مطالعات مدیریت راهبردی
شماره ۴۰ ـ زمستان ۱۳۹۸
ص‌ص ۲۲۳-۲۵۶

راهبرد سرمایه‌گذاری با تغییرات دما و ارزش شرکت‌ها

علی‌رضا جعفری*، حمیدرضا وکیلی‌فرد، محسن حمیدیان***، قدرت‌الله طالب‌نیا****

چکیده

تغییرات دما بر میزان بهره‌وری کارکنان و دستگاه‌های تولیدی شرکت‌ها و به تبع آن سود عملیاتی شرکت‌ها اثرگذار است. بر اساس مدل گردون، ارزش شرکت حاصل تنزیل سودهای تقسیمی آن شرکت به‌صورت مادام‌العمر است. از آنجا که دمای هوا در طول زمان در حال تغییر است، اگر سرمایه‌گذاران برای تحمل ریسک تغییرات دما صرف‌ریسک در نظر بگیرند، ارزش شرکت‌ها در طول زمان تغییر خواهد یافت. در پژوهش حاضر رابطه تغییرات دما (از طریق صرف ریسک دما) و ارزش شرکت‌ها در طول زمان بررسی می‌شود. در این پژوهش از روشی متفاوت به نام «پرتفوی ردیاب» صرف‌ریسک تغییرات دما استخراج شده و سپس با مدل دو عاملی بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران در مقاطع مختلف زمانی برآورد می‌شود. در نهایت با استفاده از مدل گردون، ارزش شرکت‌ها در طول زمان محاسبه می‌گردد. برای این منظور، نمونه‌ای متشکل از حدود ۱۶۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ بررسی شده است. برای بررسی فرضیات پژوهش از روش سری زمانی استفاده می‌شود. نتایج پژوهش حاکی از آن است که صرف ریسک دما در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری شده و افزایش گرمای جهانی در طول زمان باعث کاهش ارزش شرکت‌ها شده است، لذا سرمایه‌گذاران باید در تحلیل‌های بنیادی و راهبردهای سرمایه‌گذاری خود نقش تغییرات دما را عاملی فزآینده در بازده مورد انتظار در نظر گرفته تا به نتایج مطلوب‌تری رسیده و در عین حال به کارایی بازار سرمایه نیز کمک کنند.

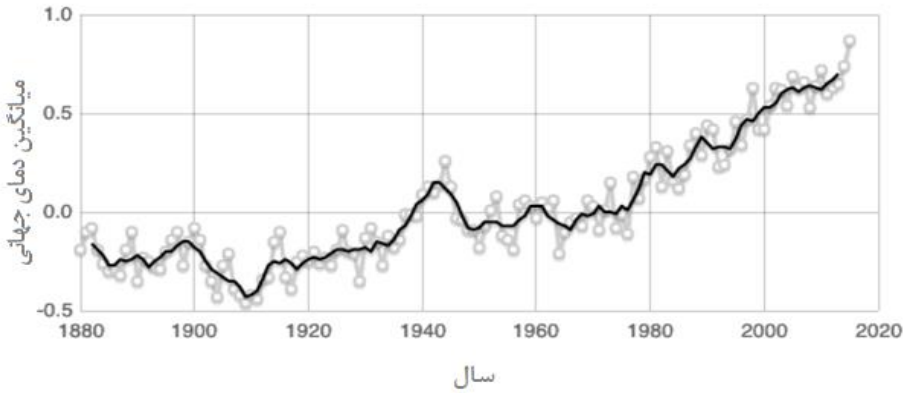
کلیدواژه‌ها: پرتفوی ردیاب؛ تغییرات دما؛ مدل های قیمت‌گذاری؛ ارزش شرکت.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۸/۰۴/۱۳، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۸/۰۹/۱۹.

* دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی، جزیره کیش، ایران (نویسنده مسئول)
Email: alireza2136@yahoo.com
** دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات.
*** استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران جنوب.

۱. مقدمه

کره زمین طی ۱۰۰ سال گذشته، به‌طور غیرطبیعی حدود ۰/۷۴ درجه سلسیوس گرم‌تر شده است. ۱۰ مورد از گرم‌ترین سال‌های جهان تنها از سال ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۰۷ به ثبت رسیده است، که این میزان در ۱۵۰ سال گذشته بی‌سابقه بوده است. از سال ۱۸۸۰ اندازه‌گیری دمای هوای کره زمین آغاز شده است و تاکنون نیز ادامه دارد. نمودار ۱، دمای کره زمین را از سال ۱۸۸۰ تا ۲۰۱۸ نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار ۱، نیز مشخص است، دمای هوا رو به افزایش است.



نمودار ۱: دمای کره زمین از سال ۱۸۸۰ تا ۲۰۱۸، منبع: climate.nasa.gov

تغییرات دما می‌تواند بر میزان سودآوری شرکت‌ها تأثیر به‌سزایی داشته باشد. اگر دما به مقدار قابل توجهی کاهش یا افزایش یابد بهره‌وری کارمندان و کارگران یک شرکت خدماتی یا تولیدی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در تأیید این ادعا، زیوین و نیدل (۲۰۱۴) نشان دادند که افزایش دما کارایی نیروی کار را در بخش‌هایی که به‌طور مستقیم تحت تأثیر آب و هوا (اقلیم) هستند (مثل کشاورزی، جنگل‌داری، ماهی‌گیری، شکار، معدن‌داری، ساخت و ساز، حمل و نقل و کارخانه‌داری) کاهش می‌دهد [۳۷]. همچنین کاچون و همکاران (۲۰۱۲) دریافتند که دمای بالا، بهره‌وری در تولید خودرو و نیروی کار را کاهش می‌دهد [۶]. سود شرکت، حاصل فعالیت نیروی کار و ماشین-آلات و سایر عوامل آن شرکت است، بنابراین تغییرات دما به‌طور غیرمستقیم سودآوری شرکت‌ها را تحت الشعاع قرار می‌دهد.

همچنین سودآوری شرکت، در آینده شرکت نیز مؤثر است و می‌تواند زمینه رشد بیشتری را برای آن فراهم کند. سرمایه‌گذاران (مخصوصاً سرمایه‌گذارانی که با تحلیل بنیادی کار می‌کنند) به هنگام معامله در بازار بورس اوراق بهادار، برای بررسی قیمت و ارزش یک سهم، میزان سودآوری و سود تقسیمی شرکت را نیز مدنظر قرار می‌دهند. اگر میزان سودآوری شرکتی برای سرمایه‌گذاران

جذابیت ایجاد کند، میزان تقاضا برای سهام آن شرکت افزایش و عرضه سهام مالکان قبلی کاهش خواهد یافت و می‌توان گفت، افزایش تقاضا نسبت به عرضه به‌معنی رشد قیمت است (همین رویه برای کاهش قیمت نیز وجود دارد). لذا بازدهی شرکت‌ها می‌تواند متأثر از تغییرات دما باشد که میزان این تأثیر بسته به ماهیت فعالیت شرکت، متغیر است. با در نظر گرفتن مطالب پیش‌گفته می توان به این فرضیه دست یافت که اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در آینده بر تصمیمات سرمایه‌گذاران در زمان فعلی تأثیرگذار خواهد بود. از مباحث پایه‌ای مالی و سرمایه‌گذاری می‌دانیم که ریسک و بازده، رابطه‌ای مستقیم نسبت به یکدیگر دارند [۴]، یک سرمایه‌گذار به ازای تحمل ریسک بیشتر خواهان مطالبه بازده بیشتر است. از آن‌جایی که تغییرات دما نیز یکی از عوامل فقدان اطمینان نسبت به آینده محسوب شده و شرکت را در معرض ریسک کاهش سود آتی قرار می‌دهد، می‌توان تصور کرد که سرمایه‌گذاران مایل باشند تا برای تحمل ریسک تغییرات دما نیز بازدهی بیشتری طلب کنند.

اگر نوسانات دما بتواند شرکت‌ها را با ریسک‌های درماندگی روبرو کند و باعث افزایش یا کاهش درآمد آن‌ها شود، قاعدتاً خبرهای مربوط به نوسانات دما در آینده باید یک متغیر توضیحی از بازدهی شرکت‌ها باشد. اگر نوسانات دما نوعی عدم اطمینان محسوب شود و به‌صورت سیستماتیک بر جریان‌های انتقادی تأثیر بگذارد، پس می‌تواند عامل قیمت‌گذاری شده (معنادار) در یک مدل آربیتراژی باشد و در نتیجه باعث افزایش بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران شود. بر اساس مدل رشد گردون، افزایش بازده مورد انتظار باعث کاهش ارزش شرکت می‌شود. به‌طور خلاصه با توجه به افزایش دما در طول زمان انتظار می‌رود که بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران از سهام شرکت‌ها بیشتر شده و در نهایت باعث کاهش ارزش آن‌ها در طول زمان شود (کاهش ارزش شرکت بر اساس صرف‌ریسک دما مورد نظر است)، لذا انتظار می‌رود تصمیمات سرمایه‌گذاران در مورد خرید یا فروش سهام یک شرکت تحت تأثیر اثر تغییرات دما بر بازده آن شرکت نیز باشد. هدف پژوهش حاضر در ابتدا آزمون قیمت‌گذاری صرف‌ریسک دما و سپس بررسی همین مسأله است که، آیا ارزش شرکت‌ها در اثر تغییرات دما در طول زمان کاهش می‌یابد یا خیر. چنانچه این تأثیر به لحاظ آماری رد نشود می‌توان ادعا کرد که سرمایه‌گذاران و فعالان بازار در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود اثر تغییرات دما بر بازده شرکت را در نظر می‌گیرند.

در پژوهش حاضر با اقتباس از روش دینگ دو (۲۰۱۴) ملاک استخراج صرف‌ریسک دما خبرهای مربوط به تغییرات دما در آینده قرار گرفت [۱۳]، به این دلیل که سرمایه‌گذاران باید فرصت لازم برای تجزیه‌وتحلیل تأثیرات دما بر بازدهی شرکت و پیش‌بینی روند قیمتی آن را داشته باشند، تا بتوانند در زمان فعلی در مورد خرید یا فروش سهام شرکت تصمیم بگیرند. برای سنجش بار

خبری تغییرات آتی دما بر بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران (صرف‌ریسک دما) از پرتفوی ردیاب[۱] استفاده می‌شود. پرتفوی ردیاب متشکل از دارایی‌هایی است که بازده آن‌ها یک متغیر کلان اقتصادی را دنبال می‌کند. بازده دارایی‌ها (نظیر سهام، اوراق قرضه و املاک و مستغلات) می‌تواند به پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی (نظیر نرخ ارز، نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی) کمک کند. این روابط پیش‌بینی بین بازده دارایی‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی پرتفوی خاصی به نام پرتفوی ردیاب را معرفی می‌کند، که انتظارات فعالان بازار درباره تغییرات آینده یک متغیر کلان اقتصادی خاص را دنبال می‌کند.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

پرتفوی ردیاب متشکل از دارایی‌هایی است که بازده آن یک متغیر کلان اقتصادی را دنبال می‌کند [۲۴]. بازده ماهانه سهام و اوراق قرضه می‌تواند به پیش‌بینی تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی کمک کند. چرا که قیمت دارایی‌ها (و به تبع آن بازده دارایی‌ها) تحت‌الشعاع شرایط کلی حاکم بر اقتصاد قرار داشته و متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، تولید ناخالص ملی و تورم و حتی شرایط اقلیمی (دما) مجموعاً شرایط کلی اقتصادی را می‌سازند. بنابراین می‌توان گفت هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی به‌طور جداگانه می‌تواند بر قیمت دارایی‌ها مؤثر باشد. آرتز و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از پرتفوی ردیاب نشان می‌دهند که عامل‌های B/M، اندازه و تکانه، ریسک‌های مجموعه بزرگی از عامل‌های کلان اقتصادی را در برمی‌گیرند. عامل‌هایی را که این پژوهشگران در نظر گرفتند شامل: تغییر در انتظارات رشد اقتصادی، تورم، ساختار زمانی نرخ بهره، و نرخ ارز. آن‌ها عاملی که پرتفوی تشکیل شده بر اساس B/M، اندازه و تکانه را دنبال می‌کند، به‌منزله نماینده ریسک عامل کلان اقتصادی در نظر می‌گیرند و نهایتاً با استفاده از آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نشان می‌دهند که عملکرد اکثر عامل‌های کلان اقتصادی در توضیح بازده مازاد دارایی‌ها قابل مقایسه با عامل‌های ارائه شده توسط فاما و فرنچ (SMB[۲] و HML[۳]) هستند [۱]. کاپادیا (۲۰۱۱) با استفاده از پرتفوی ردیاب نشان داد که عامل مربوط به ریسک ورشکستگی شرکت نیز مانند عامل‌های SMB و HML منبعی مهم از صرف‌ریسک محسوب می‌شود. او نشان داد، هم SMB و هم HML تغییر در نرخ ورشکستگی آتی را پیش‌بینی می‌کنند؛ بنابراین، وقتی بازار انتظار افزایش نرخ‌های ورشکستگی را دارد، سهام کوچک، بازده کمتری نسبت به سهام بزرگ، و سهام ارزشی بازده کمتری را نسبت به سهام رشدی از خود نشان می‌دهند. او در نهایت نشان داد که در

---

[۱] Tracking Portfolio

[۲] Small Minus Big

[۳] High Minus Low

قیمت‌گذاری دارایی‌ها، یک مدل دو عاملی با عامل بازار و عامل پرتفوی ردیاب برای ریسک ورشکستگی شرکت، به‌خوبی مدل سه عاملی فاما و فرنچ عمل می‌کند [۲۱]. واسالوا (۲۰۰۳) با به کارگیری پرتفوی ردیاب با یک مدل دو عاملی شامل عامل‌های: ۱) عاملی که اخبار مربوط به رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) در آینده را می‌گیرد و ۲) عامل بازار، بازده دارایی‌ها را تقریباً به‌خوبی مدل فاما و فرنچ توضیح می‌دهد. او نشان می‌دهد که عامل‌های SMB و HML، حاوی اخبار اصلی مربوط به رشد GDP در آینده هستند [۳۵]. دینگ دو (۲۰۱۴) با استفاده از پرتفوی ردیاب نشان داد که نوسانات پایدار (سالانه) نرخ ارز، عاملی توضیح دهنده از بازده دارایی‌ها است. او از پرتفوی ردیاب برای اتخاذ اخبار مربوط به تغییرات نرخ ارز در آینده استفاده کرد. به عبارتی او راه حلی مناسب برای «معمای ریسک» در بازارهای مالی بین الملل ارائه کرد [۱۳].

اطلاعات بازارهای مالی می‌تواند ارزیابی‌هایی عینی از زیان‌های ناشی از تغییرات دما فراهم کند. بالورز، دینگ دو و ژوا (۲۰۱۷) با استفاده از یک مدل آربیتراژی نشان دادند که شوک‌های دما یک عامل ریسک سیستماتیک محسوب شده و صرف ریسک آن به‌طور معناداری منفی است. آن‌ها همچنین نشان دادند که دارایی‌های موجود در صنایعی که حساسیت بیشتری به تغییرات دما دارند بار عاملی منفی قوی‌تری را برای عامل شوک دما نشان می‌دهند. بر اساس پژوهش این پژوهشگران تغییرات دما هزینه سرمایه شرکت‌ها را به‌طور متوسط ۰/۲۲ درصد افزایش می‌دهد [۲]. بالورز و همکاران (۲۰۱۷) هزینه سرمایه شوک‌های دما را در بازار بورس اوراق بهادار آمریکا مورد بررسی قرار دادند. این پژوهشگران دریافتند که در یک مدل آربیتراژی که در آن شوک‌های دما یک عامل ریسک سامانه‌مند است، صرف‌ریسک شوک دما منفی و معنادار بوده و این صرف ریسک برای شرکت‌هایی با صنایع حساس‌تر به دما، بار عاملی منفی‌تری را نشان می‌دهد. آن‌ها همچنین نشان دادند که میزان افزایش متوسط در هزینه سرمایه شرکت‌ها در اثر نااطمینانی ناشی از تغییرات دما ۰/۲۲ درصد است که باعث ۷/۲۹ درصد، هزینه ارزش خواهد شد [۲].

هونگ[۱]، لی[۲] و خو[۳] (۲۰۱۹) بیان می‌دارند که علوم اقلیمی دریافته‌اند که روند حرکتی به سمت گرمای جهانی بیشتر ریسک خشکسالی را تشدید کرده است. آن‌ها بررسی کردند که آیا قیمت سهام شرکت‌های غذایی به‌صورت مؤثر این ریسک را در نظر می‌گیرند یا خیر. آن‌ها با استفاده از داده‌های ۳۱ کشور که در زمینه صنعت غذایی فعال هستند، هر ساله این کشورها را بر اساس روندهای بلند مدتشان به سمت خشکسالی رتبه‌بندی کردند. آن‌ها نشان دادند که رتبه پایین برای یک کشور در این رتبه‌بندی به‌معنی رشد سود کمتر برای شرکت‌های غذایی در آن کشور است.

---

[۱] Hong

[۲] Li

[۳] Xu

همچنین نشان دادند که بازده شرکت‌هایی که رتبه پایینی دارند به نسبت پایین‌تر است. آن‌ها در نهایت دریافتند که قابلیت پیش‌بینی‌کنندگی این بازده‌ها تحت تأثیر ریسک‌های تغییرات آب‌و هوایی قرار دارد [۱۸].

دافرموس[۱]، نیکولایدی[۲] و گالانیس[۳] (۲۰۱۸) با استفاده از یک مدل اقتصاد کلان اکولوژیکی به بررسی مواردی چون ۱) اثر تغییرات آب و هوا بر پایداری مالی و ۲) کاربردهای گرمای جهانی و کاربردهای مالی یک برنامه افزایش مقدار فضای سبز می‌پردازند. البته تأکید آن‌ها روی تأثیر آسیب‌های تغییرات آب‌وهوا روی قیمت دارایی‌های مالی و موقعیت مالی شرکت‌ها و بانک‌ها است. مدل آن‌ها بر اساس داده‌های جهانی برآورد شده و شبیه سازی‌ها برای دوره زمانی ۲۰۱۶ تا ۲۱۲۰ انجام شده است. پژوهش این پژوهشگران چهار نتیجه کلی به همراه داشت: اول این‌که با از بین رفتن سرمایه شرکت‌ها و کاهش سودآوری آن‌ها، تغییرات آب‌وهوایی نیز به تدریج باعث بدتر شدن نقدینگی شرکت‌ها و در پی آن باعث افزایش نکول شرکت‌ها شده و در نهایت باعث ضربه زدن به شرکت‌های مالی و غیرمالی می‌شود. دوم اینکه آسیب‌های تغییرات آب‌وهوایی باعث تغییر در ترکیب دارایی پرتفوها شده که می‌تواند به‌صورت تدریجی در طول زمان باعث کاهش قیمت اوراق قرضه شرکتی شود. سوم اینکه ثبات مالی القا شده از طریق آب‌وهوا می‌تواند به‌صورت نامناسبی باعث کاهش توسعه اعتباری و تشدید اثرات مخرب تغییرات آب‌وهوایی بر فعالیت‌های اقتصادی شود. و چهارم اینکه پیاده‌سازی برنامه فضای سبز می‌تواند باعث کاهش فقدان پایداری مالی القا شده توسط آب‌وهوا شود و گرمای جهانی را محدود کند [۱۲].

کاپورال[۴]، اسپاگنولو[۵] (۲۰۱۸) با استفاده از یک مدل VAR-GARCH(1,1)، میانگین و نوسان‌پذیری حرکات بین خبرهای کلان (بر اساس سرتیتر خبرهای روزنامه‌ها) و نرخ ارز دلار و یورو را در مجموعه‌ای از کشورهای درحال پیشرفت (جمهوری چک، مجارستان، اندونزی، کره‌جنوبی، مکزیک، لهستان، آفریقای‌جنوبی، تایلند و ترکیه) مورد تجزیه‌وتحلیل قرار دادند. نتایج این پژوهش ارتباط دینامیکی محدودی را در بین گشتاورهای مرتبه اول در مقایسه با گشتاورهای مرتبه دوم نشان می‌دهد. همچنین این پژوهش نشان می‌دهد که در برخی از موارد علیت در واریانس وجود دارد. و علاوه‌بر این بحران‌های مالی جهانی اخیر تأثیر معناداری را روی نرخ ارز نشان می‌دهد. همچنین همبستگی شرطی نیز حاکی از وجود حرکت‌های مشترکی بین خبرهای کلان و نرخ ارز در این کشورها است. در نهایت نشان دادند که در کشورهایی که نرخ ارز مدیریت

---

۱ Dafermos

۲ Nikolaidi

۳ Galanis

۴ Caporale

۵ Spagnolo

شده دارند تأثیر اخبار بر روی نرخ ارز محدود شده و فقط در دوره بحران‌های مالی خبرهای خارجی بر قیمت ارز داخلی اثرگذار بوده است [۹].

در آزمایشات بالینی و روانشناسی نشان داده شده است که آب و هوا، تأثیر معناداری بر رفتار انسان‌ها دارد. این امر تأییدی است بر تفاوت حالات روحی که همگی ما آن را در روزهای بارانی و ابری در مقایسه با روزهای صاف و آفتابی تجربه کرده‌ایم. در این راستا ساندرز (۱۹۹۳) در مقاله‌ای به آزمون این فرضیه می‌پردازد که قیمت سهام در بازار نیویورک به‌صورت نظام‌مند تحت تأثیر تغییرات آب‌وهوا نیست. نتایج مطالعات وی حاکی از آن است که بازار اوراق بهادار به‌صورت نظام-مندی تحت تأثیر عوامل روان‌شناسی فعالان بازار است. و بنابراین فرضیه، پژوهش مبنی بر عدم تأثیر تغییرات آب‌وهوا بر قیمت سهام بازار نیویورک را رد می‌کند [۳۱].

کوا و وای (۲۰۰۵) به بررسی ارتباط بازده بازار سهام و دمای هوا می‌پردازند. شواهد پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که دماهای پایین می‌تواند باعث واکنش سرمایه‌گذاران شود در حالی که دماهای بالا می‌تواند هم باعث بی‌تفاوتی سرمایه‌گذاران و هم باعث واکنش آن‌ها شود. واکنش نشان دادن سرمایه‌گذاران می‌تواند باعث شود آن‌ها خواهان پذیرش ریسک بیشتر باشند، در حالی که بی‌تفاوتی مانع از پذیرش ریسک بیشتر است. این پژوهشگران انتظار داشتند که دماهای پایین‌تر با بازده‌های بالای سهام و دماهای بالاتر با بازده‌های بالا یا پایین سهام در ارتباط باشد. آن‌ها در نهایت نشان دادند که رابطه‌ای منفی و معنادار بین دمای هوا و بازده سهام وجود دارد [۸]. یون و کانگ (۲۰۰۹) به سه نتیجه مهم در خصوص تأثیرات آب‌وهوا رسیدند. اول این‌که بعد از بحران مالی ۱۹۹۷، آب و هوا تأثیر معناداری بر بازده سهام شرکت‌ها را نشان نمی‌دهد. دوم این‌که توجه به متغیرهای آب و هوایی باعث می‌شود بتوان در واریانس شرطی، فرآیند GJR-GARCH را مدل‌سازی کرد. سوم این‌که تأثیر متقابل متغیرهای آب‌وهوایی بر روی یکدیگر تأثیر آب‌وهوا را به‌طور کامل نشان می-دهد، اما این اثرات نیز بعد از بحران مالی ۱۹۹۷ از بین می‌رود. آن‌ها در مجموع به این نتیجه رسیدند که تأثیرات آب‌وهوایی با افزایش کارایی بازار تضعیف می‌شود [۳۶].

فلوروس (۲۰۱۱) ارتباط بین دمای هوا و بازده بازار سهام را با استفاده از داده‌های روزانه کشور پرتغال در بازه زمانی ۲۰۰۷–۱۹۹۵ مورد آزمون قرار داد. او همچنین بررسی کرد که آیا تأثیرات دما نیز تحت تأثیر بی‌قاعدگی‌های تقویمی مثل اثر ژانویه و اثر زمان معاملات در ماه، قرار دارد یا خیر. نتایج پژوهش این محقق حاکی از آن است که دمای هوا بر بازده سهام کشور پرتغال تأثیر منفی و معناداری دارد. همچنین تأثیرات دمای هوا بر بازده سهام تحت تأثیر بی‌قاعدگی تقویمی و زمان معاملات در ماه قرار دارد، به گونه‌ای که بازده سهام در ژانویه مثبت و در طول ۱۴ روز اول ماه بالاتر است. دمای هوای پایین‌تر در ژانویه به دلیل تمایل بیشتر سرمایه‌گذاران در پذیرش ریسک، باعث بازده سهام بالاتر می‌شود [۱۶]. سونگن و مندلسون (۱۹۹۸) مدلی را برای ارزیابی

تأثیر تغییرات اقتصادی با مقیاس بزرگ بر بازار سهام ارائه می‌دهند. آن‌ها در پژوهش خود چگونگی ساخت چنین مدلی را با استفاده از اثرات تغییرات آب‌وهوایی بر بازار چوب آمریکا نشان می‌دهند. نتایج پژوهش این پژوهشگران حاکی از آن است که در سناریوهای مختلف و مدل‌های مختلف، گرم شدن هوا باعث افزایش عرضه و در پی آن افزایش درآمد شرکت‌های فعال در صنعت چوب آمریکا می‌شود [۳۲]. چنگ (۲۰۰۲) تأثیرات بالقوه تغییرات آب‌وهوا بر بخش صنعت کشاورزی کشور تایوان را برآورد می‌کند. او از مدل‌های رگرسیون پاسخ بازده برای بررسی تأثیر تغییرات آب و هوا بر روی ۶۰ محصول زراعی و از یک مدل برنامه‌ریزی شده ریاضی بر مبنای قیمت داخلی برای شبیه‌سازی تأثیرات رفاهی تغییرات بازده تحت سناریوهای آب‌وهوایی مختلف استفاده کرد. نتایج این پژوهشگر حاکی از آن بود که گرم شدن هوا و تغییرات اقلیمی هر دو تأثیری معنادار بر بازده محصولات زراعی دارند [۱۱].

زوین و نیدل (۲۰۱۴) دریافتند که مقدار دما بر عرضه نیروی کار در یک منطقه اثرگذار است. یعنی دمای بالا در یک منطقه باعث کاهش عرضه نیروی کار در آن منطقه می‌شود چون دمای بالا باعث سختی کار، خستگی بیشتر، و حتی اختلالات شناختی می‌شود [۳۷]. تول (۲۰۰۲) به برآورد هزینه خسارت‌های ناشی از تغییرات آب‌وهوا پرداخت. او تأثیرات متقابل هزینه اقتصادی و آب‌وهوا را به‌صورت توابعی از تغییرات آب‌وهوایی و میزان آسیب‌پذیری آن‌ها بیان کرد. او دریافت که حساسیت‌های برآورد شده در کوتاه مدت پارامتری بحرانی هستند و در دوره‌های بلندمدت، اغلب تغییر در حساسیت بخش‌ها برای اثرات کلی تغییرات آب‌وهوا مهم‌تر است. او نشان داد که این تأثیر می‌تواند بسته به زمان، منطقه و بخشی که مورد بررسی قرار می‌گیرد، منفی یا مثبت باشد. نتایج پژوهش او حاکی از این بود که تأثیرات منفی در سال‌های اخیر و در مناطق فقیرتر بیشتر بوده است [۳۳].

باب و همکاران (۲۰۰۱) دریافتند که تغییرات آب‌وهوا بر بهره‌وری حمل و نقل دریایی تأثیرگذار است. آن‌ها حساسیت بهره‌وری حمل و نقل دریایی را به گرمای جهانی در دو اقیانوس مختلف از نظر بیوگرافی شیمیایی و دو اقیانوس متفاوت از نظر اتمسفر به کمک مدل‌های گردش عمومی(GCM) بررسی کردند. در پژوهش آن‌ها هر دو مدل چرخش عمومی نشان‌دهنده کاهش در صادرات دریایی (۶- درصد) است (البته بسته منطقه مورد بررسی این تغییرات می‌تواند منفی یا مثبت باشد یعنی می‌تواند از ۱۵- درصد در مناطق گرمسیری تا ۱۰ درصد در اقیانوس جنوبی تغییر کند [۳]. ابرین و لچمکو (۲۰۰۰) تأثیر متقابل بین دور فرآیند جهانی یعنی تغییرات آب‌وهوایی و جهانی شدن اقتصاد را مورد بررسی قرار دادند. این پژوهشگران معتقدند هر دو فرآیند مستلزم زمان زیادی هستند تا بتوانند تأثیرات متفاوتی بر کل دنیا اعمال کنند و در این تغییرات جهانی عده‌ای منتفع (برنده‌ها) و عده‌ای متضرر (بازنده‌ها) خواهند بود. آن‌ها در پژوهش خود مفهوم خاصی با نام

ریسک دوجانبه [۱] را به‌منزله چارچوبی جهت آزمون تأثیرات همزمان تغییرات آب‌وهوایی و جهانی شدن ایجاد کردند. ریسک دوجانبه به این حقیقت اشاره دارد که مناطق، بخش‌ها، منظومه‌ها و گروه‌های اجتماعی همگی با تأثیرات تغییرات آب‌وهوایی و در نتیجه آن، جهانی شدن روبه‌رو می‌شوند. آن‌ها نشان دادند که با در نظر گرفتن تأثیرات همزمان این دو فرآیند جهانی، مجموعه جدیدی از برنده‌ها و بازنده‌ها به وجود خواهد آمد [۲۶].

پورمحمدی و بدری (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر آب‌وهوا بر بازده و فعالیت‌های معاملاتی در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. متغیرهای معاملاتی آن‌ها شامل نقدشوندگی، گردش معاملات و نوسان‌پذیری است. در این پژوهش برای تخمین الگوهای رگرسیون با داده‌های سری زمانی، از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شده است و دوره زمانی پژوهش از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا انتهای سال ۱۳۹۴ است. نتایج پژوهش این پژوهشگران نشان می‌دهد خلق‌وخوی افراد که با تغییر وضعیت آب‌وهوا تغییر می‌کند، در گردش معاملات، تأثیر معناداری ندارد؛ اما متغیرهای برف، باران و سرعت باد در بازده، نقدشوندگی و نوسان‌پذیری، تأثیر معناداری دارند؛ بنابراین، این پژوهشگران نشان دادند که عوامل محیطی در بازده و فعالیت‌های معاملاتی به جزء گردش معاملات، تأثیر دارد؛ بنابراین آب‌وهوا یکی از عوامل محیطی تأثیرگذار بر فعالیت روزمره افراد است [۲۸]. وفایی پور و هوشمند (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر نوسان متغیرهای آب‌وهوا بر حجم مبادلات و شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش متغیرهای آب‌وهوایی به‌منزله متغیر مستقل و شاخص سهام و حجم مبادلات متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که بین متغیرهای آب‌وهوایی با شاخص سهام رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین بین متغیر ساعات آفتابی بالاتر از میانگین با حجم مبادلات رابطه وجود دارد و سایر متغیرهای آب‌وهوایی با حجم مبادلات رابطه معناری ندارد [۳۴]. راعی، محمودی آذر و گرجی (۱۳۹۳) در پژوهشی با استفاده از مدل گارچ، رابطه میان بازدهی بورس اوراق بهادار و متغیرهای آب‌وهوایی شامل دمای هوا، میزان پوشش ابر، سرعت وزش باد و میزان دید در تهران را مورد بررسی قرار دادند. این پژوهشگران با توجه به شرایط خاص و گاهی بحرانی شهر تهران از نظر آلودگی هوا، رابطه آلودگی هوا و بازده بازار بورس اوراق بهادار تهران را نیز مورد آزمون قرار دادند. پژوهش این پژوهشگران سه نتیجه در پی داشت: ۱) به‌طورکلی، عوامل آب‌وهوایی و آلودگی هوا تأثیر معناداری بر بازدهی بازار بورس اوراق بهادار تهران ندارند. ۲) استفاده از متغیرهای آب‌وهوا و آلودگی هوا به مدل‌سازی فرآیند گارچ در معادله واریانس شرطی کمک می‌کند. ۳) اثری از نامتقارنی (اثر اهرمی) در مدل واریانس شرطی دیده نمی‌شود [۳۰]. جمالی نیشابور، راعی و تهرانی (۱۳۹۲) به بررسی رابطه پوشش ابر و دمای هوا که دو شاخص مهم آب‌وهوایی می‌باشند، با بازده و نوسانات

---

[۱] Double Exposure

بازده سهام پرداخته‌اند. آن‌ها برای بررسی رابطه آب‌وهوا با بازده و نوسانات بازده بورس از داده‌های پوشش ابر و دمای هوای شهر تهران و بازده شاخص نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۸ استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که بین پوشش ابر یکی از شاخص‌های آب‌وهوایی و بازده بورس اوراق بهادار رابطه معکوس و معناداری وجود دارد، ولی بین دمای هوا و بازده بورس اوراق بهادار رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، هم بین متغیر پوشش و هم بین متغیر دما با نوسانات بازده رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد [۱۹]. ابراهیمی، حیدرپور و جهانشاد (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی تأثیرآب‌وهوا بر روی بازده سهام و حجم معاملات بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. به عقیده آن‌ها این تأثیر یکی از بی‌نظمی‌های بازار سرمایه است که در مواجه با تئوری بازار، کارا قرار می‌گیرد و ادعا می‌کنند با توجه به استراتژی‌هایی می‌توان شرایطی را برای کسب بازده‌های اضافی فراهم نمود. برای بررسی این مسأله سهام موجود در بورس اوراق بهادار تهران را به‌منزله جامعه آماری در نظر گرفته و طی دوره زمانی ۷ ساله (۱۳۸۴–۱۳۹۰) به‌صورت روزانه آن را ارزیابی کردند. این پژوهشگران برای بررسی فرضیات خود از روش سری زمانی استفاده کردند. یافته‌های پژوهش آن‌ها حاکی از آن است که از میان متغیرهای آب‌وهوایی متغیر درجه حرارات بر بازدهی روزانه بورس تأثیر مثبت و معناداری داشته، همچنین متغیر رطوبت به‌صورت معکوس و متغیر درجه حرارت به‌صورت مستقیم حجم معاملات روزانه بورس را تحت تأثیر خود قرار می‌دهند. یافته‌های این پژوهش به‌طور تلویحی کارآیی بورس تهران در سطح ضعیف را نیز به چالش می‌کشد. آن‌ها همچنین نشان دادند که از میان متغیرهای آب و هوایی متغیر درجه حرارات بر بازدهی روزانه بورس تأثیر مثبت و معناداری داشته و سایر متغیرها اثر معناداری بر بازدهی بورس از خود نشان نمی‌دهند [۱۴].

۳. روش شناسی پژوهش

با توجه به اهمیت تغییرات دما در میزان تولید و بهره‌وری نیروی کار و ماشین آلات شرکت‌ها و متعاقباً تأثیر آن بر بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران، انتظار می‌رود که تغییرات دما متغیری توضیح دهنده در یک مدل آربیتراژی باشد. به عبارتی، صرف ریسک دما باید عامل قیمت‌گذاری شده برای فعالان بازار باشد. قیمت‌گذاری صرف‌ریسک تغییرات دما به معنی افزایش بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران بوده و در نتیجه بر اساس مدل گردون باعث کاهش ارزش شرکت‌ها خواهد شد.

برای تفسیر اخبار تغییرات آتی دما که بر قیمت فعلی سهام اثر می‌گذارد از روش پرتفوی ردیاب بریدن، گیبونز و لیتزنبرگ (۱۹۸۹) و لیمنت (۲۰۰۱) و بعد از آن واسالوا (۲۰۰۳)، کاپادیا (۲۰۱۱) و دینگ دو (۲۰۱۴)، استفاده می‌شود [۵] [۲۴] [۳۵] [۲۱] [۱۳]. این رویکرد آماری، این امکان را مهیا می‌کند که بدون به کارگیری مدل قیمت‌گذاری خاص صرف ریسک دما برآورد شود.

جهت آزمون فرضیه‌ها مبنی بر این‌که صرف‌ریسک دما در بازار بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود، سه مدل قیمت‌گذاری با یکدیگر مقایسه شده است. مدل‌های مذکور شامل CAPM، مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل دو عاملی حاوی عامل بازار و صرف‌ریسک دما است. اگر صرف‌ریسک دما در بازار بورس اوراق بهادار قیمت‌گذاری شود، انتظار می‌رود عملکرد مدل دو عاملی در مقایسه با CAPM، بهتر (زیرا CAPM ریسک تغییرات دما را ملحوظ نکرده است) و نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بدتر باشد (زیرا چندین متغیر وجود دارد که متضمن عوامل اندازه و ارزش است). جهت بررسی این مهم، صرف‌ریسک دما با استفاده از رویکرد پرتفوی ردیاب برآورد شده و قیمت‌گذاری تغییرات دما آزمون می‌گردد.

پرتفوی ردیاب[۱] متشکل از دارایی‌هایی است که بازدهی آن یک متغیر کلان اقتصادی را دنبال می‌کند. بازدهی پرتفوی مذکور می‌تواند به پیش‌بینی تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی کمک کند. چرا که قیمت و به تبع آن بازدهی دارایی‌ها تحت‌الشعاع شرایط کلی حاکم بر اقتصاد بوده و متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، تولید ناخالص ملی و تورم مجموعاً شرایط کلی اقتصاد را تشکیل می‌دهد. بنابراین؛ هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی به‌طور جداگانه می‌تواند بر قیمت دارایی‌ها مؤثر باشد. تغییر قیمت امروز دارایی‌ها نشانگر تغییر اطلاعات مربوط به شرایط آتی اقتصادی است. بنابراین مشخص کردن تأثیر شوک‌ها و بحران‌های اقتصادی بر قیمت دارایی‌ها می‌تواند صرف‌ریسک آن عامل را مشخص کند. پرتفوی ردیاب، قیمت دارایی‌ها را به اخبار و اطلاعات مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی پیوند می‌دهد. بازدهی غیرمنتظره این پرتفوی ردیاب، همبستگی بالایی با اخبار و انتظارات فعالان بازار در مورد تغییرات آتی متغیرهای کلان اقتصادی دارد. «فرض اصلی روش پرتفوی ردیاب آن است که تغییر بازده دارایی در زمان حال، انعکاس تغییر انتظارات فعالان بازار از متغیر کلان اقتصادی در آینده است.» دارایی‌های موجود در پرتفوی ردیاب با عنوان دارایی مبنا[۲] خوانده می‌شود. دارایی مبنا دارایی است که بازدهی آن تغییرات آتی دما (متغیر کلان اقتصادی) را دنبال می‌کند.

پرتفوی ردیاب هر متغیر اقتصادی مانند y می‌تواند بر اساس برازش y بر بازدهی مجموعه‌ای از «دارایی‌های مبنا» حاصل شود. وزن دارایی‌های مبنا در پرتفوی ردیاب y، از طریق رگرسیون متغیر y بر دارایی‌های مبنا به‌دست می‌آید و این وزن‌ها معادل ضرایب مدل رگرسیون (β_iها) است. از آن‌جا که حساسیت هر متغیر مستقل نسبت به متغیر وابسته از طریق بتا (β) حاصل می‌شود، می‌توان با برازش مدل رگرسیونی پرتفوی ردیاب، حساسیت هر دارایی نسبت به اخبار و انتظارات مربوط به متغیر کلان اقتصادی y در آینده را به‌دست آورد.

---

۱ Tracking Portfolio Approach

۲ Base Asset

مدل ساده سری‌زمانی ما همان مدل دمای روزانه کمپبل و دایبلد(۲۰۰۵) است [۷] که برای هماهنگ شدن با مشاهدات ماهانه و برای اجتناب از تعدیلات فصلی به‌صورت زیر تغییر داده شده است:

رابطه ۱ $T_{t+12} = c + at + \tau_{t+12}$

که T_{t+12} دمای متوسط از ماه t+1 تا ماه t+12 ، t روند زمانی قطعی بوده و τ_{t+12} نیز اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار را نشان می‌دهد (انتشارات، سیاست‌های اقلیمی و ...).

T_{t+12} را می توان به یک جزء مورد انتظار، یک جزء خبری و یک عامل اخلال تقسیم کرد.

رابطه ۲ $T_{t+12} = E_{t-1}(T_{t+12}) + \Delta E_t(T_{t+12}) + \omega_{t+12}$

جزء خبری $\Delta E_t(T_{t+12}) = E_t(T_{t+12}) - E_{t-1}(T_{t+12})$ بوده که حامل(شامل) خبرهای مربوط به مشاهدات دما در ماه t است. و $\omega_{t+12} \equiv \tau_{t+12} - E_t(\tau_{t+12})$ نیز جزء اخلال است.

اگر تغییرات دما برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها اهمیت داشته باشد، تغییر در بازده مورد انتظار مازاد آن دارایی‌ها باید تغییر در انتظارات مربوط به تغییرات آتی دما را منعکس کند. یعنی:

رابطه ۳ $\Delta E_t(T_{t+12}) = b[R_t - E_{t-1}(R_t)] + \eta_t$

که $R_t - E_{t-1}(R_t)$ برداری ستونی از بازده غیرمنتظره دارایی‌ها است. (R_t برداری ستونی از بازده واقعی دارایی‌ها در انتهای ماه t و $E_{t-1}(R_t)$ برداری ستونی از بازده مورد انتظار دارایی‌ها در ابتدای ماه t است). و η_t جزء خبری است که نسبت به بازده غیرمنتظره دارایی‌ها متعامد(مستقل) است. فرض کنید بازده دارایی‌ها در ماه t تابعی خطی از Z_{t-1}^E(برداری از متغیرهای اقتصادی شرطی شناخته شده در زمان $(t-1)$ و τ_{t+12} تابعی خطی از Z_{t-1}^E و Z_{t-1}^C (برداری از متغیرهای اقلیمی شرطی شناخته شده در زمان $(t-1)$ است. بنابراین $E_{t-1}(R_t) = dZ_{t-1}^E$ و $E_{t-1}(\tau_{t+12}) = fZ_{t-1}^E + gZ_{t-1}^C$. از ترکیب معادلات رابطه ۱، ۲ و ۳ به‌صورت $T_{t+12} = [c + at + fZ_{t-1}^E + gZ_{t-1}^C] + [b(R_t - dZ_{t-1}^E) + \eta_t] + \omega_{t+12}$ عبارت زیر به‌دست می‌آید:

رابطه ۴ $T_{t+12} = c + at + eZ_{t-1}^E + gZ_{t-1}^C + bR_t + \varepsilon_{t+12}$

که $e \equiv -bd + f$ و $\varepsilon_{t+12} = \eta_t + \omega_{t+12}$ است.

پیرو کارهای قبلی با روش پرتفوی ردیاب، ما نیز بر اخبار مربوط به تغییرات دما در یکسال آینده تمرکز می‌کنیم. دارایی‌های مورد استفاده در این پژوهش همانند واسالوا (۲۰۰۳)، شش پرتفوی فاما و فرنچ (تنظیم شده بر اساس "اندازه" و "نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار") است. این دارایی‌ها به‌منزله دارایی مبنا شناخته می‌شود چراکه مبنای استخراج صرف‌ریسک دما هستند.

بازده پرتفوی ردیاب به‌منزله عاملی تعریف می‌شود که از ۶ پرتفوی بازده مازاد (۶ پرتفوی فاما و فرنچ) تقلید[۱] می‌کند (بازده مازاد پرتفوها را دنبال می‌کند(bR_t). با برازش مدل رگرسیونی OLS (رابطه ۴)، می‌توان از وزن‌های پرتفوی (b) برای به‌دست آوردن bR_t استفاده کرد. بر این اساس بازده پرتفوی ردیاب که تغییر در انتظارات مربوط به تغییرات دما را دنبال می‌کند (یعنی عامل صرف‌ریسک دما) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$TSF_t = bR_t$$

ضرایب b برآورد شده، بار عاملی دارایی‌ها (دارایی های مبنا)، نسبت تغییر خبرهای مربوط به دما را نشان می‌دهد.

پرتفویی از دارایی‌های در نظر گرفته شده (۶ پرتفوی فاما و فرنچ به‌منزله دارایی مبنا) با وزن‌های b، بازده متوسط مازادی معادل($bE(R_t)$ ارائه می‌دهد، که ریسک ناشی از خبرهای دما را منعکس کرده و می‌توان آن را به‌منزله صرف‌ریسک عامل دما در نظر گرفت.

برای به‌دست آوردن متغیرهای اقتصادی شرطی(Z_{t-1}^{E} در رابطه ۴) باز هم مانند واسالوا (۲۰۰۳) از متغیرهای کلان معروف برای پیش‌بینی بازده حقوق صاحبان سهام شامل نرخ بازده بدون ریسک (RF)، صادرات و واردات به عنوان درصدی از GDP استفاده می‌کنیم. از دمای متوسط با وقفه زمانی یک‌سال گذشته(یعنی از $t-12$ تا $t-1$) به‌منزله تنها متغیر کنترل اقلیمی (Z_{t-1}^{C}) استفاده می‌شود.

از آن‌جا که در پژوهش حاضر از داده‌های متداخل[۲] استفاده می‌کنیم، آماره t از طریق خطای استاندارد Newey-West HAC[۳] با پارامتر وقفه ۲۴ به‌دست خواهد آمد.

فرضیه اول: صرف‌ریسک دما در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود.

برای بررسی فرضیه اول ابتدا با استفاده از پرتفوی ردیاب میزان حساسیت دارایی‌های مبنا نسبت به اخبار و اطلاعات آتی دما بررسی می‌گردد. جهت برازش صرف‌ریسک دما بر اساس رویکرد پرتفوی ردیاب، تغییرات آتی دما بر بازدهی دارایی‌های مبنا در چارچوب سری–زمانی زیر برازش می‌شود (این رابطه همان رابطه ۴ است که متغیرهای مورد نظر پژوهش در آن وارد شده است):

رابطه ۵
$$\begin{aligned} Temper_{t+12} = {} & b_{RF}R_{f_t} + b_{S_H}S_H_t + b_{S_M}S_M_t + b_{S_L}S_L_t + b_{B_H}B_H_t \\ & + b_{B_M}B_M_t + b_{B_L}B_L_t + b_{EX}EX_t + b_{IM}IM_t \\ & + Temper_{t-1} + \varepsilon_{t+12} \end{aligned}$$

---

[۱] factor mimicking

[۲] overlapping data

[۳] Heteroscedasticity and autocorrelation

که $Temper_{t+12}$ تغییرات دما در طول یک‌سال آینده (t+1 تا t+12)، EX صادرات، IM واردات، R_f نرخ بازده بدون ریسک، S_H بازدهی پرتفوی شرکت‌های کوچک با نسبت B/M بالا، S_M بازدهی پرتفوی شرکت‌های کوچک با نسبت B/M متوسط، S_L بازدهی پرتفوی شرکت‌های کوچک با نسبت B/M پایین، B_H بازدهی پرتفوی شرکت‌های بزرگ با نسبت B/M بالا، B_M بازدهی پرتفوی شرکت‌های بزرگ با نسبت B/M متوسط، B_L بازدهی پرتفوی شرکت‌های بزرگ و نسبت B/M پایین و $Temper_{t-1}$ تغییرات دما در طول ۱۲ ماه گذشته (t-12 تا t-1)است.

پیش از محاسبه صرف‌ریسک دما در چارچوب پرتفوی ردیاب، باید بررسی شود آیا بازده دارایی‌های مبنا، منعکس‌کننده اخبار و اطلاعات تغییرات دما در یک‌سال آینده است؟ در رابطه ۵ اگر ضریب بازدهی هر دارایی مبنا به لحاظ آماری معنادار باشد، دارایی مذکور، اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک‌سال آینده را دنبال می‌کند. واسالوا (۲۰۰۳) عقیده دارد به دلیل وجود هم‌خطی بین بازدهی دارایی‌های مبنای موجود در پرتفوی ردیاب، نمی‌توان جهت بررسی ردیابی اخبار و اطلاعات آتی متغیر کلان اقتصادی توسط بازدهی دارایی‌های مبنا، معناداری ضریب هر دارایی را به‌طور جداگانه آزمون کرد، بلکه باید معناداری ضرایب دارایی‌ها به‌صورت توأمان بررسی شود [۳۵]. از سوی دیگر، بازدهی دارایی‌های مبنا نماینده بازدهی کل دارایی‌های بورس اوراق بهادار بوده و بنابراین معناداری بازدهی کل دارایی‌های مبنا حائز اهمیت است (نه معناداری بازدهی هر دارایی به‌صورت جداگانه). جهت بررسی معناداری ضرایب بازدهی دارایی‌های مبنا به‌صورت توأمان، از آزمون والد[۱] استفاده می‌شود. به کمک آزمون والد می‌توان احتمال صفر بودن مجموع ضرایب دارایی‌های مبنا را آزمون کرد.

ضریب هر یک از دارایی‌های مبنا، نشانگر میزان حساسیت آن دارایی نسبت به اطلاعات و اخبار مربوط به تغییرات دما در یک‌سال آینده است. صرف‌ریسک دما بر اساس مجموع حاصل‌ضرب ضرایب حساسیت دارایی‌های مبنا در مقادیر آن به‌دست می‌آید. به زبان ریاضی، صرف‌ریسک دما (TCF_t) به شرح رابطه ۶ محاسبه می‌شود.

$$TCF_t = \begin{bmatrix} b_{S_H} & b_{S_M} & b_{S_L} & b_{B_H} & b_{B_M} & b_{B_L} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} S_H \\ S_M \\ S_L \\ B_H \\ B_M \\ B_L \end{bmatrix} \quad \text{رابطه ۶}$$

$$= \left[b_{S_H} \times S_H + b_{S_M} \times S_M + b_{S_L} \times S_L + b_{B_H} \times B_H + b_{B_M} \times B_M + b_{B_L} \times B_L \right]$$

[۱] Wald-test

برای آزمون تغییرات دما همانند دینگ دو (۲۰۱۴) صرف‌ریسک تغییرات دما حاصل از روش پرتفوی ردیاب به‌منزله عامل ریسک در مدل CAPM لحاظ گردیده و مدل دو عاملی حاصله آزمون می‌گردد [۱۳]:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{MKT} MKT_t + \beta_{TRACK} TCF_t + \varepsilon_{it}$$ رابطه ۷

که TCF_t بازده پرتفوی ردیاب تغییرات دما، r_{it} بازدهی اضافی دارایی i در دوره t و MKT_t بازدهی اضافی بازار است. جهت بررسی رابطه تغییرات دما و بازدهی سهام از مدل سری-زمانی استفاده شده و نتایج حاصل بر اساس دو معیار قدر مطلق آلفای جنسن[۱] (α) و میزان توضیح-دهندگی مدل (R^2) سنجیده می‌شود. هرچه میزان آلفای جنسن کمتر باشد، توان توضیحی عوامل ریسک فراگیر احصاء شده در مدل و متعاقباً کارایی مدل قیمت‌گذاری بالاتر است. آلفای جنسن می‌تواند منفی یا مثبت باشد لذا برای اجتناب از خنثی شدن آلفاهای مثبت و منفی، از قدرمطلق آلفای جنسن به‌منزله معیار کارایی مدل استفاده می‌شود.

جهت بررسی این‌که صرف‌ریسک تغییرات دما در بازار بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود یا خیر، مدل دوعاملی با مدل CAPM و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) مقایسه می‌شود. جهت آزمون قیمت‌گذاری صرف‌ریسک دما مدل دوعاملی باید نسبت به مدل CAPM کاراتر و نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ ناکاراتر باشد. مدل دوعاملی از اضافه کردن صرف-ریسک دما به CAPM به‌دست می‌آید؛ بنابراین، اگر صرف‌ریسک دما عامل مهمی در توضیح بازدهی مورد انتظار باشد، باید کارایی مدل دوعاملی بیش از کارایی CAPM باشد. چَن و چِن (۱۹۹۱) و فاما و فرنچ (۱۹۹۶) عقیده دارند ریسک‌های درماندگی شرکت از عوامل اندازه و ارزش نشأت می‌گیرد [۱۰] [۱۵]. این مهم را کاپادیا (۲۰۱۱) نیز تأیید کرده است [۲۱]. بنابراین از آن‌جا که صرف‌ریسک دما، حاصل از پرتفوی ردیاب بر اساس تغییرات دارایی‌های پایه (۶ پرتفوی مبتنی بر عوامل اندازه و ارزش) برآورد شده و ریسک‌های درماندگی زیادی وجود دارد که از عوامل اندازه و ارزش نشأت می‌گیرد، مدل دو عاملی نباید کاراتر از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ باشد(چراکه اگر همه ریسک‌های درماندگی که از عوامل اندازه و ارزش مشتق می‌شود، شناسایی شود و داخل مدل قرار گیرد نهایتاً می‌تواند توضیح‌دهندگی مدل رگرسیون را به اندازه کارایی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ نشان دهد).

فرضیه دوم: اثر عامل تغییرات دما بر ارزش شرکت‌ها در طول زمان بیشتر می‌شود.

برای بررسی این فرضیه باید ارزش کل شرکت‌ها را در هر مقطع زمانی به‌دست آوریم. از آن‌جا که بازه زمانی پژوهش از ماه اول سال ۱۳۸۵(۱۳۸۵-۱) تا ماه آخر سال ۱۳۹۶ (۱۳۹۶-۱۲) است

---

[۱] Jensen

و از آن‌جا که برای اجرای پرتفوی ردیاب، داده‌های تغییرات دما باید یک‌سال جلوتر از داده پرتفوهای سهام باشد و همچنین با توجه به روش فاما مکبث که برای اجرای رگرسیون‌های تکرارشونده در طول زمان بازه‌ای با ۶۰ داده را در نظر می‌گیرد، با در نظر گرفتن ۶۰ داده ابتدایی از ۲-۱۳۸۵ تا ۱-۱۳۹۰ برای اجرای اولین رگرسیون، متغیرهای مورد نیاز (ارزش شرکت و ...) می‌تواند برای دوره ۱-۱۳۹۰ تا ۱۲-۱۳۹۵ مورد محاسبه قرار گیرد.

به‌طور خلاصه برای بررسی فرضیه دوم به روش زیر عمل می‌شود:

۱. با ۶۰ داده اول (۲-۱۳۸۵ تا ۱-۱۳۹۰) مدل پرتفوی ردیاب را اجرا کرده و سری-زمانی صرف ریسک دما(TCF_t) را برای بازه زمانی ۲-۱۳۸۵ تا ۱-۱۳۹۰، از طریق رابطه ۶ به‌دست می‌آوریم.

۲. با استفاده از سری‌زمانی TCF_t در مرحله قبل و بازده بازار مدل دو عاملی را با داده‌های بازه زمانی ۲-۱۳۸۵ تا ۱-۱۳۹۰ اجرا کرده و مقدار بتا هر عامل به‌دست می‌آید.

۳. با استفاده از بتا به‌دست آمده از مرحله قبل، مقدار بازده مورد انتظار حقوق صاحبان سهام(K) با جای‌گذاری در مدل دو عاملی برای ماه اول سال ۱۳۹۰ به‌دست می‌آید.

۴. با فرض این که میانگین رشد شرکت‌ها در طول زمان صفر است ارزش شرکت‌ها در ۱-۱۳۹۰ از فرمول رشد گردون به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$v = \frac{D}{k}$$

D: میانگین سود تقسیمی تمام شرکت‌های مورد استفاده در اجرای مدل دو عاملی است.

۵. حال بازه زمانی را یک ماه جلوتر برده (۳-۱۳۸۵ تا ۲-۱۳۹۰) و تمام مراحل بالا را اجرا کرده تا به ارزش شرکت‌ها در ۲-۱۳۹۰ برسیم.

۶. این فرآیند ادامه یافته و ارزش شرکت‌ها برای تمام ماه‌ها تا ماه ۱۲-۱۳۹۵ محاسبه می‌شود (علت اینکه تا ۱۲-۱۳۹۶ محاسبه نمی‌شود این است که برای اجرای پرتفوی ردیاب به تغییرات دما در یک‌سال آینده نیاز هست).

برای فهم این‌که فرضیه دوم تأیید می‌شود یا نه عمل بالا را در نمونه‌های پی‌درپی تکرار می‌کنیم تا متوجه شویم که آیا اثر شوک‌های دما از یک دوره زمانی اولیه به دوره زمانی بعدی افزایش می‌یابد یا خیر. همان‌طور که بیان شد، صرف ریسک در هر زمان با ۵ سال داده برآورد شد تا برآوردهای معناداری داشته باشیم. در هر ماه با کنار گذاشتن مشاهده قبلی و اضافه کردن مشاهده بعدی برآوردها را مجدد انجام می‌دهیم. و در نهایت، اثر متوسط را بر اساس برآوردهای تکرار شونده در طول دو دوره زمانی(۱۳۹۰-۱۳۹۲ و ۱۳۹۵-۱۳۹۳) برآورد می‌کنیم.

اگر اثر تغییر دما بر ارزش شرکت‌ها در دو دوره زمانی اختلاف معناداری با هم داشته باشند (به‌صورت فرض آماری: اختلاف ارزش شرکت‌ها در دوره ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ از ارزش شرکت‌ها در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲مخالف صفر باشد)، و همچنین میزان میانگین ارزش شرکت‌ها در دوره دوم کمتر از میانگین ارزش شرکت‌ها در دوره اول باشد، فرضیه دوم مورد تأیید قرار می‌گیرد (علت این امر تأثیر تغییرات دما بر بازده مورد انتظار حقوق صاحبان سهام است. اگر عامل دما تأثیرگذارتر باشد بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران بیشتر خواهد شد و طبق فرمول رشد گردون هرچه بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران بیشتر باشد، ارزش شرکت کمتر خواهد بود. بنابراین اگر تغییرات دما در طول زمان اثر بیشتری بر ارزش شرکت‌ها داشته باشد باید ارزش دوره‌های جلوتر از ارزش شرکت‌ها در دوره‌های قبلی کمتر باشد).

جهت برازش مدل‌های پیش‌گفته از سری–زمانی استفاده می‌شود. برای این منظور، داده‌های ماهانه عوامل ریسک بر بازدهی ماهانه پرتفوی‌های شش‌گانه مبتنی بر اندازه و B/M برازش می‌شود. مانند کاپادیا (۲۰۱۰)، واسالوا (۲۰۰۳) و دو (۲۰۱۴) از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۶) برای تشکیل پرتفوی‌ها استفاده می‌شود [۲۱] [۳۵] [۱۳] [۱۵].

جامعه آماری تحقیق حاضر کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال۱۳۹۶ را شامل می‌شود.

متغیرهای پژوهش حاضر به شرح ذیل محاسبه و اندازه‌گیری می‌شود:

بازدهی بازار بر اساس لگاریتم طبیعی نسبت شاخص قیمت و بازدهی نقدی بورس اوراق بهادار تهران در زمان t و t-1 محاسبه می‌شود:

رابطه ۸
$$r_{Mt} = \ln\left(\frac{TEDPIX_t}{TEDPIX_{t-1}}\right) \times 100$$

که r_{Mt} بازدهی بازار در ماه t، $TEDPIX_t$ شاخص قیمت و بازدهی نقدی پایان ماه t و $TEDPIX_{t-1}$ شاخص قیمت و بازدهی نقدی در انتهای ماه t-1 است.

بازدهی سهام از طریق لگاریتم طبیعی نسبت قیمت‌های سهام به شرح رابطه ۹ محاسبه می‌شود:

رابطه ۹
$$r_{it} = \ln\left(\frac{P_t + D_t}{P_{t-1}}\right) \times 100$$

که r_{it} بازدهی سهام در ماه t، P_t قیمت تعدیل‌شده سهم در پایان ماه t، P_{t-1} قیمت تعدیل‌شده سهم در انتهای ماه t-1 و D_t سود نقدی سهام در ماه t است. قیمت سهام بابت سود نقدی و افزایش سرمایه تعدیل شده است.

همانند فاما و فرنچ (۱۹۹۶)، اوتچوا (۲۰۰۷) و کرگار (۲۰۱۱) اندازه شرکت معادل لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت در تاریخ تشکیل پرتفوی (پایان هر ماه) است [۱۵] [۲۷] [۲۳]:

رابطه ۱۰
$$Size_{it} = \ln(p_{it} \times N_{it})$$

که $Size_{it}$ اندازه شرکت در ماه t، p_{it} قیمت سهم شرکت در زمان تشکیل پرتفوی و N_{it} تعداد سهام منتشره شرکت در زمان تشکیل پرتفوی است.

همانند فاما و فرنچ (۱۹۹۶)، کرگار (۲۰۱۱) و اوتچوا (۲۰۰۷) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) معادل لگاریتم طبیعی آخرین ارزش دفتری شرکت تقسیم بر ارزش بازار آن در پایان هر ماه است [۱۵] [۲۷] [۲۳].

رابطه ۱۱
$$B/M_{it} = ln(\frac{BV_{it}}{MV_{it}})$$

که B/M_{it} نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار هر شرکت در ماه t، BV_{it} ارزش دفتری هر شرکت در پایان ماه t و MV_{it} ارزش بازار شرکت در انتهای ماه t است.

در پایان هر ماه سهام موجود در نمونه براساس عامل اندازه به دو پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ تخصیص می‌یابد. در همین زمان، تمامی سهام نمونه بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ($^{B}/_{M}$) به سه پرتفوی رشدی، خنثی و ارزشی تقسیم می‌شود[۱]. در نتیجه تقابل گروه‌های طبقه‌بندی شده بر مبنای اندازه و نسبت $^{B}/_{M}$، شش پرتفوی موزون بر حسب ارزش، S_H، S_M، S_L، B_H، B_M و B_L شکل می‌گیرد. ترکیب پرتفوی‌های اخیر در هر یک از ماه‌های دوره زمانی مورد بررسی بر اساس رویه‌ای مشابه، تجدید ساختار می‌شود. برای تشکیل پرتفوی‌ها و تعیین نقاط مرزی مبتنی بر $^{B}/_{M}$، شرکت‌های دارای ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی، منظور نمی‌گردد. نهایتاً SMB و HML به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

SMB=1/3(S_H+S_M+S_L)-1/3(B_H+B_M+B_L)

HML=1/2(S_H+B_H)-1/2(S_L+B_L)

نرخ بهره بدون ریسک معادل نرخ سود اوراق مشارکت دولتی در نظر گرفته می‌شود. راعی، فرهادی و شیروانی (۱۳۹۰)، مشایخی، فدایی نژاد و کلاته رحمانی (۱۳۸۹)، کردستانی و علوی (۱۳۸۹) از نرخ سود اوراق مشارکت دولتی به عنوان نرخ بدون ریسک استفاده کرده‌اند [۲۹] [۲۵] [۲۲]. از آن‌جا که در پژوهش حاضر از داده‌های ماهانه استفاده شده، همانند هاشمی و میرکی (۱۳۹۲) نرخ سالانه سود اوراق مشارکت از طریق رابطه ۱۲ ماهانه می‌شود[۲]:

رابطه ۱۲
$$R_{fM,t} = \left[\left(1 + \left(\frac{R_{fA,T}}{4}\right)\right)^{4} - 1\right] \div 12$$

$R_{fM,t}$ نرخ بدون ریسک ماهانه در ماه t و $R_{fA,T}$ نرخ بدون ریسک در سال T است.

---

۱. ۳۰ درصد سهام دارای بیشترین نسبت $^{B}/_{M}$ ، گروه شرکت‌های ارزشی (G)، ۴۰ درصد میانی گروه شرکت‌های خنثی (N) و ۳۰ درصد سهام دارای کمترین نسبت $^{B}/_{M}$ ، گروه شرکت‌های رشدی (V) را تشکیل می‌دهد.

۲. این نرخ به صورت فصلی توسط بانک مرکزی منتشر می‌شود.

همانند دوینگ دو (۲۰۱۴) حجم صادرات ماهانه کشور پس از تقسیم بر تولید ناخالص داخلی به شرح رابطه ۱۳ محاسبه می‌شود[۱۳]:

رابطه ۱۳

$$EXP_{it} = \frac{\text{EXport}_t}{\text{GDP}_t}$$

که EXP_{it} درصد صادرات از تولید ناخالص داخلی، $EXport_t$ صادرات در ماه t و GDP_t تولید ناخالص داخلی در ماه t است.

همانند دو (۲۰۱۴) حجم واردات ماهانه کشور پس از تقسیم بر تولید ناخالص داخلی به شرح رابطه ۱۴ محاسبه می‌شود.

رابطه ۱۴

$$IMP_{it} = \frac{\text{IMport}_t}{\text{GDP}_t}$$

که IMP_{it} درصد واردات از تولید ناخالص داخلی، $IMport_t$ واردات در ماه t و GDP_t تولید ناخالص داخلی در ماه t است.

داده‌های مورد نیاز تحقیق شامل متوسط دمای هوای ایران (به دلیل این‌که شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران در مناطق مختلفی از ایران فعالیت می‌کنند)، که با مراجعه حضوری به سازمان هواشناسی حاصل می‌شود، نرخ اوراق مشارکت مستخرج از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بازدهی سهام شرکت‌ها، شاخص بورس اوراق بهادار و داده‌های ترازنامه‌ای شرکت‌ها مستخرج از اطلاعات رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران و سایت شرکت مدیریت خدمات فن‌آوری بورس و حجم صادرات و واردات مستخرج از گمرک جمهوری اسلامی ایران است.

۴. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

برای جلوگیری از نااطمینانی نتایج در اثر رگرسیون کاذب، آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی داده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. یکی از آزمون‌های ریشه واحد بسیار معروف آزمون دیکی فولر است، اما از آن‌جا که آزمون فیلیپس–پرون در مقایسه با آزمون دیکی– فولر شکست‌های ساختاری را نیز در نظر می‌گیرد، در پژوهش حاضر برای آزمون مانایی سری‌زمانی داده‌ها از آزمون فیلیپس–پرون استفاده شده و مقادیر آن به همراه آمار توصیفی متغیرها در جدول ۱، گزارش شده است.

جدول ۱. توصیف آماری متغیرهای مدل تحقیق

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	احتمال آماره جارگ–برا	احتمال نامانایی
Temper	۰/۰۱۱	۰/۱۰۷	۰/۶۶۳	–۰/۴۳۵	۰/۰۴۹	۰/۰۰۰۰
S_L	۰/۰۱۳	۰/۱۱۰	۰/۳۹	–۰/۲۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۰
S_M	۰/۰۰۷	۰/۰۴۷	۰/۲۴۶	–۰/۱۱۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰
S_H	۰/۰۱۱	۰/۰۴۴	۰/۱۵۲	–۰/۱۱۹	۰/۳۴۵	۰/۰۰۰۰
B_L	۰/۰۱۳	۰/۰۴۵	۰/۱۶۸	–۰/۰۹۱	۰/۱۵۲	۰/۰۰۰۰
B_M	۰/۰۱۳	۰/۰۴۵	۰/۲۰۶	–۰/۱۱۴	۰/۰۱۰	۰/۰۰۰۰
B_H	۰/۰۱۹	۰/۰۵۸	۰/۲۲۶	–۰/۱۰۵	۰/۰۷۰	۰/۰۰۰۰
R_f	۰/۰۱۵	۰/۰۰۳	۰/۰۲۱	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۶۱۲۷
Export/GDP	۰/۰۲۲	۰/۰۰۸	۰/۰۴۴	۰/۰۰۲	۰/۰۵۸	۰/۰۰۸۲
Import/GDP	۰/۰۴۲	۰/۰۱۱	۰/۰۷۵	۰/۰۲۱	۰/۰۹۵	۰/۰۰۰۰
MKT	۰/۰۱۷	۰/۰۵۶	۰/۱۸۲	–۰/۱۰۴	۰/۰۷۴	۰/۰۰۰۰

احتمال آزمون هم انباشتی(هم جمعی)جوهانسن(روش کآوو) سری زمانی داده های تحقیق ۰/۰۰۱ است.

همان‌طور که مشخص است احتمال مانا نبودن تمام متغیرها به جز نرخ بازده بدون ریسک زیر ۰/۰۵ است که می‌توان گفت تقریباً همه سری داده‌ها مانا هستند ولی برای اطمینان کامل از این قضیه آزمون هم‌انباشتی جوهانسون (روش کآوو) نیز اجرا می‌شود (نامانایی نرخ بهره بدون ریسک بدون اجرای آزمون نیز قابل تشخیص است. از آن‌جا که ملاک نرخ بهره بدون ریسک نرخ بازده اوراق مشارکت بانک مرکزی در نظر گرفته شده است و در ایران در هر سال تورم قابل توجهی داشته‌ایم و سود اوراق مشارکت نیز متناسب با نرخ تورم (با کمی اقماض) زیاد شده است و بنابراین روندی صعودی داشته که حاکی از عدم مانایی آن است). بر اساس احتمال آماری این آزمون هم‌انباشتی (۰/۰۰۱) فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رابطه خطی بین متغیرها رد شده و با پدیده رگرسیون کاذب روبه‌رو نخواهیم بود. همچنین لازم به ذکر است که از نظر احتمال معناداری آماره جارگ–برا، اکثر سری–زمانی داده‌های پژوهش دارای توزیع نرمال هستند.

برای برآورد صرف‌ریسک دما با استفاده از رویکرد پرتفوی ردیاب، تغییرات یکسال جلوتر دما بر بازده دارایی‌های مبنا در چارچوب رگرسیون سری–زمانی برازش شده و با استفاده از آزمون والد مشخص می‌کنیم که آیا ضرایب دارایی‌های مبنا به طور توأمان صفر هستند یا خیر. با استفاده از آزمون والد مشخص می‌کنیم که اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک‌سال آینده، توسط دارایی‌های مبنا ردیابی می‌شود یا خیر. نتیجه برازش رگرسیون پرتفوی ردیاب در جدول ۲ ارائه می‌گردد.

جدول ۲. پرتفوی ردیاب برای محاسبه صرف ریسک و آزمون معناداری ضرایب دارایی‌های مبنا

	ضرایب	**احتمال معناداری**
دارایی‌های مبنا		
S_H	−۰/۰۰۵	۰/۹۹
S_M	۰/۳۶	۰/۳۵
S_L	۰/۱۹	۰/۰۳
B_H	۰/۱۵	۰/۴۲
B_M	−۰/۷۲	۰/۱۳
B_L	۰/۷۳	۰/۰۷
متغیرهای کنترل		
R_f	−۹/۵۶	۰/۰۱
Export/GDP	۳/۶۵	۰/۰۳
Import/GDP	−۰/۰۶	۰/۹۴
temper−Lagged	۰/۰۲۸	۰/۰۹۶
C	۰/۰۷۹	۰/۲۴
R^2	٪۲۵	
x^2	۰/۰۰۲۱	

مطابق جدول ۲، احتمال معناداری آماره کای‌دو ۰/۰۰۲۱ است، لذا ضرایب دارایی‌های مبنا درکل صفر نیست. بازده دارایی‌های مبنا اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک‌سال آینده را ردیابی می‌کند. یعنی سرمایه‌گذاران برای اخبار و اطلاعاتی که برای تغییرات دما در یک‌سال آینده در دست دارند صرف‌ریسک در نظر می‌گیرند و از آن‌جا که صرف‌ریسک وجود دارد، می‌توان قیمت‌گذاری این صرف‌ریسک را در بورس اوراق بهادار مورد آزمون قرار داد.

ابتدا با استفاده از رابطه ۶ صرف‌ریسک تغییرات دما در قالب متغیر TCF محاسبه می‌شود. و سپس قیمت‌گذاری این صرف‌ریسک مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از برازش مدل‌های قیمت‌گذاری در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک دما

پرتفوی	CAPM		سه‌عاملی فاما و فرنچ		دوعاملی		
	آلفا	R^2	آلفا	R^2	آلفا	صرف ریسک دما	R^2
S_H	-۰/۰۰۶۴	۰/۴۵	-۰/۰۰۲۶	۰/۶۹	-۰/۰۰۸۵	۰/۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۵۶
S_M	-۰/۰۰۹	۰/۳۶	-۰/۰۰۵۶	۰/۵۲	-۰/۰۱۳	۰/۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۵۴
S_L	-۰/۰۰۲	۰/۰۷	۰/۰۰۳۷	۰/۷۸	-۰/۰۱۹	۲/۸ (۰/۰۰۰)	۰/۵۴
B_H	۰/۰۰۳۴	۰/۱۹	۰/۰۰۱۸	۰/۳۷	۰/۰۰۱۸	۰/۲۷ (۰/۱۳)	۰/۲۱
B_M	-۰/۰۰۲۰	۰/۴۷	-۰/۰۰۱۵	۰/۴۸	-۰/۰۰۳۹	۰/۳۲ (۰/۰۰۳)	۰/۵۱
B_L	-۰/۰۰۴۳	۰/۷۲	-۰/۰۰۴۶	۰/۷۳	-۰/۰۰۳۵	۰/۵۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲
میانگین قدرمطلق	۰/۰۰۴۵	۰/۳۷۶	۰/۰۰۳۳	۰/۵۹۵	۰/۰۰۴۱	۰/۸۶ (۰/۰۲۲)	۰/۵۳

جدول ۳ ، مشتمل بر مدل‌های قیمت‌گذاری CAPM، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل دو عاملی است که بر روی ۶ پرتفوی مبتنی بر اندازه و نسبت B/M برازش می‌شود. معیارهای آلفای جانسن و میزان توضیح‌دهندگی مدل(R^2) از برازش هر مدل قیمت‌گذاری روی هر پرتفوی محاسبه شده و از میانگین‌گیری معیارها در ۶ پرتفوی مقدار معیار برای هر مدل قیمت‌گذاری حاصل خواهد شد.

همان‌طور که مشخص است مدل دوعاملی از نظر معیار "قدر مطلق آلفای جنسن" با مقدار ۰/۰۰۴۱ نسبت به مدل CAPM با مقدار ۰/۰۰۴۵ کاراتر و نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با مقدار ۰/۰۰۳۳ ناکاراتر است. بنابراین از نظر معیار قدر مطلق آلفای جنسن صرف‌ریسک دما در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود. از نظر معیار توضیح‌دهندگی R^2 مدل دوعاملی با مقداری معادل ۵۳ درصد نسبت به مدل CAPM با مقدار ۳۷ درصد، کاراتر و نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با مقداری معادل ۵۹ درصد ناکاراتر است. بنابراین از نظر معیار میزان توضیح-دهندگی نیز صرف‌ریسک دما قیمت‌گذاری می‌شود. بنابراین فرضیه، پژوهش مبنی بر قیمت‌گذاری صرف ریسک تغییرات دما در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته می‌شود. بدین مفهوم که سرمایه-گذاران در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود به اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک‌سال آینده توجه می‌کنند و برای تحمل ریسک تغییرات دما بازدهی بالاتری طلب می‌کنند.

شایان ذکر است که از ۶ پرتفوی آزمون، صرف‌ریسک دما در ۵ پرتفوی (S_H، S_M، S_L، B_M، و B_L) به ترتیب با مقادیر معناداری ۰/۰۰۰، ۰/۰۰۰، ۰/۰۰۰، ۰/۰۰۳ و۰/۰۰۰ معنادار بوده و تنها در یک پرتفوی (B_H) با مقدار معناداری ۰/۱۳ غیرمعنادار می‌باشد.

در ادامه فرضیه دوم پژوهش بررسی می‌شود:

جهت بررسی فرضیه دوم پژوهش (اثر تغییرات دما بر ارزش شرکت‌ها در طول زمان بیشتر می‌شود) به ارزش کل شرکت‌ها در هر مقطع زمانی نیاز داریم. از آن‌جا که بازه زمانی پژوهش از ماه اول سال ۱۳۸۵(۱۳۸۵-۱) تا ماه آخر سال ۱۳۹۶ (۱۳۹۶-۱۲) است و از آن‌جا که برای اجرای پرتفوی ردیاب، داده‌های تغییرات دما باید یک‌سال جلوتر از داده پرتفوهای سهام باشد و همچنین با توجه به روش فاما مکبث که برای اجرای رگرسیون‌های تکرارشونده در طول زمان بازه‌ای با ۶۰ داده را در نظر می‌گیرد، با در نظر گرفتن ۶۰ داده ابتدایی از ۱-۱۳۸۵ تا ۱-۱۳۹۰ برای اجرای اولین رگرسیون، متغیرهای مورد نیاز (ارزش شرکت و ...) می‌تواند برای دوره ۱-۱۳۹۰ تا ۱۲-۱۳۹۵ مورد محاسبه قرار گیرد.

برای بررسی این فرضیه ابتدا با ۶۰ داده اول (۱۳۸۵-۲ تا ۱-۱۳۹۰) مدل پرتفوی ردیاب را اجرا کرده و سری-زمانی صرف‌ریسک دما (TCF_t) را در بازه زمانی ۲-۱۳۸۵ تا ۱-۱۳۹۰، از طریق رابطه ۶ به‌دست آوردیم. سپس یک ماه از ابتدای دوره کنار گذاشته و یک ماه به انتهای دوره اضافه کرده (۶۰ داده دوم از ۳-۱۳۸۵ تا ۲-۱۳۹۰) و مدل پرتفوی ردیاب را مجدداً اجرا و صرف‌ریسک دما را برای این دوره نیز محاسبه کردیم. این کار به‌طور متوالی تکرار شد تا نهایتاً پرتفوی ردیاب برای۶۰ داده انتهایی (۱۳۹۱-۱ تا ۱۲-۱۳۹۵) نیز اجرا شده و صرف‌ریسک دما برای این دوره نیز محاسبه شد.

سپس با استفاده از سری‌زمانی TCF_t های استخراج شده از مرحله قبل و همچنین با استفاده از بازده بازار (در دوره های ۶۰ داده‌ای تعریف شده) مدل دو عاملی را برای هر یک از دوره‌های ۶۰ داده‌ای اجرا کرده و مقدار بتا هر عامل و ضریب معناداری آن‌ها را به‌دست آوردیم. نتایج رگرسیون‌های برازش شده در طول زمان در جدول ۴ گزارش شده است(احتمال معناداری ضرایب در زیر آن‌ها داخل پرانتز مشخص شده است).

جدول ۴. رگرسیون های متوالی مدل دو عاملی در طول زمان

مدل / دوره	ضریب عامل بازار	ضریب عامل دما	R^2	مدل / دوره	ضریب عامل بازار	ضریب عامل دما	R^2
۱-۱۳۹۰	-۰/۱۱ (۰/۰۰۱)	۱/۰۴۶ (۰/۰۰۰)	۰/۹۲	۱-۱۳۹۳	۰/۱۰۳ (۰/۰۹)	۰/۷۶۵ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳
۲-۱۳۹۰	-۰/۰۹۱	۱/۰۲۶	۰/۹۳	۲-۱۳۹۳	۰/۰۹۷	۰/۷۷۰	۰/۸۳

مدل / دوره	ضریب عامل بازار	ضریب عامل دما	R^2	مدل / دوره	ضریب عامل بازار	ضریب عامل دما	R^2
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۰)			(۰/۱۱)	(۰/۰۰۰)	
۳–۱۳۹۰	-۰/۰۵۰ (۰/۰۲۴)	۰/۹۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۹۶	۳–۱۳۹۳	۰/۱۰۹ (۰/۰۷)	۰/۷۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۸۴
۴–۱۳۹۰	-۰/۰۱۶ (۰/۵۶)	۰/۹۱۴ (۰/۰۰۰)	۰/۹۳	۴–۱۳۹۳	۰/۱۰۳ (۰/۰۹)	۰/۷۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۸۴
۵–۱۳۹۰	-۰/۰۲۸ (۰/۳۰)	۰/۹۳۶ (۰/۰۰۰)	۰/۹۴	۵–۱۳۹۳	۰/۱۱۰ (۰/۰۷)	۰/۷۶۴ (۰/۰۰۰)	۰/۸۴
۶–۱۳۹۰	-۰/۰۰۷ (۰/۸۰)	۰/۹۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۹۲	۶–۱۳۹۳	۰/۱۰۲ (۰/۰۹)	۰/۷۶۶ (۰/۰۰۰)	۰/۸۴
۷–۱۳۹۰	۰/۰۰۱ (۰/۹۶)	۱/۰۰۴ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹	۷–۱۳۹۳	-۰/۰۱۴ (۰/۸۲)	۰/۷۱۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵
۸–۱۳۹۰	-۰/۰۰۳ (۰/۹۲)	۱/۰۰۳ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹	۸–۱۳۹۳	۰/۱۰۳ (۰/۰۹)	۰/۷۷۰ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳
۹–۱۳۹۰	–/۰۰۱ (۰/۶۲)	۱/۰۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹	۹–۱۳۹۳	۰/۱۰۵ (۰/۰۹)	۰/۷۷۲ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳
۱۰–۱۳۹۰	۰/۰۳۷ (۰/۰۰۰)	۰/۹۰۸ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹	۱۰–۱۳۹۳	۰/۱۰۳ (۰/۰۹)	۰/۷۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵
۱۱–۱۳۹۰	۰/۰۴۳ (۰/۰۰۰)	۰/۹۰۶ (۰/۰۰۰)	۰/۹۹	۱۱–۱۳۹۳	۰/۱۰۹ (۰/۰۷)	۰/۷۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵
۱۲–۱۳۹۰	۰/۱۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۵۵۸ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱	۱۲–۱۳۹۳	۰/۱۰۵ (۰/۰۸)	۰/۷۸۲ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵
۱–۱۳۹۱	۰/۲۱۸ (۰/۰۰۰)	۰/۴۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۷۷	۱–۱۳۹۴	۰/۴۸۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۲۷ (۰/۰۰۹)	۰/۵۶
۲–۱۳۹۱	۰/۰۲۰ (۰/۰۰۰)	۰/۴۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۷۶	۲–۱۳۹۴	۰/۱۱۳ (۰/۰۷)	۰/۷۷۲ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵
۳–۱۳۹۱	۰/۲۰۰ (۰/۰۰۰)	۰/۴۶۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴	۳–۱۳۹۴	۰/۱۱۳ (۰/۰۷)	۰/۷۷۰ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵
۴–۱۳۹۱	۰/۱۹۵ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۶	۴–۱۳۹۴	۰/۱۱۷ (۰/۰۶)	۰/۷۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵
۵–۱۳۹۱	۰/۱۹۱ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۸ (۰/۰۰۰)	۰/۷۸	۵–۱۳۹۴	۰/۱۱۳ (۰/۰۷)	۰/۷۶۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵
۶–۱۳۹۱	۰/۲۰۸ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵۹ (۰/۰۰۰)	۰/۷۹	۶–۱۳۹۴	۰/۱۳۲ (۰/۰۳)	۰/۷۳۲ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵
۷–۱۳۹۱	۰/۲۳۲ (۰/۰۰۰)	۰/۴۴۴ (۰/۰۰۰)	۰/۷۸	۷–۱۳۹۴	۰/۲۰۷ (۰/۰۰۲)	۰/۶۶۷ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲
۸–۱۳۹۱	۰/۲۰۵	۰/۴۹۴	۰/۷۹	۸–۱۳۹۴	۰/۲۱۲	۰/۶۹۱	۰/۸۰

مدل / دوره	ضریب عامل بازار	ضریب عامل دما	R^2	مدل / دوره	ضریب عامل بازار	ضریب عامل دما	R^2
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)			(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۰)	
۹-۱۳۹۱	۰/۱۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۵۵۹ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲	۹-۱۳۹۴	۰/۲۰۸ (۰/۰۰۵)	۰/۷۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۷۹
۱۰-۱۳۹۱	۰/۱۸۶ (۰/۰۰۰)	۰/۵۲۹ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳	۱۰-۱۳۹۴	۰/۲۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۷۰ (۰/۰۰۰)	۰/۷۵
۱۱-۱۳۹۱	۰/۱۲۸ (۰/۰۰۱)	۰/۶۲۶ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱	۱۱-۱۳۹۴	۰/۴۵۴ (۰/۰۰۰)	۰/۵۲۴ (۰/۰۰۰)	۰/۶۷
۱۲-۱۳۹۱	۰/۱۳۱ (۰/۰۰۲)	۰/۵۷۳ (۰/۰۰۰)	۰/۷۹	۱۲-۱۳۹۴	۰/۴۵۳ (۰/۰۰۰)	۰/۵۲۲ (۰/۰۰۰)	۰/۶۷
۱-۱۳۹۲	۰/۱۲۵ (۰/۰۰۴)	۰/۵۸۹ (۰/۰۰۰)	۰/۷۹	۱-۱۳۹۵	۰/۴۲۱ (۰/۰۰۰)	۰/۶۱۴ (۰/۰۰۰)	۰/۷۰
۲-۱۳۹۲	۰/۱۴۳ (۰/۰۰۲)	۰/۵۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۷۵	۲-۱۳۹۵	۰/۳۶۹ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲۹ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱
۳-۱۳۹۲	۰/۱۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۵۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۷	۳-۱۳۹۵	۰/۳۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱۵ (۰/۰۰۰)	۰/۸۰
۴-۱۳۹۲	۰/۱۹۱ (۰/۰۰۱)	۰/۶۴۱ (۰/۰۰۰)	۰/۷۶	۴-۱۳۹۵	۰/۳۴۸ (۰/۰۰۰)	۰/۹۰۴ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲
۵-۱۳۹۲	۰/۱۶۲ (۰/۰۰۵)	۰/۶۷۹ (۰/۰۰۰)	۰/۷۸	۵-۱۳۹۵	۰/۳۵۱ (۰/۰۰۰)	۰/۹۰۹ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳
۶-۱۳۹۲	۰/۱۴۹ (۰/۰۱)	۰/۶۷۹ (۰/۰۰۰)	۰/۷۸	۶-۱۳۹۵	۰/۳۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۹۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲
۷-۱۳۹۲	۰/۱۵۷ (۰/۰۰۵)	۰/۶۷۵ (۰/۰۰۰)	۰/۷۷	۷-۱۳۹۵	۰/۳۶۵ (۰/۰۰۰)	۰/۸۶۰ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱
۸-۱۳۹۲	۰/۱۸۹ (۰/۰۰۱)	۰/۶۵۰ (۰/۰۰۰)	۰/۷۷	۸-۱۳۹۵	۰/۳۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۸۴۴ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲
۹-۱۳۹۲	۰/۱۶۶ (۰/۰۰۵)	۰/۷۲۵ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱	۹-۱۳۹۵	۰/۴۰۴ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲۲ (۰/۰۰۰)	۰/۸۴
۱۰-۱۳۹۲	۰/۱۳۲ (۰/۰۲)	۰/۷۳۶ (۰/۰۰۰)	۰/۸۰	۱۰-۱۳۹۵	۰/۴۰۹ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱۹ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲
۱۱-۱۳۹۲	۰/۱۰۱ (۰/۰۸)	۰/۷۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳	۱۱-۱۳۹۵	۰/۴۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱۵ (۰/۰۰۰)	۰/۸۲
۱۲-۱۳۹۲	۰/۰۹۹ (۰/۰۹)	۰/۷۶۹ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳	۱۲-۱۳۹۵	۰/۳۷۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۹۷ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵

جالب توجه است که در تمام رگرسیون‌های متوالی در طول زمان، عامل صرف‌ریسک دما با قوت زیادی معنادار است (تمام احتمال‌های معناداری ضریب صرف ریسک دما زیر ۰/۰۵ است). همچنین میزان توضیح‌دهندگی مدل‌ها (R^2) نسبتاً بالاست به این معنی که مدل دو عاملی پژوهش در طول زمان قدرت توضیح‌دهندگی بالایی از خود نشان می‌دهد.

سپس با استفاده از بتاهای به‌دست آمده از مرحله قبل جدول ۴ مقدار بازده مورد انتظار حقوق صاحبان سهام ($E(r)$) را با جای‌گذاری در مدل دو عاملی برای هر یک از دوره‌های بیان شده به‌دست آوردیم.

$$E(r_{it}) = r_f + \beta_{MKT} MKT_t + \beta_{TRACK} TCF_t$$

و در نهایت ارزش شرکت‌ها در هر دوره را از فرمول رشد گردون به‌صورت زیر به‌دست آوردیم:

$$v = \frac{D}{E(r)}$$

D: میانگین سود تقسیمی تمام شرکت‌های مورد استفاده در اجرای مدل دو عاملی است.

برای فهم این که فرضیه اصلی تأیید می‌شود یا نه، باید متوجه شویم که آیا اثر شوک‌های دما از یک دوره زمانی اولیه به دوره زمانی بعدی افزایش می‌یابد یا خیر. برای درک این مهم اثر متوسط را بر اساس برآوردهای تکرار شونده در طول دو دوره زمانی (۱۳۹۰–۱۳۹۲ و ۱۳۹۵–۱۳۹۳) برآورد کردیم.

اگر اثر تغییر دما بر ارزش شرکت‌ها در دو دوره زمانی اختلاف معناداری باهم داشته باشند (به صورت فرض آماری: اختلاف ارزش شرکت‌ها در دوره ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ از ارزش شرکت‌ها در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲مخالف صفر باشد)، و همچنین میزان میانگین ارزش شرکت‌ها در دوره دوم کمتر از میانگین ارزش شرکت‌ها در دوره اول باشد، فرضیه اصلی مورد تأیید قرار می‌گیرد (علت این امر تأثیر تغییرات دما بر بازده مورد انتظار حقوق صاحبان سهام است. اگر عامل دما تأثیرگذارتر باشد بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران بیشتر خواهد شد و طبق فرمول رشد گردون هرچه بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران بیشتر باشد، ارزش شرکت کمتر خواهد بود. بنابراین اگر تغییرات دما در طول زمان اثر بیشتری بر ارزش شرکت‌ها داشته باشد، باید ارزش دوره‌های جلوتر از ارزش شرکت‌ها در دوره‌های قبلی کمتر باشد). میانگین ارزش شرکت‌ها در جدول ۵ و نتایج آزمون اختلاف میانگین‌ها در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ۵. میانگین ارزش شرکت‌ها

دوره	میانگین ارزش شرکت ها
۱۳۹۵–۱۳۹۳	۹۴,۵۳۵,۰۳۴,۳۶۷,۹۵۹
۱۳۹۲–۱۳۹۰	۵,۴۵۱,۹۹۱,۷۲۷,۶۷۱,۰۲۰

همان‌طور که از جدول شماره ۵ مشخص است میانگین ارزش شرکت‌ها در دوره دوم از میانگین ارزش شرکت‌ها در دوره اول کمتر است.

جدول ۶: آزمون صفر بودن اختلاف میانگین‌ها

	آماره t	درجه آزادی	احتمال معناداری
اختلاف میانگین ها	۲/۰۴۲	۳۵	۰/۰۴۹

همچنین از نتایج آزمون آماری در جدول ۶ مشخص است که اختلاف میانگین ارزش شرکت‌ها در دو دوره مشخص شده از نظر آماری مخالف صفر است. بنابراین در مجموع تأثیر تغییرات دما بر ارزش شرکت‌ها در دوره دوم از تأثیر تغییرات دما بر ارزش شرکت‌ها در دوره اول بیشتر بوده و فرضیه اصلی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۵. نتیجه گیری و پیشنهاد

با توجه به اهمیت تغییرات دما و شرایط اقلیمی در بهره‌وری و سودآوری شرکت‌ها در پژوهش حاضر به آزمون صرف‌ریسک تغییرات دما و تأثیر دما بر ارزش شرکت‌ها در طول زمان پرداخته شد. برای این منظور روش پرتفوی ردیاب را برای استخراج صرف‌ریسک تغییرات دما به‌کار گرفته و پس از برازش رگرسیون‌های مربوطه مشخص شد که بر اساس آزمون والد ضریب دارایی‌های مبنا به صورت توأمان صفر نیست. بر اساس احتمال معناداری آماره کای‌دو (۰/۰۰۰۷) گزارش شده در جدول ۲ مشخص شد که صرف‌ریسک دما در بازار بورس اوراق بهادار تهران معنادار است. سپس با استفاده از روش مقایسه کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری ارائه شده توسط دینگ دو (۲۰۱۴)، بر اساس دو معیار آلفای جانسن و میزان توضیح‌دهندگی مدل (R^2) قیمت‌گذاری صرف‌ریسک دما در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاکی از آن بود که مدل دوعاملی از نظر معیار "قدر مطلق آلفای جنسن" با مقدار ۰/۰۰۳۵ نسبت به مدل CAPM با مقدار ۰/۰۰۴۱ کاراتر و نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با مقدار ۰/۰۰۳۱ ناکاراتر است. بنابراین مشخص شد که از نظر معیار قدر مطلق آلفای جانسن صرف‌ریسک دما در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود. از نظر معیار توضیح‌دهندگی R^2 مدل دوعاملی با مقداری معادل ۵۶ درصد نسبت به مدل CAPM با مقدار ۳۷ درصد، کاراتر و نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با مقداری معادل ۵۹ درصد ناکاراتر بود. بنابراین نتایج حاکی از آن است که از نظر معیار میزان توضیح‌دهندگی نیز صرف‌ریسک دما قیمت‌گذاری می‌شود. بنابراین سرمایه‌گذاران در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود به اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک‌سال آینده توجه می‌کنند و برای تحمل ریسک تغییرات دما بازدهی بالاتری طلب می‌کنند.

مدل‌های قیمت‌گذاری میزان بازده مورد انتظار دارایی را به صرف‌ریسک عوامل ریسک در نظر گرفته شده، مربوط می‌کند. بدین صورت که بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران تابعی خواهد بود از مجموع صرف‌ریسک هر یک از عوامل ریسک در نظر گرفته شده ضرب در ضریب حساسیت آن‌ها. همان‌طور که بیان شد نتایج پژوهش حاکی از آن است که صرف‌ریسک دما در بورس اوراق بهادار قیمت‌گذاری می‌شود. بنابراین بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران با در نظر گرفتن عامل تغییرات دما بیشتر از بازده مورد انتظار مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای خواهد بود. یعنی از آن‌جا که سرمایه‌گذاران صرف‌ریسک، تغییرات دما را در میزان سودآوری و بازده سهام شرکت‌ها مؤثر می‌دانند با سرمایه‌گذاری در بازار سهام علاوه بر بازده بدون ریسک به ازای تحمل ریسک تغییرات عامل بازار، انتظار بازدهی بیشتری نسبت به بازده بدون ریسک دارند و به ازای تحمل ریسک تغییرات دما نیز بازده مورد انتظار آن‌ها افزایش خواهد یافت.

در ادامه بررسی شد که آیا تأثیر عامل دما بر ارزش شرکت‌ها در طول زمان بیشتر می‌شود یا خیر. برای بررسی این فرضیه ابتدا با ۶۰ داده در بازه ۲–۱۳۸۵ تا ۱–۱۳۹۰ مدل پرتفوی ردیاب را اجرا کرده و سری–زمانی صرف‌ریسک دما(TCF_t) را در این بازه زمانی، به‌دست آوردیم. سپس یک ماه از ابتدای دوره کنار گذاشته و یک ماه به انتهای دوره اضافه کرده (۶۰ داده دوم از ۳–۱۳۸۵ تا ۲–۱۳۹۰) و همین فرآیند را تکرار کرده تا به صرف‌ریسک دما در این دوره برسیم. این کار به طور متوالی تکرار شد تا نهایتاً پرتفوی ردیاب برای۶۰ داده انتهایی (۱۳۹۱–۱ تا ۱۲–۱۳۹۵) نیز اجرا شده و صرف‌ریسک دما برای این دوره نیز محاسبه شد. سپس با استفاده از سری–زمانی TCF_t های استخراج شده و همچنین با استفاده از بازده بازار (در دوره های ۶۰ داده‌ای تعریف شده) مدل دو عاملی را برای هر یک از دوره‌های ۶۰ داده‌ای اجرا کرده و مقدار بتا هر عامل و ضریب معناداری آن‌ها را به‌دست آوردیم. بر اساس نتایج بدست آمده در جدول ۴، در تمام رگرسیون‌های متوالی در طول زمان، عامل صرف‌ریسک دما با قوت زیادی معنادار بوده و با توجه به میزان توضیح‌دهندگی (R2) بالای مدل‌ها می‌توان گفت که، مدل دوعاملی پژوهش در طول زمان قدرت توضیح‌دهندگی بالایی از خود نشان می‌دهد.

سپس با استفاده از بتاهای حاصل از مرحله قبل مقدار بازده مورد انتظار حقوق صاحبان سهام($E(r)$) با جای‌گذاری در مدل دو عاملی به‌صورت زیر برای هر یک از دوره‌های بیان شده تعیین می‌شود.

$$E(r_{it}) = r_f + \beta_{MKT} MKT_t + \beta_{TRACK} TCF_t$$

و در نهایت با استفاده از بازده‌های مورد انتظار این روش، ارزش شرکت‌ها در دو دوره ۱۳۹۰–۱۳۹۲ و ۱۳۹۳– ۱۳۹۵ محاسبه و مقایسه شد.

نتایج مقایسه حاکی از آن است که اولاً میانگین ارزش شرکت‌ها در دوره دوم کمتر از میانگین ارزش شرکت‌ها در دوره اول است و ثانیاً از نظر آماری اختلاف میانگین ارزش شرکت‌ها در دو دوره مشخص شده مخالف صفر است. در مجموع مشخص شد که تأثیر تغییرات دما بر ارزش شرکت‌ها در دوره دوم از تأثیر تغییرات دما بر ارزش شرکت‌ها در دوره اول بیشتر است. بنابراین می‌توان چنین بیان نمود که حساسیت تصمیمات سرمایه‌گذاری فعالان بازار در طول زمان به تغییرات دما بیشتر شده است.

بر اساس مطالعات قسمت پیشینه پژوهش، اکثر مطالعات داخلی به نتیجه فقدان وجود رابطه بین بازده سهام و تغییرات دما رسیده‌اند اما در پژوهش حاضر با استفاده از پرتفوی ردیاب نشان داده شد که این متغیر مهم اقتصادی صرف‌ریسک معناداری در بازار سهام ایران دارد. شاید علاوه بر تفاوت در روش‌شناسی پژوهش بتوان علت این امر را بدین گونه در نظر گرفت که در پژوهش‌های پیشین داخلی، اکثراً از رابطه همزمان بازده سهام و تغییرات دما استفاده کرده‌اند، در حالی که در روش پرتفوی ردیاب از تغییرات پایدار دما و قیمت سهام استفاده می‌شود. خلاصه‌ای از مقایسه نتایج پژوهش با پژوهش‌های مشابه در جدول ۷ بیان شده است.

جدول ۷. مقایسه نتایج پژوهش حاضر با سایر پژوهش‌های مربوط

محقق	عنوان و نتیجه	مطابقت
بالورز و همکاران (۲۰۱۷)	شوک‌های دمایی و هزینه سرمایه: مفاهیمی برای ادراک تغییرات دما صرف‌ریسک شوک دما منفی و معنادار است و این صرف‌ریسک برای شرکت‌هایی که در صنایع حساس‌تر به دما قرار دارند بار عاملی منفی‌تری نشان می‌دهند.	**همخوانی**
ساندرز(۱۹۹۳)	قیمت سهام و آب‌وهوای وال استریت فرضیه پژوهش مبنی بر عدم تأثیر تغییرات آب‌وهوا بر قیمت سهام بازار نیویورک را رد می‌کند.	**همخوانی**
یون و کانگ(۲۰۰۹)	اثرات آب و هوا بر بازده: شواهدی از بازار سهام کره بعد از بحران مالی ۱۹۹۷ آب‌وهوا تأثیر معناداری بر بازده سهام شرکت‌ها نشان نمی‌دهد توجه به متغیرهای آب‌وهوایی باعث می‌شود بتوانیم در واریانس شرطی، فرآیند GJR- GARCH را مدل‌سازی کنیم تأثیر متقابل متغیرهای آب‌وهوایی بر روی یک دیگر تاثیر آب‌وهوا را به‌طور کامل نشان می‌دهد اما این اثرات نیز بعد از بحران مالی ۱۹۹۷ از بین می‌رود تأثیرات آب‌وهوایی با افزایش کارایی بازار تضعیف می‌شود	**همخوانی**
فلوروس(۲۰۱۱)	رابطه بین آب و هوا و بازده سهام دمای هوا بر بازده سهام کشور پرتغال تأثیر منفی و معناداری دارد تأثیرات دمای هوا بر بازده سهام تحت تأثیر بی‌قائدگی تقویمی و زمان معاملات در ماه قرار دارد به گونه‌ای که بازده سهام در ژانویه مثبت و در طول ۱۴ روز اول ماه بالاتر است	**همخوانی**

محقق	عنوان و نتیجه	مطابقت
چنگ(۲۰۰۲)	اثر بالقوه تغییرات آب‌وهوا بر صنعت کشاورزی تایوان گرم شدن هوا و تغییرات اقلیمی هر دو تأثیری معنادار بر بازده محصولات زراعی دارند	**همخوانی**
زوین و نیدل(۲۰۱۴)	دما و تخصیص زمان: کاربردهایی برای تغییرات آب‌وهوایی مقدار دما بر عرضه نیروی کار در یک منطقه اثرگذار است. یعنی دمای بالا در یک منطقه باعث کاهش عرضه نیروی کار در آن منطقه می‌شود چون دمای بالا باعث سختی کار، خستگی بیشتر، و حتی اختلالات شناختی می‌شود	**همخوانی**
ابراهیمی، حیدرپور و جهانشاد(۱۳۹۱)	تأثیر آب‌وهوا بر روی بازدهی و حجم معاملات سهام میان متغیرهای آب‌وهوایی متغیر درجه حرارات بر بازدهی روزانه بورس تأثیر مثبت و معناداری داشته، همچنین متغیر رطوبت به‌صورت معکوس و متغیر درجه حرارت به‌صورت مستقیم حجم معاملات روزانه بورس را تحت تأثیر خود قرار می‌دهند میان متغیرهای آب‌وهوایی متغیر درجه حرارات بر بازدهی روزانه بورس تأثیر مثبت و معناداری داشته و سایر متغیرها اثر معناداری بر بازدهی بورس از خود نشان نمی‌دهند.	**همخوانی**
پورمحمدی و بدری (۱۳۹۶)	رابطه آب‌وهوا با بازده و فعالیت‌های معاملاتی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران خلق و خوی افراد که با تغییر وضعیت آب‌وهوا تغییر می‌کند، در گردش معاملات، تأثیر معناداری ندارد؛ اما متغیرهای برف، باران و سرعت باد در بازده، نقدشوندگی و نوسان‌پذیری، تأثیر معناداری دارند؛ بنابراین این پژوهشگران نشان دادند که عوامل محیطی در بازده و فعالیت‌های معاملاتی به جز گردش معاملات، تأثیر دارد؛	**ناهمخوانی**
وفایی پور و هوشمند (۱۳۹۵)	رابطه نوسانات متغیرهای آب‌وهوا بر شاخص سهام و حجم مبادلات بورس اوراق بهادار بین متغیرهای آب‌وهوایی با شاخص سهام رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین بین متغیر ساعات آفتابی بالاتر از میانگین با حجم مبادلات رابطه وجود دارد و سایر متغیرهای آب‌وهوایی با حجم مبادلات رابطه معناداری ندارد.	**ناهمخوانی**
راعی، محمودی آذر و گرجی (۱۳۹۳)	بررسی اثر بی‌قائدگی آب‌وهوا و آلودگی هوا بر بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران به‌طورکلی عوامل آب‌وهوایی و آلودگی هوا تأثیر معناداری بر بازدهی بازار بورس اوراق بهادار تهران ندارند	**ناهمخوانی**
جمالی نیشابور، راعی، تهرانی (۱۳۹۲)	رابطه آب‌وهوا با بازده سهام و نوسان بازده در بورس اوراق بهادار تهران بین پوشش ابر به‌منزله یکی از شاخص‌های آب‌وهوایی و بازده بورس اوراق بهادار رابطه معکوس و معناداری وجود دارد ولی بین دمای هوا و بازده بورس اوراق بهادار رابطه معناداری وجود ندارد	**ناهمخوانی**

پیشنهادها. بر اساس نتایج به‌دست آمده که نشان داد، تغییرات دما صرف‌ریسک معناداری دارد و این صرف‌ریسک توسط فعالان بازار سرمایه قیمت‌گذاری می‌شود و به بیان دقیق‌تر فعالان بازار، اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک‌سال آینده را در سرمایه‌گذاری خود دخالت می‌دهند، به سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود در اجرای تحلیل‌های بنیادی خود برای پیش‌بینی سود شرکت‌ها و در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود در خرید و فروش سهام شرکت‌ها، اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما را نیز مد نظر قرار دهند و به دقت بررسی نمایند که تغییرات دما در آینده، شرکت‌های چه صنایعی را با ریسک بیشتر روبه‌رو کرده و سرمایه‌گذاری خود را بر اساس افق تأثیر دما بر صنایع مختلف مورد بررسی بیشتر قرار دهند.

همچنین بر اساس نتایج بررسی اثر تغییرات دما بر ارزش شرکت‌ها در طول زمان که نشان داد، این اثر در طول زمان بیشتر می‌شود، به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود که میزان وزن اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات آتی دما در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را در طول زمان افزایش دهند.

در پژوهش حاضر از پرتفوی ردیاب برای استخراج صرف‌ریسک تغییرات دما استفاده شد، اما از آن‌جا که روش پرتفوی ردیاب صرف‌ریسک مربوط به هر یک از متغیرهای اقتصادی را استخراج کرده و محدودیتی در نوع متغیر کلان اقتصادی مشخص نکرده به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود صرف‌ریسک سایر متغیرهای کلان اقتصادی که در پیشینه این روش بررسی نشده است را استخراج نموده و قیمت‌گذاری آن‌ها را مورد آزمون قرار دهند.

علاوه بر این در پژوهش حاضر از روش رگرسیون سری–زمانی برای برازش مدل‌های رگرسیون استفاده شد. به پژوهشگران در این حوزه پیشنهاد می‌شود که موضوع پژوهش حاضر و پژوهش‌های مشابه را با استفاده از روش رگرسیونی مقطعی فاما و مکبث نیز مورد بررسی قرار دهند.

منابع

1. Aretz, K., Bartram, S. M., & Pope, P. F. (2010). Macroeconomic risks and characteristic-based factor models. *Journal of Banking & Finance*, 34(6), 1399-1383. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.12.006
2. Balvers, R., Du, D., & Zhao, X. (2017). Temperature shocks and the cost of equity capital: Implications for climate change perceptions. *Journal of Banking & Finance*, 77, 34-18.
3. Bopp, L., Monfray, P., Aumont, O., Dufresne, J.-L., Le Treut, H., Madec, G., & Orr, J. C. (2001). Potential impact of climate change on marine export production. Global Biogeochemical Cycles, *15*(1), 99-81. doi: 1999/10.1029 GB001256
4. Bodie, Z., Alex, K., & Alan, J. M. (2011). Investments. New York: McGraw-Hill/Irwin, Print.
5. Breeden, D. T., Gibbons, M. R., & Litzenberger, R. H. (1989). Empirical tests of the consumption-oriented CAPM. *The Journal of Finance*, 231-262 .(2)44doi:10.1111/j.1540-6261.1989.tb05056.x
6. Cachon, G. P., Gallino, S., & Olivares, M. (2012). Severe weather and automobile assembly productivity.
7. Campbell, S. D., & Diebold, F. X. (2005). Weather forecasting for weather derivatives. *Journal of the American Statistical Association*, 100(469), 16-6. doi: 016214504000001051/10.1198
8. Cao, M., & Wei, J. (2005). Stock market returns: A note on temperature anomaly. *Journal of Banking & Finance*, 29(6), 1573-1559. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004. 06.028
9. Caporale, G. M., Spagnolo, F., & Spagnolo, N. (2018). Exchange rates and macro news in emerging markets. *Research in International Business and Finance*, 46, 527-516. doi:https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.06.007
10. Chan, K. C., & Chen, N.F. (1991). Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms. *The Journal of Finance*, 46(4), 1484-1467. doi:10.1111/j. 6261-1540.1991.tb 04626.x
11. Chang, C.C. (2002). The potential impact of climate change on Taiwan's agriculture. *Agricultural Economics*, 64-51(1)27doi:10.1111/j. 0862.2002-1574.tb00104.x
12. Dafermos, Y., Nikolaidi, M., & Galanis, G. (2018). Climate change, financial stability and monetary policy. *Ecological Economics*, 152, 234-219. doi:https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2018.05.011
13. Du, D. (2014). Persistent exchange-rate movements and stock returns. *Journal of International Financial Markets*, Institutions and Money, 28, 53-36. doi:https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.10.007
14. Ebrahimi, M., Heydarpoor, F., & Jahanshad, A. (2012). Impact of weather on stock returns and trading volume, Master thesis, Islamic Azad University Central Tehran Branch, faculty of economics. (In Persian)

15. Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance,* 51(1), 84-55. doi:10.1111/j. 6261.1996-1540.tb 05202.x
16. Floros, C. (2011). On the relationship between weather and stock market returns. *Studies in Economics and Finance*, 28(1), 13-5. doi:doi:1086731111110525/10.1108
17. Hashemi, S., & Miraki, F. (2013). Excess return of momentum risk in Tehran Security Exchange. *Financial accounting researches,* 1(8). (In Persian)
18. Hong, H., Li, F. W., & Xu, J. (2019). Climate risks and market efficiency. *Journal of Econometrics*. doi:https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2018.09.015
19. Jamali Neyshaboor, A., Raee, R., & Tehrani, R. (2013). The relationship between climate and stock returns and returns fluctuation in Tehran stock exchange, Master thesis, faculty of Management, Tehran University. (In Persian)
20. Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *The Journal of Finance,* 23(2), 416-389. doi:10.1111/j6261.1968.1540.tb00815.x
21. Kapadia, N. (2011). Tracking down distress risk. *Journal of Financial Economics,* 102(1), 167-182 doi:https://doi.org/10.1016/j.jfineco. 2011.05.004.
22. Kordestani, G., & Alavi, S. (2010). The effect of accounting transparency on the cost of equity. *Journal of Securities Exchange,* 1(12), 61-43. (In Persian)
23. Kregar, M. (2011). Cash flow based bankruptcy risk and stock returns in the US computer and electronics industry. University of Manchester.
24. Lamont, O. A. (2001). Economic tracking portfolios. Journal of Econometrics, 105(1), 184-161. doi:https://doi.org/10.1016/S-4076-0304(01)4-00074.
25. Mashayekhi, B., Fadayinejad, M., & Kalaterahmani, R. (2010). Capital costs, accrual components and stock returns. *Financial accounting researches,* 1(1), 92-77. (In Persian)
26. O'Brien, K. L., & Leichenko, R. M. (2000). Double exposure: assessing the impacts of climate change within the context of economic globalization. *Global Environmental Change,* 10(3), 221-232. doi:https://doi.org/10.1016/S 3780-0959(00)2-00021.
27. Outecheva, N. (2007). Corporate financial distress: An empirical analysis of distress risk. University of St. Gallen.
28. Poorebrahimi, P., & Badri, A. (2017). The relationship between climate and returns and trading activities: evidence from the Tehran stock exchange, *Journal of Asset management and financing*, 5(17). (In Persian)

29. Raee, R., Farhadi, R., & Shirvani, A. (2011). Risk and return intemporal relationship: evidences of Intemporal Capital Asset Pricing. Financial management perspective, 1(2), 140-125. (In Persian)
30. Raee, R., MahmoodiAzar, M., & Gorgi, A. (2014). Investigating the impact of climate irrigation and air pollution on the return on Tehran stock exchange index, Institute for Humanities And Cultural Studies. (In Persian)
31. Saunders, E. M. (2014). Stock prices and Wall Street weather. *The American Economic Review*, 83(5), 1345-1337.
32. Sohngen, B., & Mendelsohn, R. (1998). Valuing the impact of large-scale ecological change in a market: the effect of climate change on U.S. Timber. *The American Economic Review, 88*(4), 710-686.
33. Tol, R. S. J. (2002). Estimates of the damage costs of climate change, part II. dynamic estimates. *Environmental and Resource Economics*, 21(2), 160-135. doi:10.1023/a:1014539414591.
34. VafayeePour, R., & Hooshmand, A. (2016). The relationship between climate change fluctuations on stock index and stock exchange volume, the fourth International Applicant research conference in management and accounting, Tehran, Shahid Beheshti University. (In Persian)
35. Vassalou, M. (2003). News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns. Journal of Financial Economics, 68(1), 73-47. doi:https://doi.org/10.1016/S-0304405X (02)9-00248.
36. Yoon, S.M., & Kang, S. H. (2009). Weather effects on returns: Evidence from the Korean stock market. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 388(5), 690-682. doi:https://doi.org/10.1016/j.physa.2008.11.017.
37. Zivin, J. G., & Neidell, M. (2014). Temperature and the allocation of time: implications for climate change. *Journal of Labor Economics*, 32(1), 26-1. Doi: 671766/10.1086.