فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال هفتم/ شماره بیست‌وهشتم/ زمستان ۱۳۹۷

قیمت‌گذاری اثر شرطی پراکندگی بازده

مریم دولو
استادیار دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
M_davallou@sbu.ac.ir

الهام بهره‌ور
کارشناس ارشد مالی دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران
bahrevar.elhamm@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۰۱ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۵/۲۸

چکیده

هدف پژوهش حاضر آزمون قیمت‌گذاری اثر غیرشرطی و شرطی پراکندگی بازدهی و یا به سخن دیگر، بررسی رابطه شرطی پراکندگی و بازدهی مقطعی سهام در شرایط مختلف بازار اعم از "عادی (غیرشرطی)"، "صعودی و نزولی" و "مقادیر حدی" است. برای این منظور، نمونه‌ای متشکل از ۱۴۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت بررسی توان توضیحی پراکندگی بازدهی در شرایط سه‌گانه بازار به شرح فوق، از رویکرد فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌شود. نتایج حاصل از پژوهش حاکی از آن است که احتساب پراکندگی بازدهی به عنوان عامل ریسک فراگیر در عین حال‌که منجر به افزایش توان توضیحی مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) می‌گردد اما قادر به تبیین تغییرات مقطعی بازدهی نیست. یافته اخیر در بازار صعودی، نزولی و حدی نیز برقرار است. لذا اثرات غیرشرطی و شرطی پراکندگی بازدهی در بورس اوراق بهادار تهران تایید نمی‌گردد. این در حالی است که اثر بتا در حالت غیرشرطی و در شرایط صعودی بازار، معنادار و مستقیم و در شرایط نزولی بازار، معنادار و غیرمستقیم است. همچنین اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در شرایط صعودی و حدی صعودی، معنادار و غیرمستقیم است.

واژه‌های کلیدی: اثر قیمت‌گذاری شرطی، پراکندگی بازدهی، قیمت‌گذاری دارایی.

۱- مقدمه

رابطه بازدهی و ریسک همواره یکی از چالش‌های اساسی دانش مالی بوده است. در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، بتا به‌عنوان تنها معیار ریسک معرفی گردید. پژوهشگران مختلفی به ارزیابی اعتبار مدل CAPM در پیش‌بینی بازدهی سهام پرداخته و نشان می‌دهند بتا معیار مناسبی برای سنجش ریسک نبوده و به‌تنهایی قادر به تبیین تغییرات بازدهی مقطعی سهام نیست. فاما و فرنچ (۱۹۹۶) با معرفی سه عامل بازدهی بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به‌عنوان معیارهای ریسک سیستماتیک مدل سه عاملی را ارائه کردند که مورد اقبال دانشگاهیان و افراد حرفه‌ای قرار گرفت.

در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) فرض می‌شود رابطه مستقیم غیرشرطی بین بازدهی مورد انتظار و بتا برقرار است. اگرچه تحقیقات تجربی همانند فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) در بدو امر، اعتبار CAPM را مورد تأیید قرار داد، بتا به عنوان تنها معیار ریسک حداقل با سه نکته مورد چالش قرار می‌گیرد. اول، تصور بتا به عنوان مؤثرترین معیار ریسک سیستماتیک اوراق بهادار منفرد در تحقیقات تجربی به چالش کشیده شد. به همین دلیل، برخی محققان از اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک توسط چندین متغیر کلان اقتصادی حمایت می‌کنند. دوم، برخی شواهد تجربی حاکی از آن است که بازدهی اوراق بهادار تحت تأثیر عوامل گوناگون ریسک سیستماتیک قرار می‌گیرد. سوم، برخی شواهد تجربی اخیر دال بر فقدان رابطه سیستماتیک و بدون قید و شرط بین بتا و بازدهی اوراق بهادار است. دو نکته نخست نشان می‌دهد بتا فاقد کارایی و جامعیت لازم به عنوان معیار ریسک می‌باشد. مطابق انتقاد سوم تلویحاً نه تعاملی بین ریسک و بازدهی وجود دارد و نه بتا ریسک را اندازه‌گیری می‌کند.

علی‌رغم شواهد یادشده علیه CAPM، فاما در سال ۱۹۹۱ ادعا می‌کند فعالان حرفه‌ای بازار (و دانشگاهیان) هنوز ریسک را بر حسب بتای بازار در نظر می‌گیرند. ترجیح استفاده از بتا ناشی از سادگی استفاده از یک معیار جهت اندازه‌گیری ریسک و جذابیت شهودی آن است. در صورت اعتبار مباحثی که فوقاً ذکر گردید، آیا این مزایا برای توجیه استفاده از بتا کفایت می‌کند؟ استفاده از بتا به عنوان معیار ریسک ممکن است حتی با وجود کارایی کمتر نسبت به سایر معیارهای ریسک سیستماتیک یا نقص این معیار برای سنجش ریسک توجیه گردد، اما اگر رابطه سیستماتیکی بین بازدهی‌های مقطعی و ریسک وجود نداشته باشد، اتکای پیوسته بر بتا به عنوان معیار ریسک، مناسب نمی‌باشد. به این ترتیب، زمینه طرح روابط شرطی ریسک و بازدهی فراهم گردید (پتنگیل و همکاران، ۱۹۹۵). از آنجا که پرتفوی بازار، یک پرتفوی ریسکی می‌باشد لذا بازدهی مورد انتظار آن می‌بایست بزرگ‌تر از نرخ بازدهی بدون ریسک باشد و به همین دلیل، بازدهی مورد انتظار هر دارایی ریسکی می‌بایست رابطه مستقیمی با بتای آن داشته باشد. اما در آزمون‌های تجربی، به جای بازدهی مورد انتظار آتی از بازدهی تحقق‌یافته استفاده می‌شود. اگرچه بازدهی مورد انتظار بازار بیش از نرخ بازدهی بدون ریسک می‌باشد، اما بخشی از توزیع بازدهی بازار کمتر از نرخ بازدهی بدون ریسک است. این موضوع تلویحاً دال بر وجود احتمال غیرصفری است که بازدهی تحقق‌یافته بازار کمتر از نرخ بدون ریسک باشد. بنابراین، رابطه بازدهی تحقق‌یافته سهام و بتا تابع رابطه بین بازدهی تحقق‌یافته بازار و نرخ بدون ریسک است. یعنی اگر صرف ریسک بازار مثبت

باشد، رابطه بازدهی سهام و بتا مستقیم و اگر صرف ریسک بازار منفی باشد، رابطه بازدهی سهام و بتا معکوس است. جیانگ (۲۰۱۰) دو عامل پراکندگی بازدهی[۱] و بتا را به‌عنوان شاخص ریسک مورد استفاده قرار داده و نشان می‌دهد عامل پراکندگی توانایی توضیح تغییرات بازدهی را دارد. نتایج این پژوهش حاکی از تفاوت اثرگذاری پراکندگی بازدهی در شرایط مختلف بازار (صعودی یا نزولی) است (جیانگ، ۲۰۱۰).

هنگام بررسی رابطه پراکندگی بازدهی و بازدهی سهام، تفاوت قائل شدن میان "پراکندگی بازدهی" و "نوسان‌پذیری" از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. "پراکندگی بازدهی" عبارت از انحراف معیار مقطعی بازدهی سهام می‌باشد که انحراف معیار بازدهی هر سهم از بازدهی بازار را در یک دوره زمانی مشخص اندازه‌گیری می‌کند اما "نوسان‌پذیری" بر اساس انحراف معیار بازدهی سهام یا پرتفوی از مقدار مورد انتظار خود طی دوره‌های زمانی متوالی (سری زمانی) اندازه‌گیری می‌شود. اگرچه پراکندگی بازدهی و نوسان‌پذیری به یکدیگر مرتبط است[۲]، شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد پراکندگی بازدهی تفاوت قابل ملاحظه‌ای با نوسانات بازار و غیرسیستماتیک دارد[۳] (کونولی و استیورز، ۲۰۰۶). نکته چالش‌برانگیز در مورد پراکندگی بازدهی آن است که پژوهش‌های مختلف نشانگر عدم تقارن اثرگذاری این متغیر در شرایط مختلف بازار (صعودی و نزولی) است[۴]. بر این اساس، این سؤال مطرح است که آیا پراکندگی بازدهی، به عنوان عامل ریسک در مدل قیمت‌گذاری تلقی می‌گردد؟ به سخن دیگر، آیا رابطه پراکندگی بازدهی و بازدهی سهام به لحاظ آماری معنادار است؟ اگر با توجه به شرایط بازار چنین عدم تقارنی در پراکندگی‌های بازدهی وجود داشته باشد، شناسایی آن می‌تواند بینش ارزشمندی در خصوص ابعاد ریسک سیستماتیک فراهم سازد. از این‌رو، هدف پژوهش حاضر آزمون قیمت‌گذاری "پراکندگی بازدهی" به عنوان عامل ریسک فراگیر با توجه به شرایط مختلف بازار است. به بیان ساده‌تر، رابطه شرطی "پراکندگی بازدهی" و بازدهی مقطعی سهام در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد. لذا فرضیه پژوهش عبارت است از " رابطه شرطی بین پراکندگی و بازدهی سهام معنادار است." منظور از رابطه شرطی، احتساب شرایط مختلف بازار اعم از عادی (غیرشرطی)، صعودی-نزولی و شرایط حدی بازار می‌باشد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

یکی از نخستین مطالعاتی که در خصوص رابطه شرطی ریسک و بازدهی انجام شد مربوط به پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) می‌باشد. ایشان مطرح نمودند که روش‌شناسی آماری استفاده شده برای ارزیابی رابطه بتا و بازدهی سهام نیاز به تعدیل دارد زیرا در آزمون‌های CAPM به جای بازدهی مورد انتظار از بازدهی تحقق یافته استفاده می‌شود. در حالی‌که نظریه مذکور بر مبنای بازدهی مورد انتظار استوار است. لذا آن‌ها نوعی مدل شرطی را توسعه دادند که در آن رابطه بتا و بازدهی سهام وابسته به مثبت یا منفی بودن صرف ریسک بازار است. بررسی آن‌ها نشان داد، هنگامی که صرف ریسک بازدهی بازار مثبت است، بین بتا و بازدهی رابطه مثبتی وجود خواهد داشت و در مواقعی که صرف ریسک بازار منفی است، رابطه بتا و بازدهی منفی است. نتیجه تحقیق آن‌ها نشان داد در بورس آمریکا یک رابطه شرطی و معنادار بین بتا و بازدهی برقرار است (پتنگیل و همکاران، ۱۹۹۵). رالف و همکاران[۵] (۱۹۹۹) رابطه ریسک و بازدهی را به تفکیک مثبت و منفی بودن صرف ریسک بازار مورد بررسی

قرار دادند. رابطه مستقیم بتا و بازدهی، هنگامی صادق است که صرف ریسک بازار مثبت باشد؛ و در مواقعی که صرف ریسک بازار منفی است، رابطه ریسک و بازدهی معکوس می‌شود. هدف ایشان پاسخ به این سوال بود که اگر در مقاطعی صرف ریسک بازار منفی باشد، سهامی که دارای ریسک بیشتری است، از بازدهی بالاتری برخوردار خواهد بود. زیرا به لحاظ نظری اگر نرخ بازدهی بازار پایین‌تر از نرخ بازدهی بدون ریسک باشد، سهام با بتای بالاتر، دارای بازدهی پایین‌تری است. آن‌ها با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو نشان دادند رابطه ریسک و بازدهی، شرطی است. با توجه به این مدل، عملکرد سرمایه‌گذاری را می‌توان از طریق برخورد شرطی با بتا بهبود بخشید. هنگامی که بازار صعودی است (انتظار رشد متصور است)، می‌توان از طریق سرمایه‌گذاری در سهام با بتای بالا بازدهی پرتفوی را بهبود بخشید. هنگامی که بازار رو به پایین است (انتظار افت دارد)، می‌توان از طریق سرمایه‌گذاری در سهام دارای بتای پایین، ریسک را کاهش داد (رالف و همکاران، ۱۹۹۹). فلتچر (۲۰۰۰) رابطه شرطی بتا و بازدهی را برای بازدهی سهام بین‌المللی مورد بررسی قرار داد. بدین منظور کل نمونه را با توجه به شرایط صعودی و نزولی بازار به دو دسته تقسیم نمود. نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه مثبت معنادار بین بتای بازار و بازدهی تحقق یافته در بازار صعودی و وجود رابطه منفی معنادار در بازار نزولی می‌باشد (فلتچر، ۲۰۰۰). باربریز و همکاران (۲۰۰۱) معتقدند رابطه ریسک و بازدهی در همه بازارها و در همه دوره‌ها مثبت نیست. رابطه یادشده در دوره‌هایی که بازدهی بازار منفی است، معکوس و در دوره‌هایی که بازدهی بازار مثبت است، مستقیم می‌باشد (باربریز و همکاران، ۲۰۰۱). تانگ و شام[۶] (۲۰۰۳) به بررسی رابطه شرطی بتا و بازدهی در بازارهای بین‌المللی پرداختند. آن‌ها در خصوص آزمون رابطه مذکور از اطلاعات ۱۳ کشور طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۰ بهره گرفتند. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از آن است که در بازار صعودی رابطه مثبت و معناداری میان بتا و بازدهی وجود دارد. معکوس رابطه فوق در بازار نزولی برقرار است. به‌زعم آن‌ها سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری بهینه و مدیریت پرتفوی می‌توانند از بتا به عنوان معیاری مفید استفاده نمایند (تانگ و شام، ۲۰۰۳). کاراکابی و کاراتپ[۷](۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰، رابطه ریسک و بازدهی را در بورس اوراق بهادار استانبول مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها برای بررسی رابطه غیرشرطی ریسک و بازدهی از مدل فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد رابطه غیرشرطی میان ریسک و بازدهی وجود نداشته بلکه این رابطه از نوع شرطی است. لذا استدلال می‌کنند بتا ابزار قابل اعتمادی در بورس اوراق بهادار استانبول می‌باشد (کاراکابی و کاراتپ، ۲۰۰۴). استرانگ و پیس[۸] (۲۰۰۶) رابطه بین ریسک و بازدهی را در چارچوب CAPM بررسی نمودند. آن‌ها علامت صرف ریسک بازار را نیز مد نظر قرار دادند. این پژوهش با درنظر گرفتن رابطه بین بازدهی و طیف وسیعی از عوامل ریسک شامل بتا، ارزش بازار، ارزش دفتری به ارزش بازار، اهرم بازار، اهرم دفتری، نسبت سود به قیمت، سود تقسیمی و قیمت سهام توانست روش‌شناسی پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) را گسترش دهد. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد اگر ریسک در بازار قیمت‌گذاری شود، رابطه سیستماتیک و البته شرطی بین ریسک و بازدهی وجود دارد و این رابطه در شرایط رونق و رکود بازار جهت‌گیری متضادی به خود می‌گیرد (استرانگ و پیس، ۲۰۰۶). هو و همکاران[۹] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های بورس هنگ‌کنگ به بررسی رابطه شرطی میان ریسک و بازدهی با استفاده از عواملی مانند اندازه، بتا، ارزش

دفتری به ارزش بازار و اهرم مالی پرداختند. آن‌ها به دنبال ارائه مدارک مهمی در حمایت از قیمت‌گذاری شرطی متاثر از بتا، اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار و اهرم مالی بودند. پس با ادغام دو شرط فوق، شامل به کار بردن وضعیت صعودی و نزولی بازار و مدل‌های چندعاملی، CAPM تعدیل شده را به کار بردند. آنها به این نتیجه رسیدند که این مدل از توانایی بالاتری جهت توضیح بازدهی برخوردار است و توانایی کسب بازدهی متناسب با ریسک را افزایش می‌دهد (هو و همکاران، ۲۰۰۸). سینایی و مرادی (۲۰۱۰) با استفاده از اطلاعات ۷۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۵ به بررسی رابطه ریسک و بازدهی پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش دال بر آن است که رابطه ریسک و بازدهی غیرخطی است. آنها رابطه شرطی میان ریسک و بازدهی را در بازار صعودی و نزولی بررسی کرده و نشان می‌دهند توان توضیحی بتا در بازار نزولی بالاتر است (سینایی و مرادی، ۲۰۱۰). آنیورادها[10] (۲۰۱۱) رابطه شرطی ریسک و بازدهی را در سریلانکا با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۶ و با بهره‌گیری از مدل فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) بررسی کرد. وی بیان می‌کند هنگامی‌که رابطه غیرشرطی میان بتا و بازدهی در نظر گرفته می‌شود، صرف ریسک مثبت بتا مشاهده نمی‌گردد. نتایج نشان می‌دهد رابطه شرطی میان ریسک و بازدهی وجود دارد و در بازار صعودی (رو به بالا) رابطه مثبت و معناداری بین ریسک و بازدهی برقرار است و در بازار نزولی رابطه منفی و معناداری میان ریسک و بازدهی حاکم است. رابطه بازدهی و اندازه شرکت منفی و معنادار و رابطه بازدهی و ارزش دفتری به ارزش بازار، مثبت و معنادار است (آنیورادها، ۲۰۱۱). دمیرر و جاتگانکار (۲۰۱۳) به بررسی رابطه شرطی عامل پراکندگی بازدهی و بازدهی سهام پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از وجود رابطه شرطی سیستماتیک میان پراکندگی و بازدهی حتی پس از کنترل عوامل بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار می‌باشد. آن‌ها دریافتند که ریسک پراکندگی بازدهی به‌طور نامتقارنی با صرف مثبت مشاهده شده در دوران سوددهی بازار، قیمت‌گذاری می‌شود (دمیرر و جاتگانکار، ۲۰۱۳). رضاقلی‌زاده و همکاران (۲۰۱۳) رابطه شرطی ریسک و بازدهی در بازار صعودی و نزولی طی دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از این پژوهش بیانگر آن است که رابطه‌ای شرطی میان ریسک و بازدهی در ۱۰ صنعت برتر بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد به نحوی‌که در بازار صعودی (رو به بالا) رابطه مثبت و معناداری بین ریسک و بازدهی برقرار است، حال آن‌که رابطه مذکور در بازار نزولی (رو به پایین) منفی و معنادار است (رضاقلی‌زاده و همکاران، ۲۰۱۳). آزهر[11](۲۰۱۴) رابطه شرطی ریسک و بازدهی را در پاکستان طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۸ مورد بررسی قرار داد. وی نشان می‌دهد برخلاف مطالعات قبلی، رابطه غیرشرطی میان بتا و بازدهی برقرار است. سپس او بازار را به دو بخش بازار صعودی و نزولی تقسیم می‌کند و وجود رابطه شرطی بتا و بازدهی تایید می‌گردد. نتایج حاصل از این پژوهش موید رابطه مثبت و معنادار بتا و بازدهی در بازار صعودی (روبه بالا) و رابطه منفی و معنادار آن در بازار نزولی (رو به پایین) است (آزهر، ۲۰۱۴). همامی[12] و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی رابطه شرطی بین عملکرد بازار سرمایه تونس و منابع مختلف ریسک شامل ریسک بازار، ریسک قیمت نفت، کشیدگی و چولگی با استفاده از مدل چندعاملی طی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج حاصله نشان می‌دهد رابطه بین ریسک و بازدهی در بازار صعودی و نزولی، مثبت و از نظر آماری معنادار است. همچنین چولگی دارای رابطه شرطی با

بازدهی می‌باشد، به نحوی‌که رابطه معکوس و معنادار میان چولگی و بازدهی در بازار صعودی برقرار است (همامی و همکاران، ۲۰۱۵). زیائو[۱۳] (۲۰۱۶) به بررسی رابطه شرطی ریسک و بازدهی در بازار سهام ایالات متحده در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ پرداخته است. در این پژوهش برای تخمین بتاهای متغیر طی زمان از مدل ARCH استفاده شده است. زیائو رابطه بازدهی- بتا را با توجه به علامت بازدهی اضافی بازار آزمون می‌نماید. به زعم وی هنگام آزمون رابطه بازدهی و بتا شناخت علامت بازدهی اضافی بازار نقش مهمی ایفا می‌کند. وی نشان می‌دهد با نادیده انگاشتن علامت صرف ریسک بازار، بتا به یک عامل ریسک غیرمرتبط و فاقد معناداری آماری مبدل می‌شود. یافته‌های حاصله نشان می‌دهد مادامی‌که صرف ریسک بازار مثبت باشد، رابطه میان بتا و بازدهی نیز مثبت است و هنگامی‌که بازدهی اضافی بازار منفی است، رابطه معکوسی میان بازدهی و بتا برقرار است. یافته اخیر موید شواهد ارائه شده توسط پتینگل و همکاران (۱۹۹۹) است (زیائو، ۲۰۱۶).

مصدق (۱۳۸۴) رابطه بتا و اندازه با بازدهی را در شرایط مختلف بازار سهام بررسی نموده و یک مدل چندعاملی را در شرایط صعودی و نزولی بازار مورد آزمون قرار داد. نتایج این پژوهش نشان داد در دوره‌هایی که صرف ریسک بازار مثبت و جهت حرکت بازار رو به بالاست، جهت تبیین تغییرات بازدهی می‌توان صرفاً از متغیر اندازه شرکت بهره گرفت و در دوره‌هایی که صرف ریسک بازار، منفی و جهت حرکت رو به پایین است برای تبیین تغییرات بازدهی می‌توان فقط از بتا استفاده کرد مضافاً، رابطه ریسک و بازدهی در این شرایط، معکوس می‌باشد (مصدق، ۱۳۸۴). ابراهیم‌زاده (۱۳۸۹) توان توضیحی بازدهی توسط بتا، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و متغیرهای اهرمی را در شرایط صعودی و نزولی بازار سرمایه ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد بازدهی سهام در شرایط غیرنزولی و غیرصعودی با بتا و اندازه شرکت؛ در شرایط صعودی با متغیرهای بتا، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اندازه شرکت و اهرم بازار؛ و در شرایط نزولی با بتا، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار رابطه معنادار دارد (ابراهیم‌زاده، ۱۳۸۹).

۳- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن

متغیر وابسته مدل‌های مورد بررسی پژوهش حاضر، بازدهی اضافی پرتفوی، متغیر مستقل آن، پراکندگی بازدهی (RD)[۱۴] و متغیرهای کنترل شامل بتای بازار، بتای اندازه و بتای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار می‌باشد. نحوه محاسبه متغیرهای مذکور بدین شرح است:

- ✓ بازدهی اضافی پرتفوی: بازدهی اضافی پرتفوی (صرف بازدهی) بر اساس تفاوت بازدهی ماهانه پرتفوی (با وزن مساوی) با بازدهی بدون ریسک محاسبه می‌گردد. بازدهی ماهانه سهام بر اساس تغییرات قیمت ابتدا و انتهای هر ماه با در نظر گرفتن افزایش سرمایه و سود تقسیمی (در صورت وجود) محاسبه می‌شود. نحوه محاسبه بازدهی سهام به شرح زیر است:

$$R_{it} = Ln\frac{P_{it}}{P_{it-1}} \qquad (1)$$

که P_{it} قیمت تعدیل شده سهام i در انتهای دوره t و P_{it-1} قیمت سهام i در ابتدای دوره t می‌باشد.

- ✓ بازدهی بازار: بازدهی شاخص به صورت روزانه و با استفاده از رابطه (۲) محاسبه می‌گردد[۱۵]:

$$R_{m.t} = Ln\frac{TEDPIX_t}{TEDPIX_{t-1}} \qquad (۲)$$

که $R_{m,t}$ بازدهی شاخص کل بورس تهران، $TEDPIX_t$ شاخص کل بورس در انتهای روز و $TEDPIX_{t-1}$ شاخص کل بورس در ابتدای روز است.

- ✓ نرخ بازدهی بدون ریسک: برابر نرخ سود علی‌الحساب اوراق مشارکت بانک مرکزی می‌باشد.
- ✓ اندازه: اندازه هر شرکت برابر است با لگاریتم طبیعی ارزش بازار آن شرکت که از حاصل‌ضرب قیمت روز هر سهم در تعداد سهام جاری شرکت به‌دست می‌آید.
- ✓ $R_{smb.t}$: نشان‌دهنده بازدهی اضافی ناشی از اندازه شرکت می‌باشد. جهت محاسبه $R_{smb.t}$ از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۲) استفاده می‌گردد.
- ✓ $R_{hml.t}$: نشان‌دهنده بازدهی اضافی ناشی از سرمایه‌گذاری در سهام ارزشی است. جهت محاسبه $R_{hml.t}$ نیز از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۲) استفاده می‌گردد.
- ✓ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: این نسبت از حاصل تقسیم ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر ارزش بازار آن در پایان هر سال به دست می‌آید.
- ✓ پراکندگی بازدهی: به صورت انحراف استاندارد مقطعی بازدهی سهام پیرامون میانگین بازار تعریف می‌شود و از رابطه (۳) برای محاسبه آن استفاده شده است:

$$RD_{m.t} = [\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(R_{i.t} - R_{m.t})^2]^{1/2} \qquad (۳)$$

- ✓ بازار صعودی و نزولی: بازار صعودی و نزولی به شرح ذیل تعریف می‌شود:
  - بازار صعودی: اگر صرف ریسک بازار مثبت باشد ($R_m - R_f > 0$)، بازار در حالت صعودی می‌باشد.
  - بازار نزولی: اگر صرف ریسک بازار منفی باشد ($R_m - R_f < 0$)، بازار در حالت نزولی است.

۴- فرضیه‌های پژوهش

جهت آزمون اثر پراکندگی مقطعی بر بازدهی سهام با احتساب شرایط مختلف صعودی، نزولی و حدی بازار فرضیه‌های ذیل آزمون می‌گردد:

فرضیه اول: اثر پراکندگی بر بازدهی مقطعی سهام در شرایط بازار صعودی به لحاظ آماری معنادار است.

فرضیه دوم: اثر پراکندگی بر بازدهی مقطعی سهام در شرایط بازار نزولی به لحاظ آماری معنادار است.

فرضیه سوم: اثر پراکندگی بر بازدهی مقطعی سهام در شرایط حدی صعودی (نزولی) بازار به لحاظ آماری معنادار است.

۵- روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش مشتمل بر تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۲ است. نمونه آماری شامل تمامی شرکت‌های جامعه است که حائز شرایط زیر باشد:

۱) سهام شرکت تا پایان سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار پذیرفته‌شده باشد.
۲) جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه، واسطه‌گری‌های مالی و هلدینگ نباشد.
۳) طی دوره تحقیق با تغییر دوره مالی مواجه نشده باشد.
۴) اطلاعات آن‌ها کامل و در دسترس باشد.

نمونه پژوهش، پس از تعدیل بابت شرکت‌های فاقد شرایط لازم، برابر ۱۴۴ شرکت است. داده‌های مورد نیاز از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها استخراج گردیده است. همچنین، بخش عمده‌ای از اطلاعات از طریق پایگاه‌های اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران و از سایت مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران استخراج شده است.

در این پژوهش رابطه شرطی میان پراکندگی و بازدهی مقطعی سهام در بورس اوراق بهادار تهران آزمون می‌گردد. برای این منظور، ابتدا با استفاده از داده‌های روزانه، بتای بازار و بتای پراکندگی سهام نمونه برای هر یک از ماه‌های دوره زمانی پژوهش برآورد می‌گردد. بتای بازار هر سهم با استفاده از داده‌های روزانه هر ماه در چارچوب رگرسیون سری زمانی (۴) به دست می‌آید:

$$R_{i.t} = \beta_0 + \beta_{i.RM} R_{m.t} + \varepsilon_{i.t} \qquad (۴)$$

که $R_{i.t}$ بازدهی اضافی سهام i، $R_{m.t}$ بازدهی اضافی بازار در روز t و $\beta_{i.RM}$ بتای بازار می‌باشد. معادله (۴) برای هر سهم و در هر ماه برازش شده و به برآورد $\beta_{i.RM}$ منتج می‌گردد.

سپس برای برآورد بتای ماهانه پراکندگی بازدهی، معادله (۵) در چارچوب رگرسیون سری زمانی برای هر سهم و در هر ماه برازش می‌گردد:

$$R_{i.t} = \beta_0 + \beta_{i.RM} R_{m.t} + \beta_{i.RD} RD_t + \varepsilon_{i.t} \qquad (۵)$$

که RD_t پراکندگی بازدهی در روز t، $\beta_{i.RD}$ بتای پراکندگی بازدهی سهام i می‌باشد. معادله (۵) برای هر سهم و در هر ماه برازش شده و منتج به برآورد $\beta_{i.RD}$ می‌گردد.

با توجه به بتای برآوردی بازار و بتای پراکندگی بازدهی، ابتدا کل سهام نمونه بر اساس بتای بازار به ۳ پرتفوی مساوی تقسیم می‌شود سپس هریک از این ۳ پرتفوی بر اساس بتای پراکندگی بازدهی به ۳ پرتفوی مساوی دیگر تقسیم می‌گردد. بدین ترتیب در هر ماه ۹ پرتفوی بر اساس بتای بازار و بتای پراکندگی بازدهی تشکیل می‌شود. آزمون رابطه شرطی ریسک و بازدهی در سطح پرتفوی‌های اخیر انجام می‌شود.

جهت محاسبه بتای هر پرتفوی در پایان هر ماه، معادله (۶) با استفاده از داده‌های روزانه هر ماه برای هر پرتفوی برازش می‌گردد تا بتای هر پرتفوی نسبت به هر یک از عوامل فراگیر ریسک به دست آید:

$$R_{p.T} = \alpha_{p.t} + \beta^{m}_{p.t}R_{m.T} + \beta^{smb}_{p.t}R_{smb.T} + \beta^{hml}_{p.t}R_{hml.T} + \beta^{RD}_{p.t}RD_T + \varepsilon_{p.T} \qquad (۶)$$

که $R_{p,T}$ بازدهی اضافی پرتفوی p، $R_{m.T}$ بازدهی اضافی بازار، $R_{smb,T}$ عامل اندازه، $R_{hml,T}$ عامل ارزش، RD_T پراکندگی بازدهی، β_m عامل ریسک بازار، β_{smb} عامل ریسک اندازه، β_{hml} عامل ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، β_{rd} عامل ریسک پراکندگی بازدهی و ε_p جزء خطا است.

سپس با استفاده از روش دو مرحله‌ای فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) رابطه ریسک و بازدهی آزمون می‌گردد. در این روش صرف ریسک هر یک از عوامل فراگیر از طریق رگرسیون‌های مقطعی برآورد گردیده و چنانچه میانگین آن به لحاظ آماری معنادار باشد، حاکی از تایید رابطه عامل ریسک مورد نظر و بازدهی سهام است. لذا در مرحله اول، صرف ریسک هر یک از عوامل ریسک منتج از معادله (۶) از طریق رگرسیون‌های مقطعی برآورد می‌گردد که در پایان هر ماه برازش می‌شود:

$$R_{p.t} = \gamma_{0.t} + \gamma_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma_{smb.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma_{hml.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma_{rd.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \varepsilon_{p.t} \qquad (۷)$$

که γ_m صرف ریسک بازار، γ_{smb} صرف ریسک اندازه، γ_{hml} صرف ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار، γ_{rd} صرف ریسک پراکندگی بازدهی است. سپس در مرحله دوم، با استفاده از گامای حاصل از معادله (۷)، میانگین صرف ریسک عوامل مختلف محاسبه می‌شود:

$$\gamma_f = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}\hat{\gamma}_{f.t} \qquad (۸)$$

که f عوامل مختلف ریسک و N تعداد ماه می‌باشد. اگر γ_f به لحاظ آماری معنادار باشد نشان می‌دهد عامل f در بازار قیمت‌گذاری می‌شود.

جهت بررسی اثرات قیمت‌گذاری شرطی و رابطه میان پراکندگی بازدهی و بازدهی‌های تحقق‌یافته در شرایط مختلف بازار از رویکرد شرطی پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) استفاده شده و معادله (۹) بر مبنای مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) برازش می‌شود:

$$R_{p.t} = \gamma_{0.t} + \gamma^{+}_{m.t}\delta^{+}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{-}_{m.t}\delta^{-}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{+}_{smb.t}\delta^{+}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{-}_{smb.t}\delta^{-}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{+}_{hml.t}\delta^{+}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{-}_{hml.t}\delta^{-}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{+}_{rd.t}\delta^{+}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \gamma^{-}_{rd.t}\delta^{-}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \varepsilon_{p.t} \qquad (۹)$$

که $\delta^{+}_{m.t}(\delta^{-}_{m.t})$ متغیر مجازی است که اگر بازدهی اضافی بازار در ماه t مثبت (منفی) باشد برابر ۱ و در غیر این صورت، معادل صفر می‌باشد. با استفاده از متغیر مجازی یادشده می‌توان بین شرایط صعودی و نزولی بازار تمایز قائل شد. در این مدل اثرات قیمت‌گذاری شرطی در حالت کلی به‌صورت γ^{+} و γ^{-} برآورد می‌گردد. صرف ریسک شرطی برآوردی عامل f به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\gamma^{+}_{f} = \frac{1}{\sum_{t=1}^{N}\delta^{+}_{m.t}}\sum_{t=1}^{N}\hat{\gamma}_{f.t}\hat{\delta}^{+}_{m.t} \qquad (۱۰)$$

$$\gamma^{-}_{f} = \frac{1}{\sum_{t=1}^{N}\delta^{-}_{m.t}}\sum_{t=1}^{N}\hat{\gamma}_{f.t}\hat{\delta}^{-}_{m.t} \qquad (۱۱)$$

محاسبه صرف ریسک عوامل در دوره‌های صعودی بازار بر اساس معادله (۱۰) و برای دوره‌های نزولی بازار با استفاده از معادله (۱۱) صورت می‌گیرد.

عموماً بزرگترین ریسک در پرتفوی زمانی اتفاق می‌افتد که تغییرات بزرگ ناگهانی در جهت نامطلوب آن سبد رخ دهد. بنابراین دانستن احتمال رخداد چنین مواردی نادر و تخمین ضررهای ناشی از آن در مدیریت ریسک مالی ضروری است. این مقادیر (مقادیر انتهایی) در دنباله تابع توزیع قرار دارند و به همین دلیل به آن‌ها «مقادیر حدی» گفته می‌شود. با توجه به مطالعات صورت گرفته در رابطه با اثر مقادیر حدی بازار بر بازدهی دارایی‌ها که نشان‌دهنده وابستگی شدید بازدهی اوراق بهادار در مقادیر حدی بازار است، این سؤال مطرح می‌شود که آیا مقادیر حدی بازار قادر است قیمت‌گذاری شرطی عوامل ریسک را متاثر سازد؟ به‌منظور آزمون تاثیر شرایط حدی بازار بر قیمت‌گذاری عوامل ریسک، مدل شرطی (۹) به‌صورت زیر تغییر می‌یابد:

(۱۲)

$$R_{p.t} = \gamma_{0.t} + \gamma^{+}_{m.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{-}_{m.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{+}_{smb.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{-}_{smb.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{+}_{hml.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{-}_{hml.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{+}_{rd.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \gamma^{-}_{rd.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \varepsilon_{p.t}$$

که $\delta^{PExt}_{m.t}(\delta^{NExt}_{m.t})$ متغیرهای مجازی بازار بر اساس مقادیر حدی صعودی و نزولی است. منظور از مقادیر حدی ۵ درصد دنباله بالا و پایین توزیع تجربی بازدهی‌های اضافی بازار می‌باشد. اگر بازدهی اضافی بازار ماه t بیشتر (کمتر) از ۵ درصد دنباله بالا (پایین) توزیع تجربی بازدهی اضافی باشد، برابر ۱ و در غیر این صورت معادل صفر است. لازم به ذکر است که برای شناسایی مقادیر حدی بازار از سطوح ۵، ۱۰ و ۱۵ درصد استفاده شده است.

با استفاده از معادله (۷) به آزمون فرضیه فرعی اول، با استفاده از معادله (۹) به آزمون فرضیه فرعی دوم و با استفاده از معادله (۱۲) به آزمون فرضیه فرعی سوم پرداخته می‌شود.

۶- یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش شامل پراکندگی بازدهی و بازدهی روزانه سهام در جدول (۱) ارائه گردیده‌است.

جدول ۱- آمار توصیفی

شرح	پراکندگی بازدهی (درصد)	بازدهی روزانه سهام (درصد)
میانگین	۱/۰۹	۰/۰۷
میانه	۱/۰۲	۰/۰۷
کمینه	۰/۲۱	-۳/۷۵
بیشینه	۵/۴۹	۳/۹
انحراف معیار	۲/۰۵	۰/۰۵

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، متوسط پراکندگی بازدهی برابر ۱/۰۹ و میانه آن ۱/۰۲ است. بیشینه پراکندگی بازدهی برابر ۵/۴۹ درصد و کمینه آن ۰/۲۱ درصد است. انحراف معیار متغیر مذکور معادل ۲/۰۵ درصد می‌باشد. در رابطه با بازدهی روزانه سهام نیز می‌توان گفت این سنجه در کمترین مقدار خود برابر ۳/۷۵- درصد و بیشینه آن ۳/۹ درصد می‌باشد، میانگین و میانه آن نیز ۰/۰۷ درصد می‌باشد، و انحراف معیار آن ۰/۰۵ درصد است.

آزمون مدل چهارعاملی مشتمل بر پراکندگی بازدهی در شرایط متقارن بازار (غیرصعودی و غیرنزولی) با این هدف انجام می‌شود که آیا عامل پراکندگی بازدهی در صورت کنترل تاثیر عوامل مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) قادر است تغییرات بازدهی مقطعی سهام را در شرایط متقارن بازار تبیین نماید؟ پس از آزمون مفروضات رگرسیون و اطمینان از برقراری آن‌ها، نتایج حاصل از برازش معادله (۷) در جدول (۲) ملاحظه می‌گردد.

جدول ۲- اثر قیمت‌گذاری غیرشرطی ریسک

$$R_{p.t} = \gamma_{0.t} + \gamma_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma_{smb.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma_{hml.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma_{rd.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \varepsilon_{p.t}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره t
عرض از مبدأ	$\gamma_{0.t}$	۰/۲۰۹	۱/۱۶۲ (۰/۲۴۹)
صرف ریسک بتا	$\gamma_{m.t}$	۰/۰۶۸۳	۲/۷۹۴ (۰/۰۰۶)
صرف ریسک اندازه	$\gamma_{smb.t}$	-۱/۸۷۵	-۱/۴۰۱ (۰/۱۶۵)
صرف ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار	$\gamma_{hml.t}$	۲/۰۸۷	۱/۱۵۰ (۰/۲۵۴)
صرف ریسک پراکندگی بازدهی	$\gamma_{rd.t}$	۰/۱۸۱	-۱/۰۰۴ (۰/۳۱۸)
ضریب تعیین تعدیل شده	٪۶۱/۸	آماره F	۹/۸۱
دوربین واتسون	۱/۹۶	معنی‌داری	۰,۰۰۰

نتایج حاصل از برآورد آزمون وایت حاکی از وجود واریانس ناهمسانی مدل است. مقدار F برابر ۳/۲۱۶ و سطح معناداری نیز برابر ۰/۰۰۱۸ است، بنابراین برای رفع واریانس ناهمسانی از آزمون GLS استفاده می‌شود.

همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌گردد آماره t عامل بتا برابر ۲/۷۹۴ و سطح معناداری آن معادل ۰/۰۰۶ است. این امر حاکی از وجود رابطه معنادار بازدهی و بتا در وضعیت غیرشرطی بازار بوده و نشان می‌دهد بتا حائز توان توضیحی بازدهی سهام در شرایط متقارن بازار (غیرصعودی و غیرنزولی) است. ضریب بتا (۰/۰۶۸۳)

نشانگر رابطه مستقیم بتا و بازدهی سهام و موید CAPM مبتنی بر رابطه خطی مثبت بین ریسک و بازدهی است. در مورد بتای پراکندگی بازدهی همانطور که در جدول (۲) دیده می‌شود، آماره t این عامل برابر ۱/۰۰۴- و سطح معناداری آن معادل ۰/۳۱۸ است، بنابراین می‌توان استدلال نمود بین بازدهی و عامل بتای پراکندگی آن در وضعیت غیرشرطی بازار رابطه معناداری برقرار نبوده و این عامل قادر نیست بازدهی سهام را در شرایط متقارن بازار توضیح دهد. بر این اساس، به استثنای بتای بازار هیچ یک از عوامل ریسک توان تبیین بازدهی سهام را در شرایط متقارن (غیرصعودی و غیرنزولی) بازار ندارد.

به منظور مقایسه توان توضیحی مدل چهارعاملی مشتمل بر پراکندگی بازدهی و مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) در شرایط متقارن غیرصعودی و غیرنزولی بازار، ضریب تعیین تعدیل شده هر یک از مدل‌های مذکور در جدول (۳) ارائه گردیده است.

جدول ۳- مقایسه توان توضیحی مدل‌های چهارعاملی و سه عاملی در شرایط متقارن بازار

مدل	ضریب تعیین تعدیل شده (درصد)
چهار عاملی	۶۱/۸
سه عاملی	۳۸/۲

میانگین ضریب تعیین تعدیل شده مدل سه عاملی فاما و فرنچ برابر ۳۸/۲ درصد است که پس از ملحوظ نمودن پراکندگی بازدهی، به ۶۱/۸ درصد افزایش می‌یابد. یافته اخیر نشان می‌دهد افزودن عامل پراکندگی بازدهی به عوامل مدل سه عاملی فاما و فرنچ منجر به بهبود نیکویی برازش مدل در شرایط متقارن غیرصعودی و غیرنزولی بازار می‌گردد.

جهت آزمون قیمت‌گذاری عامل پراکندگی بازدهی در شرایط صعودی و نزولی بازار، پس از آزمون مفروضات رگرسیون، معادله (۹) با استفاده از مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) برازش گردیده و نتایج حاصل از آن در جدول (۴) ارائه شده است.

نتایج حاصل از بررسی رابطه هریک از عوامل ریسک با بازدهی اضافی پرتفوی در شرایط صعودی و نزولی بازار در جدول (۴) ملاحظه می‌گردد.

در شرایط صعودی بازار، آماره t عامل بتا برابر ۲/۳۷۰ و سطح معناداری آن (۰/۰۲۰)، بر توان توضیح بازدهی توسط بتا دلالت دارد. بدان مفهوم که ریسک بازار بالاتر متضمن بازدهی بیشتری است. ضریب ۵/۷۷۷- بتای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با آماره t برابر ۵/۹۴۸- نشان از رابطه معکوس بازدهی و بتای این نسبت در وضعیت بازار صعودی و تایید توان توضیحی آن است. یعنی در شرایط صعودی بازار، عملکرد سهام رشدی بهتر از سهام ارزشی است. آماره t پراکندگی بازدهی معادل ۱/۱۰۸- موید آن است که متغیر مذکور قادر به توضیح بازدهی سهام در شرایط صعودی بازار نیست.

جدول ۴- اثر قیمت‌گذاری ریسک به تفکیک شرایط صعودی و نزولی بازار

$$R_{p.t} = \gamma_{0.t} + \gamma^{+}_{m.t}\delta^{+}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{-}_{m.t}\delta^{-}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{+}_{smb.t}\delta^{+}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{-}_{smb.t}\delta^{-}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{+}_{hml.t}\delta^{+}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{-}_{hml.t}\delta^{-}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{+}_{rd.t}\delta^{+}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \gamma^{-}_{rd.t}\delta^{-}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \varepsilon_{p.t}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره t
عرض از مبدأ	$\gamma_{0.t}$	۰/۰۴۱	۱/۱۶۲ (۰/۲۴۹)
صرف ریسک بتا (صعودی)	$\gamma^{+}_{m.t}$	۰/۱۳۵۵	۲/۳۷۰ (۰/۰۲۰)
صرف ریسک بتا (نزولی)	$\gamma^{-}_{m.t}$	-۰/۰۲۱۲	-۲/۳۷۰ (۰/۰۲۰)
صرف ریسک اندازه (صعودی)	$\gamma^{+}_{smb.t}$	-۳/۰۰۶	-۱/۳۸۷ (۰/۱۶۹)
صرف ریسک اندازه (نزولی)	$\gamma^{-}_{smb.t}$	-۰/۳۶۶	-۰/۳۰۶ (۰/۷۶۰)
صرف ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار (صعودی)	$\gamma^{+}_{hml.t}$	-۵/۷۷۷	-۵/۹۴۸ (۰/۰۰۰)
صرف ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار (نزولی)	$\gamma^{-}_{hml.t}$	۲/۸۳۴	۱/۲۰۹ (۰/۲۳۰)
صرف ریسک پراکندگی بازدهی (صعودی)	$\gamma^{+}_{rd.t}$	-۰/۳۱۴	-۱/۱۰۸ (۰/۲۷۱)
صرف ریسک پراکندگی بازدهی (نزولی)	$\gamma^{-}_{rd.t}$	-۰/۰۰۳	-۰/۰۱۵ (۰/۹۸۸)
ضریب تعیین تعدیل شده	٪۷۳/۸	آماره F	۷/۹۲
دوربین واتسون	۱/۹۷	معنی‌داری	۰/۰۰۰
نتایج حاصل از برآورد آزمون وایت حاکی از عدم وجود واریانس ناهمسانی مدل است. مقدار F برابر ۱/۱۱۸ و سطح معناداری نیز معادل ۰/۳۵۳ است، بنابراین وجود واریانس ناهمسانی مدل رگرسیون تایید نمی‌گردد.			

در شرایط نزولی بازار، عامل بتا با آماره t برابر ۲/۳۷۰- قادر می‌گردد تغییرات بازدهی سهام را توضیح دهد. ضریب منفی بتا ناظر بر وجود رابطه غیرمستقیم بتا و بازدهی اضافی بوده و ناقض پیش‌بینی CAPM مبنی بر رابطه مثبت ریسک و بازدهی است. این در حالی است که بتای پراکندگی بازدهی با احتمال معناداری ۰/۹۸۸ نمی‌تواند در شرایط نزولی بازار، تغییرات بازدهی سهام را توضیح دهد.

نتایج حاصل از مقایسه توان توضیحی مدل چهارعاملی مشتمل بر پراکندگی بازدهی و مدل سه عاملی فاما و فرنچ با تفکیک اثرات ناشی از شرایط صعودی و نزولی بازار در جدول (۵) ملاحظه می‌گردد.

جدول ۵- مقایسه توان توضیحی مدل‌های چهارعاملی و سه عاملی با احتساب تاثیر شرایط صعودی و نزولی بازار

مدل	ضریب تعیین تعدیل شده (درصد)
چهارعاملی	۷۳/۸
سه عاملی	۵۳/۹

میانگین ضریب تعیین تعدیل شده مدل سه عاملی فاما و فرنچ برابر ۵۳/۹ درصد است حال آن‌که افزودن عامل پراکندگی بازدهی منجر به افزایش آن به ۷۳/۸ درصد می‌گردد. این نتیجه نشان می‌دهد احتساب عامل پراکندگی بازدهی در مدل سه عاملی فاما و فرنچ منجر به تقویت توان توضیحی مدلی می‌گردد که شرایط صعودی و نزولی بازار را ملحوظ می‌نماید.

برای آزمون رابطه پراکندگی بازدهی و بازدهی مقطعی سهام در شرایط حدی بازار صعودی و نزولی، معادله (۱۲) در چارچوب مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) برازش شده و نتایج آن در جدول (۶) مشاهده می‌گردد.

جدول ۶- اثر قیمت‌گذاری ریسک در شرایط حدی بازار صعودی و نزولی (مقدار حدی ۵ درصد)

$$R_{p.t} = \gamma_{0.t} + \gamma^{+}_{m.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{-}_{m.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{+}_{smb.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{-}_{smb.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{+}_{hml.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{-}_{hml.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{+}_{rd.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \gamma^{-}_{rd.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \varepsilon_{p.t}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره t
عرض از مبدأ	$\gamma_{0.t}$	۰/۰۴۱	۷/۸۱۲ (۰/۰۰۰)
صرف ریسک بتا (صعودی)	$\gamma^{+}_{m.t}$	۰/۰۸۱	۳/۰۸۶ (۰/۰۰۳)
صرف ریسک بتا (نزولی)	$\gamma^{-}_{m.t}$	-۰/۰۴۱	-۲/۸۰۴ (۰/۰۰۶)
صرف ریسک اندازه (صعودی)	$\gamma^{+}_{smb.t}$	۱/۴۳۱	۰/۴۲۹ (۰/۶۶۹)
صرف ریسک اندازه (نزولی)	$\gamma^{-}_{smb.t}$	-۲/۰۵۳	-۱/۵۵۰ (۰/۱۲۵)
صرف ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار (صعودی)	$\gamma^{+}_{hml.t}$	-۹/۷۸۲	-۲/۲۶۰ (۰/۰۲۶)
صرف ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار (نزولی)	$\gamma^{-}_{hml.t}$	۰/۹۹۱	۰/۵۴۰ (۰/۵۹۰)
صرف ریسک پراکندگی بازدهی (صعودی)	$\gamma^{+}_{rd.t}$	-۰/۰۶۹	-۰/۱۵۴ (۰/۸۷۸)

$$R_{p.t} = \gamma_{0.t} + \gamma^{+}_{m.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{-}_{m.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{m}_{p.t} + \gamma^{+}_{smb.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{-}_{smb.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{smb}_{p.t} + \gamma^{+}_{hml.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{-}_{hml.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{hml}_{p.t} + \gamma^{+}_{rd.t}\delta^{PExt}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \gamma^{-}_{rd.t}\delta^{NExt}_{m.t}\hat{\beta}^{rd}_{p.t} + \varepsilon_{p.t}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره t
صرف ریسک پراکندگی بازدهی (نزولی)	$\gamma^{-}_{rd.t}$	-۰/۲۲۶	-۱/۲۶۵ (۰/۲۱۰)
ضریب تعیین تعدیل شده	٪۷۱/۵	آماره F	۵/۶۴۷
دوربین واتسون	۱/۹۸	معنی‌داری	۰/۰۰۰
نتایج حاصل از برآورد آزمون وایت حاکی از عدم وجود واریانس ناهمسانی مدل است. مقدار F برابر ۰/۵۴۲ و سطح معناداری برابر ۰/۸۷۹ است، بنابراین وجود واریانس ناهمسانی مدل رگرسیون تایید نمی‌گردد.			

همان‌گونه که در جدول (۶) ملاحظه می‌گردد در شرایط حدی بازار صعودی، آماره t ضریب عامل بتا برابر ۳/۰۸۶ حاکی از تایید تاثیر مستقیم بتای بازار بر بازدهی مقطعی سهام در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. ضریب بتای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام برابر ۹/۷۸۲- دارای آماره t معادل ۲/۲۶۰- بوده و نشان از برتری عملکرد سهام رشدی نسبت به سهام ارزشی در مقادیر حدی بازار صعودی است. حال آن‌که بتای پراکندگی بازدهی با آماره t برابر ۰/۱۵۴- نمی‌تواند بازدهی مقطعی سهام را متاثر سازد.

در شرایط حدی بازار نزولی، آماره t عامل بتا برابر ۲/۸۰۴- نشانگر اثرپذیری بازدهی توسط بتای بازار بوده اما بر خلاف انتظار، جهت این رابطه معکوس است. حال آن‌که بتای پراکندگی بازدهی، قادر به توضیح تغییرات مقطعی بازدهی سهام در شرایط حدی بازار نزولی نیست.

نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری پراکندگی بازدهی در صورت تعریف شرایط حدی بازار نزولی و صعودی بر اساس ۱۰ و ۱۵ درصد دنباله پایین و بالای توزیع بازدهی در جدول (۷) ملاحظه می‌گردد.

همان‌گونه که در جدول (۷) ملاحظه می‌گردد نتایج اصلی در خصوص توان توضیحی بازدهی مقطعی توسط پراکندگی بازدهی تحت تاثیر آستانه تعریف شده برای شرایط حدی بازار صعودی و نزولی نبوده و کماکان، پراکندگی بازدهی در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری نمی‌شود.

نتایج حاصل از مقایسه توان توضیحی مدل چهارعاملی در بردارنده پراکندگی بازدهی و مدل سه عاملی فاما و فرنچ با ملحوظ نمودن اثر متفاوت شرایط حدی بازار صعودی و نزولی در جدول (۸) نشان داده شده است.

همان‌گونه که در جدول (۸) ملاحظه می‌گردد میانگین ضریب تعیین تعدیل شده مدل سه عاملی با ملحوظ نمودن اثرات ناشی از مقادیر حدی بازار صعودی و نزولی برابر ۴۹/۵ درصد است که با افزودن عامل پراکندگی بازدهی به ۷۱/۵ درصد افزایش می‌یابد. یافته مذکور موید تقویت توان توضیحی مدل با حضور عامل پراکندگی در شرایط حدی بازار صعودی و نزولی است.

جدول ۷- اثر قیمت‌گذاری ریسک در شرایط حدی بازار صعودی و نزولی (مقادیر حدی ۱۰ و ۱۵ درصد)

متغیر	نماد	ضریب	
		۱۰ درصد	۱۵ درصد
عرض از مبدأ	$\gamma_{0,t}$	***۰/۰۴۱	***۰/۰۴۱
صرف ریسک بتا (صعودی)	$\gamma^{+}_{m,t}$	**۰/۱۶۶	۰/۲۰۶
صرف ریسک بتا (نزولی)	$\gamma^{-}_{m,t}$	*** -۰/۰۲۰	-۰/۰۱۲
صرف ریسک اندازه (صعودی)	$\gamma^{+}_{smb,t}$	۳/۸۷۴	۰/۰۰۵
صرف ریسک اندازه (نزولی)	$\gamma^{-}_{smb,t}$	** -۲/۳۱۷	-۱/۹۲۱
صرف ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار (صعودی)	$\gamma^{+}_{hml,t}$	۱/۵۲۲	-۳/۸۹۵
صرف ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار (نزولی)	$\gamma^{-}_{hml,t}$	-۲/۳۶۴	-۲/۰۴۳
صرف ریسک پراکندگی بازدهی (صعودی)	$\gamma^{+}_{rd,t}$	۰/۵۷۳	۰/۱۱۳
صرف ریسک پراکندگی بازدهی (نزولی)	$\gamma^{-}_{rd,t}$	-۰/۲۳۹	-۰/۱۸۸

*، ** و *** به ترتیب نمایانگر معناداری آماری در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است.

جدول ۸- مقایسه توان توضیحی مدل‌های چهارعاملی و سه عاملی با احتساب اثر مقادیر حدی بازار صعودی و نزولی (مقدار حدی ۵ درصد)

مدل	ضریب تعیین تعدیل شده (درصد)
چهارعاملی	۷۱/۵
سه عاملی	۴۹/۵

۷- نتیجه‌گیری و بحث

رفتار سرمایه‌گذاران در برخی بازارهای توسعه‌یافته گویای این واقعیت است که درک ایشان از پراکندگی مقطعی بازدهی تابع شرایط بازار است. شواهد حاصل از آزمون قیمت‌گذاری اثرات شرطی پراکندگی بازدهی به تفکیک شرایط غیرشرطی، صعودی، نزولی و حدی بازار در بورس اوراق بهادار تهران حاکی از آن است که رابطه پراکندگی و بازدهی مقطعی سهام متاثر از شرایط بازار نبوده و تحت هیچ شرایطی قادر به تبیین تغییرات مقطعی بازدهی نیست. لذا نمی‌توان قیمت‌گذاری پراکندگی بازدهی را تایید نمود. بدین مفهوم که سرمایه‌گذاران بابت تحمل پراکندگی بازدهی، صرف ریسکی مطالبه نمی‌نمایند. عدم معناداری اثر پراکندگی بازدهی سهام مختلف حاکی از آن است که پراکندگی بازدهی را نمی‌توان به عنوان عامل ریسک سیستماتیک تلقی نمود. به این ترتیب، یافته دمیرر و جاتگانکار (۲۰۱۳) مبنی بر وجود اثر شرطی پراکندگی بازدهی به چالش کشیده

می‌شود. یافته اخیر لزوماً به مفهوم تایید عدم محتوای اطلاعاتی پراکندگی بازدهی نیست بلکه ممکن است اثرات پراکندگی بازدهی از طریق عامل ریسک قوی‌تری که در مدل منظور شده، بازدهی مقطعی سهام را متاثر سازد که این امر نشان از همپوشانی اثرات دارد. با وجود عدم تایید توان توضیحی اثر شرطی و غیرشرطی پراکندگی بازدهی اما اثر شرطی عامل بتا در شرایط صعودی و نزولی بازار محرز گردیده و مطابق آنچه از شواهد ارائه شده توسط پتینگل و همکاران (۱۹۹۹)، فلتچر (۲۰۰۰)، باربریز و همکاران (۲۰۰۱)، تانگ و شام (۲۰۰۳)، آنیورادها (۲۰۱۱)، رضاقلی‌زاده و همکاران (۲۰۱۳)، آزهر (۲۰۱۴) و زیائو (۲۰۱۶) انتظار می‌رفت، رابطه مستقیم بتا و بازدهی در شرایط صعودی و رابطه معکوس آن در شرایط نزولی بازار تایید گردید. بر این اساس، می‌توان در شرایط صعودی بازار از طریق سرمایه‌گذاری در سهام با بتای بالا و هنگامی که بازار نزولی است، از طریق سرمایه‌گذاری در سهام دارای بتای پایین بر بازار فائق آمد. همچنین، عملکرد سهام رشدی در بازار صعودی بهتر از سهام ارزشی است. یافته اخیر در تایید شواهد ارائه شده از سوی استرانگ و پیس (۲۰۰۶) و دمیرر و جاتگانکار (۲۰۱۳) است. بر اساس شواهد حاصل از این پژوهش می‌توان ادعا کرد یکی از دلایل محتمل تضاد یافته‌های تجربی پیرامون رابطه ریسک و بازدهی، شرایط بازار (صعودی، نزولی و حدی) است که احتساب آن زمینه استفاده کاراتر مدل‌های قیمت‌گذاری در کاربردهای مختلفی نظیر ارزش‌گذاری و ارزیابی عملکرد را فراهم می‌سازد.

فهرست منابع

* ابراهیم‌زاده، آسو (۱۳۸۹)، توانایی توضیح‌دهندگی بازدهی هر سهم به واسطه معیارهای منتخب در شرایط روند صعودی یا نزولی بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.
* مصدق، سعید (۱۳۸۴). بررسی رابطه ریسک و بازدهی در شرایط مختلف بازار در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
* ANURADHA, P.A.N.S. (2011). The Conditional Relation between Beta and Returns: Evidence from Srilanka. Available: http://ssrn.com.
* Azher, Sara. (2014). The Conditional Relationship between Risk and return: Evidence from an Emerging Market. 4(1), 13-27.
* Barberis, N., Huang, M. & Santos, T. (2001). Prospect Theory and Asset Prices, Quarterly Journal of Economics, 116(1), 1−53.
* Cenesizoglu, T. (2011). Size, book-to-market ratio and macroeconomic news. Journal of Empirical Finance, 18, 248–270.
* Christie, W. & Huang, R. (1994). Equity returns dispersions. Working paper, Vanderbilt University.
* Connolly, R. & Stivers, C. (2006). Information content and other characteristics of the daily cross-sectional dispersion in stock returns. Journal of Empirical Finance, 13(1), 79-112.
* Demirer, Riza. & Jategaonkar, Shrikant. (2013). The Conditional Relation between Dispersion and Return, Review of Financial Economics, 22, 125-134.
* Duffee, G. R. (2001). Asymmetric cross-sectional dispersion in stock returns: evidence and implications. Working paper, U.C. Berkeley.
* Fama, E. & French, K. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. Journal of Finance, 51, 55-84.

* Fama, Eugene. & Macbeth, James. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. Journal of Political Economy, 81, 607-636.
* Fletcher, J. (2000). On the conditional relationship between beta and return in international stock returns. International Review of Financial Analysis, 9, 235–245.
* Hammami, Algia., Ghenimi, Ameni. & Bouri, Abdelfatteh. (2015). Relation between Risk and Return in TUNISIAN'S Stock Market after the Revolution (during political instability), Journal of Academic Finance, 1-20.
* Ho, R.Y.W., Strange, R. & Piesse, J. (2008). Corporate Financial Leverage and Asset Pricing in the Hong Hong Market. Journal of International Financial Markets, 16, 1-7.
* Jiang, X. (2010). Return dispersion and expected returns. Financial Markets and Portfolio Management, 24, 107–135.
* Karacabey, Ali Argun. & Karatepe,Yalçın. (2004). Beta and Returns: Istanbul Stock Exchange Evidence. Investment Management and Financial Innovations, 3, 86-89.
* Pettengill, G. N., Sundaram, S. & Mathur, I. (1995). The conditional relation between beta and return. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 30, 101–116.
* Ralf, Elsas., Shaer, Mahmoud. & Theissen, Erik. (1999). Beta and Return Revisited-Evidence from the German Stock Market
* Rezagholizadeh, Mahdieh., Lin, Cynthia C.-Y., Yavari, Kazem. & Sahabi, Bahram. (2013). The Conditional Relationship between Risk and Return in Iran's Stock Market.
* Sinaee, Hasanali. & Moradi, Habibolah. (2010). Risk-Return Relationship in Iran Stock Market. International Research Journal of Finance and Economics, 41, 150-162.
* Solnik, Bruno. & Roulet, Jacques. (2000). Dispersion As Cross-Sectional Correlation. Financial Analyst Journal, 56(1), 54-61.
* Strang, roger. & Piesse, Jenifer. (2006). Conditional Pricing Effects of beta, size and book-to-market equity in the Hong Kong Stock Market, Research Papers 43.
* Tang, Gordon Y.N. & Shum, Wai C. (2003). The conditional relationship between beta and returns: recent evidence from international stock markets. International Business Review, 12,109-126.
* Xiao, Bing. (2016). Conditional Relationship Between Beta and Return in the US Stock Market. Expert Journal of Business and Management, 4(1), 46-55.

یادداشت‌ها

[1] Return Dispersion

[۲]. به تعبیر کونولی و استیورز (۲۰۰٦) پراکندگی بازدهی حاوی اطلاعات فراوانی درباره نوسان‌پذیری آتی سهام می‌باشد.

[۳]. سولنیک و رولت (۲۰۰۰) نشان می‌دهند برآورد سری زمانی همبستگی (نوسان پذیری) و برآورد مقطعی آن (پراکندگی بازدهی) منجر به نتایج متفاوتی در خصوص سطح کلی همبستگی می‌گردد.

[٤]. کریستی و هانگ (۱۹۹٤) ادعا می‌کنند پراکندگی بازدهی در دوران بحران اقتصادی بالاتر است (کریستی و هانگ، ۱۹۹٤)، درحالی‌که دافی (۲۰۰۱) نشان می‌دهد بازدهی روزانه سهام در سطوح شرکت و صنعت در طول دوره‌های رونق بازار از پراکندگی بالاتری برخوردار است (دافی، ۲۰۱۰). به اعتقاد سنسیزوگلو (۲۰۱۱) شرکت‌ها با ویژگی‌های مختلف از قبیل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار در دوران رونق اقتصادی به طرز متفاوتی نسبت به اخبار کلان اقتصادی واکنش نشان داده و پراکندگی بازدهی سهام در دوران مذکور، بالاتر است (سنسیزوگلو، ۲۰۱۱).

[5] Ralf

[6] Tang & Shum

[7] Karacabey & Karatepe

[8] Strange & Piesse

[9] Ho
[10] Anuradha
[11] Azher
[12] Hammami
[13] Xiao
[14] Return Dispersion

[۱۵]. از سال ۸۷ شاخص کل با تغییر سیاست‌های شورای عالی بورس از شاخص قیمت به شاخص قیمت و بازده نقدی تغییر یافت و به عنوان مبنایی برای روند کلی بازار مورد استفاده قرار گرفت.