت‌هایی راجع به کارایی بتای عوامل است.

همانگونه که بیان شد در پژوهش حاضر نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ به‌طور تجربی با رویکرد ریسک نامطلوب مورد آزمون قرار خواهد گرفت. این مدل برای توسط توکلی بغدادآباد و گلابادانیدیس (۲۰۱۴) ارائه گردید. در این مدل به جای واریانس (انحراف معیار) از نیم واریانس (نیم انحراف معیار) استفاده می‌گردد؛ بنابراین مفهوم مشابه به بتای عوامل بسط داده‌شده و بتای نامطلوب عوامل، جایگزین بتای عوامل می‌گردد. پس در این صورت از این مدل با عنوان تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ نامطلوب (D-APT) یاد می‌شود و به‌صورت معادله (۸) فرموله می‌گردد:

1- Gan
2 -Bookstaber and Clarke
3 -Estrada
4 -Harvey and Siddique

$$R_{it} = E(R_{-it}) + (\overline{\delta_{\iota 1}} - R_f)b_{i1}^{d} + \ldots + (\overline{\delta_{k1}} - R_f)b_{ik}^{d} + u_{it}, \qquad i = 1, \ldots, N \tag{۸}$$

که در آن R_{it}، $E(R_{it})$، $\overline{\delta_k}$، R_f، b_{ik}^{d}، به ترتیب، عبارت‌اند از بازده دارایی i ام در زمان t، بازده مورد انتظار دارایی i ام، بازده موردانتظار یک پرتفولیو با حساسیت واحد به عامل k ام و حساسیت صفر به دیگر عوامل یا عامل k ام با فرض اینکه $E(u_{it}) = ۰$، $E(\delta_{kt}, u_{it}) = ۰$، و $E(u_{it}, u_{jt}) = ۰$ زمانی که $i \neq j$ یا $\sigma^{۲}$ زمانی $i = j$، نرخ بازده بدون ریسک و حساسیت بازدهی پایین نسبت به میانگین در اوراق بهادار i ام به عامل k ام (ریسک نامطلوب). اگر معادله ۸ به‌عنوان معادله‌ی رگرسیون خطی تفسیر شود، آن‌گاه b_{ik}^{d} به‌صورت معادله (۹) بیان خواهد بود:

$$b_{ik}^{d} = \frac{SEICOV(Ri,\delta_k)}{SEMIVAR(\delta_k)} = \frac{E\{\min[(R_i - \mu_i),0] * \min[(R_k - \mu_k),0]\}}{E\{\min[(R_k - \mu_k),0]^2\}} \tag{۹}$$

که b_{ik}^{d}، $SEMICOV(Ri, \delta_k)$، $SEMIVAR(\delta_k)$، R_i، R_k، μ_i و μ_k، به ترتیب، عبارت‌اند از ریسک نامطلوب، کوواریانس نامطلوب بین بازده دارایی i و تبدیل خطی عامل k ام، واریانس نامطلوب تبدیل خطی عامل k ام، بازدهی دارایی i ام، بازدهی عامل k ام، میانگین بازدهی دارایی iام در طول دوره تخمین، و میانگین بازدهی عامل k ام در طول دوره تخمین. معادله (۸) فرض می‌کند که خطاهای پیش‌بینی بازدهی سهام ناشی از عوامل k است که بین تمامی اوراق بهادار $(\overline{\delta_k} - R_f)$ و هم‌چنین بازده ویژه (u) مخصوص اوراق بهادار i، مشترک هستند؛ بنابراین، بر طبق رویکرد استفان راس (۱۹۷۶)، بازده موردانتظار متعادل دارایی i به‌طور خطی به بارهای عاملی b^{d} مربوط می‌شود و مطابق معادله (۱۰) بیان می‌گردد:

$$E(R_{it}) = \lambda_0 + [\lambda_1 - \lambda_0]\, b_{i1}^{d} + \ldots + [\lambda_k - \lambda_0]\, b_{ik}^{d} \tag{۱۰}$$

که λ_0 و $\lambda_۱$، به ترتیب، عبارت‌اند از بازده بدون ریسک دارایی (R_f) و حساسیت بازده بازار به متغیر k ام. معادله (۱۰) مدل D-APT است و بازدهی مورد انتظار یک دارایی را به عنوان تابعی خطی از صرف ریسک عوامل سیستماتیک در اقتصاد توصیف می‌کند. اگر $k = ۱$ باشد، آن‌گاه این مدل مشابه D-CAPM ارائه‌شده توسط استرادا (۲۰۰۲) خواهد

شد که بازده موردانتظار را به‌عنوان تابعی خطی از بتای نامطلوب اوراق بهادار توصیف می‌کند. درنهایت وجود یک دارایی بدون ریسک با نرخ بازدهی R_f (با فرض این‌که ($R_F = \lambda_0$)) باعث می‌گردد معادله (۱۰) به‌صورت معادله (۱۱) بازنویسی می‌شود:

$$E(R_{it}) - R_f = \lambda_1 b_{i1}^d + \ldots + \lambda_k b_{ik}^d \quad (11)$$

به‌منظور آزمون تجربی D-APT، اجازه می‌دهیم R_f در طول زمان تغییر کند؛ بنابراین رگرسیون غیرخطی در بازه زمانی T، با جایگزینی معادله (۱۱) در معادله (۱۰) به دست خواهد آمد و دوباره به صورت معادله (۱۲) بازنویسی خواهد شد:

$$R_{it} - \lambda_{0t} = \sum_{j=1}^{k} b_{ij}^d \ (\lambda_j + \delta_{jt}) + u_{it} \quad (12)$$

معادله (۱۲) شامل T مشاهده و بازده N پرتفولیو است که می‌بایست NK در b_{ij}^d و k در λ_j تخمین زده شوند. با بازنویسی معادله (۱۲) ویژگی تجربی آن به‌صورت معادله (۱۳) بیان می‌گردد:

$$R_{it} - \lambda_{0t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{k} b_{ij}^d f_{jt} + e_{it} \quad (13)$$

که α_i یک بردار ثابت است و به‌صورت معادله (۱۴) نمایش داده می‌شود:

$$\sum_{j=1}^{k} b_{ij}^d \lambda_j \quad (14)$$

واضح است که D-APT دارای سه مزیت مشخص است که عبارت‌اند از این‌که قابل آزمون است، محدودیت‌های غیرخطی مقطعی بر مدل قیمت‌گذاری خطی و هم‌چنین محدودیت‌های قیمت‌گذاری را بر معادله (۱۴) اعمال می‌کند، بدین معنی که معادله (۱۴) نشان می‌دهد که قیمت ریسک برای j امین عامل می‌بایست برای تمامی دارایی‌ها یکسان باشد. این محدودیت‌ها شرط لازم برای آزمون تجربی اعتبار D-APT را فراهم می‌کنند. ابتدا معادله (۱۳) را می‌توان تخمین زد و سپس آن را می‌توان با استفاده از محدودیت‌های APT مطابق معادله (۱۴) تخمین زد. با اعمال محدودیت قیمت‌گذاری در معادله (۱۴) و مقایسه آن با نتایج با تخمین معادله (۱۳) این اجازه را به ما می‌دهد تا این مسأله را آزمون

کنیم که آیا اعمال محدودیت‌های قیمت‌گذاری D-APT بر روی مدل چندعاملی که منجر به معنی‌داری آماری می‌شود، باعث کاهش قدرت توضیحی می‌شود یا خیر. به‌منظور دست‌یابی به حساسیت‌ها و صرف ریسک، معادله (۱۲) به صورت معادله (۱۵) بازنویسی می‌شود:

$$\rho_i = R_i - \lambda_0 = \sum_{j=1}^{k} (\lambda_j l_T + \delta_j) b_{ij} + u_i \qquad (۱۵)$$

که l_T، به عنوان یک بردار T، برداری یکه و به تعداد T به‌صورت $T * ۱$ است و به‌صورت معادله (۱۶) تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} R_i &= [R_i(1), \ldots, R_i(T)]', i = 1, \ldots, N, \\ \lambda_0 &= [\lambda_0(1), \ldots, \lambda_0(T)]', \\ \delta_i &= [\delta_j(1), \ldots, \delta_j(T)]', j = 1, \ldots, K, \\ u_i &= [u_i(1), \ldots, u_i(T)]', i = 1, \ldots, N \end{aligned} \qquad (۱۶)$$

متغیر وابسته در معادله (۱۵) بازدهی مازاد است، $\rho_i = R_i - \lambda_0$، که به یک λ_0 قابل‌مشاهده نیاز دارد. معادله (۱۵) به صورت معادله (۱۷) بازنویسی می‌شود:

$$\rho_i = [(\lambda' \otimes l_T) + \delta] b_i^d + u_i = X(\lambda) b_i^d + u_i, \qquad i = 1, \ldots, N \qquad (۱۷)$$

که $\otimes$ علامت کرونکر است و $X(\lambda)_{T*K} = (\lambda' \otimes l_T) + \delta$ به‌صورت N معادله نوشته می‌شود:

$$\begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ . \\ . \\ \rho_N \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} X(\lambda) & 0 & 0 \ldots & 0 \\ 0 & X(\lambda) & 0 \ldots & 0 \\ . & . & . & . \\ . & . & . & . \\ 0 & 0 & 0 \ldots & X(\lambda) \end{bmatrix} * \begin{pmatrix} b_1^d \\ b_2^d \\ . \\ . \\ b_N^d \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ . \\ . \\ u_N \end{pmatrix} \qquad (۱۸)$$

بازنویسی معادله (۱۸) به‌طور خلاصه، منجر به معادله (۱۹) می‌شود:

ρ (۱۹)

هم‌چنین معادله (۱۹) با جای گذاری $X(\lambda) = (\lambda' \otimes l_T) + \delta$ به‌صورت معادله (۲۰) بازنویسی می‌شود:

$$\rho = [I_N \otimes (\lambda' \otimes l_T) + \delta] b^d + u \quad (۲۰)$$

که ρ یک بردار $NT * ۱$ از بازدهی مازاد اوراق بهادار، λ یک بردار $K * ۱$ از قیمت‌گذاری ریسک نامطلوب، δ یک ماتریس $T * K$ از مشاهدات بر روی عوامل K، b^d یک بردار $NT * ۱$ از حساسیت‌ها و I_N یک ماتریس $N * N$ می‌باشند. در نهایت مدلی که در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار خواهد گرفت به صورت معادله (۲۱) بیان می‌گردد:

(۲۱)

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1^d EX_{it} + \beta_2^d IND_{it} + \beta_3^d INF_{it} + \beta_4^d OIL_{it} + \beta_5^d DEP_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن R_{it}، EX_{it}، IND_{it}، OIL_{it}، DEP_{it} و ε_{it} به ترتیب عبارت‌اند از: بازدهی پرتفوی i در زمان t، نرخ ارز در زمان t، شاخص بورس در زمان t، نرخ تورم در زمان t، قیمت نفت در زمان t، نرخ سپرده‌گذاری در زمان t و خطا.

روش پژوهش

این مطالعه یک پژوهش کمی و تجربی بر مبنای رگرسیون پانل ترکیبی با استفاده از بازدهی ۹۷ سهام مورد معامله در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان متغیر وابسته و شش متغیر کلان اقتصادی به عنوان متغیرهای مستقل در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ است؛ به‌گونه ای که این شرکت‌ها جزو صنایع بزرگ بورسی بوده و در این دوره فعالیت خود را قطع نکرده‌اند و سال مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ هر سال می‌باشد. متغیر وابسته در مدل D-APT بازدهی سالانه سهام است که به صورت $[\min(R_i - R_F, ۰)]$ محاسبه می شود. برای محاسبه بازدهی سهام استخراج شده از نرم افزار ره‌آورد نوین، تعدیل‌های لازم برای سود نقدی، سهام جایزه، حق تقدم و تجزیه سهام انجام شده است. متغیرهای مستقل

نیز عوامل کلان اقتصادی از پیش تعیین شده‌ی نرخ ارز، شاخص بورس، قیمت جهانی نفت اوپک، نرخ تورم مصرف کننده و نرخ سپرده‌گذاری می‌باشند که به صورت $[\min(r_i^f - R_F, \cdot)]$ محاسبه می‌شود. داده‌های مربوط به تمامی این متغیرها سالانه می‌باشد و از وب‌سایت رسمی بانک مرکزی، goldprice.org، opec.org استخراج شده‌اند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش قبل از تخمین مدل در اولین گام با ارائه آمار توصیفی به ارائه اطلاعات پایه‌ای در ارتباط با متغیرهای پژوهش می‌پردازیم. در ادامه از طریق آزمون ریشه واحد به بررسی مانایی یا نامانایی متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود. در گام بعدی آزمون چاو جهت تعیین نوع مدل و در صورت تأیید مدل پانل، آزمون هاسمن جهت تعیین اثرات ثابت یا اثرات تصادفی مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در نتیجه پس از تعیین نوع اثر، مدل نهایی را تخمین خواهیم زد. تمامی این تخمین‌ها در قالب روش رگرسیون پانل ترکیبی مورد آزمون قرار خواهند گرفت. هم‌چنین به دلیل مزایایی مانند: کاهش هم‌خطی بین متغیرها و تورش برآورد و اندازه‌گیری اثراتی که در داده‌های مقطعی و سری زمانی قابل شناسایی نیست، از مدل GLS[1] در تخمین ها بهره خواهیم برد. آماره‌های توصیفی ارائه شده در جدول شماره ۱ شامل حداقل و حداکثر مقادیر میانگین، میانه، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی ۹۷ شرکت در طول دوره‌ی مورد بررسی است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	ماکسیمم	مینیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
نرخ بازده	۳۹.۷۱۲۸۸	۱۳.۳۹۵	۸۱۰.۳۴	-۷۹.۵۲	۹۱.۹۸۱۳	۳.۱۸۷۴۶	۱۸.۰۳۸
نرخ ارز	۱۷۵۸۰.۱۰	۱۰۲۳۳	۳۴۳۵۸	۹۱۸۷	۱۰۴۱۹	۰.۷۲۱۷۶	۱.۷۰۱۸
شاخص بورس	۲۷۸۶۵.۴۷	۱۷۹۱۵.۸	۷۹۰۱۵.۴	۷۹۶۶.۵	۲۳۵۸۷.۳۹	۱.۱۲۳۵	۲.۸۵۹
نرخ تورم مصرف‌کننده	۱۸.۸۲۸	۱۸.۶۸۹	۴۱.۲۱۳۷	۴.۵۳۴	۹.۰۰۶	۱.۰۶	۴.۵۳۷۸
قیمت نفت	۸۲.۷۷۴	۸۶.۶۴	۱۲۳.۰۹	۴۸.۷۷	۲۶.۶۴	-۰.۰۰۱۳۳	۱.۴۱۰۴
نرخ سپرده-گذاری	۱۷.۲۷۵	۱۶.۶۲۵	۲۲	۱۳	۲.۹۰۹	۰.۱۱۱۵	۱.۶۴۶۸

مآخذ: یافته های محقق

1- Generalized Least Square

همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌گردد نرخ بازدهی دارای میانگین ۳۹.۷۱۲۸۸ و میانه ۱۳.۳۹۵ است و از آن‌جا که فاصله میان این دو زیاد می‌باشد می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر دارای توزیع غیر نرمال می‌باشد. بیش‌ترین بازدهی ۸۱۰.۳۴ و متعلق به نماد خپارس در سال ۱۳۹۲ و کم‌ترین بازدهی نیز ۷۹.۵۲- و متعلق به نماد فرآور در سال ۱۳۸۶ است. انحراف معیار بازدهی نیز پراکندگی ۹۱.۹۸۱۳ حول میانگین را نشان می‌دهد. چولگی نرخ بازدهی نیز ۳.۱۸۷۴۶ می باشد که بیانگر چولگی مثبت است و از طرفی نرخ بازدهی با چولگی مثبت بدین معنی است که احتمال زیان پایین و احتمال سود بالا است. کشیدگی نرخ بازدهی نیز ۱۸.۰۳۸ است و از آن‌جا که دارای مازاد کشیدگی ۱۵.۰۳۸ می باشد بیانگر ضریب کشیدگی مثبت است. نرخ ارز با دارا بودن میانگین ۱۷۵۸۰.۱۰ و میانه ۱۰۲۳۳ دارای توزیع غیرنرمال است. بیش‌ترین نرخ ارز مربوط به سال ۱۳۹۱ و معادل ۳۴۳۵۸ ریال و کم‌ترین نرخ ارز مربوط به سال ۱۳۸۴ و معادل ۹۱۸۷ ریال است. پراکندگی حول میانگین نرخ ارز نیز ۱۰۴۱۹ است. هم‌چنین دارای چولگی مثبت ضعیف و کشیدگی منفی ضعیف است. شاخص بورس دارای میانگین ۲۷۸۶۵.۴۷ و میانه ۱۷۹۱۵.۸ است که بیانگر عدم توزیع نرمال است. بیش‌ترین شاخص بورس مربوط به سال ۱۳۹۲ و معادل ۷۹۰۱۵.۴ و کم‌ترین مربوط به سال ۱۳۸۷ و معادل ۷۹۶۶.۵ است. پراکندگی حول میانگین ۲۳۵۸۷.۳۹ و چولگی مثبت و کشیدگی منفی است. نرخ تورم مصرف‌کننده دارای میانگین ۱۸.۸۲۸و میانه ۱۸.۶۸۹ است که بیانگر توزیع نرمال است. بیش‌ترین نرخ تورم مربوط به سال ۱۳۹۱ و معادل ۴۱.۲۱۳۷ و کم‌ترین مربوط به سال ۱۳۸۴ و معادل ۴.۵۳۴ است. پراکندگی حول میانگین ۹.۰۰۶ و چولگی و کشیدگی مثبت ضعیف است. قیمت نفت دارای میانگین ۸۲.۷۷۴ و میانه ۸۶.۶۴ است که بیانگر توزیع تقریباً نرمال است. بالاترین قیمت نفت مربوط به سال ۱۳۹۰ و معادل ۱۲۳.۰۹ دلار و پایین‌ترین مربوط به سال ۱۳۸۷ و معادل ۴۸.۷۷ دلار است. پراکندگی حول میانگین ۲۶.۶۴ و چولگی و کشیدگی منفی ضعیف است. نرخ سپرده‌گذاری دارای میانگین ۱۷.۲۷۵ و میانه ۱۶.۶۲۵ است که بیانگر توزیع تقریباً نرمال است. بالاترین نرخ مربوط به سال ۱۳۹۳ و معادل ۲۲ درصد و پایین-ترین نرخ مربوط به سال ۱۳۸۴ و معادل ۱۳ درصد است. پراکندگی حول میانگین ۲.۹۰۹ و چولگی مثبت ضعیف و کشیدگی منفی ضعیف است.

در جدول ۲ به منظور به منظور تعیین این‌که آیا هر کدام از سری‌های زمانی مانایی کافی را دارا می‌باشند یا خیر، از آزمون‌های ریشه واحد مختلفی ازجمله آزمون لوین، لی و

چو؛ ایم، پسران و شین (IPS، ADF-Fisher و PP-Fisher) استفاده شده است. از میان آزمون‌های فوق، لوین، لی و چو از سری آزمون‌های ریشه واحد مشترک و آزمون‌های ایم، پسران و شین از سری آزمون‌های ریشه واحد مقطعی می‌باشند. آزمون‌های ریشه واحد مربوط به متغیرهای رویکرد ریسک نامطلوب مطابق جدول ۲ ارائه گردیده است :

جدول ۲: آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش

آزمون‌ها / متغیرها	لوین، لی و چو (LLC)		ایم، پسران و شین (IM, PESARAN & SHIN)		ADF-Fisher		pp-FISHER	
	آماره	سطح معنی داری	آماره	سطح معنی داری	آماره	سطح معنی داری	آماره	سطح معنی داری
نرخ بازده	-۲۲.۸۴۶	۰.۰۰۰	-۱۳.۴۱۹	۰.۰۰۰	۵۴۷.۲۴	۰.۰۰۰	۶۵۸.۵۷	۰.۰۰۰
نرخ ارز	-۲۴.۴۲۹	۰.۰۰۰	-۱۱.۴۲۸	۰.۰۰۰	۵۱۸.۵۵	۰.۰۰۰	۱۰۵۰.۴۴	۰.۰۰۰
شاخص بورس	-۱۷.۷۳۹	۰.۰۰۰	-۱۲.۳۵۱	۰.۰۰۰	۵۰۷.۰۴۷	۰.۰۰۰	۵۱۵.۳۸۱	۰.۰۰۰
نرخ تورم مصرف‌کننده	-۴۰.۹۰۰۳	۰.۰۰۰	-۳۰.۴۰۱	۰.۰۰۰	۱۰۷۲.۹۸	۰.۰۰۰	۲۰۲۷.۷۴	۰.۰۰۰
قیمت نفت	-۱۰.۸۴۶	۰.۰۰۰	-۸.۷۵۸	۰.۰۰۰	۳۸۹.۸۲	۰.۰۰۰	۳۸۵.۴۱۹	۰.۰۰۰
نرخ سپرده‌گذاری	-۲۹.۴۱۳	۰.۰۰۰	-۱۸.۴۷۰	۰.۰۰۰	۷۰۷.۲۳	۰.۰۰۰	۶۷۴.۴۶۳	۰.۰۰۰

مآخذ: یافته های محقق

مطابق نتایج جدول۲ از آن جا که سطح از آن جا که سطح معنی‌داری برای تمامی متغیرها بر اساس آزمون‌های ریشه واحد لوین، لی و چو؛ ایم پسران و شین؛ ADF-Fisher و pp-FISHER؛ زیر ۰.۰۱ است، می‌توان گفت تمامی این متغیرها بر اساس آزمون لوین، لی و چو (LLC) ریشه واحد مشترک ندارند. هم‌چنین آزمون‌های ایم، پسران و شین نشان می‌دهند که ریشه واحد مقطعی وجود ندارد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد بیانگر مانایی در سطح تمامی متغیرهای مدل D-APT است.

قبل از تخمین مدل ابتدا باید نوع مدل تعیین گردد، برای تعیین نوع مدل مورد استفاده در داده‌های ترکیبی از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود. رایج‌ترین آن‌ها آزمون چاو برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل مدل برآوردی داده‌های ترکیب‌شده (pool)، آزمون هاسمن برای استفاده از مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثر تصادفی و آزمون LM برای استفاده از مدل اثر تصادفی در مقابل مدل (pool) است.

از این رو در جدول ۳ برای آزمون چاو، ابتدا مدل اثر ثابت تخمین زده شده است، سپس بر اساس آماره F لیمر در مورد pool یا panel بودن مدل قضاوت می‌شود. در آزمون F لیمر فرضیه یکسان بودن عرض از مبدأها (روش pooling یا تلفیقی) در برابر فرضیه مخالف، ناهمسانی عرض از مبدأها (روش پانلی) قرار می‌گیرد.

جدول ۳: آزمون F لیمر-رویکرد ریسک نامطلوب

آزمون اثرات	آماره	درجه آزادی	سطح معنی داری
Cross-section F	۱.۴۸۵۶۷۴	(۹۶.۸۶۸)	۰.۰۰۲۷

مآخذ: یافته های محقق

نتایج جدول ۳ نشان‌دهنده رد فرضیه H_0 و درنتیجه تأیید اثرات ثابت در برابر روش حداقل مربعات تجمیع شده است (به بیان ساده‌تر تأیید داده‌های ترکیبی (panel) در برابر داده‌های تلفیقی (pool))، یعنی تلفیق داده‌ها مدل را به درستی برآورد نمی‌کند، زیرا سطح معنی داری زیر ۰.۰۱ است. در جدول ۴ آزمون هاسمن برای تعیین این‌که مدل اثرات ثابت مدل کاراتر است یا خیر انجام می‌گیرد. آزمون هاسمن که بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل مدل شکل گرفته است فرض H_0 در آن بیان‌گر عدم کارایی اثرات تصادفی است و فرض H_0 بیان‌گر کارایی اثرات تصادفی است. برای انجام آزمون هاسمن ابتدا مدل به صورت اثرات تصادفی تخمین زده‌شده است و سپس آزمون هاسمن انجام می‌شود.

جدول ۴: آزمون هاسمن-رویکرد ریسک نامطلوب

خلاصه آزمون	آماره خی دو	درجه آزادی خی دو	سطح معنی داری
Cross-section random	۰.۰۰۰۰	۵	۱.۰۰۰۰

مآخذ: یافته های محقق

نتایج آزمون فوق بیان‌گر عدم رد فرضیه H_0 است. به عبارتی نتایج بیان‌گر این است که نیازی به استفاده از مدل اثرات تصادفی نمی‌باشد و باید از مدل اثرات ثابت استفاده نمود. با توجه به نتایج آزمون هاسمن، مدل را باید بار دیگر با توجه مدل اثرات ثابت تخمین بزنیم. پس از تخمین، نتایج به صورت جدول ۵ ارائه گردیده است :

جدول ۵: آزمون اثرات ثابت-رویکرد ریسک نامطلوب

متغیرها	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	-۱۵.۴۴۱۶۸	۱.۰۹۷۹۵۸	-۱۴.۰۶۴۰۰	۰.۰۰۰۰
نرخ ارز	-۰.۴۵۸۶۰۶	۰.۰۵۱۹۷۶	-۸.۸۲۳۳۵۶	۰.۰۰۰۰
شاخص بورس	۰.۲۰۹۶۴۸	۰.۰۴۶۲۲۹	۴.۵۳۵۰۰۴	۰.۰۰۰۰
نرخ تورم مصرف‌کننده	۱.۱۲۵۰۴۰	۰.۲۲۳۱۳۲	۵.۰۴۲۰۴۷	۰.۰۰۰۰
قیمت نفت	۰.۰۵۲۷۸۸	۰.۰۲۹۴۷۸	۱.۷۹۰۷۷۷	۰.۰۷۳۷
نرخ سپرده‌گذاری	-۲.۰۲۶۵۰۰	۰.۷۷۲۵۲۲	-۲.۶۲۳۲۲۶	۰.۰۰۸۹
ضریب تعیین	۰.۳۴۷۶۲۲	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰.۲۷۱۷۱۲
آماره دوربین واتسون	۱.۹۳۳۰۱۷	آماره F		۴.۵۷۵۴۱۴
سطح معنی داری آماره (F)	۰.۰۰۰۰			

مآخذ: یافته های محقق

نتایج فوق نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار هستند ($p<0.01$) به جز قیمت نفت، نتایج هم‌چنین بیان‌گر رابطه منفی متغیر نرخ ارز و نرخ سپرده‌گذاری با متغیر نرخ بازدهی شرکت‌های بورسی است، بدین معنی که با افزایش نرخ ارز و نرخ سپرده‌گذاری؛ نرخ بازدهی کاهش می‌یابد و بالعکس و هم‌چنین رابطه مثبت متغیرهای شاخص بورس، نرخ تورم مصرف‌کننده با متغیر نرخ بازدهی است، بدین معنی که با افزایش شاخص بورس، نرخ تورم مصرف‌کننده ؛ نرخ بازدهی افزایش می‌یابد و بالعکس. ضرایب متغیرهای معنی‌دار نیز بیانگر این است که با یک درصد تغییر در هر یک از متغیرهای معنی‌دار از جمله نرخ ارز، شاخص بورس، نرخ تورم مصرف کننده و نرخ سپرده-گذاری؛ نرخ بازدهی به ترتیب ۰.۴۵۸۶۰۶-، ۰.۲۰۹۶۴۸، ۱.۱۲۵۰۴۰ و ۲.۰۲۶۵۰۰- درصد تغییر می‌کند. از طرفی ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰.۲۷۱۷۱۲ است، بدین معنی که ۲۷.۱۷۱۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته (نرخ بازده) به وسیله‌ی متغیرهای مستقل تبیین می‌گردد. مقدار آماره دوربین واتسون هم ۱.۹۳۳۰۱۷ است و از آن جا که بین ۱.۵ تا ۲.۵ و نزدیک ۲ است، بیانگر عدم وجود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها در رگرسیون است. مقدار آماره F هم برابر ۴.۵۷۵۴۱۴ است و سطح معنی داری آماره F از آن جا که کم‌تر از ۰.۰۵ است بیان‌گر برازش صحیح مدل است. در نهایت مدل نهایی در سطح ۹۹ درصد به صورت (۲۲) ارائه می‌گردد:

$$R_{it} = -15.44168 - .458606\ EX_{it} + 0.209648\ IND_{it} + 1.12504\ INF_{it} - 2.0265\ DEP_{it} \quad (۲۲)$$

نتیجه‌گیری

در این پژوهش، مدل دیگری از APT با رویکرد ریسک نامطلوب در بورس اوراق بهادار تهران ارائه گردید. در ابتدا عوامل کلان اقتصادی تأثیرگذار بر بازدهی سهام که منبعی از ریسک سیستماتیک نامطلوب هستند شناسایی شدند. در ادامه به ارزیابی این‌که آیا این عوامل قادر به قیمت‌گذاری سهام بازار هستند یا خیر پرداخته شد. نتایج حاکی از این است که تمامی عوامل به جز قیمت نفت در سطح ۹۹ درصد قادر به قیمت‌گذاری سهام بازار هستند به طوری که از بین این عوامل نرخ ارز و نرخ سپرده‌گذاری رابطه معنی‌دار و منفی و نرخ تورم مصرف کننده و شاخص بورس رابطه معنی‌دار و مثبتی با بازدهی سهام دارند.

از طرفی معنی‌داری بیش از یک عامل به معنی تأیید مدل APT با رویکرد ریسک نامطلوب است و این بدین معنی است که بیش از یک عامل تغییرات بازدهی سهام را تبیین می‌نمایند. هم‌چنین از کل تغییرات بازدهی سهام ۲۷.۱۷ درصد توسط این عوامل تبیین می‌گردد؛ اما ۷۲.۸۳ درصد از تغییرات بازدهی می‌تواند بیان‌گر ریسک غیرسیستماتیک باشد که این مقدار، نوسانات بازده سهام شرکت‌های موجود در پرتفوی به صورت واریانس خاص هر شرکت است که دلایلی غیر از عوامل سیستماتیک دارد، بنابراین می توان نتیجه گرفت که میزان زیادی از واریانس بازده هر یک از شرکت‌های موجود در پرتفوی علتی نامشخص دارد که بازار بابت این نوع از ریسک هیچ‌گونه پاداشی به سرمایه‌گذاری پرداخت نمی‌کند. نتایج آماره ضریب تعیین حاکی از عدم کارایی کافی مدل APT با رویکرد نامطلوب در بازار بورس اوراق بهادار می‌باشد. از این رو به شرکت‌های سرمایه گذاری، صندوق‌های سرمایه-گذاری، سرمایه‌گذاران حقوقی و حقیقی پیشنهاد می‌گردد که در تحلیل‌های خود جهت خرید و فروش سهام هم بعد مطلوب و هم بعد نامطلوب ریسک را لحاظ کنند و تأثیر فعالیت‌های اقتصادی نامولد با رویکرد ریسک نامطلوب را بر بازدهی سهام مورد توجه قرار دهند.

منابع و مآخذ

۱-تهرانی، رضا، اسلامی بیدگلی، غلامرضا و سعید ویسی زاده، (۱۳۹۱)، ارزیابی عملکرد مدیریت پرتفوی با استفاده از معیار سورتینو، پتانسیل مطلوب و امگا در شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، چشم‌انداز مدیریت مالی، شماره ۵، ۶۴-۵۳.

۲-دستگیر، محسن، سجادی، سید حسین، ولی خدادادی و پژمان خلیلی، (۱۳۸۸)، بررسی عامل‌های ریسکی مؤثر بر بازده سهام شرکت‌های فعال در صنعت پتروشیمی، پژوهشنامه علوم اقتصادی، شماره ۳۲، ۵۸-۳۵.

۳-راعی، رضا و خسروی، امیر رضا، (۱۳۸۶)، تبیین مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با رویکرد ریسک نامطلوب در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌نامه علوم انسانی و اجتماعی«ویژه اقتصاد»، شماره ۲۸، ۴۵-۶۲.

۴-سجادی، سید حسین، فرازمند، حسن و هاشم علی صوفی، (۱۳۸۹)، بررسی رابطه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص‌های بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشنامه علوم اقتصادی، سال دهم، شماره ۳۹، ۱۵۰-۱۲۳.

۵-سجادی، سید حسین و فرازمند، حسن، (۱۳۹۰)، کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، شماره ۹۴، ۶۶-۴۵.

۶-طیب نیا، علی و سورانی، داوود، (۱۳۹۲)، عوامل کلان اقتصادی و شواهدی از تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس سهام تهران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۶، ۸۳۸-۲۳.

۷-غلامی پرور، علی، (۱۳۹۰)، آزمون مدل شرطی آربیتراژ در بورس تهران ، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

۸-قالیباف اصل، حسن و ایزدی، محسن، (۱۳۹۳)، بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: اثر شتاب و ریسک نقوشوندگی، اقتصاد پولی و مالی، شماره ۷، ۱۰۴-۸.

۹-محسنی دمنه، قاسم، (۱۳۸۶)، چگونه تئوری قیمت‌گذاری مبتنی بر آربیتراژ را آزمون کنیم؟، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۷، ۲۴۶-۲۱۹.

۱۰-وکیلی فرد، حمیدرضا و زارعی، علیرضا، (۱۳۸۸)، مطالعه توان متغیرهای حسابداری در پیش‌بینی معیارهای ریسک مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳۴، ۱۳۴-۱۱۳.

11-Azeez, A.A., & Yonezawa, Y. (2006). Macroeconomic factors and the empirical content of the arbitrage pricing theory in the Japanese stock market, Japan and the World Economy, Vol. 18 No. 4, pp:568-591.

12-Baghdadabad, M. R. T., & Nor, F. M., Ibrahim, I. (2011). An Empirical Analysis of Funds'alternative Measures in the Drawdown Risk Measure (DRM) Framework, Journal of Advanced Studies in Finance, 2(2 (4)), 16.

13-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), pp: 54-72.

14-Baghdadabad, M. R., Glabadanidis, P. (2013). Evaluation of Malaysian Mutual Funds in the Maximum Drawdown Risk Measure Framework, International Journal of Managerial Finance, 9(3), pp: 247-270.

15-Bookstaber, R., & Clarke, R. (1985). Problems in Evaluating the Performance of Portfolios with Options, Financial Analysts Journal, 41(1), pp: 48-62.

16-Brealey, R. A., Myres S. C., Allen, F. (2011). Principles of Corporate Finance, Mcgraw-Hill/Irwin, 10th.

17-Elton, E. J., & Gruber, M. J. (1988). A Multi-Index Risk Model of the Japanese Stock Market, Japan and the World Economy, 1(1), pp: 21-44.

18-Estrada, J. (2007). Mean-Semivariance Behavior: Downside Risk and Capital Asset Pricing, International Review of Economics & Finance, 16(2), pp: 169-185.

19-Estrada, J. (2004). Mean-Semivariance Behaviour: An Alternative Behavioural Model, Journal of Emerging Market Finance, 3(3), pp: 231-248.

20-Estrada, J. (2002). Systematic Risk in Emerging Markets: The D-CAPM, Emerging Markets Review, 3(4), pp: 365-379.

21-Gan, Xianghua, Suresh, P. S., Houmin Y. (2005). Channel Coordination with a Risk-Neutral Supplier and a Downside-Risk-Averse Retailer, Production and Operations Management, 14, pp: 80-89.

22- Gay Jr, R. D. (2008). Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns for Four Emerging Economies: A Vector Regression Model for Brazil, Russia, India, and China. ProQuest.

23-Ghuadir, M. M. (2012). The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Returns on Dhaka Stock Exchange, International Journal of Economics and Financial Issues, Vol 2, No 4, pp:480-487.
24-Harding, M. C. (2008). Explaining the Single Factor Bias of Arbitrage Pricing Models in Finite Samples, Economics Letters, 99(1), pp: 85-88.
25-Harvey, C. R., Siddique, A. (2000). Conditional Skewness in Asset Pricing Tests, The Journal of Finance, Vol 55, pp: 1263-1295.
26-Kallio, M., Ziemba, W. T. (2007). Using Tucker's Theorem of the Alternative to Simplify, Review and Expand Discrete Arbitrage Theory, Journal of Banking & Finance, 31(8), pp: 2281-2302.
27-Liu, M. H., Shrestha, K. M. (2008). Analysis of the Long-Term Relationship Between Macroeconomic Variables and the Chinese Stock Market Using Heteroscedastic Cointegration, Managerial Finance, 34(11), pp: 744-755.
28-Markowitz, H. M. (1959). Portfolio selection: efficient diversification of investments, Cowles Foundation Monograph, No. 16T, New York, NY, John Wiley & Sons Inc.
29-Post, T., & Van Vliet, P. (2006). Downside risk and asset pricing, Journal of Banking and Finance, Vol. 30 No. 3, pp: 823-849.
30-Roll, R., & Ross, S. A. (1984). The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning, Financial Analysts Journal, Vol 40, No 3, pp: 14-19+22-26.
31-Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, Journal of Economic Theory, 13(3), pp: 341-360.
32-Sadorsky, P., & Henriques, I. (2001). Multifactor Risk and the Stock Returns of Canadian Paper and Forest Products Companies, Forest Policy and Economics, 3(3), pp: 199-208.
33-Yang, Y., Tan, Z., & Zou, J. (2010). Applicability of arbitrage pricing theory on Chinese security market. In Business Intelligence and Financial Engineering (BIFE), 2010 Third International Conference on ,pp. 179-182, IEEE.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی