فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۱ / شماره ٤ (پیاپی ٤٤) / زمستان ۱٤۰۱
صفحه ۵۷۷ تا ۶۰۲

مدلسازی ریاضی قیمت گذاری ریسک اطلاعاتی با رویکرد اتورگرسیو با وقفه های توزیعی (ARDL) در بازار سرمایه ایران

فاطمه لطفعلیان
دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد بروجرد، دانشگاه آزاد اسلامی، بروجرد، ایران
Lotfaliyan_f@yahoo.com

محمود همت فر
دانشیار گروه حسابداری، واحد بروجرد، دانشگاه آزاد اسلامی، بروجرد، ایران (نویسنده مسئول)
dr.hematfar@yahoo.com

محمد حسن جنانی
استادیار گروه حسابداری، واحد بروجرد، دانشگاه آزاد اسلامی، بروجرد، ایران
mh_janani@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۵

چکیده

هدف این پژوهش ارزیابی عامل ریسک اطلاعاتی در افزایش قدرت تبیین بازده مازاد سهام شرکت ها می باشد. با استفاده از داده های ماهیانه بازده مازاد سهام ۲۰۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۹ عوامل ریسک اطلاعاتی شامل عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری به صورت جداگانه و همزمان به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) الحاق و به کمک روش اتورگرسیو با وقفه های توزیعی (ARDL) بر روی بازده مازاد ماهیانه سهام رگرسیون شد. نتایج پژوهش نشان داد که با اضافه کردن هر یک از عوامل ریسک اطلاعاتی به صورت جداگانه به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) و همچنین با اضافه کردن عامل ترکیبی ریسک اطلاعاتی به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) توان تبیین این مدل افزایش می یابد. همچنین مدلی که در برگیرنده همه عوامل ریسک اطلاعاتی به صورت همزمان می باشد، دارای بیشترین قدرت تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام شرکت ها می باشد و می تواند تقریباً ۲۰٪ از بازده مازاد بر ریسک ماهیانه سهام شرکت ها را تبیین کند. می توان نتیجه گیری کرد که ریسک اطلاعاتی محیطی شرکت ها توسط سرمایه گذاران قیمت گذاری شده و به عنوان یک عامل صرف ریسک در نظر گرفته می شود. در نتیجه به سرمایه گذاران و تحلیگران مالی پیشنهاد می شود در مدل های قیمت گذاری سهام به عناصر ریسک اطلاعاتی شرکت ها توجه نموده و بازده مورد انتظار خود را تعدیل نمایند.

واژه‌های کلیدی: ریسک اطلاعاتی، بازده مازاد، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، اتورگرسیو با وقفه های توزیعی.

۱- مقدمه

هدف سرمایه گذاران از خرید سهام، کسب بازده می باشد و در این راستا یکی از مهمترین نیازهای سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار داشتن اطلاعات علمی مربوط به نحوه مطلوب خرید و فروش سهام می باشد(معین الدین و همکاران، ۱۳۹۲). همچنین بازده سهام یکی از فاکتورهای مهم در جذب سرمایه می باشد، زیرا برای سرمایه گذاران بالقوه حکم علامتی را دارد که از شرکت روانه بازار می شود و نشانگر عملکرد واحد تجاری می باشد(برزگری خانقاه و جمالی، ۱۳۹۵). از طرفی اغلب سرمایه‌گذاری‌ها به علت نوسان‌پذیری که در بازده آن‌ها ایجاد می‌شود، دارای ریسک می‌باشند، بطوریکه یکی از موضوعات مهم در این زمینه سازگاری بازده و قیمت سهام با ریسک تحمل شده توسط سرمایه گذاران است. بنابراین بازده مورد انتظار و ریسک موضوع مهمی است که محققان مالی توجه زیادی به آن دارند و محققان و سرمایه گذاران همواره نیاز به سنجش میزان حساسیت پرتفوی دارایی های مالی، متناسب با سطح ریسک آن ها را مدنظر قرار داده اند(رستمیان و جوانبخت،۱۳۹۰). یکی از موضوعات چالش برانگیز در حوزه ادبیات مالی درک فرآیند تصمیم گیری مشارکت کنندگان در بازار سرمایه است. یکی از مهمترین فرضیه های مطرح در این خصوص، فرضیه بازار کارا است که به سرعت و تمامیت واکنش قیمت اوراق بهادار به اعلان اطلاعات جدید اشاره دارد. به طور کلی در یک بازار کارا قیمت سهام، برآوردی صحیح و بی طرفانه از ارزش های آتی سهام است و سرمایه گذاران دارای انتظارات منطقی و آگاهانه از قیمت های آینده سهام هستند(بخردی نسب، ۱۳۹۷). در چند دهه گذشته، فرضیه بازار کارا با تکیه بر استفاده سرمایه گذاران منطقی از همه اطلاعات در دسترس، در نقش فرضیه ای مرجع در تشریح رفتار سرمایه گذاران به کار گرفته شده است. در یک بازار کارای اوراق بهادار، قیمت ها می توانند همه اطلاعات موجود را به درستی منعکس کنند و تغییر قیمت ها در یک چنین بازاری، در طول زمان تصادفی و غیر قابل پیش بینی است(معین الدین و همکاران، ۱۳۹۲). به عبارتی فرضیه بازار کارا بر این اعتقاد است که نمی تـوان بـر بـازار فـائق آمـد و بـازدهی بیشـتر از متوسط بازار کسب کرد. همچنین تغییرات قیمت های سهام به صـورت تصـادفی بـوده و در واقع از گام تصادفی پیروی می کند، بنابراین نمی توان بـا اسـتفاده از اطلاعـات تـاریخی بـه بازدهی غیرعادی (بیش از متوسط بازار) دست یافـت.

همچنـین ایـن فرضـیه مـدعی اسـت هیچگونه روندی در قیمت و بازدهی بازار وجود ندارد و نمی توان از روندهای بازار کسب سود کرد(سعیدی و باقری، ۱۳۸۹). تحقیقات در خصوص قیمت و بازدهی سهام منجر به پیدایش دو دیدگاه متضاد شده است که به فرضیه های رقیب معروف است. یکی از این فرضیه ها فرضیه گشت تصادفی است که به غیر قابل پیش بینی بودن بازدهی سهام تأکید دارد. فرضیه مقابل اعتقاد دارد که بر اساس مجموعه ای از اطلاعات می توان قیمت را پیش بینی کرد. مطرح شدن فرضیه بازار کارا، مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، مدل های عاملی یا شاخصی، مدل آربیتراژ، تحلیل های تکنیکال و تحلیل های بنیادی همگی به دو فرضیه مذکور در پیش بینی و تعیین سهام اشاره دارد. بنابراین اهمیت پیش بینی بازده سهام، محققان را برآن داشت تا به دنبال متغیرها و شاخص هایی باشند که توان توضیح بازده سهام را دارا باشد. بحث پیرامون پیش بینی بازده سهام در کشورهای پیشرفته مدت ها است که به عنوان یکی از جذابترین بحث های علمی مطرح شده است. اگرچه گام های موثری نیز در این زمینه برداشته شده است، اما به دلیل مشکلات عدیده پیش بینی صحیح بازده

سهام هنوز به عنوان یک مساله به قوت خویش باقی مانده است. نتایج برخی از پژوهش ها در ایران (ایزدی نیا و همکاران ۱۳۹۳، صالحی و همکاران ۱۳۹۴، وکیلی فرد و همکاران ۱۳۹۶، امیری و علیزاده اهوازی ۱۳۹۷، خرمن دار و همکاران ۱۳۹۹و...) نشان دهنده توان تبیین پایین مدل های قیمت گذاری مذکور در بازار سرمایه ایران است. از طرفی با توجه به اینکه بازار سرمایه ایران یک بازار نوظهور بوده که در سطح کارایی اطلاعاتی مطلوب نمی باشد و همچنین با توجه به حضور سرمایه گذاران خرد و کم تجربه یا بی تجربه، حضور پر رنگ دولت در مالکیت عمده شرکت ها، محدود بودن منابع اطلاعاتی در خصوص اطلاعات مالی و غیرمالی شرکت ها، نوپا بودن نظام راهبری شرکتی به خصوص کمیته حسابرسی و عدم شفافیت کافی در محیط اطلاعاتی شرکت ها، منجر به ناهنجاری در قیمت گذاری سهام شرکت ها می شود. بنابراین ضرورت بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی موجود در بازار سرمایه ایران بر بازده مازاد ریسک (صرف ریسک) و پژوهش برای افزایش توان پیش بینی مدل های عاملی قیمت گذاری مطابق با محیط اطلاعاتی بازار سرمایه ایران ضروری به نظر می رسد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بی شک از طریق تجزیه و تحلیل دقیق و هوشیارانه می‌توان ریسک بازار سرمایه یا مخاطره سرمایه‌گذاران را تقلیل داد و جلوی ضرر و زیان افراطی و ناشی‌گری حاصل از برآیند سرمایه گذاری نامناسب را خنثی نمود. اهمیت پیش بینی بازده سهام، محققان را بر آن داشته است تا به دنبال شاخص هایی باشند که توان توضیح و پیش بینی بازده سهام را داشته باشد و اطلاعات لازم جهت سرمایه گذاری مناسب را در اختیار آنان قرار دهد(برزگری خانقاه و جمالی، ۱۳۹۵). تاکنون اقتصاددانان مالی الگوهای متفاوتی را برای تبیین ریسک و بازده سرمایه‌گذاری ارائه داده‌اند.

اولین مدل مطرح شده، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] (CAPM) شارپ (۱۹۶۴) بود که تا مدت ها به عنوان تنها الگوی قابل قبول برای پیش بینی بازده مورد انتظار مورد توجه محققین مالی قرار گرفت. پس از مطرح شدن بی قاعدگی های گوناگون در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و چالش هایی که با آن ها مواجه شده بود، مدل های چندعاملی به عنوان الگوهای مالی کاملتری مطرح شد که از جمله آنها می توان به مدل های قیمت گذاری آربیتراژ راس[2] (۱۹۷۶)، سه عاملی فاما و فرنچ[3] (۱۹۹۳)، چهار عاملی کرهارت[4] (۱۹۹۷)، پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) و... اشاره نمود که نسبت به مدل های قبلی دارای قدرت توضیح دهندگی بیشتری در پیش بینی بازده مورد انتظار هستند(صالحی و همکاران، ۱۳۹۴). یکی از عوامل اساسی در تصمیم های سرمایه گذاری، تعیین عوامل مخاطره آمیزی است که در تبیین نوسان های بازده سهام موثرند. این موضوع باعث شده است تا پژوهشگران حسابداری همواره به دنبال کشف عوامل ریسک موثر بر بازده سهام ها شرکت باشند. اگرچه مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۳) بهتر از مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و سایر مدل های عاملی قادر به تبیین نوسان های بازده سهام است، اما همچنان پژوهش های متعددی در زمینه کشف سایر عوامل ریسک تأثیرگذار بر

[1] Capital Asset Pricing Model
[2] Ross
[3] Fama and French
[4] Carhart

بازده سهام در حال انجام است، تا بتوان به مدلی کاملتر و با قدرت تبیین بالاتر دست یافت(افلاطونی و همکاران، ۱۳۹۳). علاوه بر ریسک های موجود در بازارهای اوراق بهادار که در همه بازارها عمومیت دارد؛ مانند ریسک سیستماتیک (ریسک بازار یا ریسک کاهش ناپذیر)، ریسک غیرسیستماتیک (ریسک کاهش پذیر و یا ریسک خاص شرکت) و ریسک نقدشوندگی، ریسک ها یا مخاطرات دیگری در بازار اوراق بهادار وجود دارد. یکی از این مخاطرات، ریسک اطلاعاتی است. این ریسک از مقوله اطلاعات و اطلاع رسانی سرچشمه می گیرد. پژوهشگران در پژوهش های اخیر نشان دادند ریسک اطلاعاتی، ریسک تنوع ناپذیر در بازارهای سرمایه است(صحراکاران و رضایی، ۱۳۹۷). محیط اطلاعاتی که سرمایه گذاران در آن داد و ستد می کنند، پیوسته با انتشار (جریان) اطلاعات تغییر می یابد. این تغییر در جریان اطلاعات، به تجدید ارزیابی ریسک سرمایه گذاران منجر می شود. ریسک اطلاعاتی ناشی از عوامل مختلفی است. آنچه بیش از پیش اهمیت می یابد، وجود محیط اطلاعاتی است که ابهام و بی اطمینانی را کاهش و در نتیجه، توان پیش بینی و تحلیل سرمایه گذار را افزایش دهد(رشیدی باغی، ۱۳۹۸). بنابراین عاملی که از طریق آن می توان تأثیر محیط اطلاعاتی در کشف قیمت سهام شرکت ها را بررسی کرد، ریسک اطلاعاتی است. شرکت های با ریسک اطلاعاتی بالا، شرکت هایی هستند که اطلاعات عمومی کمتری دارند و سهامداران مطلع به صورت محرمانه از اخبار شرکت مطلع می شوند(قائمی و تقی زاده، ۱۳۹۵). در این پژوهش عوامل ریسک اطلاعاتی شرکت ها (عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری حسابداری) که از محیط اطلاعاتی و سیاست ها و فرایندهای گزارشگری مالی آنها ناشی شده و به سهامداران انتقال می یابد و می تواند سازوکار قیمت گذاری سهام در یک بازار کارا را تحت تأثیر قرار دهد، به صورت جداگانه در مدل پنج عاملی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای فاما و فرنچ (۲۰۱۳) به عنوان عامل ریسک اطلاعاتی وارد شده و سپس قدرت تبیین صرف ریسک (بازده مازاد) مدل پیشنهادی با مدل پنج عاملی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای فاما و فرنچ (۲۰۱۳) مقایسه شده و مدلی که بیشترین توان تبیین را داشته باشد به عنوان مدل برتر قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مبتنی بر ریسک اطلاعاتی انتخاب می شود. در ادامه به پژوهش های پیشین که به موضوع ارتباط ریسک اطلاعاتی با بازده سهام شرکت ها پرداخته اند اشاره می شود.

مهدی زاده ماسوله (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی اثر محافظه کاری غیرشرطی و مقدار وجه نقد نگهداری شده بر بازده غیرعادی سهام ۴۱۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۹۱ لغایت ۱۳۹۶ نمود. یافته های پژوهش حاکی از آن است که افزایش موجودی نقد منجر به افزایش بازده غیرعادی سهام شده و در مقابل محافظه کاری باعث کاهش بازده غیرعادی سهام می شود.

باغانی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی با بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین حاکمیت شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه معنی دار و منفی و بین عدم تقارن اطلاعاتی و بازده سهام رابطه منفی و معنی دار وجود دارد.

میرعسگری و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی رابطه همزمانی قیمت سهام و توزیع بازده پرداختند. نتایج پژوهش نشان می دهد همزمانی قیمت سهام زیاد، احتمال تولید دنباله مثبت را نسبت به شرکت های با

همزمانی کم دارد. به علاوه بین همزمانی قیمت سهام و چولگی، رابطه مثبتی وجود دارد؛ درنتیجه، به نظر می رسد سرمایه گذاران در شرکت های با همزمانی قیمت سهام زیاد نسبت به شرکت های با همزمانی قیمت کم، کمتر به اخبار منفی واکنش شدید نشان می دهند.

لانگ و همکاران[1] (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی عدم همزمانی قیمت، ریسک ویژه و بازده سهام مورد انتظار ۲۷۰۰ شرکت پذیرفته شده در بورس چین بین سال های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۸ پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد عدم همزمانی قیمت سهام با بازده آتی مقطعی رابطه منفی و معنی داری دارد. استراتژی سرمایه گذاری مبتنی بر میانگین موزون ارزش که برای مدت طولانی (کوتاه) انجام می شود، در چارک حداقل (اکثر) عدم همزمانی قیمت، یک آلفای ماهانه ۰/۶۱ ٪ - در مدل شش عاملی ایجاد می کند.

حبیبی و همکاران[2] (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر محافظه کاری بر بازده غیر عادی در سطح پرتفوی ها نمودند. نتایج پژوهش نشان داد که بازده پرتفوی هایی که در چارک های رتبه بندی اقلام تعهدی زیاد به کم و همچنین دارای درجه کلی محافظه کاری کمتری قرار دارند، بیشتر از بازده پرتفوی مشابه دارای درجه کلی بالاتر محافظه کاری است.

فیگلیولی و لیما[3] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی قیمت گذاری همزمانی قیمت سهام در آمریکای لاتین (آرژانتین، برزیل، شیلی، مکزیک و پرو) پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که همزمانی قیمت سهام با صرف ریسک مثبت همراه است. صرف ریسک توسط مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) و مدل های سه و پنج عاملی فاما و فرنچ بدست آمده است.

۳- روش شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، جزو "پژوهش های کاربردی" طبقه بندی می شود و از لحاظ نحوه گردآوری داده ها و اجرای پژوهش، "توصیفی- همبستگی" محسوب می شود. همچنین به دلیل اینکه داده های جمع آوری شده در رابطه با رویدادهایی می باشد که در گذشته رخ داده است، از نظر زمانی جزو پژوهش های "گذشته نگر" است. رویکرد جمع آوری داده های پژوهش "سری زمانی" می باشد. در این پژوهش برای تدوین مبانی نظری و پیشینه پژوهش از روش کتابخانه‌ای (مراجعه به مجلات، کتاب ها، پایان نامه ها، رساله ها و سایت های معتبر اینترنتی) استفاده خواهد شد. به علاوه برای جمع آوری داده های مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای پژوهش جهت آزمون فرضیه ها از روش اسنادی (مجموعه صورت های مالی و داده های بازار موجود در بانک های اطلاعاتی مثل ره آورد نوین ۳ و در صورت نیاز مراجعه به سایت های اطلاع رسانی معتبر اینترنتی از جمله www.codal.ir، www.seo.ir، www.tse.ir و غیره) استفاده خواهد شد. به منظور انجام محاسبات و آماده نمودن داده‌های مورد نیاز پژوهش از نرم افزارهای Excel 2016 و برای تجزیه و تحلیل آماری داده ها از نرم افزارهای آماری و اقتصادسنجی EViews 12 استفاده خواهد شد.

[1] Long, H., Zaremba, A., & Jiang, Y.
[2] Habibi, A., Heidarpoor, F., Tavangar, A.
[3] Figlioli, Bruno & Lima, Fabiano Guasti

در این پژوهش جامعه آماری متشکل از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی یک دوره ۱۰ ساله از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۹ در نظر گرفته شده است که به دلیل نامتجانس بود برخی از اعضاء جامعه آماری، نمونه گیری به روش حذف سیستماتیک (غربالگری) انجام خواهد شد. برای این منظور محدودیت-های زیر برای انتخاب نمونه آماری در نظر گرفته می‌شود:

- شرکت‌هایی که از ابتدای سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
- شرکت‌هایی که سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد.(جهت افزایش یا حفظ قابلیت مقایسه اطلاعات مالی).
- شرکت‌هایی که طی دوره پژوهش تغییر فعالیت و یا تغییر سال مالی نداده باشند.(جهت افزایش قابلیت مقایسه نتایج پژوهش).
- شرکت هایی که جزء شرکت‌های سرمایه گذاری، هلدینگ‌ها و واسطه‌گری‌های مالی، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نباشند.(به دلیل ماهیت متفاوت فعالیت).
- سهام شرکت در هریک از سال‌های دوره پژوهش، وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشد.(جهت افزایش قابلیت مقایسه بازده سهام شرکت ها).

پس از اعمال محدودیت های فوق در خصوص جامعه آماری، تعداد ۲۰۱ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شد. با توجه به اینکه داده های سری زمانی ماهیانه بازده مازاد سهام ۲۰۱ شرکت طی ۱۰ جمع آوری شده است، تعداد کل داده های پژوهش ۲۴۱۲۰ ماه-شرکت می باشد.

۴- فرضیه های پژوهش

پرسش اصلی این پژوهش این است که آیا ریسک اطلاعاتی توان توضیحی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) را در پیش بینی بازده مازاد ماهیانه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران افزایش می دهد؟

عوامل ریسک اطلاعاتی شرکت ها (عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری حسابداری) که از محیط اطلاعاتی و سیاست ها و فرایندهای گزارشگری مالی آنها ناشی شده و به سهامداران انتقال می یابد، می تواند سازوکار قیمت گذاری سهام در یک بازار کارا را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین انتظار می رود در یک بازار کارا، بازیگران بازار علاوه بر کمیت و کیفیت اطلاعات در خصوص شرکت ها، به عدم اطمینان موجود در اطلاعات و محیط گزارشگری مالی شرکت ها توجه نموده و در مدل های قیمت گذاری سهام به عنوان یک عامل موثر بر بازده سهام به آن توجه نمایند. واکنش سرمایه گذاران به اطلاعات را می توان از دو جنبه بررسی کـرد؛ اول اینکـه اطلاعـات انتشاریافته اطلاعاتی را دربردارد که هنوز اثر آن در قیمت لحاظ نشده است؛ بنـابراین بـر اسـاس تئوری بازار کارا، قیمت باید به سمت ارزش ذاتی خود حرکت کند و تغییر یابد(برکمن و همکاران، ۲۰۰۹) و دوم اینکه در وضـعیتی کـه ریسـک اطلاعـاتی وجـود دارد، برخـی از سرمایه گذاران احتمال می دهند که گروه دیگری از سـرمایه گـذاران قـبلاً از ایـن اطلاعـات آگـاه شده اند و اطلاعات قبلا اثر خود را در قیمت ها گذاشته است؛ بنابراین آنهـا نسـبت بـه اطلاعـات جدید واکنش نشان نمی دهند و در نتیجه ناهنجاری

در قیمت گذاری سهام ایجاد می شود(قائمی و تقی‌زاده، ۱۳۹۵). در این راستا دو فرضیه به شرح زیر تدوین شده است.

فرضیه اول: عوامل ریسک اطلاعاتی، توان مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) در تبیین صرف ریسک را افزایش می دهد.

فرضیه دوم: عامل ترکیبی ریسک اطلاعاتی، توان مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) در تبیین صرف ریسک را افزایش می دهد.

۵- مدلسازی پژوهش

از آنجا که هدف این پژوهش ارائه مدل عاملی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مبتنی بر ریسک اطلاعاتی جهت افزایش توان تبیین صرف ریسک و پیش بینی دقیق تر بازده سهام در بازار سرمایه ایران می باشد، بنابراین مراحل اجرای پژوهش در سه مرحله شرح داده می شود:

مرحله اول: محاسبه ریسک اطلاعاتی

در این پژوهش عوامل ریسک اطلاعاتی (عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری حسابداری) و عامل ترکیبی ریسک اطلاعاتی به عنوان یک متغیر توضیحی پیشنهادی جهت بررسی امکان افزایش توان تبیین صرف ریسک مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) به این مدل اضافه می شود. بنابراین ابتدا لازم است برای هر شرکت در هر سال متغیرهای ریسک اطلاعاتی به شرح زیر محاسبه شود.

- **عدم تقارن اطلاعاتی (IA):** به پیروی از پژوهش تسما (۲۰۱۹) در این پژوهش از معیار نوسان بازده روزانه قیمت سهام، به عنوان شاخص عدم تقارن اطلاعاتی[1] استفاده می شود. این متغیر بر اساس پراکندگی (انحراف معیار) در بازدهی روزانه قیمت سهام طی سال مورد بررسی، اندازه گیری می شود. هر چقدر سرمایه گذاران با سطح بالاتری از عدم تقارن اطلاعاتی مواجه باشند، احتمال پیش بینی غیردقیق بازده سهام توسط آنها بیشتر است و بنابراین انتظار بر این است که شرکت های با عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، نوسان بیشتری در بازدهی سهام خود داشته باشند(تسما، ۲۰۱۹).

$$IA_{i,t}=\sqrt{\frac{\sum_{n=1}^{k}\left(RET_{i,n}-\overline{RET}\right)^2}{k-1}} \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن:

$RET_{i,n}$= بازده روزانه قیمت سهام شرکت i در روز n طی سال t

- **همزمانی قیمت سهام (SYNCH):** در این پژوهش به پیروری از پژوهش نیفار و آجیلی (۲۰۱۹) به منظور اندازه گیری همزمانی قیمت سهام[2] سالیانه هر شرکت، ابتدا ضریب تعیین **(R^2)** حاصل از برآورد مدل بسط یافته

[1] Information asymmetry
[2] Stock price synchronicity

بازار به روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) بر اساس بازده ماهیانه سهام برای هر شرکت طی هر سال به صورت جداگانه از رابطه زیر محاسبه می شود.

$$r_{i,k,w}=\alpha_i+\beta_i r_{m,w}+\gamma_i r_{k,w}+\varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۲)

که در آن:

$r_{i,k,w}$= بازده ماهیانه شرکت i در صنعت k در ماه w

$r_{m,w}$= بازده موزون بازار در ماه w

$r_{k,w}$= بازده موزون صنعت k در ماه w

از آنجا که ضریب تعیین (R^2) در بازه صفر تا یک قرار دارد، برای بدست آوردن یک توزیع نزدیک به نرمال، مطابق پژوهش های پیتروسکی و رولستون (۲۰۰۴)[1]، مورک و یونگ و یو (۲۰۰۰)[2] و جانسون (۲۰۰۹)[3]، از تبدیل لگاریتم طبیعی ضریب تعیین (R^2) به شرح رابطه زیر استفاده می شود (نیفار و آجیلی، ۲۰۱۹):

$$SYNCH_{i,t}=LN(\frac{R^2_{i,t}}{1-R^2_{i,t}})$$ رابطه (۳)

- **واکنش تأخیری قیمت سهام (DELAY)**: برای سنجش واکنش تأخیری قیمت سهام[4] از مدل هو و موسکویتز (۲۰۰۵)[5] استفاده می‌شود. در این رویکرد ابتدا با استفاده از داده‌های ماهیانه برای هر شرکت، رابطه (۴) به روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورده شده و ضریب تعیین مدل استخراج می‌شود:

$$R_{i,t}=\alpha_i+\beta_i Rm_t+\sum_{n=1}^{4}\gamma_{i,t-n}Rm_{t-n}+\varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۴)

که در آن:

$R_{i,t}$= بازده ماهیانه سهام شرکت i در ماه t

Rm_t= بازده ماهیانه بازار (درصد تغییرات شاخص قیمت و نقدی) در ماه t

ضریب تعیین حاصل از برآورد رابطه (۴) برای هر شرکت، ضرایب تعیین نامقید ($R^2_{Unrestricted}$) نامیده می‌شود. در ادامه رابطه (۵) که در آن تمامی ضرایب $\gamma_{i,t-n}$ مقید به صفر بودن هستند، برای هر شرکت برآورد به روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌شود:

$$R_{i,t}=\alpha_i+\beta_i Rm_t+\varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۵)

ضرایب تعیین حاصل از برآورد رابطه (۵) برای هر شرکت، ضرایب تعیین مقید ($R^2_{Restricted}$) نامیده می‌شود.

[1] Pitroski & Roleston
[2] Morg & Yung uo
[3] Janson
[4] Stock Price Delay
[5] Hou & moskovitz

سرعت عکس العمل قیمت سهام به اطلاعات بازار می تواند توسط ضرایب رگرسیونی روابط (۴) و (۵) سنجیده شود. برای مثال برای یک سهم با سرعت عکس العمل بالا به اطلاعات بازار دارای ضریب β_i به طور معنی داری متفاوت از صفر است (در این حالت تأخیر واکنش قیمت وجود ندارد و اطلاعات به سرعت بر روی قیمت سهام اثر می گذارد) و ضرایب تأخیری $\gamma_{i,t-n}$ باید نزدیک به صفر باشند. برای یک سهم با سرعت عکس العمل پایین نسبت به اطلاعات بازار، ضریب β_i باید کوچک و یا به عبارت دیگر بی اهمیت باشد و یک یا برخی از ضرایب تأخیری $\gamma_{i,t-n}$ باید به طور معنی داری متفاوت از صفر باشد. برای هر سال میزان تأخیر واکنش قیمت هر شرکت با استفاده از رابطه (۶) محاسبه می‌گردد:

$$DELAY_{i,t}=1-\frac{R^2_{Restrited}}{R^2_{Unrestrited}} \qquad 0\leq Delay_{i,t}\leq 1 \qquad \text{رابطه (۶)}$$

هر اندازه مقدار در رابطه (۶) بزرگتر باشد، میزان واکنش تأخیری قیمت سهام بیشتر و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام کمتر است. اگر قیمت یک سهم به آرامی به اطلاعات بازار واکنش نشان ندهد $DELAY_{i,t}$ بزرگتر خواهد بود (یعنی به یک نزدیکتر است)، زیرا بخش عمده بازده سهام توسط بازده های تأخیری بازار تعریف می شود. اگر یک سهم به سرعت به اخبار بازار واکنش نشان دهد $DELAY_{i,t}$ کوچکتر خواهد بود (نزدیک به صفر) زیرا بخش اندکی از بازده سهام توسط بازده های تأخیری بازار تعریف می شود و بخش عمده آن توسط بازده جاری بازار تعریف می شود(حساس یگانه و امیدی، ۱۳۹۲).

– **محافظه کاری حسابداری (CC):** در این پژوهش از محافظه کاری وابسته به اخبار که محافظه کاری مشروط[1] (پس رویدادی یا عدم تقارن زمانی سود) نامیده می شود، استفاده خواهد شد. برای اندازه گیری محافظه کاری مشروط از مدل خان و واتس[2] (۲۰۰۹) که مبتنی بر مدل باسو[3] (۱۹۹۷) می باشد استفاده می شود. مدل عدم تقارن زمانی باسو (۱۹۹۷) یکی از پرکاربردترین مدل های محافظه کاری مشروط می باشد که برای برآورد محافظه‌کاری مشروط شرکت – سال استفاده می شود. در مدل محافظه کاری باسو، بازده مثبت نماینده اخبار خوب و بازده منفی نماینده اخبار بد است. به نظر باسو واکنش سود نسبت به اخبار بد به هنگام تر از واکنش سود نسبت به اخبار خوب است. رگرسیون مقطعی باسو (۱۹۹۷) به شرح رابطه زیر می باشد:

$$\frac{E_{i,t}}{P_{i,t}}=\alpha_0+\beta_{1,i}NEG_{i,t}+\beta_{2,i}RET_{i,t}+\beta_{3,i}NEG_{i,t}\times RET_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \qquad \text{رابطه (۷)}$$

که درآن:

$E_{i,t}$ = سود خالص شرکت i در پایان سال t

$P_{i,t}$ = ارزش بازار شرکت i در پایان سال t

[1] Conditional conservatism
[2] khan and watts
[3] Basu

$NEG_{i,t}$ = متغیر مجازی است، در صورتی که اخبار بد (بازده منفی) وجود داشته باشد برابر با یک و در غیر اینصورت برابر با صفر است.

$RET_{i,t}$ = بازده سهام شرکت در سال t، که به صورت تفاوت قیمت هر سهم شرکت در پایان دوره و قیمت هر سهم در ابتدای دوره به علاوه تعدیلات ناشی از عایدات سهام (شامل سود تقسیمی، سهام جایزه و ...) تقسیم بر قیمت هر سهم در ابتدای دوره تعریف شده است.

در مدل محافظه کاری باسو β_2 پاسخ سود را نسبت به اخبار خوب (بازده مثبت) اندازه‌گیری می کند و معیار به هنگام بودن اخبار خوب می باشد. β_3 نیز به هنگام بودن تفاضلی اخبار بد نسبت به اخبار خوب یا همان محافظه کاری را اندازه‌گیری می کند. بنابراین ($\beta_2 + \beta_3$) واکنش سود را نسبت به اخبار بد (بازده منفی) را اندازه‌گیری و معیار به هنگام بودن کل اخبار بد می باشد. اگر $\beta_2 + \beta_3 > \beta_2$ باشد، پس $\beta_3 > 0$ و در این صورت محافظه کاری وجود دارد، زیرا پاسخ سود نسبت به اخبار بد (بازده منفی) بهتر از پاسخ سود به اخبار خوب (بازده مثبت) می‌باشد. β_3 در واقع ضریب عدم تقارن زمانی سود و معیار محافظه کاری است. به بیان دیگر چنانچه β_3 مخالف صفر و مثبت باشد، نشان دهنده میزان محافظه کاری شرطی است که برای هر شرکت بصورت جداگانه و در هرسال محاسبه می شود. مدل محافظه کاری باسو (۱۹۹۷) محافظه کاری مشروط را اندازه‌گیری می‌کند.

خان و واتس (۲۰۰۹) بیان کردند که محافظه کاری تابعی از ویژگی های خاص هر شرکت است و با اندازه شرکت، نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی شرکت ارتباط دارد. بر این اساس مدل محافظه کاری باسو (۱۹۹۷) را بسط دادند و β_2 و β_3 را جداگانه تابعی خطی از این سه ویژگی به شرح رابطه (۸) و (۹) بیان کردند.

$$G - Score = \beta 2 = \mu_1 + \mu_2 SIZE_i + \mu_3 MTB_i + \mu_4 LEV_i \quad \text{رابطه (۸)}$$

$$C - Score = \beta 3 = \lambda_1 + \lambda_2 SIZE_i + \lambda_3 MTB_i + \lambda_4 LEV_i \quad \text{رابطه (۹)}$$

که در آن:

$G - Sore$ = معیار به هنگام بودن اخبار خوب

$C - Sore$ = معیار به هنگام بودن افزایشی اخبار بد نسبت به اخبار خوب (معیار محافظه کاری)

SIZE = اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام) شرکت i

MTB = نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i

LEV = اهرم مالی(نسبت کل بدهی ها به حقوق صاحبان سهام) شرکت i

برای محاسبه معیار محافظه کاری بر اساس مدل محافظه کاری خان و واتس (۲۰۰۹) ابتدا رابطه های (۸) و (۹) را در مدل محافظه کاری باسو (۱۹۹۷) یعنی رابطه (۷) جایگزین می کنیم و با بسط مدل باسو رابطه (۱۰) بدست می آید.

$$\frac{E_{i,t}}{P_{i,t}} = \alpha_0 + \beta_1 NEG_i + \left(\mu_1 + \mu_2 SIZE_i + \mu_3 MTB_i + \mu_4 LEV_i\right) RET_i + \left(\lambda_1 + \lambda_2 SIZE_i + \lambda_3 MTB_i + \lambda_4 LEV_i\right) NEG_i \times RET_i + \left(\delta_1 SIZE_i + \delta_2 MTB_i + \delta_3 LEV_i + \delta_4 NEG_i \times SIZE_i + \delta_5 NEG_i \times MTB_i + \delta_6 NEG_i \times LEV_i\right) + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه (۱۰)

سپس برای برآورد ضرایب μ_i و λ_i ، رابطه (۱۰) را به صورت مقطعی به روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) برای هر سال برآورد می کنیم. از آنجا که رابطه (۱۰) به صورت مقطعی برازش می شود ضرایب برآورد شده در بین شرکت ها ثابت و در طی زمان متغیر است. از آنجا که در این پژوهش مدنظر ما محافظه کاری می باشد، بنابراین با استفاده از ضرایب λ_i برآورد شده از طریق رابطه (۱۰) برای کل شرکت ها در هر سال و ویژگی های خاص هر شرکت (اندازه شرکت، نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی شرکت) طی سال های دوره پژوهش با استفاده از رابطه (۱۱) معیار به هنگام بودن افزایشی اخبار بد نسبت به اخبار خوب (معیار محافظه کاری یا$C\text{-}Score_{i,t}$) برای هر شرکت در هر سال برآورد می شود.

$$C\text{-}Score_{i,t}=\beta 3=\hat{\lambda}_1+\hat{\lambda}_2\ SIZE_{i,t}+\hat{\lambda}_3 MTB_{i,t}+\hat{\lambda}_4 LEV_{i,t} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

از آنجا که ضرایب λ_i برآورد شده در هر سال و ویژگی های هر شرکت (اندازه شرکت، نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی شرکت) در هر سال تغییر می کند، در نتیجه معیار محافظه کاری $C\text{-}Score_{i,t}$) بین شرکت ها و طی زمان تغییرخواهد کرد. بنابراین معیار محافظه کاری شرطی طبق مدل خان و واتس (۲۰۰۹) برای هر شرکت و در هر سال اندازه گیری می شود(مشکی میاوقی و محمدی، ۱۳۹۸).

- **ریسک اطلاعاتی ترکیبی (CIR):** علاوه بر محاسبه جداگانه هر یک از شاخص های ریسک اطلاعاتی، شاخص ترکیبی ریسک اطلاعاتی با پیروی از پژوهش مهربان پور و همکاران (۱۳۹۸) به صورت زیر محاسبه می شود. ابتدا مقدار سالانه هر یک از شاخص های ریسک اطلاعاتی (عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری حسابداری) بر اساس رابطه (۱۲) نرمال می شود.

$$X^*_{i,t}=\frac{X_{i,t}-\overline{X}}{\sigma_X} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

که در آن:

$X^*_{i,t}$ = شاخص ریسک اطلاعاتی نرمال شده شرکت i در سال t

$X_{i,t}$ = مقدار سالانه هر یک از شاخص های ریسک اطلاعاتی شرکت i در سال t

$\overline{X}$ = میانگین سری زمانی هر یک از شاخص های ریسک اطلاعاتی در سال t

σ_X = انحراف معیار سری زمانی هر یک از شاخص های ریسک اطلاعاتی در سال t

سپس با جمع کردن مقدار نرمال شده هر یک از شاخص های ریسک اطلاعاتی برای هر شرکت ها در هر سال، شاخص ترکیبی ریسک اطلاعاتی از رابطه (۱۳) به دست می آید.

$$CIR_{i,t}=\sum_{i=1}^{4} X^*_{i,t} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

مرحله دوم: مدل سازی آماری

با توجه به اینکه هدف این پژوهش اضافه کردن عامل ریسک اطلاعاتی به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) به عنوان یک متغیر توضیحی (پیشبین) جهت بررسی امکان افزایش توان تبیین بازده مازاد (صرف ریسک) سهام این مدل می باشد، بنابراین مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) به عنوان مدل مبنا قرار گرفته و در هر فرضیه عوامل ریسک اطلاعاتی به صورت جداگانه و نهایتاً عامل ترکیبی ریسک اطلاعاتی به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) اضافه شده و با الحاق عامل ریسک اطلاعاتی به این مدل یک مدل شش عاملی حاصل می شود که توان تبیین آن با مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) از طریق معیارهای آماری مناسب مقایسه شده و مدل برتر انتخاب می شود. مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) به شرح رابطه زیر است:

$$R_{i,t}-R_{f,t}=\alpha_i+\beta_i(R_{m,t}-R_{f,t})+S_i(SMB_t)+H_i(HML_t)+R_i(RMV_t)+C_i(CMA_t)+\varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

که در آن:

$R_{i,t}-R_{f,t}$= صرف ریسک (تفاوت بازده سهام و بازده بدون ریسک) سهام i در ماه t

α_i= عرض از مبداء

β_i= ریسک سیستماتیک (بتای) بازده سهام i

$R_{m,t}-R_{f,t}$= صرف ریسک بازار (تفاوت بازدهی ماهیانه سبد بازار و بازده بدون ریسک) در ماه t

S_i= ضریب عامل اندازه شرکت i در ماه t

SMB_t= عامل اندازه شرکت ها در ماه t

H_i= ضریب عامل رشد سهام شرکت i در ماه t

HML_t= عامل رشد سهام شرکت ها در ماه t

R_i= ضریب عامل سودآوری سهام شرکت i در ماه t

RMV_t= عامل سودآوری سهام شرکت ها در ماه t

C_i= ضریب عامل سرمایه گذاری سهام شرکت i در ماه t

CMA_t= عامل سرمایه گذاری سهام شرکت ها در ماه t

$\varepsilon_{i,t}$= بازده غیر متعارف سهام شرکت i در ماه t

در رابطه (۱۴) $R_{i,t}-R_{f,t}$ بازده مازاد (صرف ریسک) سهام شرکت نسبت به بازده بدون ریسک (نرخ سود سپرده یک ساله بانک های دولتی) است. طبق مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) این بازده مازاد به پنج عامل مربوط می باشد. عامل اول صرف ریسک بازار است که همان عامل بتای (β_i) ارائه شده توسط مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) است. این عامل توسط فاما و فرنچ، عامل بازار (MKT) نامیده و از طریق تفاوت بین بازده بازار و بازده بدون ریسک $(R_{m,t}-R_{f,t})$ اندازه گیری می شود. عامل دوم، تفاوت بین میانگین بازده های پرتفوی سهام شرکت های کوچک و پرتفوی سهام شرکت های بزرگ که بر اساس ارزش بازار طبقه بندی شده اند می باشد، که به آن عامل اندازه (SMB) می گویند. عامل سوم، تفاوت بین میانگین بازده های پرتفوی سهام شرکت های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار

پایین است که عموماً به آن عامل رشد (HML) می گویند. عامل چهارم، تفاوت بین میانگین بازده های پرتفوی سهام شرکت ها با سودآوری بالا و پرتفوی سهام شرکت ها با سودآوری کم که بر اساس بازده حقوق صاحبان سهام طبقه بندی شده اند می باشد، که به آن عامل سودآوری (RMW) می گویند. عامل پنجم، از تفاوت بین میانگین بازده های پرتفوی سهام شرکت ها با شرکت ها با سرمایه گذاری بالا (جسورانه) و سهام شرکت ها با سرمایه گذاری پایین (محافظه کار) که بر اساس رشد دارایی ها طبقه بندی شده اند، می باشد، که به آن عامل سرمایه گذاری (CMA) می گویند. در رابطه (۱۴) α_i (عرض از مبداء) میانگین بازده غیرعادی سهام i می باشد که در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای(CAPM) معادل صفر فرض شده است.

با توجه به توضیحات قبلی هدف این پژوهش تعدیل مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) و ارائه مدل عاملی جدید با اضافه کردن عامل ریسک اطلاعاتی به عنوان یک متغیر توضیحی جهت افزایش توان پیش بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) می باشد. بنابراین مدل تعدیلی پیشنهادی با اضافه کردن عامل های ریسک اطلاعاتی (عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری حسابداری) و عامل ترکیبی ریسک اطلاعاتی به شرح زیر می باشد:

$$R_{i,t}-R_{f,t}=\alpha_i+\beta_i(R_{m,t}-R_{f,t})+S_i(SMB_t)+H_i(HML_t)+R_i(RMV_t)+C_i(CMA_t)+I_i(IR_t)+\varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

که در آن:

I_i= ضریب عامل ریسک اطلاعاتی شرکت i در ماه t

IR_t= عامل ریسک اطلاعاتی شرکت ها در ماه t

مرحله سوم: مدل سازی ریاضی

مدل های رگرسیونی که برای بررسی اثرات تأخیری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته ارائه می شوند، معروف به مدل های با وقفه هستند که یکی از جدیدترین روش ها برای این بررسی ها، روش اتورگرسیو با وقفه های توزیعی[۱] (ARDL) است. رهیافت مدل اتورگرسیو با وقفه های توزیعی (ARDL) ابتدا توسط پسران و پسران[۲] (۱۹۹۷) ارائه و سپس توسط پسران و اسمیت[۳] (۱۹۹۸)، پسران و شین[۴] (۱۹۹۹) و پسران و همکاران[۵] (۲۰۰۱) بسط داده شد. اصلی‌ترین امتیاز این رهیافت این است که می‌توان بدون توجه به ایستایی (مانایی) متغیرهای موجود در مدل از نوع I(0) و I(1) رابطه همگرایی بین متغیرها را بررسی کرد و در نمونه های کوچک دارای قدرت توضیح دهندگی بالایی نسبت به سایر روش ها است. تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده به کمک

[1] Autoregressive distributed lag
[2] Pesaran and Pesaran
[3] Pesaran and Smith
[4] Pesaran and shin
[5] Pesaran, M.H.; Shin, Y. and Smith, R.J.

معیار آکائیک[1]، شوارتز- بیزین[2]، حنان -کوئین[3] و یا ضریب تعیین مشخص می شود. به طورکلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه های متغیرها، همانند رابطه (۱۶) وارد مدل شود.

$$Y_t=aX_t+bX_{t-1}+cY_{t-1}+u_t \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۱۷) در نظر بگیرد.

$$\theta(L,P)Y_t=\sum_{i=1}^{k} b_i\,(L,q_i)X_{i,t}+c'w_t+u_t \quad \text{رابطه (۱۷)}$$

الگوی فوق یک الگوی اتورگرسیو با وقفه های توزیعی (ARDL) نام دارد که داریم:

$$\theta(L,P)=1-\theta_1 L-\theta_1 L^2-\cdots-\theta_p L^p$$
$$b_i(L,q_i)=b_i+b_{1,i}L+\cdots+b_{q,i}\,L^q, i=1 \quad \text{رابطه (۱۸)}$$

L عملگر وقفه، w برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و متغیرهای برونزا با وقفه های ثابت است. نرم افزار ایویوز معادله را برای تمام حالت ها و برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می کند. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی است. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک، شوارتز - بیزین، حنان- کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل شده یکی از معادلات بهینه انتخاب می شود(پهلوان و همکاران، ۱۴۰۱).

بنابراین با توجه به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) و همچنین مدل پیشنهادی پژوهش که در آن عامل ریسک اطلاعاتی به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) اضافه شده است، مدل های زیر بر اساس رویکرد اتورگرسیو با وقفه های توزیعی (ARDL) حاصل می شود.

$$R_{i,t}-R_{f,t}=\alpha_i+\sum_{z=1}^{n}\gamma_z\left(R_{i,t-z}-R_{f,t-z}\right)+\sum_{i=1}^{n}\beta_i\left(R_{m,t-i}-R_{f,t-i}\right)+\sum_{j=1}^{n}S_j\left(SMB_{t-j}\right)$$
$$+\sum_{k=1}^{n}H_k\left(HML_{t-k}\right)+\sum_{q=1}^{n}R_q\left(RMV_{t-q}\right)+\sum_{p=1}^{n}C_p\left(CMA_{t-p}\right)+\varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۱۹)}$$

[1] Akaike
[2] Schwarz - Bayesian
[3] Hannan–Quinn

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \sum_{z=1}^{n} \gamma_z (R_{i,t-z} - R_{f,t-z}) + \sum_{i=1}^{n} \beta_i (R_{m,t-i} - R_{f,t-i}) + \sum_{j=1}^{n} S_j (SMB_{t-j}) + \sum_{k=1}^{n} H_k (HML_{t-k}) + \sum_{q=1}^{n} R_q (RMV_{t-q}) + \sum_{p=1}^{n} C_p (CMA_{t-p}) + \sum_{u=1}^{n} I_u (IR_{t-u}) + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه (۲۰)

همانگونه که ملاحظه می شود، در سمت راست رگرسیون، متغیر وابسته با وقفه های مختلف و همچنین متغیر یا متغیرهای مستقل با وقفه های متفاوت وجود دارد. پس ار برآورد مدل های فوق با مقایسه معیارهای مجذور میانگین مربعات خطاها (RMSE) و ضریب تعیین تعدیل شده (R^2) مربوط به مدل های رگرسیونی پژوهش با یکدیگر، در خصوص رد یا پذیرش فرضیه های پژوهش تصمیم گیری می شود. ضریب تعیین، قدرت توضیح دهندگی مدل را نشان می‌دهد. ضریب تعیین نشان می‌دهد که چند درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. ضریب تشخیص در معادلات رگرسیونی با علامت R^2 نشان داده می‌شود و بیانگر میزان احتمال هم‌بستگی میان دو دسته داده در آینده می‌باشد. این ضریب در واقع نتایج تقریبی پارامتر مورد نظر در آینده را بر اساس مدل ریاضی تعریف شده که منطبق بر داده‌های موجود است، بیان می‌دارد. ضریب تعیین به شرح زیر محاسبه می شود:

$$R^2 = \frac{SST - SSE}{SST}$$ رابطه (۲۱)

SST : مجموع توان دوم خطاها زمانی که از متغیرهای مستقل استفاده نشود.

SSE : مجموع توان دوم خطاها زمانی که از متغیرهای مستقل استفاده شود.

البته برای تصمیم گیری در خصوص قدرت توضیح دهندگی مدل از ضریب تعیین تعدیل شده به شرح زیر استفاده می شود:

$$R^2_{Adj} = 1 - \frac{(1 - R^2) - (N - 1)}{N - P - 1}$$ رابطه (۲۱)

N : تعداد کل مشاهدات

P : تعداد متغیرهای پیش‌بین

مجذور میانگین مربعات خطاها (RMSE) نیز میزان خطای بین دو مجموعه داده را اندازه گیری می کند. این پارامتر معمولاً مقادیر پیش بینی شده و مقادیر اندازه گیری شده را با یکدیگر مقایسه می کند.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} (x_i - \hat{x}_i)^2}{N}}$$ رابطه (۲۲)

x_i : مقادیر واقعی متغیر وابسته

$\hat{x}_i$: مقادیر پیش بینی شده متغیر وابسته

بنابراین هر کدام از مدل های پژوهش که بیشترین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده (R^2_{Adj}) وکمترین مقدار مجذور میانگین مربعات خطاها (RMSE) را داشته باشند، دارای بیشترین دقت بوده و به عنوان مدل پیشنهادی معرفی می شود و بر اساس آن در خصوص رد یا تأیید فرضیه ها تصمیم گیری می شود.

۶- یافته های پژوهش

۶-۱ آمار توصیفی

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش که شامل اطلاعات مربوط به شاخص های مرکزی (میانگین و میانه)، شاخص پراکندگی (حداکثر، حداقل و انحراف معیار) می باشند.

جدول (۱): آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	بازده مازاد	عامل بازار	عامل اندازه	عامل ارزش	عامل سودآوری	عامل سرمایه گذاری	عدم تقارن اطلاعاتی	همزمانی قیمت	واکنش تأخیری	محافظه کاری	عامل ترکیبی ریسک اطلاعاتی
علامت اختصاری	RP	MKT	SMB	HML	RMW	CMA	IA	SYNCH	DELAY	CC	CIR
میانگین	0.021549	0.023808	0.008206	-0.017070	-0.003092	-0.005492	0.056347	0.009870	0.001788	-0.014352	0.030075
میانه	-0.014200	0.008700	0.006750	-0.012650	-0.002150	-0.007350	0.041950	-0.008150	0.018600	-0.013450	0.019750
حداکثر	10.49450	0.494700	0.146000	0.146200	0.214300	0.216900	0.391800	0.342800	0.393900	0.103200	0.421200
حداقل	-0.988400	-0.213700	-0.120500	-0.266000	-0.164400	-0.130600	-0.115800	-0.202700	-0.457100	-0.212200	-0.187100
انحراف معیار	0.209837	0.099836	0.045199	0.060076	0.053918	0.047911	0.084359	0.087849	0.106096	0.052972	0.078522
ضریب چولگی	6.607486	1.750604	0.251258	-0.288895	0.317705	0.981369	1.424475	1.214219	-0.864762	-0.969910	1.316361
ضریب کشیدگی	269.5425	8.311345	3.967081	4.700362	5.067445	8.558262	5.957490	5.196380	6.900568	5.686615	8.675200
آماره جارک- برا	71575612	40671.19	1193.707	3241.196	4701.463	34920.35	16947.59	10775.00	18296.71	11035.71	39334.82
احتمال	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
مجموع	519.7707	574.2570	197.9247	-411.7284	-74.57100	-132.4590	1359.102	238.0644	43.13460	-346.1823	725.4090
مجموع مجذور انحراف ها	1061.998	240.4000	49.27339	87.04762	70.11632	55.36380	171.6407	186.1386	271.4907	67.67764	148.7107
تعداد مشاهدات	24120	24120	24120	24120	24120	24120	24120	24120	24120	24120	24120

همانطور که در جدول (۱) مشاهده می شود، میانگین بازده ماهیانه (RP) شرکت های نمونه آماری ۲٪ می باشد. همچنین بیشترین انحراف معیار مربوط به بازده ماهیانه (RP) و کمترین انحراف معیار مربوط به عامل اندازه (SMB) شرکت ها می باشد. بر اساس آماره جارک- برا توزیع هیچکدام از متغیرهای پژوهش نرمال نمی باشد.

۶-۲ آمار استنباطی

نخستین مرحله در برآورد سری های زمانی، بررسی وضعیت مانایی متغیرها است. با توجه به آنکه سری های زمانی مورد استفاده در این پژوهش دارای تواتر بیشتر از سالانه هستند؛ لازم است وجود ریشه واحد ماهیانه مورد بررسی قرار گیرد برای این منظور ابتدا پایایی این متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون[1] (۱۹۸۸) اندازه گیری می شود.

جدول (۲): آزمون ریشه واحد (مانایی) متغیرهای پژوهش

متغیر	علامت اختصاری	آزمون فیلیپس- پرون		نتیجه آزمون	درجه مانایی
		آماره	احتمال		
بازده مازاد	RP	-209.2476	0.0001	مانا	I(0)
عامل بازار	MKT	-212.9992	0.0001	مانا	I(0)
عامل اندازه	SMB	-354.2729	0.0001	مانا	I(0)
عامل ارزش	HML	-375.1801	0.0001	مانا	I(0)
عامل سودآوری	RMW	-367.5420	0.0001	مانا	I(0)
عامل سرمایه گذاری	CMA	-255.5732	0.0001	مانا	I(0)
عدم تقارن اطلاعاتی	IA	-177.3105	0.0001	مانا	I(0)
همزمانی قیمت	SYNCH	-180.5120	0.0001	مانا	I(0)
واکنش تأخیری	DELAY	-159.2243	0.0001	مانا	I(0)
محافظه کاری	CC	-335.7881	0.0001	مانا	I(0)
عامل ترکیبی ریسک اطلاعاتی	CIR	-302.4358	0.0001	مانا	I(0)

با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون (۱۹۸۸) طبق جدول (۲)، مقدار احتمال آماره آزمون مانایی برای تمامی متغیرهای پژوهش کوچکتر از سطح خطای پژوهش یعنی ۰/۰۵ می باشد، در نتیجه تمامی متغیرها ی پژوهش طی دوره پژوهش در سطح مانا I(0) می باشند و میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین دوره‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل باعث بوجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود و می توان مدل ها را بدون نگرانی به صورت سری زمانی برآورد کرد. نتایج مقایسه ای برآورد مدل های رگرسیونی پژوهش به روش اتورگرسیو با وقفه های توزیعی (ARDL) به شرح جدول (۳) می باشد.

[1] phillips perron

جدول (۳): نتایج برآورد مدل های رگرسیونی پژوهش

Dependent Variable: RP							
Method: ARDL							
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)							
Dynamic regressors (5 lags, automatic)							
ARDL Selected Model	**(5, 5, 4, 4, 5, 5)**	**(2, 5, 5, 5, 5, 5, 4)**	**(2, 5, 4, 4, 5, 5, 3)**	**(2, 5, 5, 4, 5, 5, 4)**	**(2, 5, 5, 4, 5, 4, 5)**	**(2, 5, 5, 5, 5, 5, 3, 3, 4, 3)**	**(2, 5, 5, 4, 2, 4, 5)**
Model	**FF5**	**FF5+ IA**	**FF5+CC**	**FF5+DELAY**	**FF5+ SYNCH**	**FF5+ IA+ CC+ DELAY+ SYNCH**	**FF5+ CIR**
Variable	Coefficient (Prob.*)	Coefficient (Prob.*)	Coefficient (Prob.*)	Coefficient (Prob.*)	Coefficient (Prob.*)	Coefficient (Prob.*)	Coefficient (Prob.*)
RP(-1)	0.012330 (0.1149)	0.009652 (0.2263)	0.011367 (0.0783)	0.014676 (0.0229)	0.010538 (0.1018)	0.009881 (0.1244)	0.007854 (0.3182)
RP(-2)	-0.020401 (0.1136)	-0.015992 (0.1757)	-0.018969 (0.0033)	-0.021360 (0.0009)	-0.015100 (0.0192)	-0.014600 (0.0232)	-0.013167 (0.3175)
RP(-3)	0.002561 (0.6836)	–	–	–	–	–	
RP(-4)	0.004357 (0.5067)	–	–	–	–	–	
RP(-5)	-0.015192 (0.0205)	–	–	–	–	–	
MKT	0.868115 (0.0000)	0.449961 (0.0000)	0.877917 (0.0000)	1.040030 (0.0000)	0.506976 (0.0000)	0.570438 (0.0000)	0.783556 (0.0000)
MKT(-1)	0.236155 (0.0000)	0.239063 (0.0000)	0.225130 (0.0000)	-0.088581 (0.0215)	0.236736 (0.0000)	0.090396 (0.0413)	0.065552 (0.0123)
MKT(-2)	-0.302440 (0.0000)	-0.093979 (0.0023)	-0.301118 (0.0000)	-0.087554 (0.0253)	-0.095658 (0.0011)	0.056871 (0.2045)	-0.087825 (0.0022)
MKT(-3)	0.056507 (0.0176)	-0.031250 (0.3299)	0.069420 (0.0058)	-0.000744 (0.9838)	0.095450 (0.0005)	-0.191183 (0.0000)	0.049869 (0.0199)
MKT(-4)	0.093691 (0.0000)	0.013170 (0.6425)	0.098452 (0.0000)	0.202937 (0.0000)	0.023729 (0.3634)	0.156040 (0.0000)	-0.045340 (0.0426)
MKT(-5)	0.073588 (0.0001)	0.139428 (0.0000)	0.065547 (0.0001)	0.033306 (0.0875)	0.213865 (0.0000)	0.104375 (0.0000)	0.104139 (0.0000)
SMB	0.800992 (0.0000)	0.487000 (0.0000)	0.779451 (0.0000)	0.711245 (0.0000)	0.804593 (0.0000)	0.327517 (0.0000)	0.484484 (0.0000)
SMB(-1)	-0.063470 (0.1291)	0.018119 (0.7067)	-0.030638 (0.4840)	0.054788 (0.2161)	0.011614 (0.7889)	0.120818 (0.0290)	-0.046594 (0.2603)
SMB(-2)	-0.082006 (0.0748)	-0.082438 (0.0619)	-0.056736 (0.1896)	-0.091839 (0.0341)	-0.198888 (0.0000)	-0.179381 (0.0006)	0.018556 (0.6799)
SMB(-3)	0.356376 (0.0000)	0.252034 (0.0000)	0.316400 (0.0000)	0.321600 (0.0000)	0.396841 (0.0000)	0.160618 (0.0016)	0.308298 (0.0000)
SMB(-4)	0.237019 (0.0000)	0.243350 (0.0000)	0.221489 (0.0000)	0.161577 (0.0003)	0.240606 (0.0000)	0.080579 (0.0834)	0.094426 (0.0252)
SMB(-5)	–	0.134581 (0.0036)	–	0.084049 (0.0287)	0.185791 (0.0000)	0.201563 (0.0000)	0.138143 (0.0001)
HML	0.001707 (0.9711)	0.019803 (0.6799)	-0.019468 (0.5501)	0.046071 (0.1577)	-0.077480 (0.0277)	-0.032277 (0.3941)	-0.042837 (0.3664)
HML(-1)	-0.100393 (0.0012)	-0.171421 (0.0000)	-0.092822 (0.0052)	-0.126618 (0.0002)	-0.015220 (0.6805)	-0.080085 (0.0540)	-0.015974 (0.6240)
HML(-2)	0.173601 (0.0000)	0.170346 (0.0000)	0.176426 (0.0000)	0.167847 (0.0000)	0.152315 (0.0000)	0.185795 (0.0000)	0.046747 (0.1790)
HML(-3)	0.005361 (0.8568)	-0.003253 (0.9130)	0.021223 (0.5195)	0.082864 (0.0134)	-0.054490 (0.1146)	-0.051539 (0.1756)	0.043141 (0.1471)
HML(-4)	-0.182271 (0.0000)	-0.110393 (0.0005)	-0.172168 (0.0000)	-0.165768 (0.0000)	-0.130018 (0.0003)	-0.009266 (0.8030)	0.089752 (0.0023)
HML(-5)	–	-0.067949 (0.0224)	–	–	–	-0.081949 (0.0144)	–
RMW	0.010060 (0.8685)	0.026419 (0.6777)	-0.020314 (0.5648)	0.074442 (0.0359)	-0.124457 (0.0006)	-0.017149 (0.6645)	-0.003126 (0.9581)

Dependent Variable: RP							
Method: ARDL							
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)							
Dynamic regressors (5 lags, automatic)							
ARDL Selected Model	**(5, 5, 4, 4, 5, 5)**	**(2, 5, 5, 5, 5, 5, 4)**	**(2, 5, 4, 4, 5, 5, 3)**	**(2, 5, 5, 4, 5, 5, 4)**	**(2, 5, 5, 4, 4, 5, 4, 5)**	**(2, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 3, 3, 4, 3)**	**(2, 5, 5, 4, 2, 4, 5)**
Model	**FF5**	**FF5+ IA**	**FF5+CC**	**FF5+DELAY**	**FF5+ SYNCH**	**FF5+ IA+ CC+ DELAY+ SYNCH**	**FF5+ CIR**
RMW(-1)	-0.020464 (0.5792)	-0.096832 (0.0082)	-0.056741 (0.1335)	-0.081914 (0.0283)	-0.073070 (0.0483)	-0.207192 (0.0000)	-0.073851 (0.0317)
RMW(-2)	0.262923 (0.0000)	0.129606 (0.0014)	0.272020 (0.0000)	0.293977 (0.0000)	0.329874 (0.0000)	0.206342 (0.0000)	0.246938 (0.0000)
RMW(-3)	0.124191 (0.0003)	0.221384 (0.0000)	0.128111 (0.0002)	0.020745 (0.5754)	0.195088 (0.0000)	0.120836 (0.0032)	–
RMW(-4)	-0.046645 (0.1541)	0.068413 (0.0340)	-0.055793 (0.1097)	0.090749 (0.0167)	0.011488 (0.7389)	0.059824 (0.1383)	–
RMW(-5)	-0.081974 (0.0107)	-0.151955 (0.0000)	-0.067033 (0.0451)	-0.082812 (0.0259)	-0.062410 (0.0540)	-0.116185 (0.0029)	–
CMA	-0.425624 (0.0000)	-0.444043 (0.0000)	-0.485105 (0.0000)	-0.373519 (0.0000)	-0.349574 (0.0000)	-0.406635 (0.0000)	-0.307407 (0.0000)
CMA(-1)	0.331971 (0.0000)	0.168671 (0.0000)	0.295626 (0.0000)	0.352288 (0.0000)	0.232512 (0.0000)	0.050758 (0.2660)	0.193304 (0.0000)
CMA(-2)	-0.202638 (0.0000)	-0.280738 (0.0000)	-0.199617 (0.0000)	-0.103381 (0.0099)	-0.167413 (0.0000)	-0.137780 (0.0025)	-0.203439 (0.0000)
CMA(-3)	0.068765 (0.0572)	-0.105512 (0.0060)	0.122033 (0.0033)	0.168415 (0.0000)	0.085570 (0.0337)	0.018152 (0.6952)	0.103392 (0.0026)
CMA(-4)	0.302941 (0.0000)	0.154882 (0.0002)	0.323656 (0.0000)	0.274537 (0.0000)	0.172378 (0.0001)	0.064669 (0.1871)	0.112347 (0.0006)
CMA(-5)	-0.163972 (0.0002)	0.072472 (0.0838)	-0.125161 (0.0046)	-0.094170 (0.0367)	–	0.133824 (0.0066)	–
IA	–	0.525102 (0.0000)	–	–	–	0.408846 (0.0000)	–
IA(-1)	–	0.016590 (0.5481)	–	–	–	-0.045294 (0.2457)	–
IA(-2)	–	-0.122011 (0.0000)	–	–	–	0.037819 (0.3393)	–
IA(-3)	–	0.045882 (0.1165)	–	–	–	0.229138 (0.0000)	–
IA(-4)	–	0.073197 (0.0064)	–	–	–	–	–
IA(-5)	–	–	–	–	–	–	–
CC	–	–	-0.104775 (0.0007)	–	–	-0.067428 (0.0508)	–
CC(-1)	–	–	-0.117774 (0.0002)	–	–	-0.045766 (0.2103)	–
CC(-2)	–	–	0.033139 (0.3038)	–	–	0.020213 (0.5688)	–
CC(-3)	–	–	0.156576 (0.0000)	–	–	0.183704 (0.0000)	–
CC(-4)	–	–	–	–	–	–	–
CC(-5)	–	–	–	–	–	–	–
DELAY	–	–	–	0.184697 (0.0000)	–	0.310043 (0.0000)	–
DELAY(-1)	–	–	–	-0.248691 (0.0000)	–	-0.096752 (0.0006)	–
DELAY(-2)	–	–	–	0.149331 (0.0000)	–	-0.015525 (0.6050)	–
DELAY(-3)	–	–	–	-0.001411 (0.9555)	–	-0.152131 (0.0000)	–

Dependent Variable: RP							
Method: ARDL							
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)							
Dynamic regressors (5 lags, automatic)							
ARDL Selected Model	**(5, 5, 4, 4, 5, 5)**	**(2, 5, 5, 5, 5, 5, 4)**	**(2, 5, 4, 4, 5, 5, 3)**	**(2, 5, 5, 4, 5, 5, 4)**	**(2, 5, 5, 4, 5, 4, 5)**	**(2, 5, 5, 5, 5, 5, 3, 3, 4, 3)**	**(2, 5, 5, 4, 2, 4, 5)**
Model	**FF5**	**FF5+ IA**	**FF5+CC**	**FF5+DELAY**	**FF5+ SYNCH**	**FF5+ IA+ CC+ DELAY+ SYNCH**	**FF5+ CIR**
DELAY(-4)	–	–	–	0.161930 (0.0000)	–	0.190096 (0.0000)	–
DELAY(-5)	–	–	–	–	–	–	–
SYNCH	–	–	–	–	0.467720 (0.0000)	0.329548 (0.0000)	–
SYNCH(-1)	–	–	–	–	0.029912 (0.2464)	-0.023462 (0.5329)	–
SYNCH(-2)	–	–	–	–	-0.149672 (0.0000)	-0.269172 (0.0000)	–
SYNCH(-3)	–	–	–	–	-0.084293 (0.0010)	-0.128794 (0.0010)	–
SYNCH(-4)	–	–	–	–	0.009995 (0.6830)	–	–
SYNCH(-5)	–	–	–	–	-0.070928 (0.0030)	–	–
CIR	–	–	–	–	–	–	0.480975 (0.0000)
CIR(-1)	–	–	–	–	–	–	0.000362 (0.9858)
CIR(-2)	–	–	–	–	–	–	-0.096710 (0.0000)
CIR(-3)	–	–	–	–	–	–	-0.006778 (0.7436)
CIR(-4)	–	–	–	–	–	–	0.096606 (0.0000)
CIR(-5)	–	–	–	–	–	–	0.068687 (0.0005)
C	-0.014222 (0.0000)	-0.038918 (0.0000)	-0.014738 (0.0000)	-0.012823 (0.0000)	-0.016952 (0.0000)	-0.039223 (0.0000)	-0.021538 (0.0000)
Adjusted R-squared	0.173195	0.187578	0.174561	0.178728	0.187079	0.199447	0.195767
RMSE	0.190817	0.189150	0.190660	0.190178	0.189208	0.187764	0.188195
Log likelihood	5744.331	5957.930	5764.769	5826.796	5950.029	6141.394	6078.084
F-statistic	154.0687	151.4758	150.9862	146.7712	155.1498	123.6054	178.8740
Durbin-Watson stat	2.002953	2.005030	2.001976	2.002379	2.004825	2.001711	2.000979

FF5: مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳)

بر اساس جدول (۳)، ابتدا مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) به روش اتورگرسیو با وقفه های توزیعی (ARDL) برآورد شده و سپس با اضافه کردن هر یک از عوامل ریسک اطلاعاتی (عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری حسابداری) به صورت جداگانه و همزمان و همچنین عامل ترکیبی ریسک اطلاعاتی به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳)، مجدد به روش اتورگرسیو با وقفه های توزیعی (ARDL) برآورد و با استفاده از معیار اطلاعاتی آکائیک با حداکثر وقفه پنج دوره، مدل بهینه به صورت خودکار توسط نرم افزار ایویوز با وقفه های توزیع شده برای هر یک از متغیرهای مستقل و متغیر وابسته برآورد شد. به عنوان مثال

در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) (FF5)، تعداد وقفه های بهینه بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک برای متغیرهای مدل شامل وقفه بازده، عامل بازار، عامل اندازه، عامل ارزش، عامل سودآوری و عامل سرمایه گذاری به ترتیب از چپ به راست (5, 5, 4, 4, 5, 5) انتخاب شده است.

همانطور که در جدول (۳) مشاهده می شود با اضافه کردن هر یک از عوامل ریسک اطلاعاتی (عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری حسابداری) به صورت جداگانه به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳)، بر اساس معیارهای آماری ضریب تعیین تعدیل شده (R^2) و مجذور میانگین مربعات خطاها (RMSE) توان تبیین مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) افزایش می یابد، بنابراین فرضیه اول پژوهش تأیید می شود. از طرفی در جدول (۳) مشاهده می شود با اضافه کردن عامل ترکیبی ریسک اطلاعاتی به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) نیز توان تبیین مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) افزایش می یابد، بنابراین فرضیه دوم پژوهش نیز تأیید می شود. همچنین مدل ششم (FF5+ IA+ CC+ DELAY+ SYNCH) که در برگیرنده عوامل ریسک اطلاعاتی (عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری حسابداری) به صورت همزمان می باشد، دارای بیشترین قدرت تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام شرکت ها می باشد و می تواند تقریباً ۲۰٪ از بازده مازاد بر ریسک ماهیانه سهام شرکت ها را تبیین کند.

بنابراین آزمون های ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی سریالی و آزمون مجموع تجمعی باقیمانده ها به ترتیب جهت بررسی کارایی ضرایب، ثبات ضرایب و ثبات ساختاری مدل ششم (FF5+ IA+ CC+ DELAY+ SYNCH) به عنوان مدل برتر انجام شده تا برآورد مدل در سطح بهینه به اثبات برسد که نتایج آن به شرح جدول (۴) و شکل (۱) است.

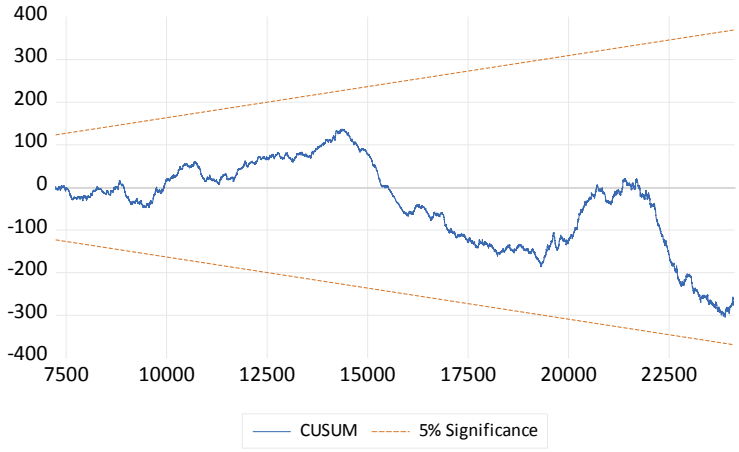
جدول (۴): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی سریالی مدل ششم

آزمون	ارزش آماره F	احتمال	نتیجه
همسانی واریانس (آرچ) همسانی واریانس جملات باقیمانده :H0 ناهمسانی واریانس جملات باقیمانده :H1	0.034637	0.8524	همسانی واریانس
عدم خودهمبستگی سریالی (براش و گودفری) عدم خود همبستگی سریالی جملات باقیمانده :H0 خود همبستگی سریالی جملات باقیمانده :H1	1.698095	0.1831	عدم خودهمبستگی سریالی

با توجه به جدول (۴)، آماره F آزمون همسانی واریانس" آرچ[1]" ۰/۰۳۴۶۳۷ و سطح معنی داری آن ۰/۸۵۲۴ می باشد که بزرگتر از ۰/۰۵ بوده و فرض صفر آزمون مذکور رد نمی شود و نشان دهنده همسانی واریانس باقیمانده های مدل می باشد. همچنین آماره F آزمون عدم خودهمبستگی سریالی "براش و گودفری[2] (۱۹۷۸)" ۱/۶۹۸۰۹۵و

[1] Autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
[2] Breusch - Godfrey

سطح معنی داری آن ۰/۱۸۳۱ می باشد که بزرگتر از ۰/۰۵ بوده و فرض صفر آزمون مذکور رد نمی شود و نشان دهنده عدم خودهمبستگی سریالی باقیمانده های مدل می باشد. بنابراین می توان کارایی و ثبات ضرایب مدل ششم (FF5+ IA+ CC+ DELAY+ SYNCH) را نتیجه گیری کرد. همچنین نتایج آزمون مجمـوع تجمعـی باقیمانـده هـا[1] (CUSUM) برای بررسی ثبات ساختاری مدل برآورد شـده مذکور به شرح شکل (۱) می باشد.



شکل (۱): مجمـوع تجمعـی باقیمانـده هـا (CUSUM)

در آزمون مجمـوع تجمعـی باقیمانـده هـا (CUSUM) آماره ها در داخل فواصل اطمینان ۹۵ درصد قرار دارند و فرض صفر مبنی بر ثبات ساختاری مدل، رد نشده و در سـطح اطمینان ۹۵ درصـد نتایج به دست آمده از برآورد مدل ششم (FF5+ IA+ CC+ DELAY+ SYNCH) قابل اتکاء و معتبر است.

۷- نتیجه‌گیری و بحث

سرمایه گذاری در سهام عادی دارای ریسک بالاتری در مقایسه با سایر سرمایه گذاری ها برای سهامداران شرکت ها است و آنها در زمان تصفیه در اولویت آخر در مقایسه با سایر طلبکاران شرکت قرار دارند، لذا آنها انتظار بازده بالاتری در مقایسه با سایر سرمایه گذاران دارند. بنابراین با افزایش ریسک سرمایه گذاری، سرمایه گذار نیز این انگیزه را دارد تا نرخ بازده مورد انتظار خود را بالا ببرد که در ادبیات مالی از آن به صرف ریسک یاد می شود. ریسک محیط سرمایه گذاری را می توان به ریسک های سیستماتیک و غیرسیستماتیک تقسیم بندی کرد. ریسک غیرسیتماتیک ناشی از ویژگی های عملیاتی، مالی و گزارشگری شرکت ها می باشد. ریسک اطلاعاتی به کیفیت و عدم اطمینان موجود در اطلاعات مالی و غیرمالی شرکت ها اشاره دارد، بخشی از ریسک غیرسیستماتیک شرکت

[1] Cumulative sum of recursive residuals

ها است که انتظار می رود در یک بازار کارا توسط سرمایه گذاران حرفه ای ارزیابی و در مدل های ارزشیابی و قیمت گذاری سهام لحاظ شود. در پژوهش حاضر عدم تقارن اطلاعاتی، همزمانی قیمت سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام و محافظه کاری حسابداری به عنوان شاخص های ریسک اطلاعاتی در نظر گرفته شده و به عنوان یک عامل پیش بین در تبیین بازده سهام شرکت ها به مدل پایه پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) اضافه شد. نتایج پژوهش نشان دهنده این می باشد که عوامل ریسک اطلاعاتی قادر به تبیین بخشی از ناهنجاری قیمت گذاری در بازار سرمایه ایران می باشد و توان تبیین مدل پایه پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) را افزایش می دهد. با توجه به اینکه اطلاعات مالی منتشر شده از سوی شرکت ها یکی از مهمترین ابزار تصمیم گیری سرمایه گذاران است، نتایج این پژوهش نشان می دهد ریسکی بودن محیط اطلاعاتی شرکت می تواند واکنش سرمایه گذاران نسبت به اطلاعات و قیمت گذاری سهام را تحت تأثیر قرار دهد. لذا به سرمایه گذاران، اعتباردهندگان و تحلیل گران بازار سرمایه پیشنهاد می شود در پیش بینی بازده سهام شرکت ها به عوامل ریسک اطلاعاتی به عنوان عوامل اثرگذار بر بازده مازاد ریسک (صرف ریسک) توجه نمایند.

فهرست منابع

* اعتمادی، ح.، و عبدلی، ل. (۱۳۹۶). محافظه‌کاری و عملکرد ارزش سهام در بحران مالی. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۵ (۳)، ۱۵۰-۱۳۳. doi: 10.22108/amf.2017.21179
* افلاطونی، ع .(۱۳۹۲). تجزیه و تحلیل آماری با EViews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی، تهران، انتشارات ترمه.
* افلاطونی، ع.، و زلقی، ح.، و آذر، ع. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین مولفه‌های ریسک اطلاعاتی و صرف ریسک. دانش حسابداری مالی، ۱ (۳)، ۶۴-۴۹.
* امیری، ه.، و علیزاده اهوازی، م. (۱۳۹۷). مقایسه تطبیقی مدل های چند عاملی در بازار سرمایه ایران، نشریه پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی، ۲ (۲)، ۱-۱۴.
* ایزدی نیا، ن.، و ابراهیمی، م.، و حاجیان نژاد، ا. (۱۳۹۳). مقایسه مدل اصلی سه عاملی فاما و فرنچ با مدل اصلی چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۲(۳ (پیاپی ۶))، ۲۸-۱۷. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=317288.
* باغانی، ع.، و احمدی، ن.، و ستاک، ح. (۱۳۹۷). رابطهٔ بین حاکمیت شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی با بازدهٔ سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار، ۹ (۱۸)، ۵۷- ۷۱.
* بخردی نسب، و .(۱۳۹۷). بررسی تاثیر الگوهای رفتاری توده وار در پذیرش ریسک فراوان بدون اطلاعات کافی در به کارگیری ابزارهای نوین مالی اسلامی، ۲ (۵) :۵۵-۷۸.

* برزگری خانقاه، ج.، و جمالی، ز. (۱۳۹۵). پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نسبت‌های مالی؛ کنکاشی در پژوهش‌های اخیر. حسابداری، پاسخگویی و منافع جامعه، ۶ (۲)، ۹۲-۷۱. doi: 10.22051/ijar.2016.2432
* پهلوان، س. نجفی مقدم، عل. امام وردی، ق. دارابی، ر. (۱۴۰۱). بررسی تاثیر ریسک های مالی، اقتصادی سیاسی و بین الملل بر شاخص بورس اوراق بهادرا تهران با استفاده از روش ARDL دانش سرمایه‌گذاری, ۱۱(۴۱), ۳۰۳-۳۳۲.
* حساس یگانه، ی.، و امیدی، ا. (۱۳۹۲). رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۱(۴۲)، ۵۸-۳۱.
* خرمن دار، م.، و وکیلی فرد، ح.، و طالب نیا، ق.، و رویایی، ر. (۱۳۹۹). ارزیابی و اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا و پویا با استفاده از جریان‌های نقد در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک. چشم انداز مدیریت مالی، ۱۰(۳۰)، ۳۴-۹. doi: 10.29252/jfmp.2020.96049
* رستمیان، ف.، و جوانبخت، ش. (۱۳۹۰). مقایسه کارایی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CCAPM) با مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال ۹، شماره ۳۱، ۱۵۷-۱۴۳.
* زمانیان، غ.، و جلالی، ا.ا.، و کردی تمندانی، ع. (۱۳۹۶). رهیافت مدل احتمال مبادله آگاهانه در بررسی اثر عدم‌تقارن اطلاعات بر بازده سهام و حجم معاملات در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران. اقتصاد مالی، ۱۱(۴۱)، ۶۶-۴۳.
* سعیدی، ع.، و باقری، س. (۱۳۸۹). راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، ۱۲(۳۰)، ۷۵-۹۴.
* صالحی، ا. ک.، و بزرگمهریان، ش.، و صالحی، ب. (۱۳۹۴). ارزیابی توانایی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده سهام ارزشی و رشدی. بررسی‌های حسابداری، ۲(۸)، ۵۲-۳۵.
* صحراکاران، م.، و رضایی، ف. (۱۳۹۷). تاثیر ریسک اطلاعات مالی بر رابطه نمایندگی با ساختار سرمایه شرکت ها. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۶(۴)، ۱۰۲-۹۳. doi: 10.22108/amf.2017.21210
* قائمی، م. ح.، و تقی‌زاده، م. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی و هزینه‌های معاملات بر واکنش بازار سهام به اخبار سود. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۳(۲)، ۲۵۲-۲۳۵. doi: 10.22059/acctgrev.2016.58468
* مشکی میاوقی، م.، و محمدی، ر. (۱۳۹۸). بررسی اثر محافظه کاری مشروط بر کیفیت سود مبتنی بر مرتبط بودن با ارزش و ضریب واکنش سود. پژوهش های حسابداری مالی، ۱۱(۲)، ۷۴-۶۱. doi: 10.22108/far.2019.116342.1438
* معین الدین، م.، و نایب زاده، ش.، و زارع مهرجردی، ر.، و فاضل یزدی، ع. (۱۳۹۲). بررسی سودمندی راهبرد سرمایه گذاری معکوس برای کسب بازده و تحلیل حساسیت شاخص های مالی با استفاده از آزمون توکی در بورس اوراق بهادر تهران. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶(شماره ۲(پیاپی ۱۸))، ۶۹-۴۹.
* مهدی زاده ماسوله، ن .(۱۳۹۸). بررسی اثر محافظه کاری غیرشرطی و مقدار وجه نقد نگهداری شده بر بازده غیرعادی سهام، فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، ۳ (۱۴)، ۶۴-۵۱.

* میرعسکری، س.ر.، و محفوظی، غ.، و شعبانی نژاد ماسوله، م. (۱۳۹۷). بررسی رابطه همزمانی قیمت سهام و توزیع بازده. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۶(۳)، ۶۶-۵۱. doi: 10.22108/amf.2017.21258

* وکیلی فرد، ح.ر.، و بدریان، ا.، و ابراهیمی، م. (۱۳۹۶). مقایسه الگوی پنج‌عاملی فا ما و فرنچ با الگوی چهارعاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۵(۱)، ۳۰-۱۷. doi: 10.22108/amf.2017.21150

* Berkman, H., Dimitrov, V., Jain, P.C., Koch, P.D. & Tice, S. (2009). Sell on the news: differences of opinion, short-sales constraints, and returns around earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, 92 (3): 376–399.

* Borochin, Paul and Rush, Stephen, Identifying and Pricing Adverse Selection Risk with VPIN (February 1, 2016). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2599871 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2599871.

* Figlioli, Bruno & Lima, Fabiano Guasti, 2019. "Stock pricing in Latin America: The synchronicity effect," Emerging Markets Review, Elsevier, vol. 39(C), pages 1-17.

* Habibi, A., Heidarpoor, F., Tavangar, A. (2020). Investigating the effect of conservatism on abnormal returns at the portfolio level. International Journal of Finance & Managerial Accounting, 5(19), 163-173.

* Hou, K., & Moskowitz, T. (2005). Market Frictions, Price Delay and the Cross-Section of Expected Returns. Review of Financial Studies, Vol. 18, No. 3, Pp. 981–1020. https://iiste.org/Journals/index.php/RJFA/article/view/1293.

* Long, H., Zaremba, A., & Jiang, Y. (2020). Price nonsynchronicity, idiosyncratic risk, and expected stock returns in China. Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 33, 160 - 181.

* Neifar, Souhir & Ajili, Hana. (2019). CEO characteristics, accounting opacity and stock price synchronicity: Empirical evidence from German listed firms, Journal of Corporate Accounting and Finance, Forthcoming. 10.1002/jcaf.22386.

* Nguyen, Ha and Lan, Yihui and Treepongkaruna, Sirimon, (2018). Firm-specific Return Variation and Stock Returns. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3321584 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3321584.

* Tessema, A. (2019). The impact of corporate governance and political connections on information asymmetry: International evidence from banks in the Gulf Cooperation Council member countries. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 35, 1-17.

Financial Economics
Vol. (11) Issue (44) Winter 2023

Mathematical Modeling of Information Risk Pricing with Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach in the Iranian Capital Market

Fatemeh Lotfaliyan
Ph.D. Student, Department of Accounting, Borujerd Branch, Islamic Azad University, Borujerd, Iran
Lotfaliyan_f@yahoo.com

Mahmud Hematfar
Associate Professor, Department of Accounting, Borujerd Branch, Islamic Azad University, Borujerd, Iran
(Corresponding Author)
dr.hematfar@yahoo.com

Mohammad Hasan Janani
Assistant Professor, Department of Accounting, Borujerd Branch, Islamic Azad University, Borujerd, Iran
mh_janani@yahoo.com

Abstract
The purpose of this study is to evaluate the information risk factor in increasing the power to explain the excess return on companies' stocks.Using the monthly stock' excess return data of 201 companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2012 to 2021, information risk factors including information asymmetry, stock price synchronicity, stock price delay reaction and conservatism separately and simultaneously to the five-factor Fama and French model (2013) were combined and regressed on the monthly stock excess return using the autoregressive distributed lag (ARDL) models. The results showed that by adding each of the information risk factors separately to the five-factor Fama and French model (2013), the explanatory power of this model increases. On the other hand, by adding the combined factor of information risk to five-factor Fama and French model (2013), its explanatory power increases. Also, the model, which includes all information risk factors simultaneously, has the greatest power to explain the stock' excess return of the companies and can explain approximately 20% of the monthly stock' excess return of companies. It can be concluded that corporate environmental information risk is priced by investors and is considered as a risk Premium factor. As a result, investors and financial analysts are advised to pay attention to the information risk elements of companies in stock pricing models and adjust their expected returns.

Keywords: Information risk, Excess return, Five-factor Fama and French model, autoregressive distributed lag