

بررسی اثر رفتار گله‌ای در اقتصاد ایران بر معیار کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها

نوع مقاله: پژوهشی

حمیدرضا فرهادی^۱

محمد ندیری^۲

علیرضا سارنج^۳

رضا تهرانی^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۶/۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۸/۲۹

چکیده

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه، ارائه‌دهنده یک الگوی تعادلی برای نشان دادن رابطه ریسک و بازده دارایی‌ها است. یکی از حوزه‌های اقتصادی، رفتار گله‌ای است که توجهات بسیاری را در چند دهه اخیر به خود معطوف کرده است. از این رو تحقیق حاضر به رفتار گله‌ای در اقتصاد ایران بر معیار کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها می‌پردازد. روش تحقیق مورد استفاده در این پژوهش از نوع تحقیقات همبستگی است که جهت آزمون سوالات تحقیق از روشی رگرسیونی استفاده شده است. جهت سنجش آزمون فرضیات از مدل ۴ عاملی کارهارت استفاده شده است که عامل توده واری به آن اضافه شده است. نمونه آماری تحقیق حاضر شامل ۱۱۵ شرکت فعال در اقتصاد کشور ایران است. بازه زمانی تحقیق به مدت ۱۰ سال است که از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که توده‌واری در درجات مختلف ریسک متفاوت بوده و بیشتر در نواحی پر ریسک بازار رخ می‌دهد و موجب بازگشت بتا در بازار می‌گردد و ناکارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را به دنبال دارد. همچنین مشخص گردید که با

^۱ دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) Hamidreza.fsh901@gmail.com

^۲ استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت و حسابداری، تهران، ایران
m.nadiri@ut.ac.ir

^۳ استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت و حسابداری، تهران، ایران
Alisaranj@ut.ac.ir

^۴ استاد و عضو هیات علمی دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت و حسابداری، تهران، ایران
Rtehrani@ut.ac.ir

حذف پرتفوی‌های پر ریسک از نمونه، توده‌واری مشاهده نمی‌گردد و رفتار بتا طبق نظریه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با ثبات گردیده و بازگشت بتا رخ نمی‌دهد.

کلمات کلیدی: رفتار گله‌ای، کارایی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها
طبقه‌بندی JEL: D01, D61, G22

مقدمه

قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یکی از مهم‌ترین فرایندهای سرمایه‌گذاری برای فعالان اقتصادی در هر حوزه، به‌ویژه در بازار سهام است. پس از ارائه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توسط پژوهشگران مختلف در راستای دستیابی به مدلی جامع، تعدیلات بسیاری بر روی آن‌ها صورت گرفته است. از این‌رو پژوهشگران علاقه‌مند به شناخت هرچه بیشتر اجزاء مدل‌های قیمت‌گذاری می‌باشند تا ضمن ارزیابی صحیح سهام به‌پیش‌بینی دقیق‌تر بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های پیشین دست پیدا کنند.

در دهه اخیر، محققین مالی سعی در تبیین و یافتن علل موارد خاص با کمک سایر علوم همانند روانشناسی، علوم اجتماعی و فیزیک داشته‌اند، استفاده از دستاوردهای روانشناسی در نظریه پردازی‌های اقتصادی منجر به شکل‌گیری گرایش مالی رفتاری گردید. بسیاری از مفاهیم حوزه مالی رفتاری، مفاهیم انتزاعی بوده به گونه‌ای که برای اندازه‌گیری آن باید شاخص‌های کمی ارائه گردد. یکی از حوزه‌های مالی رفتاری، رفتار توده‌واری است که توجهات بسیاری را در چند دهه اخیر به خود معطوف کرده است. رفتار توده‌وار مفهوم کیفی و انتزاعی است که محققین برای اندازه‌گیری آن شیوه‌هایی را پیشنهاد داده‌اند. بیخچاندنی و شارما^۱ (۲۰۰۱) رفتار توده‌واری را قصد و نیت آشکار سرمایه‌گذاران جهت تکرار رفتار سایر سرمایه‌گذاران تعریف نموده‌اند. آنها معتقدند توده‌واری بیشتر در جایی که سرمایه‌گذاران با مشکلات تصمیم‌گیری مشابهی روبه‌رواند و می‌توانند معاملات دیگران را رصد نمایند، اتفاق می‌افتد مانند سهام‌های موجود در یک صنعت. کلین و همکاران^۲ (۲۰۱۳) معتقدند که اگر سرمایه‌گذاران بر مبنای عملکرد بازار اقدام کنند، در آن صورت پراکندگی در بازده‌ها باید به طور کلی ناپدید شود. فرض بر این است که با وجود رفتار توده‌وار، افراد باورهای خود را نادیده گرفته و تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را صرفاً بر اساس حرکات گروهی بازار اتخاذ می‌نمایند، بنابراین رفتار بازده سهام به نحوی هدایت می‌شوند که از بازده کل بازار انحراف پیدا نکند.

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه، ارائه‌دهنده یک الگوی تعادلی برای نشان دادن رابطه ریسک و بازده دارایی‌ها می‌باشد. این مدل از طریق برقراری یک ارتباط خطی ساده میان چند متغیر به ارزیابی عملکرد و قیمت‌گذاری دارایی‌ها می‌پردازد. از مهم‌ترین این متغیرها، بتا (β) می‌باشد که ضریب شیب رگرسیون خطی بین بازده بازار و بازده سهم بوده و بیانگر تغییرات نرخ بازده یک سهم نسبت به نرخ بازده بازار می‌باشد. بتا معیاری برای اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک

^۱ Bikhchandeni & Sharma

^۲ Kelin et al

است و به‌عنوان شاخصی برای رتبه‌بندی ریسک دارایی‌های مختلف به کار می‌رود و با بازده مورد انتظار رابطه‌ای مستقیم و مثبت دارد.

با شروع انتقادات از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بیان ضعف بتا در توضیح بازده، تحقیقات زیادی در راستای بررسی بی‌ثباتی بتا و پدیده بازگشت بتا انجام پذیرفت. از جمله تحقیقاتی که به بررسی رفتار بتا پرداخته‌اند می‌توان به چان و جوی^۱ (۱۹۹۶)، گودینگ و مالی^۲ (۱۹۹۷)، جاگاناتان و وانگ^۳ (۱۹۹۹) و دیپک چاولا^۴ (۲۰۰۱) اشاره کرد که در تمامی این تحقیقات به تأثیرپذیری بتا از عوامل مختلف که باعث تغییر رفتار آن می‌شود اشاره گردیده است. از این‌رو تغییر رفتار در بتا با فرضیات مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM متفاوت بوده و این تناقض باعث ایجاد این نگرانی می‌شود که آیا CAPM در حوزه کاربردی خود از قبیل، ارزیابی عملکرد، قیمت‌گذاری اوراق بهادار، تشکیل مرز کارا و پرتفوی بهینه، رتبه‌بندی دارایی‌ها، کارایی بازار، نرخ تنزیل پروژه‌ها، ریسک بازار و... می‌تواند معیاری صحیح و موفق باشد؟ تحقیقاتی که در راستای مطالعات شارپ صورت گرفته است به دو حوزه کلی، بررسی کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بررسی رفتار بتا (به عنوان مهم‌ترین عامل در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای) تقسیم می‌شود که تحقیق حاضر در راستای تحقیقات حوزه دوم قرار گرفته است.

حال با توجه به اهمیت بازار سرمایه به عنوان زیر مجموعه‌ای از نظام مالی و نقش اساسی آن در رابطه با هدایت و تخصیص پس‌انداز بلندمدت جامعه به سمت سرمایه‌گذاری در امور مولد و اشتغال‌زا و نهایتاً تأثیر آن بر اقتصاد کلان کشور و همچنین آگاهی از چگونگی رفتار سرمایه‌گذاران در این فرایند معاملاتی و تأثیر آن بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و با توجه به کاربردهای اساسی CAPM و اثرپذیری آن از بتا، بررسی رفتارهای غیر نرمال بتا از اهمیت بسیار بالایی برخوردار می‌گردد. افزایش قدرت توضیحی (افزایش ثبات و پایایی) بتای بازار، باعث بالا رفتن اطمینان خاطر سرمایه‌گذاران نسبت به بازده مورد انتظار خود در بازار گردیده که به موجب این امر بازار سهام شکل کاراتری به خود می‌گیرد. تاکنون بتاهای به‌کاربرده شده در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بتاهای تاریخی بوده‌اند که از طریق انجام یک رگرسیون از بازده ماهانه ۶۰ ماه گذشته و یا بازده روزانه ۳ ماه گذشته سهام محاسبه گردیده‌اند. در این رگرسیون رفتار بتای تاریخی، ثابت و بدون هیچ تغییری در نظر گرفته شده است که این ثبات رفتار بتا با نتایج تحقیقات ذکرشده در تناقض می‌باشد. این تحقیق به دنبال آن است تا از طریق بررسی تأثیر رفتار توده‌واری

¹ Chan & Chun

² Gouding & Malei

³ Jaganatan & Wange

⁴ Dipek Chavala

برای رفتار بتا در درجات مختلف ریسک، به فهم میزان کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در اقتصاد کمک نماید. با مرور ادبیات و پیشینه تحقیق مشخص می‌گردد که تاکنون تحقیقی در حوزه سنجش کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از تحلیل توده-واری و بازگشت بتا صورت نگرفته است و این در حالی است که با توجه به اهمیت این موضوع در حوزه مالی و سرمایه‌گذاری تحقیق حاضر به دنبال پاسخ به این پرسش‌ها می‌باشد که آیا رفتار گله-ای در اقتصاد ایران بر معیار کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها می‌شود؟

۱. ادبیات تحقیق

۱-۱. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

مارکوویتز^۱ (۱۹۶۸) پایه و اساس CAPM را بنا نهاد. او در بازده مورد انتظار و واریانس آن را در پرتفوی سرمایه‌گذاران انتخابی به دست آورد. مارکوویتز بیان کرد که سرمایه‌گذاران به‌طور مطلوب یک پرتفوی کارای میانگین واریانس را نگهداری می‌کنند. پرتفوی کارای میانگین واریانس یک پرتفوی با بالاترین بازده مورد انتظار برای یک سطح مشخص از واریانس است. شارپ و لینتنر^۲ (۱۹۷۶) کار مارکوویتز را توسعه دادند. آن‌ها نشان دادند که اگر سرمایه‌گذاران انتظارات یکسان داشته باشند و به‌طور مطلوب پرتفوی کارای میانگین واریانس را نگهداری کنند آنگاه بدون وجود اختلاف‌نظر در بازار و بین سرمایه‌گذاران، همه منابع سرمایه‌گذاری شده یا پرتفوی بازار، همان پرتفوی کارا خواهد بود. معادله مرسوم مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اشاره مستقیم بر کارایی پرتفوی بازار دارد. اشتقاق شارپ و لینتنر از مدل فرض می‌کند که امکان قرض گرفتن و قرض دادن با نرخ بهره بدون ریسک وجود دارد. در چنین حالتی برای بازده مورد انتظار دارایی i می‌توان گفت:

$$E[R_i] = R_f + \beta_{im}(E[R_m] - R_f)$$

$$\beta_{im} = \frac{cov[R_i, R_m]}{var[R_m]}$$

که R_m ، بازده پرتفوی بازار است و R_f بازده دارایی بدون ریسک است. در نسخه شارپ-لینتنر مقدار بازدهی که بیشتر از نرخ بدون ریسک است، به‌صورت بازده اضافی بیان می‌شود. اگر Z_i نشان‌دهنده مقدار بازده بیشتر از نرخ بدون ریسک i امین دارایی باشد، آنگاه:

$$Z_i \equiv R_i - R_f$$

¹ Markowitz

² Sharp & Lintner

بنابراین برای CAPM شارپ-لینتنر:

$$E[Z_i] = \beta_{im} E[Z_m]$$

$$\beta_{im} = \frac{cov[Z_i, Z_m]}{var[Z_m]}$$

۲-۱. بازگشت بتا

بازگشت بتا به پدیده‌ای گفته می‌شود که طی آن، رفتار بتا نسبت به روند تاریخی خود متفاوت می‌گردد و در جهت عکس آن تغییر جهت می‌دهد. بازگشت بتا موجب بی‌ثباتی آن در بازار گردیده و باعث می‌گردد تا مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کارایی لازم را جهت ارزیابی عملکرد نداشته باشد (خو و ژائو^۱، ۲۰۱۷). با شروع انتقادات از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بیان ضعف بتا در توضیح بازده، تحقیقات زیادی در راستای بررسی بی‌ثباتی بتا و پدیده بازگشت بتا انجام پذیرفت. ازجمله تحقیقاتی که به بررسی رفتار بتا پرداخته‌اند می‌توان به چان و چوی^۲ (۱۹۹۶)، گودینگ و مالی^۳ (۱۹۹۷)، جاگاناتان و وانگ^۴ (۱۹۹۹) و دیپک چاولا^۵ (۲۰۰۱) اشاره کرد. در تمامی این تحقیقات به تأثیرپذیری بتا از عوامل مختلف که باعث تغییر رفتار آن می‌شود اشاره گردیده است.

۳-۱. رفتار گله‌ای

رفتار گله‌ای عبارت است از، پذیرش ریسک فراوان بدون اطلاعات کافی، به عبارتی می‌توان آن را قصد و نیت آشکار سرمایه‌گذاران جهت تکرار کردن رفتار سایر سرمایه‌گذاران تعریف نمود. در این خصوص شکل‌گیری رفتارهای گله‌ای که از آن به رفتارهای توده‌وار تعبیر می‌شود، چگونگی اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری از میان گزینه‌های مختلف توسط سرمایه‌گذاران را تا حدودی توجیه می‌کند. رفتار توده‌وار حاکی از تمایل انسان به رفتار کردن شبیه دیگران است. توده به بیان دیگر رفتار مجموعه‌ای از افراد گفته می‌شود که بدون هماهنگی با یکدیگر، رفتاری شبیه به هم از خود نشان می‌دهند. بنابراین، این امر باید از (توده‌واری کاذب) یعنی شکل‌گیری توده‌واری زمانی که گروهی از افراد با در اختیار داشتن اطلاعات مشابهی، تصمیم یکسانی اتخاذ می‌نمایند، مجزا شود. چنین توده‌واری نتیجه کارایی بازار است، در حالی که (توده‌واری عمدی) لزوماً کارا نیست. البته

¹ Xu & Zhao

² Chan & Chun

³ Gouding & Malei

⁴ Jaganatan & Wange

⁵ Dipek Chavala

باید خاطر نشان کرد عملاً تمایز قائل شدن بین توده‌واری کاذب و عمدی به راحتی ممکن نیست (خو و ژائو^۱، ۲۰۱۴).

در رابطه با رفتار توده‌وار دو دیدگاه متفاوت وجود دارد: (۱) دیدگاه رفتار توده‌وار عقلایی و (۲) دیدگاه رفتار توده‌وار غیرعقلایی. رفتار توده‌وار عقلایی بر روانشناسی سرمایه‌گذار تمرکز دارد. اعتقاد این دیدگاه بر این است که مدیران بدون مد نظر قرار دادن تجزیه و تحلیل عقلایی، صرفاً به تقلید کورکورانه از یکدیگر روی می‌آورند، در نتیجه سرمایه‌گذاران عاقل‌تر قادر به کسب سود بیشتری از این رفتار هستند. همچنین دیدگاه رفتار توده‌واری غیر عقلایی بیان می‌دارد که سرمایه‌گذاران به حرکت‌های بازار توجه داشته و بازار به هر سمتی حرکت نماید، معاملات آنان جهت می‌گیرد و در این حرکت‌ها افرادی که زودتر وارد معاملات می‌شوند سود می‌برند که این در حالی است که اکثر این تصمیمات غیر عقلایی می‌باشد. مطالعه پدیده رفتار گروهی، در پدیده‌هایی از جمله: حباب بازار سهام، سقوط بازار سهام، آشوب‌های خیابانی، آزار اقلیت‌ها، تظاهرات سیاسی و یا هواخواهی‌های مذهبی یا سیاسی صورت گرفته است. حالت تجمع افراد و ایجاد جو، باعث تشدید حالت‌های شادی یا غم می‌شود که یک اثر ذهنی - روانی است. در این تجمعات افراد رفتاری شبیه جمعیت انجام می‌دهند، بدون آنکه در مورد آن تفکر خاصی داشته باشند (تهییج اجتماعی) که برخی از این حالت‌ها ملایم‌اند و برخی با تشنج زیاد هستند کلین و همکاران^۲ (۲۰۱۳).

۴-۱. پیشینه تحقیق

چانگ و همکاران (۲۰۰۰) رفتار توده‌وار را در بازار بین‌الملل (آمریکا، هنگ کنگ، ژاپن، کره جنوبی و تایوان) مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با بکارگیری داده‌های قیمت روزانه سهام در تحلیل‌شان کار کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) را توسعه دادند و رویه‌ای قویتر برای کشف توده واری بر مبنای بازده سهام ارائه دادند و به این نتیجه دست یافتند که توده‌واری در آمریکا، هنگ کنگ و ژاپن وجود ندارد اما در کره جنوبی و تایوان نشانه‌هایی از توده واری وجود دارد. چن و همکاران (۲۰۱۶) توده‌واری را در بازار سهام چین با استفاده از روش کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از بازده روزانه سهام طی دوره‌های ژانویه ۱۹۹۶ تا دسامبر ۲۰۱۵ استفاده نمودند و به این نتیجه دست یافتند که توده واری میان سرمایه‌گذاران خارجی (دارنده سهام نوع B) در بازار سهام چین وجود دارد. هوانگ و سالمون (۲۰۱۶) با استفاده از پراکندگی مقطعی عامل حساسیت دارایی‌ها در بازار روش جدیدی ارائه دادند و توده‌واری به سمت یک بخش یا سبک خاص رو مورد

¹ Xu & Zhao

² Kelin et al

بررسی قرار دادند. در این روش می‌توان میزان توده‌واری به سمت سایر عوامل را نیز اندازه‌گیری کرد. آن‌ها توده واری را در بازارهای سهام توسعه یافته و نوظهور آمریکا و کره جنوبی طی دوره زمانی ۱ ژانویه ۱۹۹۳ تا ۳۰ نوامبر ۲۰۱۵ با استفاده از داده‌های روزانه مورد بررسی قرار دادند و شواهدی از توده‌واری را در هر دو بازار رونقی و رکودی یافتند. همچنین بازار آمریکا توده‌واری قابل توجهی به سمت عامل ارزش داشت. دمیرر و همکاران (۲۰۰۷) توده‌واری را در ۶ منطقه جغرافیایی شامل بازار سهام توسعه یافته (آمریکا و اروپای غربی) و بازار سهام آفریقا، آسیا، اروپای مرکزی و شرقی، آمریکا لاتین و خاورمیانه به کمک قیمت روزانه بازار سهام برای هر کشور طی دوره مارس ۱۹۹۸ تا آوریل ۲۰۱۴ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با بکارگیری مدل کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) و چانگ و همکاران (۲۰۰۰) بررسی کردند که آیا بازده‌ها در زمان استرس بازار طبق پیش‌بینی‌های CAPM رفتار می‌کند یا خیر. طبق روش کریستی و هوانگ (CH) هیچ شواهدی از توده‌واری در هیچ منطقه‌ای بدست نیامد، اما آن‌ها با استفاده از آزمون چانگ و همکاران^۱ (۲۰۱۵) با بکارگیری شاخص‌های نوین مالی رفتاری به شواهدی از توده‌واری در بازارهای آسیا و خاورمیانه درست یافتند. گودفلو و همکاران^۲ (۲۰۰۹) نیز با استفاده از مدل‌های CH و CCK وجود توده‌واری را طی نوسانات رو به بالا و نوسانات رو به پایین در بازار نوظهور لهستان از جولای ۱۹۹۶ تا نوامبر ۲۰۱۶ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نشان دادند که سرمایه‌گذاران فردی در بازاری که نوسان رو به پایین دارد دچار توده‌واری می‌شوند و در بازارهایی با نوسان رو به بالا، توده‌واری کمتری دارند. همچنین سرمایه‌گذاران سازمانی دچار توده‌واری نمی‌شوند. ناتی ویداد و همکاران^۳ (۲۰۱۷) اثرات توده‌واری بر نوسانات بازار سهام اسپانیا را به عنوان پیامدی ناشی از عدم اطلاع رسانی مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها توده‌واری را به طور روزانه طی دوره ۱ دسامبر ۱۹۹۷ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار دادند و از معیار توده‌واری پیترسون و شارما^۴ (۲۰۱۶) که بر مبنای مدل آبشار اطلاعاتی است، استفاده نمودند و به این نتیجه دست یافتند که وجود توده‌واری بر نوسان جاری بازار تأثیر می‌گذارد اما بر نوسان جاری بازار تأثیر می‌گذارد اما بر نوسان آتی بازار مورد انتظار تأثیر ندارد. کلین و همکاران (۲۰۱۳) به آزمون رفتار توده‌واری با استفاده مدل مارکوف، طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۰ در بازار سهام آمریکار پرداختند. آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که در اقتصاد آمریکا در طول دوره‌هایی که نوسان پذیری بالاست، سرمایه‌گذاران به طور نادرستی بر عامل‌های بنیادین

¹ Chang et al

² GudFloo et al

³ Nati Vidad et al

⁴ Piterson & Sharma

متکی اند تا بر اجماع بازار. دمیرر و همکاران^۱ (۲۰۱۳) به بررسی رفتار توده‌واری تحت نوسانات (رژیم‌های) مختلف بازار با استفاده از مدل مارکوف در بازارهای سهام حاشیه خلیج فارس در طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۲ پرداختند. آن‌ها معتقدند که در این رویکرد، توده‌واری تحت نوسانات (رژیم‌های) مختلف بازار وجود دارد. آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که بازارهای سهام حوزه خلیج فارس (کویت، عربستان سعودی، دبی، ابوظبی و قطر) دارای سه وضعیت (با نوسان‌پذیری کم، بالا و شدید) می‌باشند. آن‌ها همچنین به این نتیجه دست یافتند که رفتار توده‌واری تحت نوسان (رژیم) شدید برای تمامی بازارها به جز قطر وجود دارد. خو و ژائو^۲ (۲۰۱۶) در تحقیقی با عنوان "بتا هنوز زنده است" به بررسی قدرت پیش‌بینی بتا در توضیح بازده مورد انتظار پرداختند. آن‌ها با ارزیابی بتا و نوسانات ویژه سهام NASDAQ در بازه زمانی ۱۹۶۳ تا ۱۹۸۶ به این نتیجه رسیدند که بتا قدرت توضیحی بالایی در پیش‌بینی بازده داشته و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را جهت ارزیابی دارایی‌ها مناسب می‌دانند. خو و ژائو (۲۰۱۷) در تحقیقی دیگر به بررسی شکست مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام انفرادی با ویژگی بتا و ریسک نوسانات ویژه بالا بر اساس مدل چندعاملی فاما و فرنچ پرداخته‌اند. آن‌ها با تحلیل سهام NASDAQ در بازه زمانی ۱۹۶۳ تا ۲۰۱۵ به دنبال بررسی بی‌ثباتی بتا در سهام با ویژگی‌های مذکور بوده و به این نتیجه رسیدند که بتا در این سهام دارای بی‌ثباتی است و میل به بازگشت دارد که این مطلب بیان‌کننده ضعف مدل CAPM در ارزیابی این نوع از سهام خواهد بود.

۲. روش شناسی

روش تحقیق مورد استفاده در این پژوهش از نوع تحقیقات همبستگی است که جهت آزمون سوالات تحقیق از روشی رگرسیونی استفاده شده است. در این پژوهش به‌منظور بررسی رفتار بتا و پدیده بازگشت بتا با توجه به نوع داده و مدل‌های تجزیه و تحلیل آماری، از روش داده‌های مقطعی استفاده می‌گردد. با توجه به اینکه در این تحقیق، بازگشت بتا در حالت‌های مختلف و با متغیرهای گوناگون مورد بررسی قرار می‌گیرد برای هر حالت با توجه به متغیرهای معرفی شده اقدام به تشکیل پرتفوی با کمک گرفتن از نظریه فاما و فرنچ خواهد شد. در بخش ۱ پرسش اول، شرکت‌ها را از لحاظ درجات مختلف ریسک دو متغیر بتا متحرک و نوسانات ویژه به پنج قسمت تقسیم کرده (هر قسمت ۱ درجه از سطح ریسک) و با تشکیل ۵ درجه ریسک برای هر طرف، در نهایت یک ماتریس ۵×۵ از فصل مشترک آن‌ها ۲۵ پرتفوی حاصل می‌شود که هر سهم با توجه به

¹ Demir et al

² Xu & Zhao

خصوصیاتش در پرتفوی مربوطه جای می‌گیرد. یعنی ۲۵ پرتفوی مرتب شده بر اساس بتا متحرک و نوسانات ویژه تشکیل می‌گردد که بازده ۱۰ ساله سهام موجود در آن با میانگین وزنی برابر، گرفته شده و برای هر پرتفوی یک بازده بدست می‌آید که بازده ۱۰ ساله مجموعه‌ای از سهام است. به همین ترتیب برای پرسش‌های بعد هم با توجه به متغیر به کار رفته در آن، مشابه پرسش اول ۲۵ پرتفوی تشکیل داده می‌شود. سپس با استفاده از رگرسیون مقطعی، برای هر پرتفوی تاثیرگذاری متغیرهای بتا متحرک و نوسانات ویژه و صرف ریسک بازار را بر بازده پرتفوی اندازه گیری می‌گردد که عدد آماره آن در سطح معناداری ۹۵٪ در زیر بازده هر پرتفوی نشان داده می‌شود.

۲-۱. جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری تحقیق حاضر شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور از داده‌های ماهانه شرکت‌ها مذکور که در طی دوره تحقیق فعالیت مستمر داشته‌اند استفاده گردیده است. بازه زمانی تحقیق به مدت ۱۰ سال است که از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته‌شده است. از این جهت روش نمونه‌گیری این تحقیق، روش حذف سیستماتیک است. جامعه آماری این تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۸ است که واجد شرایط ذیل بوده‌اند:

۱. جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها، واسطه‌گری‌های مالی و هلدینگ به دلیل متفاوت بودن ماهیت و طبقه‌بندی اقلام صورت‌های مالی نسبت به شرکت‌های تولیدی نباشند،
۲. سهام شرکت‌ها دارای ارزش دفتری مثبت باشند،
۳. فاقد توقف معاملاتی برای مدت بیش از ۳ ماه باشند،
۴. سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشند،
۵. اطلاعات مالی شرکت در دوره مورد مطالعه در دسترس باشد.
۶. در نهایت تعداد ۱۱۵ شرکت نمونه نهایی را تشکیل داده‌اند.

۲-۲. مدل و متغیرهای پژوهش

جهت سنجش آزمون فرضیات از مدل ۴ عاملی کاره‌ارت استفاده شده است که عامل توده واری به آن اضافه شده و در نهایت مدل زیر ارائه می‌گردد:

$$R_p = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + S_i r_{SMB} + h_i r_{HML} + u_i r_{UMD} + \beta_i CASD_i + \epsilon_{i,t}.$$

در این مدل:

R_{it} : نرخ بازده سهام: میزان بازده و منفعتی که سرمایه‌گذار از خرید سهم خود از تغییرات قیمت یا تقسیم سود در طول دوره نگهداری به دست می‌آورد.

$$R_{it} = \frac{P_{t+1} - P_t + D_t}{P_t}$$

R_f : بازده بدون ریسک: مقدار بازدهی که سرمایه‌گذار بدون تحمل هیچ ریسکی می‌تواند کسب می‌کند. در این پژوهش نرخ بازده بدون ریسک برابر با نرخ بازدهی اوراق مشارکت اعلام‌شده توسط بانک مرکزی در نظر گرفته شده است.

$CASD$: توده‌واری: رفتار توده‌وار، به رفتاری گفته می‌شود که افراد باورهای خود را نادیده گرفته و تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را صرفاً بر اساس حرکات گروهی بازار اتخاذ می‌نمایند.

در این تحقیق با استفاده از مدل چانگ و همکاران (۲۰۰۰) توده‌واری در بازار مورد بررسی قرار می‌گیرد. چانگ و همکاران (۲۰۰۰) انحراف معیار مطلق مقطعی بازده (CSAD) را به عنوان معیاری از پراکندگی بازده به کار می‌گیرند و آن را به صورت زیر محاسبه می‌نمایند:

$$CASD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |R_{it} - R_{mt}|$$

CASD: انحراف مطلق مقطعی بازده‌ها در دوره t

N : تعداد سهام موجود در پرتفوی

$R_{i,t}$: بازده سهم شرکت i در دوره t

$R_{m,t}$: میانگین بازده N سهم در پرتفوی کل بازار در روز t

R_m : بازده بازار: بازده بازار از طریق تغییرات مقادیر شاخص بورس اوراق بهادار تهران محاسبه گردیده است.

$$R_m = \frac{I_{t+1} - I_t}{I_t}$$

β : بتای متحرک: بتای محاسبه‌شده بر اساس اطلاعات تاریخی ۳ سال گذشته است، که روند بهتری از ریسک سیستماتیک را برای دوره‌های مختلف نشان می‌دهد و از طریق رگرسیون متحرک برای هرماه محاسبه شده است.

$$\beta = \frac{cov(R_i, R_m)}{var(R_m)}$$

IV، نوسانات ویژه: نوسانات ویژه به آن دسته از ریسک‌هایی گفته می‌شود که غیرمعمول و نادر هستند و قابلیت پیش‌بینی آن‌ها نسبت به سایر ریسک‌ها بسیار کمتر است و سهامی که ریسک نوسانات ویژه بالایی دارند به‌عنوان سهام پرخطر معرفی می‌گردند.

$$\left[(R_i - R_f) - (E(R_i - R_f)) \right] = \text{Residual}(\varepsilon)$$

$$IV = \sqrt{\text{var}(\varepsilon)}$$

B/M، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: از تقسیم مقدار ارزش دفتری هر سهم بر قیمت بازار به دست می‌آید.

$$B/M = \frac{\text{Book Value}}{\text{Market Value}}$$

M، مومنتوم: عبارت است از تمایل قیمت سهم برای ادامه دادن روند قبلی خود (تمایل به افزایش قیمت، اگر قیمت در حال بالا رفتن است و تمایل به کاهش قیمت، اگر قیمت در حال پایین آمدن است). عامل مومنتوم با کسر میانگین موزون معادل بهترین شرکت به لحاظ عملکرد از میانگین موزون معادل ضعیف‌ترین شرکت به لحاظ عملکردی محاسبه می‌شود. متغیر مومنتوم بر اساس اطلاعات تاریخی ۳ سال گذشته محاسبه شده است.

۳. نتایج تحقیق

۳-۱. آمار توصیفی

به منظور شناخت هرچه بهتر جامعه مورد بررسی و آشنایی با متغیرهای پژوهش، قبل از تجزیه و تحلیل داده‌های آماری، لازم است این داده‌ها توصیف شوند. توصیف آماری داده‌ها، گامی در جهت تشخیص الگوی حاکم بر آن‌ها و پایه‌ای برای تبیین روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش به کار می‌رود. جدول آمار توصیفی برای هر پرتفوی به صورت جداگانه محاسبه گردیده و جدول زیر برای یک پرتفوی به عنوان نمونه ارائه گردیده است.

جدول شماره ۱. آمار توصیفی داده‌ها

	بتا	نوسانات ویژه	بتا متحرک	M/B	توده واری	بازده پرتفوی
میانگین	۰/۴۰	۰/۰۱	-۰/۰۴	۰/۳۳	۰/۲۱	۰/۰۵۶
حداکثر	۱/۳۸	۰/۰۶	۰/۸۲	۱/۱۸	۰/۵۹	۷/۹۱

حدافل	۰/۰۰۷	۰/۰۰	-۰/۹۱	۰/۰۹	۰/۰۰	-۰/۹۴
انحراف استاندارد	۰/۳۱	۰/۰۱۰	۰/۳۸۰	۰/۲۹	۰/۰۶	۱/۳۷
چولگی	۱/۳۶	۱/۹۸	-۰/۲۲	۱/۶۴	۱/۲۴	۳/۶۱
کشیدگی	۴/۴۷	۱۰/۵۱	۲/۹۱۶	۵/۰۹	۴/۰۷	۱۹/۵۱
تعداد مشاهدات	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰

منبع: یافته های پژوهشگر

میانگین متغیرهای IV_d , β_i , $Beta_r$, B/M , $CASD$ و R_p در طی سال های مورد بررسی، به ترتیب برابر با ۰,۴۰۰، ۰,۰۱۵، -۰,۰۴۴، ۰,۳۳۹، ۰,۲۱۳ و ۰,۰۵۶ است. با توجه به جدول مشاهده می شود که متغیر R_i با انحراف معیار ۱,۳۷۱۷ دارای بیشترین پراکندگی و متغیر IV_d با انحراف معیار ۰,۰۱۰۷ دارای کمترین پراکندگی و نوسان می باشند. آزمون جاک برا، برای توصیف نرمال یا غیر نرمال بودن داده ها استفاده می گردد و فرض صفر این آزمون مبتنی بر نرمال بودن داده ها است. همچنین تعداد مشاهدات برای هر پرتفوی ۱۲۰ (۱۰ سال و داده های ماهانه) بوده و برای کل تحقیق تعداد مشاهدات $120 \times 25 = 3000$ است.

۲-۳. همبستگی متغیرها

جدول شماره ۲. همبستگی میان متغیرها

	بتا	نوسانات ویژه	بتا متحرک	ارزش دفتری به ارزش بازار	توده واری	بازده پرتفوی
بتا	۱					
نوسانات ویژه	۰/۶۱	۱				
بتا متحرک	۰/۴۸	۰/۴۵	۱			
ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۵۶	۰/۳۶	۰/۶۸	۱		
توده واری	۰/۶۰	۰/۵۷	۰/۵۳	۰/۴۸	۱	
بازده پرتفوی	۰/۶۰	۰/۳۳	۰/۷۳	۰/۶۷	۰/۶۰	۱

منبع: یافته های پژوهشگر

در جدول ۲ همبستگی بین متغیرهای تحقیق گزارش شده است. نتایج به دست آمده نشان دهنده عدم همبستگی شدید بین متغیرهای توضیحی تحقیق است. در صورتی که همبستگی شدیدی (بالتر از ۸۰ درصد) بین متغیرها وجود داشته باشد احتمال همخطی بین متغیرهای توضیحی تحقیق افزایش می‌یابد و شواهد دال بر وجود همخطی بین متغیرها وجود خواهد داشت.

۳-۳. آزمون نهایی

در این بخش، برای پاسخ دادن به دو پرسش اصلی تحقیق ابتدا به تبعیت از خو و ژائو (۲۰۱۴) از مدل ۴ عاملی کاره‌ارت با فرض صفر " با افزایش درجات ریسک بازده به‌طور معنی‌دار افزایش می‌یابد" استفاده گردیده است که معیار توده‌واری به آن افزوده شده است و در نهایت نتایج حاصل از آن تفسیر شده است:

$$R_p = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + S_i r_{SMB} + h_i r_{HML} + u_i r_{UMD} + \beta_i CASD_i + \epsilon_{i,t}.$$

همچنین برای سنجش اعتبار مدل و بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک لازم است علاوه بر بررسی عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل وارد شده در مدل، آزمون‌هایی در ارتباط با همسانی واریانس‌ها، استقلال باقیمانده‌ها و عدم وجود خطای تصریح مدل (خطی بودن مدل) نیز انجام شود. برای آزمون نرمال بودن جملات خطا از آزمون‌های مختلفی می‌توان استفاده کرد. بر اساس آزمون وایت مشخص گردید مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس نیست. همچنین مقدار آماره دوربین و اتسون (D-W) به دست آمده برای آزمون‌ها نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای خطای مدل رگرسیونی در اکثر موارد بود و مقدار این آماره در نزدیک ۲ قرار داشت. در مواردی که بر اساس ضریب به دست آمده D-W شواهدی دال بر وجود خودهمبستگی در مدل وجود داشته است این مشکل از طریق روش‌های خود رگرسیونی (AR) و میانگین متحرک (MA) رفع گردیده است.

۳-۳-۱. تحلیل پرسش اول

آزمون ۱

در این آزمون سوال اول پژوهش که تاثیر توده‌واری سرمایه‌گذاران بر پدیده بازگشت بتا در کل بازار بورس اوراق بهادار تهران است، تحت دو معیار (بتا متحرک و نوسانات ویژه) بررسی شده است. در این تحقیق از رگرسیون مقطعی و جهت تخمین مدل از روش OLS استفاده شده است که نتایج آزمون این بخش در جدول شماره ۳ آورده شده است. همچنین مقدار آماره توده‌واری CASD

برای این آزمون که بر مبنای میانگین وزنی برای (نسبت وزن هر پرتفوی در جدول) برابر با ۲/۶۸ است به معنای وجود توده‌واری می‌باشد.

جدول شماره ۳. آزمون ۱ پرسش اول

ستون {بتا متحرک}، سطر {نوسانات ویژه}						
H-L	۵(زیاد)	۴	۳	۲	۱(کم)	
۰/۳۴ (۰/۵۴)	۰/۷۱ (۲۹/۱۲)	۰/۶۳ (۴۰/۷۶)	۰/۵۹ (۴۱/۶۴)	۰/۵۴ (۳۳/۱۵)	۰/۳۷ (۴۶/۲۹)	۱(کم)
۰/۱۲ (۰/۶۰)	۰/۴۶ (۵۱/۲۷)	۰/۶۷ (۳۰/۷۴)	۰/۶۱ (۴۲/۶۸)	۰/۵۲ (۵۴/۳۱)	۰/۳۴ (۷۳/۴۹)	۲
-۰/۰۳ (۸/۰۹۴)	۰/۳۸ (۴۲/۹۰)	۰/۷۲ (۲۴/۹۶)	۰/۴۴ (۴۶/۸۹)	۰/۶۳ (۶۴/۳۷)	۰/۴۱ (۲۳/۸۳)	۳
-۰/۱ (۱۱/۳۵)	۰/۴۱ (۸۴/۶۳)	۰/۶۱ (۱۹/۲۲)	۰/۵۷ (۶۲/۴۷)	۰/۶ (۲۱/۳۳)	۰/۵۱ (۳۴/۰۶)	۴
-۰/۱۸ (۹/۸۳)	۰/۳۸ (۸۰/۹۴)	۰/۵۹ (۹۲/۳۰)	۰/۴۳ (۵۳/۷۱)	۰/۶۱ (۷۹/۴۰)	۰/۵۶ (۴۳/۷۲)	۵(زیاد)
	-۰/۳۳ (۶/۹۳)	-۰/۰۴ (۸/۶۱)	-۰/۱۶ (۷/۰۱۸)	۰/۰۷ (۰/۵۱۸)	۰/۱۹ (۰/۲۷)	H-L
در هر خانه جدول عدد اول مقدار بازدهی و عدد داخل پرانتز مقدار آماره t است.						

منبع: یافته های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌گردد برای هر پرتفوی یک عدد آماره f در سطح اطمینان ۹۵٪ به دست آمده است. در سطر ۱ جدول (در سطح ۱ نوسانات ویژه) همان‌طور که ملاحظه می‌گردد با افزایش درجات بتای متحرک بازده پرتفوی‌ها نیز افزایش یافته، به گونه‌ای که اختلاف میان بالاترین و پایین‌ترین آن ۰/۳۴ بوده و عدد آماره پرتفوی (۰/۵۴) در سطح اطمینان ۹۵٪ (عدد آماره در این سطح ۱/۹۶ است)، اختلاف بازده معنادار بوده و با توجه به صعودی بودن روند بازده، تناقضی به وجود نیامده است و فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد نمی‌شود.

¹ Low

² High

در سطح ۲ از نوسانات ویژه مشاهده می‌شود که با افزایش درجات بتا متحرک بازده به‌طور منظم افزایش نیافته است (در سطوح ۳ و ۵ بتا متحرک درازای افزایش بتا بازده کاهش یافته است) ولی اختلاف بالاترین و پایین‌ترین بازده ۰/۱۲ شده است (اختلاف بازده معنادار هست) و فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد نشده است. در سطح ۳ نوسانات ویژه علاوه بر مشاهده نامنظمی بازده در ازای افزایش بتا متحرک، اختلاف بالاترین و پایین‌ترین بازده منفی می‌باشد و عدد آماره در سطح معنی‌داری ۰/۹۵ کمتر از ۱/۹۶ بوده که فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد شده و فرض جایگزین مبتنی بر برابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، تأیید می‌شود و این بدین معناست که بازگشت بتا در این سطح رخ داده و با افزایش بتا بازده افزایش نیافته است و باعث تناقض با یافته‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شده است. در سطح ۴ و ۵ نوسانات ویژه هم ملاحظه می‌گردد که با افزایش بتا متحرک بازده‌ها سیر منظمی را جهت افزایش بازده نداشته و اختلاف بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح از بتا متحرک منفی می‌باشد و عدد آماره در سطح معنی‌داری ۰/۹۵ کمتر از ۱/۹۶ بوده که فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد شده و فرض جایگزین مبتنی بر برابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، تأیید می‌شود که بیانگر رخ داد بازگشت بتا می‌باشد. همین‌طور می‌توان در سطوح مختلف بتا متحرک، این روند را با افزایش نوسانات ویژه ملاحظه کرد. در بررسی روند بازدهی (بر اساس تغییرات معیار رسیک نوسانات ویژه) نتایج نشان می‌دهد که با وجود توده‌واری در پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری در نواحی پر ریسک کل بازار بورس اوراق بهادار تهران پدیده بازگشت بتا به وجود آمده است ولی این عامل در نواحی کم ریسک دیده نشده است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد در سطوح اولیه بتا متحرک روند افزایشی بازده در ازای بالا رفتن نوسانات ویژه منظم می‌باشد ولی با افزایش سطوح بتا متحرک (نزدیک شدن به پرتفوی‌های پر ریسک) دیگر شاهد روند صعودی بازده نبوده و در بعضی از سطوح با کاهش بازده همراه هستیم به‌طوری‌که در سطوح ۳ و ۴ و ۵ بتای متحرک اختلاف بالاترین و پایین‌ترین بازده منفی شده و به ترتیب ۰/۱۶- و ۰/۰۴- و ۰/۳۳- می‌باشد و همچنین عدد آماره در سطح معنی‌داری ۰/۹۵ کمتر از ۱/۹۶ بوده که فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد شده و فرض جایگزین مبتنی بر برابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، تأیید می‌شود که می‌توان گفت با نزدیک شدن به منطقه پر ریسک (سطوح بالای بتای متحرک و نوسانات ویژه) در ازای بالا رفتن ریسک با افزایش بازده مواجه نبوده و احتمال رخ داد بازگشت بتا در این سطوح بیشتر می‌شود. همچنین در بررسی روند بازدهی (بر اساس تغییرات بتای متحرک) نتایج نشان می‌دهد که با وجود

توده‌واری در پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری در نواحی پر ریسک کل بازار بورس اوراق بهادار تهران پدیده بازگشت بتا به وجود آمده است ولی این عامل در نواحی کم ریسک دیده نشده است.

آزمون سوال ۲

در این قسمت پرسش دوم تحقیق، تحت دو معیار (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار) بررسی شده است. در این تحقیق از رگرسیون مقطعی و جهت تخمین مدل از روش OLS استفاده شده است که نتایج آزمون این بخش در جدول شماره ۴ آورده شده است. همچنین مقدار آماره توده‌واری CASD برای این آزمون که بر مبنای میانگین وزنی برای (نسبت وزن هر پرتفوی در جدول) برابر با ۲/۷۶ است که به معنای وجود توده‌واری است.

جدول شماره ۴. نتایج آزمون پرسش دوم

ستون {بتا متحرک}. سطر {نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار}						
H-L	۵(زیاد)	۴	۳	۲	۱(کم)	
۰/۲۰ (۰/۶۸)	۰/۷۴ (۲۷/۵۶)	۰/۶۸ (۴۸/۲۵)	۰/۶۷ (۱۴/۱۳)	۰/۶۳ (۱۴/۶۱)	۰/۵۴ (۱۲/۳۱)	۱(کم)
۰/۱۵ (۰/۶۳)	۰/۷۳ (۱۵/۳۲)	۰/۷۱ (۱۳/۴۳)	۰/۶۹ (۱۹/۵۳)	۰/۶۳ (۱۵/۴۰)	۰/۵۸ (۱۶/۲۴)	۲
-۰/۱۰ (۳/۶۲)	۰/۶۱ (۶۱/۹۱)	۰/۶۳ (۱۲/۱۵)	۰/۷۶ (۲۷/۸۱)	۰/۶۷ (۴۸/۱۷)	۰/۶۲ (۳۱/۲۶)	۳
-۰/۸ (۹/۸۴)	۰/۶۰ (۳۶/۷۹)	۰/۶۱ (۶۷/۳۴)	۰/۸۱ (۳۵/۱۰)	۰/۶ (۲۶/۶۶)	۰/۶۸ (۴۵/۹۳)	۴
-۰/۲۱ (۵/۹۷)	۰/۵۱ (۴۳/۶۴)	۰/۴۸ (۵۵/۱۰)	۰/۷۱ (۳۳/۸۵)	۰/۷۴ (۴۷/۲۷)	۰/۷۲ (۴۶/۹۸)	۵(زیاد)
	-۰/۲۳ (۶/۰۹)	-۰/۲۰ (۷/۴۶)	۰/۰۴ (۷/۰۴)	۰/۱۱ (۰/۶۹)	۰/۱۸ (۱/۶۱)	H-L
در هر خانه جدول عدد اول مقدار بازدهی و عدد داخل پرانتز مقدار آماره t است						

منبع: یافته های پژوهشگر

در سطح ۱ و ۲ متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ملاحظه می‌شود که با افزایش مقادیر بتا متحرک، بازده سهام به‌طور منظم و صعودی افزایش می‌یابد و اختلاف بازده در بالاترین و

پایین‌ترین سطح از بتای متحرک به ترتیب $0/20$ و $0/15$ است که عدد آماره در سطح اطمینان 95% برای هر دو سطح کوچک‌تر از $1/96$ بوده و اختلاف بازده معنادار بوده و با توجه به صعودی بودن روند بازده، تناقضی به وجود نیامده است و فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد نمی‌شود.

در سطوح 3 و 4 و 5 به دلیل افزایش ریسک پرتفوی‌ها (منطقه پر ریسک بازار) مشاهده می‌شود که روند صعودی بازده منظم نمی‌باشد و در بعضی از سطوح با افزایش بتای متحرک، کاهش بازده را به همراه دارد به‌طوری‌که اختلاف بازده در بالاترین و پایین‌ترین سطح از بتای برای این سه سطح منفی بوده و به ترتیب برابر $-0/01$ و $-0/8$ و $-0/21$ می‌باشد و با توجه به عدد آماره در سطح اطمینان 95% برای هر سه سطح بزرگ‌تر از $1/96$ بوده فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد شده و فرض جایگزین مبتنی بر برابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، تأیید می‌شود که می‌توان نتیجه گرفت که مجدداً بازگشت بتا برای قسمت پر ریسک رخ داده است و رفتار بتا در این نواحی بی‌ثبات می‌گردد. در بررسی روند بازدهی (بر اساس تغییرات بتای متحرک) نتایج نشان می‌دهد که با وجود توده‌واری در پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری در نواحی پر ریسک کل بازار بورس اوراق بهادار تهران پدیده بازگشت بتا به وجود آمده است ولی این عامل در نواحی کم ریسک دیده نشده است.

همین‌گونه می‌توان در سطوح مختلف بتا متحرک، این روند را با افزایش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ملاحظه کرد. مشاهده می‌شود که در سطوح اولیه بتا متحرک روند افزایشی بازده در ازای بالا رفتن نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار منظم می‌باشد ولی با افزایش سطوح بتا متحرک (نزدیک شدن به پرتفوی‌های پر ریسک) دیگر شاهد روند صعودی بازده نبوده و در بعضی از سطوح با کاهش بازده همراه بوده به‌طوری‌که در سطح 3 بتای متحرک اختلاف بازده $0/04$ است و در سطوح 4 و 5 بتای متحرک اختلاف بالاترین و پایین‌ترین بازده منفی شده و به ترتیب $-0/20$ و $-0/23$ است و با توجه به عدد آماره در سطح اطمینان 95% برای هر سه سطح بزرگ‌تر از $1/96$ بوده فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد شده و فرض جایگزین مبتنی بر برابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، تأیید می‌شود که می‌توان گفت با نزدیک شدن به منطقه پر ریسک (سطوح بالای بتای متحرک و نوسانات ویژه) در ازای بالا رفتن ریسک با افزایش بازده مواجه نبوده و احتمال رخ داد بازگشت بتا در این سطوح بیشتر می‌شود. همچنین در بررسی روند بازدهی (بر اساس تغییرات نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار) نتایج نشان می‌دهد که با وجود توده‌واری در پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری در نواحی پر ریسک کل بازار بورس اوراق بهادار تهران پدیده بازگشت بتا به وجود آمده است ولی این عامل در نواحی کم ریسک دیده نشده است.

۴. نتیجه‌گیری

بازارهای سرمایه سازمان یافته و دارای نقدینگی زیاد عامل موثر در توسعه کل اقتصاد از طریق تخصیص سرمایه به پروژه های مهم و ارزیابی سرمایه گذاری هستند. تحصیل کلیه این منافع مشروط به کارایی عملکرد بورس اوراق بهادار است. برای کمک به تحقق کارایی در بازار باید ابعاد مختلف بورس اوراق بهادار و مکانیزم های تاثیر گذار بر آن شناسایی شود و به منظور افزایش سطح آگاهی مشارکت کنندگان در بازار در اختیار آنان قرار گیرد. یکی از عوامل تاثیر گذار بر کارایی عملکرد بورس اوراق بهادار ایجاد روش هایی برای اخذ تصمیمات مناسب سرمایه گذاری توسط سرمایه گذاران است به علت عوامل مختلف تاثیر گذار در تغییرات بازده سهام، سرمایه گذاران هنوز در انتخاب درست مدل تصمیم گیری و قیمت گذاری سهام مردد هستند. در این تحقیق با افزودن مدل چهار عامله ی قیمت گذاری علاوه بر مدل قیمت گذاری فاما و فرنچ و مدل تک عامله ی قیمت گذاری دارای تاثیر عوامل ریسک، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نرخ متوسط بازده سهام برنده و بازنده و بی طرف را بر تغییرات بازده سهام بررسی می‌کند. با توجه به اهمیت مدل‌های قیمت‌گذاری دارای‌های سرمایه‌ای و کاربرد فراوان آن در مباحث سرمایه‌گذاری لزوم سنجش میزان کارایی و دقت اندازه‌گیری متغیرهای این مدل‌ها (به خصوص β) جهت افزایش کیفیت قیمت‌گذاری و ارزیابی عملکرد بسیار با اهمیت تلقی می‌گردد. از این رو این تحقیق اثر توده‌واری سرمایه‌گذاران و تاثیر آن بر کارایی مدل قیمت‌گذاری دارای‌های سرمایه‌ای (با استناد بر پدیده بازگشت بتا) در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده است. بر اساس نتایج تحقیق مشخص گردید که توده‌واری در درجات مختلف ریسک متفاوت بوده و بیشتر در نواحی پر ریسک بازار رخ می‌دهد و موجب بازگشت بتا در بازار می‌گردد و ناکارایی مدل قیمت‌گذاری دارای‌های سرمایه‌ای را به دنبال دارد. همچنین مشخص گردید که با حذف پرتفوی‌های پر ریسک از نمونه، توده‌واری مشاهده نمی‌گردد و رفتار بتا طبق نظریه مدل قیمت‌گذاری دارای‌های سرمایه‌ای با ثبات گردیده و بازگشت بتا رخ نمی‌دهد ولی با حذف پرتفوی‌های کم ریسک از نمونه توده‌واری به شدت رخ داده، بتا به شدت بی‌ثبات گردیده و بازگشت بتا در اکثر نقاط بازار اتفاق می‌افتد. بدین معنی که رفتار بتا در پرتفوی‌های با سهام پر ریسک در مقابل پرتفوی‌های سهام کم ریسک متفاوت است. در نهایت می‌توان بیان کرد که در بورس اوراق بهادار تهران، برای پرتفوی‌های پرریسک توده‌واری به شدت اتفاق افتاده و به دنبال آن پدیده بازگشت بتا رخ می‌دهد از این رو می‌توان گفت مدل قیمت‌گذاری دارای‌های سرمایه‌ای توان توضیح دهندگی برای تمامی سهام موجود در بازار را نداشته و تنها می‌تواند برای مناطقی با ریسک کم و متوسط کارایی لازم را داشته باشد. با توجه به نتایج فوق می‌توان پیشنهاد نمود در زمان خرید و فروش سهام می‌توان با سنجش میزان ریسک آن، پیش‌بینی

بهتری در مورد رخ داد پدیده توده‌واری داشته باشیم و سرمایه‌گذاران برای افزایش کارایی در استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، می‌توانند روند ریسک سیستماتیک (β) را بررسی کنند تا معیاری صحیح از ریسک را در مدل قیمت‌گذاری داشته باشند. همچنین می‌توانند شرکت‌های سرمایه‌گذاری، سبد گردانان و تمامی افرادی که اقدام به تشکیل پرتفوی بهینه سهام می‌کنند، با شناخت دقیق رفتار ریسک سیستماتیک (β) در بخش‌های مختلف بازار، عملکرد خود را تا حد مطلوبی بهبود دهند. در نهایت می‌توان بیان نمود که افراد خبره در حوزه سرمایه‌گذاری می‌توانند، از مدل‌های قیمت‌گذاری محلی (با پارامترهای اصلی تأثیرگذار بر مدل)، ویژه کشور خود برای ارزیابی پروژه‌ها استفاده کنند.

منابع

۱. اسلامی بیدگلی، غلامرضا (۱۳۸۶). "بهبود عملکرد پرتفوی بر مبنای بازده تعدیل شده بر اساس ریسک در سرمایه‌گذاری مبتنی بر بهره‌وری سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله تحقیقات مالی، تهران، شماره ۲۵، صص ۲۱-۳.
۲. اسلامی بیدگلی، غلامرضا و شهریار، سارا (۱۳۸۶). "بررسی و آزمون رفتار توده وار سرمایه-گذاران با استفاده از انحرافات بازده سهام از بازده کل بازار در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۳۲، صص ۴۴-۲۵.
۳. اکبری مقدم، بیت‌الله؛ رضایی، فرزین و نوروزی، علی (۱۳۸۹). "مقایسه قدرت پیش بینی برای مدل‌های فاما و فرنچ و ارزش بتا و بازده مورد انتظار سهام"، فصلنامه مدل سازی اقتصاد، شماره ۱۸، صص ۷۶-۵۵.
۴. ایزدی نیا، ناصر و حاجیان، امین (۱۳۹۰). "بررسی و آزمون رفتار توده وار در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۲۶، صص ۱۳۲-۱۰۵.
۵. باقر زاده، سعید (۱۳۸۴). "عوامل موثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله تحقیقات مالی، تهران، شماره ۱۹، صص ۶۴-۲۵.
۶. تلنگی، احمد (۱۳۸۳). "تقابل نظریه نوین مالی و مالی رفتاری"، مجله تحقیقات مالی، تهران، شماره ۱۷، صص ۶۰-۸۴.
۷. تهرانی، رضا و چیت سازان، هستی (۱۳۸۱). "بررسی روند ریسک سیستماتیک و ثبات بتای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله تحقیقات مالی، شماره ۹، صص ۸۴-۳۳.
۸. تهرانی، رضا و طباطبائی، سید جلال (۱۳۸۶). "بررسی ثبات شاخص ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله تحقیقات مالی، شماره ۹، صص ۸۱-۵۴.
۹. جهان‌خانی، علی و عبده تبریزی، حسین (۱۳۷۲). "نظریه بازار کارای سرمایه"، نشریه تحقیقات مالی، شماره ۲، صص ۶۷-۴۳.
۱۰. جونز، چارلز (۱۳۸۶). مدیریت سرمایه گذاری. ترجمه دکتر رضا تهرانی و عسگر نوربخش. تهران: نگاه دانش.

۱۱. حاجی بزرگی، جعفر و آخوندیان، محمد جواد (۱۳۹۰). "بررسی ریسک سیستماتیک پرتفوی سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۸، صص ۴۳-۶۷.
۱۲. راعی، رضا و پویانفر، احمد (۱۳۸۷). مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته. تهران: انتشارات سمت.
۱۳. سعیدی، علی و رامشه، منیژه (۱۳۸۹). "طراحی مدلی برای برآورد ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله دانشگاه اصفهان، شماره ۱۷، صص ۱۱۰-۱۳۱.
۱۴. شمس، ناصر و پارسائیان، سمیرا (۱۳۹۱). "مقایسه عملکرد مدل فاما و فرنچ و شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش بینی بازده سهام در بورس تهران"، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۲۲، صص ۶۴-۸۶.
۱۵. صادقی شریف، سید جلال؛ تالانه، عبدالرضا و عسکری راد، حسین (۱۳۹۲). "اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله دانش حسابداری، شماره ۲۴، صص ۵۹-۸۸.
۱۶. کیمیاگری، علی محمد؛ اسلامی بیدگلی، غلامرضا و اسکندری، مهدی (۱۳۸۶). "بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ"، فصلنامه تحقیقات مالی، شماره ۹، صص ۶۵-۸۶.
۱۷. نیکبخت، محمدرضا و مرادی، مهدی (۱۳۸۴). "ارزیابی واکنش بیش از اندازه سهامداران عادی در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۱۴، صص ۹۷-۱۲۲.
۱۸. یوسفی، راحله و شهرآبادی، ابوالفضل (۱۳۹۰). "بررسی و آزمون رفتار توده وار سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله مدیریت توسعه و تحول، شماره ۲۰، صص ۵۷-۶۴.
19. Amihud, Yakov. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, Vol 25, 5, 31-56.
20. Bikhchandani, Sushil., & Sharma, Sunil. (2001). Herd Behavior in Financial Markets. *IMF Staff Papers*, Vol 28, 3, 279-310.

21. Brunnermeier, Markus. (2001). Asset Pricing under Asymmetric Information: Bubbles Technical Analysis and Herding, Oxford University Press. Vol 25 .5, 30-55.
22. Chevanay, Alexander. (1980). On the Estimation and Stability of Beta. Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol 24 .245-269.
23. Eugene F.Famaa, Kenneth R.French. (2015). A five-factor asset pricing model. Journal of Financial Economics, Vol 20 .116-136.
24. Eugene F.Famaa, Kenneth R.French. (2015, June). International Tests of a Five-Factor Asset Pricing Model. Chicago. Vol 33 .5, 31-64.
25. Guant, Clive. (2004). Size and Book-to-market Effect and the Fama and French Three Factor Asset Pricing Model: Evidence from the Australian Stockmarket. Accounting and Finance, Vol 18 .27-45.
26. Johnson, Timothy (2004). Forecast Dispersion and the Cross Section of Expected Returns. Journal of Finance, Vol 21 .59, 1957-1978.
27. Kenz, Peter., & Ready, Mark. (1997). The robustness of size and book-to-market in cross-sectional regressions. Journal of Finance, Vol 28 .52, 1355-1382.
28. Kim, Dongcheol. (2016). A reexamination of firm size, book-to-market, and earnings price in the cross-Section of expected stock returns. Journal of Financial and Quantitative Analysis 34. Vol 25 .5, 31-56.
29. Lintner, John. (1965). The valuation od risk Asset and the selection of risky investments in stock portfolios. Review of Economics and Statistics, Vol 24 .47(1), 13-37.
30. Malkiel, Burton., & Xu, Yexiao. (2006). Idiosyncratic Risk and Security Returns. Princeton University, Vol 36 .22-58.
31. Puckett, Andy., & Xuemin, Sterling Yan. (2008). Short-term Institutional Herding and Its Impact on Stock Prices. Journal of finance, 50, Vol 46 .1-47.
32. Scharfstein, David., & Jeremy, C. Stein (1990). Herd behavior and Investment. American Economic Review, Vol 14 .465-479.

33. Xu, Y., & Zhao, Yihua. (2012). Beta Is Still Alive. The University of Texas at Dallas, Vol 13, 36-49.
34. Xu, Yexiao., & Zhao, Yihua. (2014). Beta Reversal and Expected Returns. The University of Texas at Dallas, Vol 37, 83-114.