چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۲۴ ـ زمستان ۱۳۹۷
ص‌ص ۶۱ ـ ۳۵

آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک دما در بورس اوراق بهادار تهران

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

چکیده

تغییرات دما می‌تواند بر میزان سودآوری شرکت‌ها تأثیر بسزایی داشته باشد. سودآوری شرکت در آینده شرکت مؤثر است و می‌تواند زمینه رشد بیشتری را برای آن فراهم کند. سرمایه‌گذاران 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؛ ازاین‌رو انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران برای تحمل ریسک تغییرات دما، بازده بالاتری طلب کنند. هدف پژوهش حاضر، آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک دما در «بورس اوراق بهادار تهران» است. در این پژوهش از روشی متفاوت به نام «پرتفوی ردیاب» صرف ریسک تغییرات دما استخراج و قیمت‌گذاری آن موردآزمون قرار می‌گیرد. برای این منظور، نمونه‌ای متشکل از حدود ۱۶۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ بررسی می‌شود. برای آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک دما از روش رگرسیون سری زمانی استفاده می‌شود. برای آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری علاوه بر ۶ پرتفوی فاما و فرنچ از ۳۰ پرتفوی صنعت نیز استفاده خواهد شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که صرف ریسک دما هم در ۶ پرتفوی فاما و فرنچ و هم در ۳۰ پرتفوی صنعت در «بورس اوراق بهادار تهران» قیمت‌گذاری می‌شود؛ به‌عبارتی سرمایه‌گذاران اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک سال آینده را مهم تلقی کرده و به‌ازای تحمل ریسک تغییرات این متغیر در یک سال آینده بازده موردانتظار بالاتری طلب می‌کنند.

کلیدواژه‌ها: پرتفوی ردیاب؛ تغییرات دما؛ مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۲/۰۶، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۳/۲۷.

* دکتری، گروه حسابداری و مدیریت، واحد بین‌الملل کیش، دانشگاه آزاد اسلامی، جزیره کیش، ایران.
** دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات (نویسنده مسئول).
E-mail:vakilifard.phd@gmail.com
*** استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران جنوب.
**** دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات.

۱. مقدمه

تغییرات دما می‌تواند بر میزان سودآوری شرکت‌ها تأثیر بسزایی داشته باشد. اگر دما به مقدار قابل‌توجهی کاهش یا افزایش یابد، بهره‌وری کارمندان و کارگران شرکت‌های خدماتی یا تولیدی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در تأیید این ادعا گرافزیوین و نیدل (۲۰۱۴)، نشان دادند که افزایش دما کارایی نیروی کار را در بخش‌هایی که به‌طور مستقیم تحت تأثیر آب‌وهوا (اقلیم) هستند (کشاورزی، جنگل‌داری، ماهی‌گیری، شکار، معدن‌داری، ساخت‌وساز، حمل‌ونقل و کارخانه‌داری) کاهش می‌دهد. کاچون و همکاران (۲۰۱۲)، دریافتند که دمای بالا بهره‌وری در تولید خودرو و نیروی کار را کاهش می‌دهد [۵]؛ بنابراین تغییرات دما می‌تواند بر کارایی نیروی کار و ماشین‌آلات در شرکت‌های تولیدی و خدماتی تأثیر زیادی داشته باشد. سود یک شرکت حاصل فعالیت نیروی کار و ماشین‌آلات و سایر عوامل آن شرکت است؛ بنابراین تغییرات دما به‌طور غیرمستقیم سودآوری شرکت‌ها را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد.

علاوه بر اینکه سودآوری شرکت در آینده شرکت مؤثر است و می‌تواند زمینه رشد بیشتری را برای آن فراهم کند، سرمایه‌گذاران نیز 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 توسط مالکان قبلی کاهش خواهد یافت و افزایش تقاضا نسبت به عرضه به معنای رشد قیمت است (همین رویه برای کاهش قیمت نیز وجود دارد)؛ بنابراین بازدهی شرکت‌ها می‌تواند متأثر از تغییرات دما باشد که میزان این تأثیر بسته به ماهیت فعالیت شرکت، متغیر است. با درنظرگرفتن مطالب پیش‌گفته می‌توان به این فرضیه دست یافت که اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در آینده بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران در زمان فعلی تأثیرگذار است.

از مباحث پایه‌ای مالی و سرمایه‌گذاری این است که ریسک و بازده، رابطه‌ای مستقیم نسبت به یکدیگر دارند؛ به‌عبارتی یک سرمایه‌گذار به‌ازای تحمل ریسک بیشتر خواهان مطالبه بازده بیشتر است. برای مثال در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (مدل CAPM)، سرمایه‌گذار به‌ازای تحمل ریسک کلان اقتصادی که عامل آن را شاخص بازار در نظر می‌گیرند، بازدهی بیشتری را تقاضا می‌کند؛ چراکه سرمایه‌گذار می‌تواند بدون تحمل ریسک و با خرید اوراق مشارکت بدون ریسک دولتی، بازدهی ثابت و مشخصی داشته باشد (R_f)؛ بنابراین منطقی است که به‌ازای تحمل ریسک کلان اقتصادی، بازدهی بیشتری را نسبت به بازده بدون ریسک درخواست کند ($R_p - R_f$). ازآنجاکه تغییرات دما نیز یکی از عوامل عدم‌اطمینان نسبت به آینده

1. Capital Asset Pricing Model

محسوب می‌شود 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 روبه‌رو کند و باعث افزایش یا کاهش درآمد آن‌ها شود، قاعدتاً خبرهای مربوط به نوسانات دما در آینده باید یک متغیر توضیحی از بازدهی شرکت باش؛ به‌بیان‌دیگر اگر نوسانات دما نوعی عدم‌اطمینان محسوب شود و به‌صورت سیستماتیک بر جریان‌های نقد تأثیر بگذارد پس می‌تواند عاملی قیمت‌گذاری‌شده (معنادار) در یک مدل آربیتراژی باشد و در نتیجه باعث افزایش بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران شود.

هدف پژوهش حاضر، بررسی قیمت‌گذاری صرف ریسک دما توسط فعالان «بازار بورس اوراق بهادار تهران» است. ملاک استخراج صرف ریسک دما، خبرهای مربوط به تغییرات دما در آینده است؛ به این دلیل که سرمایه‌گذاران باید فرصت لازم برای تجزیه تحلیل 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 موردانتظار سرمایه‌گذاران (صرف ریسک دما) از پرتفوی ردیاب[1] استفاده می‌شود. پرتفوی ردیاب شامل دارایی‌هایی است که بازده آن‌ها یک متغیر کلان اقتصادی را دنبال می‌کند. بازده دارایی‌ها (سهام، اوراق قرضه و املاک و مستغلات) می‌تواند به پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی (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. در پژوهش حاضر بررسی شده است که آیا سرمایه‌گذاران اخبار مربوط به تغییرات دما در آینده را در قیمت سهام لحاظ می‌کنند یا خیر؟

با توجه به اهمیت تغییرات دما در میزان تولید و بهره‌وری کارکنان، کارگران و ماشین‌آلات شرکت‌ها و متعاقباً تأثیر آن بر بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران، انتظار می‌رود که تغییرات دما متغیری توضیح‌دهنده در یک مدل آربیتراژی باشد؛ بنابراین در پژوهش حاضر ابتدا با استفاده از پرتفوی ردیاب صرف ریسک تغییرات دما استخراج شده و سپس به آزمون قیمت‌گذاری آن پرداخته می‌شود (آزمون قیمت‌گذاری بر اساس روش دینگ دو (۲۰۱۴)، بر اساس مقایسه کارایی ۳ مدل قیمت‌گذاری است).

1. Tracking Portfolio

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

پرتفوی ردیاب متشکل از دارایی‌هایی است که بازده آن یک متغیر کلان اقتصادی را دنبال می‌کند [۲۱]. بازده ماهانه سهام و اوراق قرضه می‌تواند به پیش‌بینی تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و غیره کمک کند؛ چراکه قیمت دارایی‌ها (به‌تبع آن بازده دارایی‌ها) تحت‌الشعاع شرایط کلی حاکم بر اقتصاد قرار دارد و متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، تولید ناخالص ملّی و تورم و حتی شرایط اقلیمی (دما) درمجموع 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 دادند که عواملی B/M، اندازه و مومنتوم، ریسک‌های مجموعه بزرگی از عامل‌های کلان اقتصادی را دربرمی‌گیرند. عواملی که این پژوهشگران در نظر گرفتند عبارت‌اند از: تغییر در انتظارات رشد اقتصادی؛ تورم؛ ساختار زمانی نرخ بهره و نرخ ارز. آن‌ها عاملی که پرتفوی تشکیل‌شده بر اساس B/M، اندازه و مومنتوم را دنبال می‌کند به‌عنوان نماینده ریسک عامل کلان اقتصادی در نظر گرفتند و درنهایت با استفاده از آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نشان دادند که عملکرد بیشتر عوامل کلان اقتصادی در توضیح بازده مازاد دارایی‌ها قابل‌مقایسه با عوامل ارائه‌شده توسط فاما و فرنچ (۱۹۹۶) (SMB[1] و HML[2]) 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 صرف ریسک محسوب می‌شود. او نشان داد هم SMB و هم HML تغییر در نرخ ورشکستگی آتی را پیش‌بینی می‌کنند و بنابراین وقتی بازار انتظار افزایش نرخ‌های ورشکستگی را دارد، سهام کوچک، بازده کمتری نسبت به سهام بزرگ و سهام ارزشی، بازده کمتری نسبت به سهام رشدی از خود نشان می‌دهد. وی درنهایت نشان داد که در قیمت‌گذاری دارایی‌ها، یک مدل دوعاملی با عامل بازار و عامل پرتفوی ردیاب برای ریسک ورشکستگی شرکت، به‌خوبی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۶) عمل می‌کند [۱۸]. واسالوا (۲۰۰۳)، با به‌کارگیری پرتفوی ردیاب با یک مدل دوعاملی شامل ۱. عاملی که اخبار مربوط به رشد تولید ناخالص داخلی (GDP[3]) در آینده را می‌گیرد و ۲. عامل بازار، بازده دارایی‌ها را تقریباً به‌خوبی مدل فاما و فرنچ توضیح داد. وی نشان داد که عوامل SMB و HML، حاوی اخبار اصلی مربوط به رشد GDP در آینده هستند [۳۳]. دینگ دو (۲۰۱۴)، با استفاده از پرتفوی ردیاب نشان داد که نوسانات پایدار (سالانه) نرخ ارز عاملی توضیح‌دهنده از بازده دارایی‌ها است. او از پرتفوی ردیاب برای اتخاذ اخبار مربوط به تغییرات نرخ

1. Small Minus Big
2. High Minus Low
3. Gross Domestic Product

ارز در آینده استفاده کرد؛ به‌عبارتی وی راه‌حل مناسبی برای «معمای ریسک» در مالی بین‌الملل ارائه کرد [۱۱]. اطلاعات بازارهای مالی می‌تواند ارزیابی‌هایی عینی از زیان‌های ناشی از تغییرات دما فراهم کند. بالورز و همکاران (۲۰۱۷)، با استفاده از یک مدل آربیتراژی نشان دادند که شوک‌های دما یک عامل ریسک سیستماتیک محسوب می‌شود 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» بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که در یک مدل آربیتراژی که در آن شوک‌های دما یک عامل ریسک سیستماتیک است، صرف ریسک شوک دما منفی و معنادار است و این صرف ریسک برای شرکت‌هایی که در صنایع حساس‌تر به دما قرار دارند، بار عاملی منفی‌تری 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].

در آزمایش‌های بالینی و روان‌شناسی نشان داده شده است که آب‌وهوا، تأثیر معناداری بر رفتار انسان‌ها دارد. این امر تأییدی است بر تفاوت حالات روحی که همه افراد آن را در روزهای بارانی و ابری در مقایسه با روزهای صاف و آفتابی تجربه کرده‌اند. در این راستا ساندرز (۱۹۹۳)، در پژوهشی به آزمون این فرضیه می‌پردازد که قیمت سهام در بازار نیویورک به‌صورت نظام‌مند تحت تأثیر تغییرات آب و هوا نیست. نتایج مطالعات وی نشان داد که بازار اوراق بهادار به‌صورت نظام‌مندی تحت تأثیر عوامل روان‌شناسی فعالان بازار قرار دارد و بنابراین فرضیه پژوهش مبنی بر عدم‌تأثیر تغییرات آب‌وهوا بر قیمت سهام بازار نیویورک رد شد [۲۹].

کوا و وای (۲۰۰۵)، ارتباط بازده بازار سهام و دمای هوا را بررسی کردند. شواهد پژوهش آن‌ها نشان داد که دماهای پایین می‌تواند باعث واکنش سرمایه‌گذاران شود؛ درحالی‌که دماهای بالا می‌تواند هم باعث بی‌تفاوتی سرمایه‌گذاران شود و هم باعث واکنش آن‌ها. واکنش نشان دادن سرمایه‌گذاران می‌تواند باعث شود آن‌ها خواهان پذیرش ریسک بیشتر باشند؛ درحالی‌که بی‌تفاوتی مانع از پذیرش ریسک بیشتر می‌شود. این پژوهشگران انتظار داشتند که دماهای پایین‌تر با بازده‌های بالای سهام و دماهای بالاتر با بازده‌های بالا یا پایین سهام در ارتباط باشد. آن‌ها درنهایت نشان دادند که رابطه‌ای منفی و معنادار بین دمای هوا و بازده سهام وجود دارد [۷]. یون و کانگ (۲۰۰۹)، به سه نتیجه مهم در خصوص تأثیرات آب‌وهوا رسیدند: نخست اینکه بعد از بحران مالی ۱۹۹۷، آب‌وهوا تأثیر معناداری بر بازده سهام شرکت‌ها نشان نمی‌دهد؛ دوم

اینکه توجه به متغیرهای آب‌وهوایی 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 می‌دهد؛ اما این اثرات نیز بعد از بحران مالی ۱۹۹۷ از بین می‌رود. آن‌ها درمجموع به این نتیجه رسیدند که تأثیرات آب‌وهوایی با افزایش کارایی بازار تضعیف می‌شود [۳۴]. فلوروس (۲۰۱۱)، ارتباط بین دمای هوا و بازده بازار سهام را با استفاده از داده‌های روزانه کشور پرتغال در بازه زمانی ۱۹۹۵–۲۰۰۷ موردآزمون قرار داد. او همچنین بررسی کرد که آیا تأثرات دما نیز تحت تأثیر بی‌قائدگی‌های تقویمی مثل اثر ژانویه و اثر زمان معاملات در ماه، قرار دارد یا خیر؟ نتایج پژوهش وی نشان داد که دمای هوا بر بازده سهام کشور پرتغال تأثیر منفی و معناداری دارد؛ همچنین تأثیرات دمای هوا بر بازده سهام تحت تأثیر بی‌قائدگی تقویمی و زمان معاملات در ماه قرار دارد؛ به‌گونه‌ای که بازده سهام در ژانویه مثبت و در طول ۱۴ روز اول ماه بالاتر است. دمای هوای پایین‌تر در ژانویه به‌دلیل تمایل بیشتر سرمایه‌گذاران در پذیرش ریسک، باعث بازده سهام بالاتر می‌شود [۱۴].

سونگن و مندلسون (۱۹۹۸)، مدلی برای ارزیابی تأثیر تغییرات اقتصادی با مقیاس بزرگ بر بازار سهام ارائه کردند. آن‌ها در پژوهش خود چگونگی ساخت چنین مدلی را با استفاده از اثرات تغییرات آب‌وهوایی بر بازار چوب آمریکا نشان دادند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از این است که در سناریوهای مختلف و مدل‌های مختلف، گرم‌شدن هوا باعث افزایش عرضه و در پی آن افزایش درآمد شرکت‌های فعال در صنعت چوب آمریکا می‌شود [۳۰]. چنگ (۲۰۰۲)، تأثیرات بالقوه تغییرات آب‌وهوا بر بخش صنعت کشاورزی کشور تایوان را برآورد کرد. او از مدل‌های رگرسیون پاسخ بازده برای بررسی تأثیر تغییرات آب‌وهوا بر ۶۰ محصول زراعی و از یک مدل برنامه‌ریزی‌شده ریاضی بر مبنای قیمت داخلی برای شبیه‌سازی تأثیرات رفاهی تغییرات بازده تحت سناریوهای آب‌وهوایی مختلف استفاده کرد. نتایج پژوهش وی حاکی از آن بود که گرم‌شدن هوا و تغییرات اقلیمی، هر دو، تأثیری معنادار بر بازده محصولات زراعی دارند [۹].

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؛ زیرا دمای بالا باعث سختی کار، خستگی بیشتر و حتی اختلالات شناختی خواهد شد [۳۵]. 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 میران آسیب‌پذیری آن‌ها بیان کرد. وی دریافت که حساسیت‌های برآوردشده در کوتاه‌مدت پارامتری بحرانی است 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 بررسی می‌شود، منفی

یا مثبت باشد. نتایج پژوهش وی حاکی از این بود کـه تـأثیرات منفـی در سـال‌هـای اخیـر و در مناطق فقیرتر بیشتر بوده است [۳۱]. باب و همکاران (۲۰۰۱)، دریافتند که تغییـرات آب‌وهـوا بـر بهره‌وری حمل‌ونقل دریایی تأثیرگذار است. آن‌ها حساسیت بهره‌وری حمـل‌ونقـل دریـایی را بـه گرمای جهانی در دو اقیانوس مختلف از نظر بیوگرافی شـیمیایی و دو اقیـانوس متفـاوت از نظـر اتمسفر به کمک مدل‌های گردش عمومی (GCM[1]) بررسی کردند. در پژوهش آن‌ها هر دو مدل چرخش عمومی نشان‌دهنده کاهش در صادرات دریایی(۶٪-) بود (بسته منطقه موردبررسـی ایـن تغییرات می‌تواند منفی یا مثبت باشد؛ یعنی می‌تواند از ۱۵٪- در مناطق گرمسیری تـا ۱۰ درصـد در اقیانوس جنوبی تغییر کند) [۳].

ابرین و لچمکو (۲۰۰۰)، تأثیر متقابل بین دور فرآینـد جهـانی، یعنـی تغییـرات آب‌وهـوایی و جهانی‌شدن اقتصاد را بررسی کردند. آن‌ها معتقدند هر دو فرآیند مستلزم زمان زیادی هسـتند تـا بتوانند تأثیرات متفاوتی بر کل دنیا اعمال کنند و در این تغییرات جهانی عده‌ای منتفع (برنده‌ها) و عده‌ای متضرر (بازنده‌ها) خواهند بود. آن‌ها در پـژوهش خـود مفهـوم خاصـی بـا نـام «ریسـک دوجانبه»[2] را به‌عنوان چارچوبی برای آزمون تأثیرات هم‌زمان تغییرات آب‌وهوایی و جهـانی‌شـدن ایجاد کردند. ریسک دوجانبه به این حقیقت اشاره دارد کـه منـاطق، بخـش‌هـا، اکوسیسـتم‌هـا و گروه‌های اجتماعی همگی با تأثیرات تغییـرات آب‌وهـوایی و درنتیجـه آن جهـانی‌شـدن روبـه‌رو می‌شوند. آن‌ها نشان دادند که با درنظرگرفتن تأثیرات هم‌زمان این دو فرآیند جهـانی، مجموعـه جدیدی از برنده‌ها و بازنده‌ها به‌وجود خواهد آمد [۲۴]. همان‌طور که ملاحظه می‌شـود در بیشـتر پژوهش‌های صورت‌گرفته در خصوص رابطه دما با بازده سهام، پژوهشگران خارجی تـأثیر دمـا را بر بازده سهام شرکت‌ها تأیید می‌کنند. در ادامه پژوهش‌های صورت‌گرفته در ایران بررسی خواهد شد:

پورمحمدی و بدری (۱۳۹۶)، تأثیر آب‌وهوا بر بازده و فعالیت‌های معاملاتی در «بـورس اوراق بهادار تهران» را بررسی کردند. متغیرهای معاملاتی در پژوهش آن‌ها شامل نقدشوندگی، گـردش معاملات و نوسان‌پذیری است. در این پژوهش برای تخمین الگوهای رگرسیون با داده‌های سری زمانی از روش حداقل مربعات معمولی (OLS[3]) استفاده شد و دوره زمانی پژوهش از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا انتهای سال ۱۳۹۴ بود. نتایج این پژوهش نشـان داد خلـق‌وخـوی افـراد کـه بـا تغییـر وضعیت آب‌وهوا تغییر می‌کند، در گردش معاملات، تأثیر معنـاداری نـدارد؛ امـا متغیرهـای بـرف، باران و سرعت باد در بازده، نقدشوندگی و نوسان‌پـذیری، تـأثیر معنـاداری دارنـد؛ بنـابراین ایـن پژوهشگران نشان دادند که عوامل محیطی در بازده و فعالیـت‌هـای معـاملاتی، بـه‌جـز گـردش

1. general circulation model
2. Double Exposure
3. Ordinary Least Square

معاملات، تأثیر دارد؛ بنابراین آب‌وهوا یکی از عوامل محیطی تأثیرگذار بر فعالیت روزمره افراد است [۲۶]. وفایی‌پور و هوشمند (۱۳۹۵)، تأثیر نوسان متغیرهای آب‌وهوا بر حجم مبادلات و شاخص سهام «بورس اوراق بهادار تهران» را بررسی کردند. در این پژوهش متغیرهای آب‌وهوایی به‌عنوان متغیر مستقل و شاخص سهام و حجم مبادلات به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد. نتایج این پژوهش نشان داد 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 معناداری ندارند [۳۲].

راعی و همکاران (۱۳۹۳)، 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 بررسی کردند. آن‌ها 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. این پژوهش 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 [۲۸]. جمالی نیشابور و همکارن (۱۳۹۲)، رابطه پوشش ابر و دمای هوا که دو شاخص مهم آب‌وهوایی هستند با بازده و نوسانات بازده سهام را بررسی کردند. 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 داد که بین پوشش ابر به‌عنوان 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 مشاهده نشد؛ همچنین هم بین متغیر پوشش و هم بین متغیر دما با نوسانات بازده رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد [۱۶].

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۱)، تأثیر آب‌وهوا بر بازده سهام و حجم معاملات «بورس اوراق بهادار تهران» را بررسی کردند. به عقیده آن‌ها این تأثیر یکی از بی‌نظمی‌های بازار سرمایه است که در مواجه با نظریه بازار کارا قرار می‌گیرد و ادعا کرده‌اند با توجه به استراتژی‌هایی می‌توان شرایطی را برای کسب بازده‌های اضافی فراهم کرد. برای بررسی این مسئله سهام موجود در «بورس اوراق بهادار تهران» را به‌عنوان جامعه آماری در نظر گرفتند و طی دوره زمانی هفت‌ساله (۱۳۸۴–۱۳۹۰) به‌صورت روزانه آن را ارزیابی کردند. این پژوهشگران برای بررسی فرضیه‌های خود از روش رگرسیون سری زمانی استفاده کردند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان داد که از میان

متغیرهای آب‌وهوایی، متغیر درجه حرارت بر بازدهی روزانه بورس تأثیر مثبت و معناداری دارد؛ همچنین متغیر رطوبت به‌صورت معکوس و متغیر درجه حرارت به‌صورت مستقیم حجم معاملات روزانه بورس را تحت تأثیر قرار می‌دهد .یافته‌های این پژوهش به‌طور تلویحی کارایی بورس تهران در سطح ضعیف را نیز به چالش می‌کشد. آن‌ها همچنین نشان دادند که از میان متغیرهای آب‌وهوایی، متغیر درجه حرارت بر بازدهی روزانه بورس تأثیر مثبت و معناداری دارد و سایر متغیرها اثر معناداری بر بازدهی بورس از خود نشان نمی‌دهند [۱۲].

همان‌طور که ملاحظه می‌شود پژوهش‌های صورت‌گرفته در ایران در خصوص رابطه تغییرات دما و ارزش سهام شرکت‌ها بیشتر بر عدم‌قیمت‌گذاری ریسک دما تأکید دارند. ازآنجاکه تغییرات دما می‌تواند از راه‌های مختلف بر جریانات نقدی شرکت‌ها تأثیرگذار باشد منطقاً می‌تواند بر بازده سهام آن‌ها مؤثر باشد و همچنین مطالعات خارجی صورت‌گرفته در این زمینه بیشتر بر وجود رابطه معنادار بین بازده سهام و تغییرات دما تأکید دارند، پژوهشگران در پژوهش حاضر بر آن شدند تا با روشی جدید صرف ریسک تغییرات دما در بازار سهام ایران را بررسی کنند تا شاید علت این تفاوت نتایج روشن شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

با توجه به اهمیت تغییرات دما در میزان تولید و بهره‌وری کارکنان، کارگران و ماشین‌آلات شرکت‌ها و متعاقباً تأثیر آن بر بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران، انتظار می‌رود که تغییرات دما متغیری توضیح‌دهنده در یک مدل آربیتراژی باشد؛ به‌عبارتی صرف ریسک دما باید عاملی قیمت‌گذاری‌شده برای فعالان بازار باشد و سرمایه‌گذاران هنگام تصمیم‌گیری‌های خود به ریسک ناشی از تغییرات آتی دما نیز توجه کرده و آن را قیمت‌گذاری کنند.

برای تفسیر اخبار مربوط به تغییرات آتی دما که بر قیمت فعلی سهام اثر می‌گذارد از روش پرتفوی ردیاب که توسط بریدن و همکاران (۱۹۸۹) و لیمنت (۲۰۰۱) مطرح شده و بعد از آن توسط واسالوا (۲۰۰۳)، کاپادیا (۲۰۱۱) و دینگ دو (۲۰۱۴) به‌کار گرفته شد، استفاده می‌شود. این رویکرد آماری این امکان را مهیا می‌کند که بتوان بدون اعمال یک مدل قیمت‌گذاری خاص صرف ریسک دما را برآورد کرد.

برای آزمون فرضیه‌ها مبنی بر اینکه صرف ریسک دما در «بازار بورس اوراق بهادار تهران» قیمت‌گذاری می‌شود. سه مدل قیمت‌گذاری با یکدیگر مقایسه خواهد شد. مدل‌های یادشده عبارت‌اند از: CAPM؛ مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل دو عاملی حاوی عامل بازار و صرف ریسک دما. اگر صرف ریسک دما در بازار بورس اوراق بهادار قیمت‌گذاری شود، انتظار می‌رود عملکرد مدل دوعاملی در مقایسه با CAPM، بهتر (زیرا CAPM ریسک تغییرات دما را

لحاظ نکرده است) و نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بدتر باشد (زیرا چندین متغیر حالت وجود دارد که متضمن عوامل اندازه و ارزش است). برای بررسی این مهم، صرف ریسک دما با استفاده از رویکرد پرتفوی ردیاب برآورد شده و قیمت‌گذاری تغییرات دما آزمون می‌شود. پژوهش حاضر در راستای آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک دما از رویکرد متفاوتی استفاده می‌کند. ابتدا با استفاده از روش پرتفوی ردیاب، صرف ریسک دما محاسبه می‌شود و سپس به آزمون قیمت‌گذاری آن می‌پردازد.

پرتفوی ردیاب[1] متشکل از دارایی‌هایی است که بازدهی آن یک متغیر کلان اقتصادی را دنبال می‌کند. بازدهی پرتفوی یادشده می‌تواند به پیش‌بینی تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی کمک کند؛ چراکه قیمت و به‌تبع آن بازدهی دارایی‌ها تحت‌الشعاع شرایط کلی حاکم بر اقتصاد قرار دارد و متغیرهای کلان اقتصادی، نظیر نرخ ارز، تولید ناخالص ملّی و تورم درمجموع 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 نشان‌دهنده تغییر اطلاعات مربوط به شرایط آتی اقتصادی است؛ بنابراین مشخص‌کردن تأثیر شوک‌ها و بحران‌های اقتصادی بر قیمت دارایی‌ها می‌تواند صرف ریسک 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 با اخبار و انتظارات فعالان بازار در مورد تغییرات آتی متغیرهای کلان اقتصادی، همبستگی بالایی 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»[2] 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. ازآنجاکه 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. مدل ساده سری زمانی در این پژوهش همان مدل دمای روزانه کمپبل و دایبلد (۲۰۰۵)، است که برای هماهنگ‌شدن با مشاهدات ماهانه و برای اجتناب از تعدیلات فصلی به‌صورت رابطه ۱، تغییر داده شده است.

1. Tracking Portfolio Approach
2. Base Asset

$$T_{t+12} = c + at + \tau_{t+12} \quad (۱)$$

T_{t+12} دمای متوسط از ماه t+1 تا ماه t+12، t روند زمانی قطعی است و τ_{t+12} نیز اثر سایر متغیرها تأثیرگذار را نشان می‌دهد (انتشارات، سیاست‌های اقلیمی و غیره). T_{t+12} را می‌توان به یک جزء موردانتظار، یک جزء خبری و یک عامل اخلال تقسیم کرد.

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

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 موردانتظار مازاد آن دارایی‌ها باید تغییر در انتظارات مربوط به تغییرات آتی دما را منعکس کند. یعنی:

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

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 $E_{t-1}(R_t)$ بردار 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 شناخته‌شده 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 شناخته‌شده 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 ۱، ۲ و۳ به صورت $T_{t+12} = \left[c + at + fZ_{t-1}^E + gZ_{t-1}^C\right] + [b(R_t - dZ_{t-1}^E) + \eta_t] + \omega_{t+12}$ عبارت زیر به‌دست می‌آید:

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

که $e \equiv -bd + f$ و $\varepsilon_{t+12} = \eta_t + \omega_{t+12}$ است. پیرو کارهای قبلی صورت‌گرفته با روش پرتفوی ردیاب، در این پژوهش نیز بر اخبار مربوط به تغییرات دما در یک سال آینده تمرکز

می‌شود. دارایی‌های مورداستفاده در این پژوهش همانند واسالوا (۲۰۰۳)، شش پرتفوی فاما و فرنچ (تنظیم‌شده بر اساس «اندازه» و «نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار») است. این دارایی‌ها به‌عنوان دارایی مبنا شناخته می‌شود؛ چراکه مبنای استخراج صرف ریسک دما هستند. بازده پرتفوی ردیاب به‌عنوان عاملی تعریف می‌شود که از ۶ پرتفوی بازده مازاد (۶ پرتفوی فاما و فرنچ) تقلید[1] می‌کند (بازده مازاد پرتفوها را دنبال می‌کند (bR_t). با برازش مدل رگرسیونی OLS معادله ۴، می‌توان از وزن‌های پرتفوی (b) برای به‌دست‌آوردن bR_t استفاده کرد. بر این اساس بازده پرتفوی ردیاب که تغییر در انتظارات مربوط به تغییرات دما را دنبال می‌کند (عامل صرف ریسک دما) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$TSF_t = bR_t$$

ضرایب b برآوردشده، بار عاملی دارایی‌ها (دارایی‌های مبنا)، نسبت به تغییر خبرهای مربوط به دما را نشان می‌دهد. پرتفویی از دارایی‌های درنظرگرفته‌شده (۶ پرتفوی فاما و فرنچ به‌عنوان دارایی مبنا) با وزن‌های b، بازده متوسط مازادی معادل $bE(R_t)$ ارائه می‌دهد که ریسک ناشی از خبرهای دما را منعکس می‌کند و می‌توان آن را به‌عنوان صرف ریسک عامل دما در نظر گرفت. اگر اثرات تغییر دما عموماً نامناسب باشد [۱۰]، انتظار می‌رود صرف ریسک این متغیر منفی باشد. برای به‌دست‌آوردن متغیرهای اقتصادی شرطی (Z_{t-1}^{E} در معادله 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 به‌عنوان درصدی از GDP استفاده خواهد شد. از دمای متوسط با وقفه زمانی یک سال گذشته (از $t-12$ تا $t-1$) به‌عنوان تنها متغیر کنترل اقلیمی (Z_{t-1}^{C}) استفاده می‌شود. ازآنجاکه در پژوهش حاضر از داده‌های متداخل[2] استفاده می‌شود، آماره t از طریق خطای استاندارد Newey-West HAC با پارامتر وقفه ۲۴ به‌دست خواهد آمد. با استفاده از پرتفوی ردیاب میزان حساسیت دارایی‌های مبنا نسبت به اخبار و اطلاعات آتی دما بررسی می‌شود. برای برازش صرف ریسک دما بر اساس رویکرد پرتفوی ردیاب، تغییرات آتی دما بر بازدهی دارایی‌های مبنا در چارچوب رگرسیون سری زمانی زیر برازش می‌شود:

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

1. Factor Mimicking
2. Overlapping Data

که TCF_{t+12} تغییرات دما در طول یک سال 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 TCF_{t-1} تغییرات دما در طول ۱۲ ماه گذشته (t-12 تا t-1) است. پیش از محاسبه صرف ریسک دما در چارچوب پرتفوی ردیاب باید بررسی شود آیا بازده دارایی‌های مبنا، منعکس‌کننده اخبار و اطلاعات تغییرات دما در یک سال آینده است یا خیر؟ در رابطه ۵، اگر ضریب بازدهی هر دارایی مبنا به لحاظ آماری معنادار باشد، دارایی یادشده اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک سال آینده را دنبال می‌کند.

واسالوا (۲۰۰۳)، عقیده دارد به‌دلیل وجود هم‌خطی بین بازدهی دارایی‌های مبنای موجود در پرتفوی ردیاب نمی‌توان برای 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. 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). برای بررسی معناداری ضرایب بازدهی دارایی‌های مبنا به‌صورت توأمان از آزمون والد[1] استفاده می‌شود. به کمک آزمون والد می‌توان احتمال صفربودن مجموع ضرایب دارایی‌های مبنا را آزمون کرد.

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

$$TCF_t = \begin{bmatrix} b_{S_H} & b_{S_M} & b_{S_L} & b_{B_H} & b_{B_M} & b_{B_L} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} S_H \\ S_M \\ S_L \\ B_H \\ B_M \\ B_L \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

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

1. Wald-test

برای آزمون تغییرات دما همانند دو (۲۰۱۴)، صرف ریسک تغییرات دما حاصل از روش پرتفوی ردیاب به‌عنوان عامل ریسک در مدل CAPM لحاظ شده و مدل دوعاملی حاصله آزمون می‌شود:

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

که TCF_t بازده پرتفوی ردیاب تغییرات دما، r_{it} بازدهی اضافی دارایی i در دوره t و MKT_t بازدهی اضافی بازار است. برای بررسی رابطه تغییرات دما و بازدهی سهام از رگرسیون سری زمانی استفاده شده و نتایج بر اساس دو معیار قدر مطلق آلفای جنسن[1] (α) و میزان توضیح‌دهندگی مدل (R^2) سنجیده می‌شود. هرچه میزان آلفای جنسن کمتر باشد، توان توضیحی عوامل ریسک فراگیر احصاشده در مدل و متعاقباً کارایی مدل قیمت‌گذاری بالاتر است. آلفای جنسن می‌تواند منفی یا مثبت باشد؛ بنابراین برای اجتناب از خنثی‌شدن آلفاهای مثبت و منفی از قدر مطلق آلفای جنسن به‌عنوان معیار کارایی مدل استفاده می‌شود.

برای بررسی فرضیه دوم، یعنی بررسی اینکه صرف ریسک 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. برای آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک دما مدل دوعاملی باید نسبت به مدل CAPM کاراتر و نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۶)، ناکاراتر باشد. مدل دوعاملی از اضافه‌کردن صرف ریسک دما به CAPM به‌دست می‌آید؛ بنابراین اگر صرف ریسک دما عامل مهمی در توضیح بازدهی موردانتظار 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. این مهم توسط کاپادیا (۲۰۱۱) نیز تأیید شده است. بنابراین ازآنجاکه صرف ریسک 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 دوعاملی نباید کاراتر از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۶) باشد (چراکه اگر همه ریسک‌های درماندگی که از عوامل اندازه و ارزش مشتق می‌شود، شناسایی شود و داخل مدل قرار گیرد درنهایت می‌تواند توضیح دهندگی مدل رگرسیون را به‌اندازه کارایی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۶) نشان دهد).

برای برازش مدل‌های پیش‌گفته از رگرسیون سری زمانی استفاده می‌شود. برای این منظور، داده‌های ماهانه عوامل ریسک بر بازدهی ماهانه پرتفوهای شش‌گانه مبتنی بر اندازه و B/M

1. Jensen

برازش می‌شود. مانند کاپادیا (۲۰۱۰)، واسالوا (۲۰۰۳) و دو (۲۰۱۴)، از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۶) برای تشکیل پرتفوی‌ها استفاده می‌شود. طبق این روش کل سهام نمونه در هر ماه از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال ۱۳۹۵ بر حسب اندازه به دو پرتفوی کوچک و بزرگ تقسیم می‌شود؛ سپس در یک طبقه‌بندی مستقل، کل سهام نمونه برحسب B/M به سه پرتفوی تقسیم می‌شود؛ به‌نحوی‌که ۳۰ درصد دارای بالاترین B/M در گروه سهام ارزشی و ۳۰ درصد دارای پایین‌ترین B/M در گروه سهام رشدی قرار می‌گیرد. فصل مشترک پرتفوهای حاصل، شش پرتفوی مبتنی بر اندازه و ارزش است. ازآنجاکه در پژوهش حاضر از داده‌های ماهانه استفاده شده است در مدل سری زمانی امکان تشکیل بیش از ۶ پرتفوی وجود ندارد؛ زیرا در این صورت در برخی از پرتفوی‌ها سهام هیچ شرکتی قرار نمی‌گیرد.

به عقیده لولن و همکاران (۲۰۱۰)، استفاده صرف از پرتفوهای اندازه ـ ارزش به‌عنوان دارایی‌های آزمون که در پژوهش‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها بسیار رایج است، ممکن است به‌دلیل ساختار عاملی این پرتفوها گمراه‌کننده باشد؛ بنابراین پیشنهاد می‌کنند که مجموعه دارایی‌های آزمون را گسترش یابد و از پرتفوهایی مثل پرتفوهای صنایع نیز استفاده شود. پرتفوهای صنعتی برای پژوهش حاضر از جذابیت بیشتری برخوردار است؛ چراکه در پیشینه اقتصاد ـ اقلیمی، پیش‌بینی‌های زیادی در مورد چگونگی تأثیر صنایع مختلف از تغییرات اقلیمی وجود دارد؛ بنابراین در این پژوهش علاوه بر ۶ پرتفوی اندازه–ارزش از ۳۰ پرتفوی صنعتی نیز به‌عنوان دارایی‌های آزمون استفاده می‌شود. جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در «بورس اوراق بهادار تهران» در دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال ۱۳۹۵ است. متغیرهای پژوهش حاضر به شرح زیر 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:

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

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 می شود:

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

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 تعدیل‌شده است. همانند فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، اوتچوا (۲۰۰۷) و کرگار (۲۰۱۱)، اندازه شرکت معادل لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت در تاریخ تشکیل پرتفوی (پایان هر ماه) است:

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

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 (۱۹۹۲)، 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.

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

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 بر اساس 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 طبقه‌بندی‌شده بر مبنای اندازه و نسبت $^{B}/_{M}$، شش پرتفوی موزون برحسب 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 موردبررسی بر اساس رویه‌ای مشابه، تجدیدساختار می‌شود. برای تشکیل پرتفوی‌ها و تعیین نقاط مرزی مبتنی بر $^{B}/_{M}$، شرکت‌های دارای ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی، منظور نمی‌شود. درنهایت 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)

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.

نرخ بهره بدون ریسک، معادل نرخ سود اوراق مشارکت دولتی در نظر گرفته می‌شود. راعی و همکاران (۱۳۹۰)، مشایخی و همکاران (۱۳۸۹) و کردستانی و علوی (۱۳۸۹)، از نرخ سود اوراق مشارکت دولتی به‌عنوان نرخ بدون ریسک استفاده کرده‌اند. ازآنجاکه در پژوهش حاضر از داده‌های ماهانه استفاده شده است، همانند هاشمی و میرکی (۱۳۹۲)، نرخ سالانه سود اوراق مشارکت از طریق رابطه ۱۲، ماهانه می‌شود[۱]:

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

$R_{fM,t}$ نرخ بدون ریسک ماهانه در ماه t و $R_{fA,T}$ نرخ بدون ریسک در سال T است. همانند دو (۲۰۱۴)، حجم صادرات ماهانه کشور پس از تقسیم بر تولید ناخالص داخلی به شرح رابطه ۱۳، محاسبه می‌شود:

$$EXP_{it} = \frac{\mathrm{EXport}_t}{\mathrm{GDP}_t} \qquad (۱۳)$$

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.

$$IMP_{it} = \frac{\mathrm{IMport}_t}{\mathrm{GDP}_t} \qquad (۱۵)$$

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 موردنیاز پژوهش شامل متوسط دمای هوای ایران (به‌دلیل 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

۱. این نرخ به صورت فصلی توسط «بانک مرکزی» منتشر می‌شود.

اوراق بهادار تهران» و سایت «شرکت مدیریت خدمات فناوری بورس» و حجم صادرات و واردات مستخرج از «گمرک جمهوری اسلامی ایران» است.

٤. تحلیل داده‌ها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱، ارائه شده است .

جدول ۱. آمار توصیفی

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	احتمال آماره جارگ ـ برا	احتمال نامانایی
Temper	۰/۰۱۳	۰/۱۱۲	۰/۶۶۳	−۰/۴۳۵	۰/۰۴۸	۰/۰۰۰۰
S_L	۰/۰۱۵	۰/۱۱۵	۰/۳۹	−۰/۲۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۰
S_M	۰/۰۰۸	۰/۰۴۸	۰/۲۴۶	−۰/۱۱۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰
S_H	۰/۰۱۱	۰/۰۴۵	۰/۱۵۲	−۰/۱۱۹	۰/۲۵۲	۰/۰۰۰۰
B_L	۰/۰۱۴	۰/۰۴۷	۰/۱۶۸	−۰/۰۹۱	۰/۱۲۴	۰/۰۰۰۱
B_M	۰/۰۱۵	۰/۰۴۶	۰/۲۰	−۰/۱۱۴	۰/۰۱۲	۰/۰۰۰۰
B_H	۰/۰۲۰	۰/۰۶۱	۰/۲۲۶	−۰/۱۰۵	۰/۰۸۱	۰/۰۰۰۱
R_f	۰/۰۱۵	۰/۰۰۳	۰/۰۲۱	۰/۰۱۰	۰/۰۰۰	۰/۶۸۸۸
Export/GDP	۰/۰۲۰	۰/۰۰۶	۰/۰۴۴	۰/۰۰۲	۰/۰۵۸	۰/۰۰۰۱
Import/GDP	۰/۰۴۳	۰/۰۱۱	۰/۰۷۵	۰/۰۲۳	۰/۰۹۸	۰/۰۰۰۰
R_M	۰/۰۱۹	۰/۰۵۸	۰/۱۸۲	−۰/۱۰۴	۰/۰۸۳	۰/۰۰۰۰

احتمال آزمون هم‌انباشتی (هم‌جمعی) جوهانسن (روش کآوو) سری زمانی داده‌های پژوهش ۰/۰۰۲ است.

برای جلوگیری نااطمینانی نتایج در اثر رگرسیون کاذب آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی داده‌ها به‌کار می‌رود. یکی از آزمون‌های ریشه واحد بسیار معروف آزمون دیکی ـ فولر است؛ اما ازآنجاکه آزمون فیلیپس ـ پرون در مقایسه با آزمون دیکی ـ فولر شکست‌های ساختاری را نیز در نظر می‌گیرد در پژوهش حاضر برای آزمون مانایی سری زمانی داده‌ها از آزمون فیلیپس ـ پرون استفاده شده و مقادیر آن در جدول ۱، گزارش شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود احتمال نامانایی تمام متغیرها، به‌جز نرخ بازده بدون ریسک، کمتر از ۰/۰۵ است که می‌توان ادعا کرد تقریباً همه سری داده‌ها مانا هستند؛ ولی برای اطمینان کامل از این قضیه آزمون هم انباشتی جوهانسون (روش کآوو) نیز اجرا می‌شود (نامانایی نرخ بهره بدون ریسک بدون اجرای آزمون نیز قابل‌تشخیص است. ازآنجاکه ملاک نرخ بهره بدون ریسک نرخ بازده اوراق مشارکت «بانک مرکزی» در نظر گرفته شده است و ایران هر ساله تورم قابل‌توجهی داشته است، سود اوراق مشارکت نیز متناسب با نرخ تورم (با کمی اغماض) زیاد شده

است؛ بنابراین روندی صعودی داشته که حاکی از نامانایی آن است). بر اساس احتمال آماری این آزمون هم‌انباشتی (۰/۰۰۲) فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رابطه خطی بین متغیرها رد می‌شود و پدیده رگرسیون کاذب وجود ندارد. یادآوری این نکته لازم است که از نظر احتمال معناداری آماره جارگ–برا، بیشتر سری زمانی داده‌های پژوهش دارای توزیع نرمال هستند.

برای برآورد صرف ریسک دما با استفاده از رویکرد پرتفوی ردیاب، تغییرات یک سال جلوتر دما بر بازده دارایی‌های مبنا در چارچوب رگرسیون سری زمانی برازش شده و با استفاده از آزمون والد مشخص می‌شود که آیا ضرایب دارایی‌های مبنا به‌طور توأمان صفر هستند یا خیر؟ به‌عبارتی با استفاده از آزمون والد مشخص می‌شود که اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک سال آینده توسط دارایی‌های مبنا ردیابی می‌شود یا خیر؟ اگر آزمون والد حاکی از ردیابی اخبار و اطلاعات تغییرات دما در آینده باشد، صرف ریسک دما محاسبه شده و قیمت‌گذاری آن آزمون می‌شود؛ ولی اگر آزمون والد نشان دهد که دارایی‌های مبنا اخبار و اطلاعات آتی دما را دنبال نمی‌کنند بدین معنا است که صرف ریسکی برای دما وجود نداشته است و بنابراین نیازی به آزمون صرف‌ریسک نخواهد بود. نتیجه برازش رگرسیون پرتفوی ردیاب در جدول ۲، مشاهده می‌شود.

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	

با توجه بـه جـدول ۲، احتمـال معنـاداری آمـاره کـای‌دو ۰/۰۰۲۱ اسـت؛ بنـابراین ضـرایب دارایی‌های مبنا درکل صفر نیست؛ به‌عبارت‌دیگر بازده دارایی‌های مبنا اخبار و اطلاعـات مربـوط به تغییرات دما در یک سال آینده را ردیابی می‌کند؛ یعنی سرمایه‌گذاران برای اخبـار و اطلاعـاتی که برای تغییرات دما در یک سال آینده در دست دارند صرف ریسک در نظر می‌گیرند و ازآنجاکه صرف ریسک وجود دارد می‌توان قیمـت‌گـذاری ایـن صـرف ریسـک را در بـورس اوراق بهـادار موردآزمون قرار داد. ابتدا با استفاده از معادله ۶، صرف ریسک تغییرات دما در قالـب متغیـر TCF محاسبه می‌شود؛ سپس قیمت‌گذاری این صرف ریسک موردآزمون قرار می‌گیرد. نتایج حاصـل 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 (۰/۰۴۱)	۰/۴۵	−۰/۰۰۲۶ (۰/۰۵۹)	۰/۶۹	−۰/۰۰۸۵ (۰/۰۳۹)	۰/۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۵۶
S_M	−۰/۰۰۹ (۰/۰۱۳)	۰/۳۶	−۰/۰۰۵۶ (۰/۰۰۸)	۰/۵۲	−۰/۰۱۳ (۰/۰۰۰)	۰/۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۵۴
S_L	−۰/۰۰۲ (۰/۱۰۴)	۰/۰۷	۰/۰۰۳۷ (۰/۱۲۱)	۰/۷۸	−۰/۰۱۹ (۰/۰۹۱)	۲/۸ (۰/۰۰۰)	۰/۵۴
B_H	/۰۰۳۴ ۰(۰/۰۲۹)	۰/۱۹	۰/۰۰۱۸ (۰/۰۱۲)	۰/۳۷	۰/۰۰۱۸ (۰/۰۱۴)	۰/۲۷ (۰/۱۳)	۰/۲۱
B_M	−۰/۰۰۲۰ (۰/۰۵۲)	۰/۴۷	−۰/۰۰۱۵ (۰/۰۷۰)	۰/۴۸	−۰/۰۰۳۹ (۰/۰۶۲)	۰/۳۲ (۰/۰۰۳)	۰/۵۱
B_L	−۰/۰۰۴۳ (۰/۰۳۹)	۰/۷۲	−۰/۰۰۴۶ (۰/۰۲۳)	۰/۷۳	−۰/۰۰۳۵ (۰/۰۳۷)	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، شامل مدل‌های قیمت‌گذاری CAPM، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۶) و مدل دوعاملی است که روی ۶ پرتفوی مبتنی بر اندازه و نسبت $^{B}/_{M}$ برازش می‌شود. معیارهای آلفـای جانسن و میزان توضیح دهندگی مدل (R^2) از برازش هر مدل قیمـت‌گـذاری روی هـر پرتفـوی محاسبه شده و از میانگین‌گیری معیارها در ۶ پرتفوی مقدار معیار برای هـر مـدل قیمـت‌گـذاری حاصل خواهد شد.

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 (۱۹۹۶) با مقدار ۰/۰۰۳۳ ناکاراتر است؛ بنابراین از نظر معیار قدر مطلق آلفای جنسن، صرف ریسک 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 (۱۹۹۶) با مقداری معادل ۵۹ درصد، ناکاراتر است. بنابراین از نظر معیار میزان توضیح‌دهندگی نیز صرف ریسک دما قیمت‌گذاری می‌شود؛ ازاین‌رود فرضیه پژوهش مبنی بر قیمت‌گذاری صرف ریسک تغییرات دما در «بورس اوراق بهادار تهران» پذیرفته می‌شود. بدین مفهوم که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری خود به اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک سال آینده توجه کرده و برای تحمل ریسک تغییرات دما بازدهی بالاتری طلب می‌کنند.

از ۶ پرتفوی آزمون، صرف ریسک دما در ۵ پرتفوی S_H، S_M، S_L، B_M، و B_L به‌ترتیب با مقادیر معناداری ۰/۰۰۰، ۰/۰۰۰، ۰/۰۰۰، ۰/۰۰۳ و۰/۰۰۰ معنادار است و تنها در یک پرتفوی (B_H) با مقدار معناداری ۰/۱۳، معنادار نیست.

لولن و همکاران (۲۰۱۰)، معتقدند که استفاده صرف از پرتفوهای اندازه–ارزش به‌عنوان دارایی‌های آزمون که در پژوهش‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها بسیار رایج است، ممکن است به‌دلیل ساختار عاملی این پرتفوها گمراه‌کننده باشد؛بنابراین پیشنهاد کرده‌اند که مجموعه دارایی‌های آزمون را گسترش داده و از پرتفوهایی مثل پرتفوهای صنایع نیز استفاده شود. پرتفوهای صنعتی برای پژوهش حاضر از جذابیت بیشتری برخوردار است؛ چراکه در پیشینه اقتصاد ـ اقلیمی، پیش‌بینی‌های زیادی در مورد چگونگی تأثیر صنایع مختلف از تغییرات اقلیمی وجود دارد؛ بنابراین در پژوهش حاضر علاوه بر ۶ پرتفوی اندازه ـ ارزش از ۳۰ پرتفوی صنعتی نیز به‌عنوان دارایی‌های آزمون استفاده شده است که نتایج برازش مدل‌های پژوهش در جدول ۴، مشاهده می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۴. آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک دما با ۳۰ پرتفوی صنعت

پرتفوی	CAPM		سه‌عاملی فاما و فرنچ		دوعاملی		
	آلفا	R^2	آلفا	R^2	آلفا	صرف ریسک دما	R^2
Sanat1	۱/۰۱۱	۰/۲۵	۱/۱۲۳	۰/۲۶	۰/۵۷۰	۷۳/۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۳۳
Sanat2	−۰/۲۲۱	۰/۲۱	۰/۰۰۲۴	۰/۲۷	−۰/۸۹۴	۱۱/۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۳۶
Sanat3	۲/۰۴۳	۰/۲۹	۲/۳۵۰	۰/۳۵	۱/۶۸۳	۵۹/۶۴ (/۰۰۳)	۰/۳۴
Sanat4	۱/۲۵۴	۰/۲۵	۱/۲۷۸	۰/۲۸	۰/۶۹۶	۹۲/۴۵ (۰/۰۰۲)	۰/۳۰
Sanat5	۰/۸۲۴	۰/۱۷	۰/۹۱۱	۰/۱۸	۰/۷۷۲	۸/۶۵ (۰/۶۰۶)	۰/۱۷
Sanat6	۰/۷۵۵	۰/۲۳	۰/۹۶۴	۰/۲۵	۰/۴۵۲	۵۰/۱۷ (۰/۰۵۹)	۰/۲۶
Sanat7	۰/۳۱۴	۰/۱۳	۰/۳۵	۰/۱۴	−۰/۰۲۸	۵۶/۸۲ (۰/۰۴۱)	۰/۱۶
Sanat8	۲/۰۰۴	۰/۰۶	۱/۸۸	۰/۰۷۴	۱/۷	۴۸/۸۵ (۰/۱۷)	۰/۰۷
Sanat9	۳/۱۹	۰/۱۳	۳/۲۲	۰/۱۴	۳/۰۲	۲۹/۱۱ (۰/۳۰)	۰/۱۴
Sanat10	۲/۵۹	۰/۰۸	۲/۴	۰/۰۹	۲/۳۵	۳۹/۶۲ (۰/۴۷۵)	۰/۰۸
Sanat11	۲/۳۴	۰/۵۱	۲/۱۵	۰/۵۲	۲/۴۵	−۱۷/۸۶ (۰/۴۱۷)	۰/۵۱
Sanat12	۲/۱۴	۰/۵۲	۱/۷۹	۰/۵۵	۲/۱۶	−۳/۶۴ (۰/۸۹)	۰/۵۲
Sanat13	۱/۶۸	۰/۲۶	۱/۷۷	۰/۲۹	۱/۱۹	۸۰/۸۸ (۰/۰۱۳)	۰/۳۰
Sanat14	۱/۱۷	۰/۴۳	۱/۲۱	۰/۴۳	۰/۸۷	۵۰/۳۶ (۰/۰۰۰)	۰/۴۸
Sanat15	۱/۹۵	۰/۱۸۶	۱/۹۵	۰/۱۹	۱/۸۱	۲۲/۵۰ (۰/۳۷)	۰/۱۹
Sanat16	۲/۴۵	۰/۰۳	۳/۰۱	۰/۰۸	۱/۶۸	۱۲۸/۰۷ (۰/۰۰۳)	۰/۰۹
Sanat17	۲/۷۱	۰/۲۵	۲/۷	۰/۲۵	۲/۵۳	۲۹/۷۲ (۰/۱۲۹)	۰/۲۶

پرتفوی	CAPM		سه‌عاملی فاما و فرنچ		دوعاملی		
	آلفا	R^2	آلفا	R^2	آلفا	صرف ریسک دما	R^2
Sanat18	۱/۸۴	۰/۴۶	۱/۷۲	۰/۴۷	۱/۹۹	−۲۵/۳۹ (۰/۱۵)	۰/۴۷
Sanat19	−۱/۲۶	۰/۰۲	−۱/۳۶	۰/۰۳	−۱/۱۵	−۱۹/۰۳ (۰/۲۸)	۰/۰۳
Sanat20	۲/۳۸	۰/۰۸	۲/۵۸	۰/۱۱	۱/۸۵	۸۷/۶۰ (۰/۰۰۲)	۰/۱۵
Sanat21	۰/۶۹۷	۰/۳۱	۰/۷۵۳	۰/۳۲	۰/۴۸	۳۵/۶۴ (۰/۰۶۲)	۰/۳۳
Sanat22	۱/۰۹	۰/۰۰۶	۱/۱۹	۰/۰۱	۱/۰۴	۷/۶۷ (۰/۷۸)	۰/۰۰۷
Sanat23	۱/۳۷	۰/۱۵	۱/۹۰	۰/۲۵	۰/۹۹	۶۳/۰۰ (۰/۰۳۸)	۰/۱۸
Sanat24	۲/۴۱	۰/۲۶	۲/۳۶	۰/۲۷	۲/۴۲	−۱/۴۴ (۰/۹۶)	۰/۲۶
Sanat25	۲/۵۶	۰/۳۳	۲/۸۰	۰/۳۶	۲/۰۴	۸۵/۷۳ (۰/۰۰۴)	۰/۳۸
Sanat26	۱/۴۱	۰/۱۱	۱/۲۵	۰/۱۴	۱/۲۳	۳۱/۱۸ (۰/۴۲)	۰/۱۱
Sanat27	۲/۰۲	۰/۰۲	۲/۷۱	۰/۱۵	۱/۷۹	۳۸/۱۸ (۰/۲۸۸)	۰/۰۳
Sanat28	۰/۹۴۳	۰/۱۱	۱/۲	۰/۱۹	۰/۲۵	۱۱۳/۲۰ (۰/۱۰)	۰/۱۳
Sanat29	۲/۰۰	۰/۲۲	۲/۱۵	۰/۲۳	۱/۶	۶۶/۵۸ (۰/۰۷)	۰/۲۴
Sanat30	۱/۶۷	۰/۵۷	۱/۶۵	۰/۵۷	۱/۶۳	۷/۶۹ (۰/۶۵)	۰/۵۷
میانگین	۱/۶۷	۰/۲۲۵	۱/۳۷	۰/۲۶۲	۱/۴۴	۴۵/۰۲ (۰/۲۴۴)	۰/۲۵۳

صنایع درنظرگرفته‌شده به‌ترتیب عبارت‌اند از: انبوه‌سازی املاک و مستغلات؛ ماشین‌آلات و تجهیزات؛ کانی غیرفلزی؛ محصولات فلزی؛ لاستیک و پلاستیک؛ غذایی به‌جز قند و شکر؛ وسایل ارتباطی؛ واسطه‌گری‌های مالی و پولی؛ رایانه؛ حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات؛ فلزات اساسی؛ استخراج کانه‌های فلزی؛ خودرو و قطعات؛ سرمایه‌گذاری‌ها؛ بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری؛ چاپ؛ دارویی؛ شیمیایی؛ منسوجات؛ دستگاه‌های برقی؛ سیمان، آهک و گچ؛ محصولات

کاغذی؛ کاشی و سرامیک؛ فرآورده‌های نفتی؛ فنی و مهندسی؛ استخراج سایر معادن؛ قند و شکر؛ پیمانکاری صنعتی؛ استخراج زغال‌سنگ و صنعت چندرشته‌ای صنعتی. همان‌طور که مشخص است مدل دوعاملی از نظر معیار «قدر مطلق آلفای جنسن» با مقدار ۱/۴۴ نسبت به مدل CAPM با مقدار ۱/۶۷ کاراتر و نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۶) با مقدار ۱/۳۷ ناکاراتر است؛ بنابراین از نظر معیار «قدر مطلق آلفای جنسن» صرف ریسک دما در «بورس اوراق بهادار تهران» قیمت‌گذاری می‌شود.

از نظر معیار توضیح‌دهندگی R^2 مدل دوعاملی با مقداری معادل ۲۵ درصد نسبت به مدل CAPM با مقدار ۲۲ درصد، کاراتر و نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۶) با مقداری معادل ۲۶ درصد ناکاراتر است؛ بنابراین از نظر معیار میزان توضیح‌دهندگی نیز صرف ریسک دما قیمت‌گذاری می‌شود. ازاین‌رو فرضیه پژوهش مبنی بر قیمت‌گذاری صرف ریسک تغییرات دما در «بورس اوراق بهادار تهران» پذیرفته می‌شود. بدین مفهوم که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری خود به اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک سال آینده توجه کرده و برای تحمل ریسک تغییرات دما بازدهی بالاتری طلب می‌کنند.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت تغییرات دما و شرایط اقلیمی در بهره‌وری و سودآوری شرکت‌ها در پژوهش حاضر به آزمون صرف ریسک تغییرات دما در «بورس اوراق بهادار تهران» پرداخته شد. برای این منظور، روش پرتفوی ردیاب برای استخراج صرف ریسک تغییرات دما به‌کار رفت و سپس با استفاده روش مقایسه کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری ارائه‌شده توسط دینگ دو (۲۰۱۴)، قیمت‌گذاری این صرف ریسک موردآزمون قرار گرفت. برای آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری علاوه بر ۶ پرتفوی فاما و فرنچ (۱۹۹۶) از ۳۰ پرتفوی صنعت نیز استفاده شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که صرف ریسک دما هم در ۶ پرتفوی فاما و فرنچ و هم در ۳۰ پرتفوی صنعت در «بورس اوراق بهادار تهران» قیمت‌گذاری می‌شود؛ به‌عبارتی سرمایه‌گذاران اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک سال آینده را مهم تلقی کرده و به‌ازای تحمل ریسک تغییرات این متغیر در یک سال آینده، بازده موردانتظار بالاتری طلب می‌کنند.

در موضوع پژوهش حاضر و با روش پرتفوی ردیاب نمونه پژوهشی خاصی در ایران انجام نشده است؛ اما از نظر محتوایی نتایج پژوهش با پژوهش‌های پورمحمدی و بدری (۱۳۹۶)، وفایی‌پور و هوشمند (۱۳۹۵)، راعی و همکاران (۱۳۹۳) و جمالی نیشابور و همکاران (۱۳۹۲)، هم‌خوانی ندارد؛ ولی با نتایج پژوهش ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۱) در داخل ایران و نتایج پژوهش‌های بالورز و همکاران (۲۰۱۷)، ساندرز (۱۹۹۳)، کوا و وای (۲۰۰۵)، یون و کانگ

(۲۰۰۹)، فلوروس (۲۰۱۱)، چنگ (۲۰۰۲) و زوین و نیدل (۲۰۱۴) در خارج از ایران، هم‌خوانی دارد. همان‌طور که در قسمت پیشینه پژوهش بیان شد بیشتر مطالعات داخلی به نتیجه نبود 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 صرف ریسک معناداری در بازار سهام ایران دارد. شاید علاوه بر تفاوت در روش‌شناسی پژوهش بتوان علت این امر را این گونه در نظر گرفت که در پژوهش‌های پیشین داخلی بیشتر از رابطه هم‌زمان بازده سهام و تغییرات دما استفاده شده است؛ درحالی‌که در روش پرتفوی ردیاب از تغییرات پایدار دما و قیمت سهام استفاده می‌شود. نتایج پژوهش حاضر می‌تواند برای قیمت‌گذاری شفاف‌تر دارایی‌ها به فعالان بازار کمک کند و گامی روبه‌جلو برای رسیدن با بازاری کاراتر باشد؛ بنابراین به فعالان بازار پیشنهاد می‌شود در ارزیابی صرف ریسک دارایی‌ها، تغییرات آتی دما را نیز در نظر بگیرند. ازآنجاکه روش پرتفوی ردیاب، صرف ریسک مربوط به متغیرهای اقتصادی را استخراج کرده و محدودیتی در نوع متغیر کلان اقتصادی مشخص نکرده است به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود صرف ریسک سایر متغیرهای کلان اقتصادی که در پیشینه این روش بررسی نشده است را استخراج کنند و قیمت‌گذاری آن‌ها را موردآزمون قرار دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1. Aretz, K., Bartram, S. M., & Pope, P. F. (2010). Macroeconomic risks and characteristic-based factor models. *Journal of Banking & Finance, 34(6),* 1383-1399.
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,* 18-34.
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),* 81-99.
4. Breeden, D. T., Gibbons, M. R., & Litzenberger, R. H. (1989). Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM. *The Journal of Finance, 44231-262.*
5. Cachon, G. P., Gallino, S., & Olivares, M. (2012). Severe weather and automobile assembly productivity.
6. Campbell, S. D., & Diebold, F. X. (2005). Weather Forecasting for Weather Derivatives. *Journal of the American Statistical Association, 100(469),* 6-16.
7. Cao, M., & Wei, J. (2005). Stock market returns: A note on temperature anomaly. *Journal of Banking & Finance, 29(6),* 1559-1573.
8. Chan, K. C., & Chen, N.-F. (1991). Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms. *The Journal of Finance, 46(4),* 1467-1484.
9. Chang, C.-C. (2002). The potential impact of climate change on Taiwan's agriculture. *Agricultural Economics, 27(1),* 51-64.
10. Dell, M., Jones, B. F., & Olken, B. A. (2014). What Do We Learn from the Weather? The New Climate-Economy Literature. *Journal of Economic Literature, 52(3),* 740-798.
11. Du, D. (2014). Persistent exchange-rate movements and stock returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 28,* 36-53.
12. Ebrahimi, M., Heydarpour, F., & Jahanshad, A. (2012). The impact of climate on stock returns and volume. Master Thesis. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. Faculty of Administrative & Economics (In Persian).
13. Fama, E. F., & French, K..R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance, 51*(1), 55-84.
14. Floros, C. (2011). On the relationship between weather and stock market returns. *Studies in Economics and Finance, 28(1),* 5-13.
15. Hashemi, S., & Miraki, F. (2013). excess return of momentum risk in Tehran Security Exchange. *Financial accounting researches, 1(8)* (In Persian).
16. Jamali neyshaboor, A., Raee, R., Tehrani, R. (2013). Climate relation with stock returns and yield fluctuations in Tehran Stock Exchange. Master Thesis. Faculty of Management University of Tehran (In Persian).
17. Jensen, M. C. (1968). The Performance of Mutual Funds In The Period 1945˚ 1964. *The Journal of Finance, 23*(2), 389-416.
18. Kapadia, N. (2011). Tracking down distress risk. *Journal of Financial Economics, 102(1),* 167-182.
19. Kordestani, g., & Alavi, s. (2010). The effect of accounting transparency on the cost of equity. *Journal of Securities Exchange, 1(12),* 43-61(In Persian).
20. Kregar, M. (2011). *Cash flow based bankruptcy risk and stock returns in the US computer and electronics industry.* University of Manchester.

21. Lamont, O. A. (2001). Economic tracking portfolios. *Journal of Econometrics, 105(1),* 161-184.
22. Lewellen, J., Nagel, S., & Shanken, J. (2010). A skeptical appraisal of asset pricing tests. *Journal of Financial Economics, 96(2),* 175-194.
23. Mashayekhi, b., Fadayinejad, m., & Kalaterahmani, r. (2010). Capital costs, accrual components and stock returns. *Financial accounting researches, 1(1),* 77-92 (In Persian).
24. 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.
25. Outecheva, N. (2007). *Corporate financial distress: An empirical analysis of distress risk.* University of St. Gallen.
26. Pourmohammadi, P., & Badri, A.(2017). Climate relation with returns and trading activities: Evidence from Tehran Stock Exchange. Asset management & Financing. *5(1),* Summer 1396 (In Persian).
27. Raee, R., Farhadi, R., & SHirvani, A. (2011). Risk and return intemporal relationship: evidences of Intemporal Capital Asset Pricing. *Financial management perspective, 1(2),* 125-140 (In Persian).
28. Raee, R., Mahmoodi Azar, M., Gorgi, A. (2014). Investigating the Impact of Climate and Air Pollution on Tehran Stock Exchange Index. Institute for Humanities and Cultural Studies (In Persian).
29. Saunders, E. M. (1993). Stock Prices and Wall Street Weather. *The American Economic Review, 83(5),* 1337-1345.
30. 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),* 686-710.
31. Tol, R. S. J. (2002). Estimates of the Damage Costs of Climate Change, Part II. Dynamic Estimates. *Environmental and Resource Economics, 21(2),* 135-160.
32. Vafaeepour, R., Houshmand, A. (2016). The relationship between climate variables fluctuations on stock Exchange Index and stock exchanges volume. The Fourth International Practical researches in management and accounting Conference. Shahid Beheshti University. https://www.civilica.com/Paper-AMSCONF04AMSCONF04. 511.html (In Persian).
33. Vassalou, M. (2003). News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns. *Journal of Financial Economics, 68(1),* 47-73.
34. 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),* 682-690.
35. Zivin, J. G., & Neidell, M. (2014). Temperature and the Allocation of Time: Implications for Climate Change. *Journal of Labor Economics, 32(1),* 1-26.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی