مجله دانش حسابداری/ سال چهارم/ ش ۱۲ / بهار ۱۳۹۲ / ص ۵۹ تا ۸۸

اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

دکتر سیدجلال صادقی شریف*
دکتر عبدالرضا تالانه**
حسین عسکری راد***

چکیده

این مقاله اثر عامل مومنتوم از الگوی چهار عاملی کرهارت (۱۹۹۷) را بر افزایش توان توضیح دهندگی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با داده‌های بورس تهران بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که پورتفوی سهام رشدی در مقایسه با پورتفوی سهام ارزشی و همچنین، پورتفوی سهام برنده در مقایسه با پورتفوی سهام بازنده، بازده‌های بزرگتری دارند. اما دربارهٔ عامل اندازه روند روشنی مشاهده نشده است. متوسط ضرایب تعیین تعدیل شده پورتفوها برای الگوی تک عاملی (CAPM)، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، و الگوی چهار عاملی کرهارت به ترتیب ۲۶، ۵۰، و ۵۶ درصد به دست آمده است که نشان می‌دهد افزودن عامل مومنتوم به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ باعث افزایش توان

* استادیار دانشگاه شهید بهشتی.
** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه.
*** کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی.
نویسنده مسئول مقاله: عبدالرضا تالانه (Email: abdolrezatalaneh@yahoo.com)
تاریخ دریافت: ۹۱/۸/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱/۲۰

توضیحی الگو می‌گردد. این نتایج در برابر شرایط صعودی و نزولی بازار و اثرات فصلی پایدار هستند.

واژه‌های کلیدی: **مومنتوم قیمت، الگوی چهار عاملی کرهارت، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای.**

مقدمه

تعیین نرخ بازده مورد انتظار از یک دارایی ریسکی و چگونگی ارتباط بازده مورد انتظار با ریسک دارایی از موضوعات مورد علاقهٔ دانشمندان مالی بوده و کوشش‌های زیادی برای تبیین رابطهٔ ریسک و بازده انجام شده است. از مهم‌ترین و معروف‌ترین کوشش‌های انجام شده برای تبیین رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار از یک دارایی ریسکی، الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) است که از سوی شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵)، و بلک (۱۹۷۲) ارائه شده است. از نگاه این الگو، همه ریسک‌های اختصاصی مرتبط با دارایی با تنوع‌بخشی حذف می‌شوند و تنها ریسک سیستماتیک، که با بتا اندازه‌گیری می‌شود، مستحق پاداش است. تحقیقات زیادی - از جمله بلک، جنسن، و شولز (۱۹۷۲)، و فاما و مکبث (۱۹۷۳) در چند دهه گذشته - از اعتبار تجربی این الگو حمایت می‌کنند.

طبق این الگو، وقتی بازار سرمایه کارآ و در تعادل باشد، بازده مورد انتظار از دارایی ریسکی باید به صورت مثبت و خطی با ریسک سیستماتیک دارایی که با بتای بازار اندازه‌گیری می‌شود، مرتبط باشد نه با متغیر دیگری. اما برخی از تحقیقات تجربی همچون باسو (۱۹۷۷) و روزنبرگ و همکاران (۱۹۸۵) نشان داده‌اند که علاوه بر بتای بازار، متغیرهای دیگری نظیر اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار (B/M)، و نسبت سود به قیمت (E/P)، که همگی معرف خصوصیات شرکت هستند، توان قابل توجهی در توضیح دادن بازده‌های متوسط داشته‌اند. متغیرهای فوق احتمالاً هر یک حاکی از وجود ریسک خاصی در شرکت هستند که سرمایه‌گذاران به آنها توجه دارند (کیم، ۱۹۸۸).

برای بررسی بیشتر این پدیده، فاما و فرنچ (۱۹۹۲) نقش مشترک بتا و چند متغیر معرف خصوصیت شرکت را روی بازده‌های مقطعی متوسط سهام شرکت‌های امریکایی بررسی کردند و دریافتند که از میان همهٔ متغیرهای تحت بررسی، دو متغیر نسبت ارزش دفتری به بازار (B/M) و اندازهٔ شرکت نقش زیادی در توضیح دادن تغییرات بازده‌های متوسط ایفا می‌کنند. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) سپس، کار خود را گسترش دادند و بر اساس الگوی سنتی CAPM، الگوی قیمت‌گذاری سه عاملی را ارائه کردند که در آن سه عامل منظور شده عبارتند از: صرف بازار (بازده اضافی بازار طبق CAPM)، صرف اندازه (SMB)، و صرف ارزش دفتری به بازار (HML). الگوی سه عاملی فاما و فرنچ توانست تغییرات بازده را به خوبی توضیح دهد و تقریباً همهٔ خلاف قاعده‌های شناخته شده مثل نسبت سود به قیمت (E/P)، بازده جریان نقدی، رشد فروش، و بازده بلندمدت گذشته را توجیه نماید. تنها خلاف قاعده‌ای که الگوی سه عاملی فاما و فرنچ نتوانست آن را توضیح دهد، استراتژی مومنتوم جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) بود.

پیروی از استراتژی‌های مومنتوم (به معنی خرید و نگهداری سهام با بازدهی زیاد و فروش سهام با بازدهی کم) در بیشتر بازارهای سهام در یک دورهٔ ۳ تا ۱۲ ماهه بازده قابل توجهی را تولید کرده است. جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳ و ۲۰۰۱)، ولی و سوامیناتان (۲۰۰۰) نشان می‌دهند که استراتژی‌های مومنتوم در بازار سهام آمریکا موفق هستند. رونهورست (۱۹۹۸) به شواهدی از سودهای منتج از به کارگیری استراتژی مومنتوم در همهٔ ۱۲ بازار سهام اروپایی دست یافت. لیو و همکاران (۱۹۹۹) همین نتایج را برای سهام بازار لندن تأیید کردند. شیرک و همکاران (۱۹۹۹) شواهد مشابهی برای بورس آلمان پیدا کردند. چوی و همکاران (۲۰۰۰) و حمید و کوساندی (۲۰۰۲) استراتژی مومنتوم را در بعضی بازارهای سهام آسیا اجرا کردند و به نتایج مشابه رسیدند.

برای لحاظ کردن اثر عامل مومنتوم، کرهارت (۱۹۹۷) صرف ریسک مرتبط با عامل مومنتوم (WML) را پی‌ریزی کرد و الگوی چهار عاملی را با اضافه کردن این عامل به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ تدوین نمود که در آن صرف مومنتوم به صورت بازده

پورتفوی سهام برنده منهای بازده پورتفوی سهام بازنده تعریف شده است. الگوی چهار عاملی کرهارت در مقایسه با الگوی سه عاملی فاما و فرنچ توانست به طور قابل توجهی خطای قیمت‌گذاری متوسط پورتفوهای مرتب شده بر اساس بازده‌های تأخیری دورهٔ یک ساله را کاهش دهد.

در ایران تحقیقات معدودی دربارهٔ الگوی سه عاملی فاما و فرنچ و دربارهٔ استراتژی مومنتوم انجام شده است که برای نمونه می‌توان به باقرزاده (۱۳۸۴)، آقابیگی (۱۳۸۵)، اسلامی بیدگلی و خجسته (۱۳۸۷)، و عباسی و غزلجه (۱۳۹۱) اشاره نمود. اما در زمینهٔ بررسی اعتبار تجربی الگوی چهار عاملی کرهارت تحقیقی صورت نگرفته است. با توجه به اهمیت موضوع و کمبود تحقیقات داخلی در این زمینه، هدف تحقیق حاضر بررسی تاثیر عامل مومنتوم در افزایش توضیح دهندگی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ است. در بخش دوم مقاله، خلاصه‌ای از ادبیات و تحقیقات قبلی ارائه شده است. بخش سوم به تشریح فرضیه‌ها و روش تحقیق می‌پردازد. نتایج عددی تحقیق در بخش چهارم و بحث و نتیجه‌گیری در بخش پنجم ارائه شده است.

مبانی نظری و تحقیقات پیشین

الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تقریباً به طور همزمان توسط شارپ (۱۹۶۳ و ۱۹۶۴) و ترینر (۱۹۶۱) تدوین گردید و سپس، دوباره توسط موسین (۱۹۶۶) و لینتنر (۱۹۶۵ و ۱۹۶۹) و بلک (۱۹۷۲) توسعه داده شد (کوپلند، ۲۰۰۵). این الگو عنوان می‌کند که بازده مورد انتظار یک دارایی، تابعی خطی و مثبت از شاخص ریسک سیستماتیک آن دارایی (بتا) خواهد بود. شکل ریاضی الگو به شرح رابطهٔ ۱ است:

$$E(R_p) - R_f = \beta_p E(MP) \qquad (1)$$

که در آن $E(R_p)$ بازده مورد انتظار از دارایی p، نماد $E(MP)$ معرّف صرف مورد انتظار از بازار، R_f معرّف نرخ بازده بدون ریسک، و β_p معرّف ریسک سیستماتیک دارایی است.

با وجود اعتبار نظری و تجربی الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، شواهدی وجود دارد که الگوی ارائه شده توسط شارپ، لینتنر، و بلک را به چالش می‌کشد. بارزترین مطالعه‌ای که به بررسی اعتبار تجربی CAPM می‌پردازد، مطالعه‌ای است که توسط بانز (۱۹۸۱) انجام شد. وی دریافت که ارزش بازار سهام (متغیر معرّف اندازهٔ شرکت)، یکی از عوامل اصلی تبیین‌کننده میانگین بازده سهم می‌باشد (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲). بانز (۱۹۸۱) نشان داد که متوسط بازده سهام شرکت‌های کوچک در مقایسه با متوسط بازده سهام شرکت‌های بزرگ که در همان سطح بتای بازار قرار دارند، بزرگ‌تر است.

مطالعهٔ دیگری که اعتبار الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را با سئوالی جدّی مواجه کرد، توسط بهاندری (۱۹۸۸) انجام شد. همان طور که اشاره شد، طبق تصریح CAPM، بتای یک سهم به تنهایی توانایی توضیح اختلاف بازده شرکت‌های مختلف را دارد. لیکن، بهاندری (۱۹۸۸) توانست نشان دهد که با افزودن متغیر اهرم مالی توانایی الگو به طور معنی‌داری بهبود می‌یابد.

الگوی سه عاملی فاما و فرنچ

فاما و فرنچ (۱۹۹۲) اظهار می‌کنند که در دنیای واقعی سرمایه‌گذاران به انواع مختلفی از ریسک توجه دارند، ولی در این میان سه عامل شامل ریسک بازاری، ریسک اندازهٔ شرکت، و ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از عمده‌ترین آنها می‌باشند. آنها در بررسی تجربی خود دریافتند که نسبت ارزش دفتری به بازار (B/M) و اندازهٔ شرکت نقش زیادی در توضیح دادن تغییرات بازده‌های متوسط ایفا می‌کنند. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با توجه به این یافته، الگوی سه عاملی را برای تبیین بازده سهام به صورت زیر ارائه دادند:

$$E(R_p) - R_f = b_p E(MP) + s_p E(SMB) + h_p E(HML) \qquad (2)$$

که در آن E(SMB) صرف مورد انتظار مربوط به اندازهٔ شرکت، E(HML) صرف مورد انتظار مربوط به نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار سهم، ضرایب b، s، و h معیار ریسک مرتبط با هر یک از سه عامل، و سایر نمادها همانند قبل است.

الگوی سه عاملی فاما و فرنچ در تحقیقات بسیاری توسط محققان مختلف و در بازارهای متفاوتی مورد آزمون قرار گرفته است که از جمله می‌توان به آکونیز، آلتای صالح و آی‌دوگان (۲۰۰۰)، باهل (۲۰۰۶)، بارثولدی و پییر (۲۰۰۵)، جنسن و همکاران (۱۹۹۷) و هاریس و مارستون (۱۹۹۵) اشاره نمود. در بیشتر این تحقیقات اعتبار الگوی سه عاملی فاما و فرنچ تأیید شده است. الگوی فاما و فرنچ با داده‌های بورس تهران نیز مورد تأیید قرار گرفته است. عباسی و غزلجه (۱۳۹۱)، اسلامی بیدگلی و خجسته (۱۳۸۷)، آقابیگی (۱۳۸۵)، رباط میلی (۱۳۸۶)، طارمی (۱۳۸۶)، و مکارم (۱۳۸۶)، از این دست تحقیقات هستند که نتایج آنها اعتبار تجربی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ را تأیید کرده است. برای نمونه، عباسی و غزلجه (۱۳۹۱) اعلام کرده‌اند که افزودن دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به الگوی تک عاملی باعث افزایش ضریب تعیین می‌شود. این، بدان معنی است که الگوی سه عاملی فاما و فرنچ درصد بیشتری از پراکندگی بازده سبد سهام را نسبت به الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای در بورس تهران توضیح می‌دهد. این نتایج با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۶) همخوانی دارد.

محققان دیگری نیز همچون آقابیگی (۱۳۸۵)، رباط میلی (۱۳۸۶)، طارمی (۱۳۸۶) مکارم (۱۳۸۶)، و اسلامی بیدگلی و خجسته (۱۳۸۷) توان توضیح دهندگی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ را در بورس اوراق بهادار تهران تأیید می‌کنند.

استراتژی مومنتوم

یکی از خلاف قاعده‌های بازار که الگوی سه عاملی فاما و فرنچ نتوانست آن را بر طرف نماید، استراتژی مومنتوم می‌باشد. مومنتوم مفهومی در علم فیزیک است که بیان می‌دارد یک جسم در حال حرکت گرایش دارد که همچنان در حرکت باقی بماند، مگر

این که نیرویی از خارج بر آن وارد شود. ترجمان این مفهوم در بازار این است که یک روند قیمتی تا زمانی که یک نیروی خارجی جلوی آن را بگیرد، تمایل دارد که هم چنان به مسیر قبلی خود ادامه دهد. این استراتژی شامل سرمایه‌گذاری در جهت بازار می‌باشد و ادعا می‌نماید که بازدهی مثبت و یا منفی گذشته تا دورهٔ مشخصی در آینده نیز همچنان تداوم خواهد داشت (فدایی نژاد و صادقی، ۱۳۸۵). مومنتوم استراتژی سرمایه‌گذاری ساده‌ای است که بر اساس آن برنده‌های گذشته خریداری و بازنده‌های گذشته به صورت استقراضی در بازار فروخته می‌شوند.

پدیدهٔ مومنتوم برای اولین بار توسط جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) مورد مطالعه و بررسی قرار گرفت. آنها استراتژی مومنتوم را در بازار سهام آمریکا در دورهٔ زمانی بین سال‌های ۱۹۶۵ تا ۱۹۸۹ مورد آزمون قرار دادند و دریافتند که خرید سهام دهک برنده، فروش استقراضی سهام دهک بازنده، و سپس، نگهداری این پورتفوها برای دوره‌ای ۳ تا ۱۲ ماهه، سودهای غیرعادی معنی‌داری را به دست می‌دهند. همچنین، آنها گزارش کردند که سودآوری ناشی از به کارگیری این استراتژی‌ها را نمی‌توان به ریسک سیستماتیک و یا واکنش کمتر از اندازهٔ بازار سهام به فاکتورهای عمومی نسبت داد.

جگادیش و تیتمن (۲۰۰۱) به بررسی مجدد این موضوع پرداختند که آیا استراتژی مومنتوم دههٔ نود آنها همچنان سودآور بوده است یا نه؟ به ویژه آنها در تحقیق خود به بررسی این موضوع پرداختند که آیا سودآوری استراتژی مومنتوم را می‌توان به سوگیری-های ناشی از داده‌کاوی نسبت داد یا نه؟ شواهد به دست آمده از مطالعهٔ جدید، نتایج قبلی آنها در سال ۱۹۹۳ را تأیید کرد. به طوری که اختلاف بازده میان پورتفوی برنده و بازنده در طی سال‌های ۱۹۶۵ تا ۱۹۸۹ برابر با ۱/۱۷ ٪ به دست آمد که به طور آماری معنی‌دار بود.

گریفین، جی و مارتین (۲۰۰۳) با مطالعهٔ ۴۰ بازار مختلف، پدیدهٔ مومنتوم را در سطح جهانی مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که سودهای مومنتوم در بسیاری از بازارهای دنیا،

هم در شرایط رونق و هم در شرایط رکود، از نقطه نظر اقتصادی قابل توجه و از نظر آماری معنی‌دار است. هر چند که سودآوری این استراتژی در بازارهای نوظهور کمتر بود.

تحقیقات زیادی همچون چان، جگادیش و لاکونیشوک (۱۹۹۶) در بورس نیویورک، امکس، و نزدک، مگا و سانتاماریا (۲۰۰۷) در بازارهای نوظهور آمریکای لاتین، گرندی و مارتین (۲۰۰۱) در بازار آمریکا، نوتون، ترانگ و وراراقاوان (۲۰۰۷) در بورس شانگهای، در بازار فرانکفورت، ویلبرن (۲۰۰۸) در بازار سهام سوئد، و کنگ، لیو و نی (۲۰۰۲) در چین شواهد محکمی در تأیید اثر مومنتوم ارائه کرده‌اند.

در بازار سهام ایران نیز، در سال‌های اخیر، تحقیقاتی از جمله فدایی‌نژاد و صادقی (۱۳۸۵)، کمالی (۱۳۸۶)، فوستر و خرازی (۲۰۰۸)، امینی (۱۳۸۸)، و قالیباف‌اصل و همکاران (۱۳۸۹) در راستای بررسی سودآوری استراتژی‌های مومنتوم صورت گرفته است که نتایج همهٔ آنها سودآوری استراتژی مومنتوم را تأیید می‌کند. برای نمونه، قالیباف‌اصل و همکاران(۱۳۸۹) به این نتیجه رسیدند که با استفاده از استراتژی‌های شتاب سود و قیمت می‌توان بازده اضافی در بورس تهران کسب کرد. آنها بیان داشتند استراتژی شتاب قیمت در بازه‌های زمانی ۳، ۶ و ۱۲ ماهه و استراتژی شتاب سود در بازه‌های زمانی ۳ و ۶ ماهه در بورس اوراق بهادار تهران سودآور هستند؛ اما سودآوری استراتژی شتاب سود در دورهٔ زمانی یک ساله تأیید نشده است.

کمالی (۱۳۸۶) در راستای بررسی شکل ضعیف کارآیی بازار، به بررسی سودآوری استراتژی مومنتوم و مقایسهٔ آن با استراتژی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. او در تحقیق خود نتیجه‌گیری کرد که اثر مومنتوم در دورهٔ کوتاه مدت در ایران وجود دارد، و از این طریق کارآیی بازار سرمایه ایران را در سطح ضعیف رد کرد.

فوستر و خرازی (۲۰۰۸) سودآوری استراتژی‌های مومنتوم و معکوس را در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی بین سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۲ مورد بررسی قرار دادند. آنها در تحقیق خود شواهد محکمی دال بر وجود اثر معکوس به دست نیاوردند، با این

وجود نتایج یافته‌های آنها وجود اثر مومنتوم را در افق زمانی میان‌مدت (۳ تا ۱۲ ماهه) تأیید کرد.

الگوی چهار عاملی کرهارت

کرهارت (۱۹۹۷) از خلاف قاعدهٔ مومنتوم ارائه شده توسط جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) برای ساختن یک الگوی چهار عاملی استفاده کرد. او عامل مومنتوم یک ساله را (که از طریق مرتب‌سازی سهام شرکت‌ها بر اساس مومنتوم و تفاضل بین پورتفوی متشکل از ۳۰٪ بالایی و ۳۰٪ پایینی به دست می‌آید و به صورت WML نشان داده می‌شود) به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ اضافه نمود و از الگوی به دست آمده برای توضیح بازده صندوق‌های سرمایه گذاری مشترک طی سال‌های ۱۹۶۲ تا ۱۹۹۳ استفاده کرد. الگوی چهار عاملی کرهارت به صورت زیر است:

$$E(R_p) - R_f = b_p E(MP) + s_p E(SMB) + h_p E(HML) + w_p E(WML) \qquad (3)$$

که در آن E(WML) صرف مورد انتظار از عامل مومنتوم، و w معیار ریسک مرتبط با عامل مومنتوم، و سایر نمادها همانند قبل هستند.

کرهارت (۱۹۹۷) بیان می‌دارد که الگوی چهار عاملی وی به میزان قابل توجهی خطای قیمت‌گذاری CAPM و الگوی سه عاملی فاما و فرنچ را کاهش می‌دهد. او با استفاده از مطالعهٔ کرهارت و همکاران (۱۹۹۶) خطای قیمت‌گذاری را با تشکیل ۲۷ پورتفوی بر مبنای ارزش بازار سهام، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم برآورد کرد. از آنجایی که الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، هم فاکتور اندازه و هم ارزش دفتری به ارزش بازار را شامل می‌شود، میانگین خطای قیمت‌گذاری کمتری نسبت به CAPM داشت. همچنین، میزان خطای الگوی سه عاملی فاما و فرنچ برای پورتفوهای متشکل از سهام بازنده یک سال گذشته منفی و برای پورتفوهای متشکل از سهام برنده یک سال گذشته مثبت بود. در مقابل، الگوی چهار عاملی کرهارت به طور قابل ملاحظه‌ای میانگین خطای قیمت‌گذاری را هم نسبت به CAPM و هم الگوی سه عاملی فاما و فرنچ کاهش داد. به

منظور مقایسه، میانگین مطلق خطاها برای CAPM، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ و الگوی چهار عاملی کرهارت به ترتیب ۰/۳۵ درصد، ۰/۳۱ درصد و ۰/۱۴ درصد برای هر ماه می‌باشد. به علاوه، الگوی چهار عاملی کرهارت تقریباً تمام خطاهای قیمت‌گذاری را حذف نمود. یافته‌های کرهارت نشان داد که الگوی چهار عاملی وی قدرت توضیحی بیشتری برای پورتفوهای تشکیل داده شده فراهم می‌کند (کرهارت، ۱۹۹۷).

تحقیقات زیادی اعتبار الگوی چهار عاملی کرهارت را مورد بررسی قرار داده‌اند که برای نمونه می‌توان به اوبرین و همکاران (۲۰۱۰)، هاپینت و جانسون (۲۰۱۱)، و لام و همکاران (۲۰۰۹) اشاره نمود. در اغلب این تحقیقات، برتری الگوی چهار عاملی کرهارت به اثبات رسیده است. برای مثال، اوبرین و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی اثر اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، و مومنتوم بر روی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس استرالیا طی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۵ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد هر چهار عامل در توضیح بازده نقش ایفا می‌کنند، ولی رابطهٔ متقابل نیز بین اندازه و مومنتوم و همچنین، بین اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار وجود دارد. آنها دریافتند که صرف اندازه در پورتفوهای بازنده قوی‌تر است و صرف ارزش به طور کلی محدود به پورتفوهای حاوی سهام کوچک می‌باشد. همچنین، صرف مومنتوم برای پورتفوهای حاوی سهام بزرگ و متوسط مشهود است، ولی در پورتفوهای حاوی سهام کوچک، سهام بازنده به طور معناداری نسبت به سهام برنده عملکرد بهتری دارد. این محققان زمانی که این روابط متقابل را با رگرسیون چند متغیره کنترل کردند، به رابطهٔ منفی بین اندازه و بازده و همچنین، رابطهٔ مثبت بین ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم با بازده رسیدند که همگی از لحاظ آماری معنی‌دار بودند.

هاپینت و جانسون (۲۰۱۱) الگوی چهار عاملی دیگری (شامل عامل بازار، عامل سرمایه‌گذاری، عامل سودآوری، و عامل نقدشوندگی) طراحی کردند که از اضافه نمودن عامل نقدشوندگی به الگوی سه عاملی چن و همکاران (۲۰۱۰) حاصل گردید. آنها در این مطالعه به مقایسه این الگو با الگوی چهار عاملی کرهارت پرداختند. این محققان بیان

داشتند زمانی که عامل مومنتوم به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) اضافه شد، به طور معنی‌داری عملکرد الگو بهبود یافت. در عوض، اثر اضافه کردن عامل نقدشوندگی به عنوان عامل چهارم به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بی معنی و نزدیک به صفر بود. همچنین، آرتمن و همکاران (۲۰۰۹) در آلمان، کاسیماتیس (۲۰۰۸) در استرالیا، امان و استینر (۲۰۰۸) در سوئیس، و الهر و همکاران (۲۰۰۴) در کانادا شواهدی در حمایت از الگوی چهار عاملی کرهارت ارائه کردند.

تنها مطالعه‌ای که بر روی الگوی چهار عاملی کرهارت در آسیا صورت گرفته است، توسط لام و همکارانش (۲۰۰۹) در هنگ کنگ انجام شده است. محققان در این مطالعه برای آزمون این الگو از نمونه‌ای شامل ۶۸۹ شرکت پذیرفته شده در بورس سهام هنگ کنگ در سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۱ استفاده نمودند. نتایج نشان می‌دهد تمامی چهار عامل (WML, HML, SMB, MP) به توضیح تغییرات میانگین بازده‌ها در بازار هنگ کنگ کمک می‌کند؛ به طوری که ضرایب هر چهار عامل معنی‌دار و مقدار ثابت الگو نیز بی‌معنی بوده است. همچنین، مقدار بالای ضریب تعیین تعدیل شده (که دامنه‌ای از ۰/۴۴ تا ۰/۸۸ را با میانگین ۰/۷۰ نشان می‌دهد) و بی‌معنی بودن انحراف معیار باقیمانده‌های متغیر توضیحی اضافه شده نیز شواهدی بر اعتبار این الگو ارائه می‌کند.

فرضیه‌های تحقیق

بر اساس ادبیات موضوعی و نتایج تحقیقات قبلی، این سوال قابل طرح است که آیا الگوی سه عاملی فاما و فرنچ و الگوی چهار عاملی کرهارت در مقایسه با الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توان بیشتری در توضیح دادن بازده سهام شرکت‌های بورس تهران دارند و آیا افزودن عامل مومنتوم به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ باعث افزایش توان توضیح دهندگی خواهد شد. بر این اساس، سه فرضیه به شرح ذیل طراحی شده است:

فرضیهٔ ۱: الگوی سه عاملی فاما و فرنچ توان توضیح‌دهندگی بیشتری نسبت به CAPM دارد.

فرضیهٔ ۲: الگوی چهار عاملی کرهارت (الگوی فاما و فرنچ به علاوه مومنتوم) توان توضیح‌دهندگی بیشتری نسبت به CAPM دارد.

فرضیهٔ ۳: افزودن عامل مومنتوم به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، توان توضیح‌دهندگی الگو را افزایش می‌دهد.

جامعه و نمونهٔ آماری

جامعهٔ آماری شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که برای انتخاب نمونه از آن ابتدا دورهٔ زمانی تحقیق به صورت آخرین دورهٔ ۱۰ ساله از ابتدای ۱۳۸۰ تا پایان ۱۳۸۹ تعیین شد. سپس، کلیه شرکت‌هایی که در دورهٔ انتخاب شده واجد شرایط زیر بودند، حذف گردید.

۱. شرکت‌هایی که نماد آنها برای مدت بیش از ۶ ماه متوالی در یک سال مالی بسته بوده است،
۲. شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری مالی اعم از بانک‌ها، بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ،
۳. شرکت‌های با سال مالی مختوم به ماهی غیر از اسفند، و
۴. شرکت‌هایی که بعد از ۱۳۷۹ وارد بورس شدند.

بعد از اعمال معیارهای بالا روی جامعه، تعداد ۸۶ شرکت از ۱۹ صنعت به عنوان نمونهٔ نهایی باقی ماند که بیشترین تعداد متعلق به صنعت دارویی با تعداد ۱۴ شرکت است. استخراج ذغال سنگ، انبوه سازی مسکن، ماشین آلات دستگاه‌های برقی، و منسوجات صنایعی هستند که از هر کدام فقط یک شرکت در نمونه وجود دارد.

روش کنترل تاثیر متغیرها

برای جلوگیری از تاثیر متغیرهای MP، SMB، HML، و WML بـر یکـدیگر، از شـیوهٔ پورتفوسازی استفاده شد. بدین صورت که ابتدا تمامی شرکت‌هـای مـورد بررسـی برمبنـای ارزش بازار سهام (معرف اندازهٔ شرکت) از کم به زیـاد مرتـب شـده و سـپس، بـه دو گـروه مساوی کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم گردید. سـپس، بـار دیگـر شـرکت‌هـا مسـتقلاً بـر اساس نسبت سالانهٔ ارزش دفتری به ارزش بـازار (B/M) سـهم (معـرّف ارزشـی یـا رشـدی بودن سهم) مرتب شده و در دو طبقه مساوی تحت عنوان نسبت پایین (L) و نسبت بـالا (H) قرار می‌گیرند. نسبت پایین B/M معرّف سهم رشدی و نسب بالای آن معرف سـهم ارزشـی است. دست آخر، برای عامل مومنتوم، بار دیگر تمامی سهام موجـود در نمونـه بـا توجـه بـه بازده قیمتی شش ماه گذشته (در ابتدای هر سال) مرتب شده، سپس همچون دو عامـل قبلـی به دو گروه سهام برنده (۵۰ درصد شرکت‌ها با بیشـترین بـازده) و سـهام بازنـده (۵۰ درصـد شرکت‌ها با کمترین بازده) دسته‌بندی گردید. بدین ترتیـب، از اجـرای سـه بـار دسـته‌بنـدی متـوالی شـرکت‌هـا، هشـت پورتفـوی بـه شـرح جـدول شـماره ۱ تشـکیل داده شـد و سـهم شرکت‌ها در هر سال در یکی از این پورتفوها قرار گرفت.

جدول شماره ۱. معرفی پورتفوهای تشکیل شده

شماره پورتفوی	نماد پورتفوی	محتوای پورتفوی
۱	BHL	شرکت بزرگ، با نسبت B/M بالا، و بازنده
۲	SHL	شرکت کوچک، با نسبت B/M بالا، و بازنده
۳	BLL	شرکت بزرگ، با نسبت B/M پائین، و بازنده
۴	SLL	شرکت کوچک، با نسبت B/M پائین، و بازنده
۵	BHW	شرکت بزرگ، با نسبت B/M بالا، و برنده
۶	SHW	شرکت کوچک، با نسبت B/M بالا، و برنده
۷	BLW	شرکت بزرگ، با نسبت B/M پائین، و برنده
۸	SLW	شرکت کوچک، با نسبت B/M پائین، و برنده

الگوهای رگرسیونی

بر اساس روابط ریاضی ۱ تا ۳ مذکور در بخش قبلی، سه الگوی رگرسیون سری زمانی به شرح زیر برای آزمون فرضیه‌های تحقیق تدوین گردید که در آنها، اندیس p معرّف شماره پورتفوی، و اندیس t معرّف دوره (ماه) و سایر نمادها همانند قبل هستند. در واقع، الگوهای ۴ تا ۶ شکل رگرسیونی از روابط ۱ تا ۳ می‌باشند که برای آزمون تجربی فرضیه‌های تحقیق مناسب هستند.

$$(R_{p,t} - R_f) = \alpha_p + \beta_{1,p} MP + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

$$(R_{p,t} - R_f) = \alpha_p + \beta_{1,p} MP + \beta_{2,p} SMB + \beta_{3,p} HML + \varepsilon_{p,t} \quad (5)$$

$$(R_{p,t} - R_f) = \alpha_p + \beta_{1,p} MP + \beta_{2,p} SMB + \beta_{3,p} HML + \beta_{4,p} WML + \varepsilon_{p,t} \quad (6)$$

نحوهٔ آزمون فرضیه‌ها با استفاده از الگوهای ۴ تا ۶ بدین صورت است که اگر الگوی CAPM، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، و الگوی چهار عاملی کرهارت درست باشند، آنگاه انتظار می‌رود که همهٔ ضرایب بتا در الگوهای فوق معنی‌دار باشند. همچنین، اگر الگوی سه عاملی فاما و فرنچ برتر از CAPM باشد، و الگوی چهار عاملی کرهارت برتر از الگوی سه عاملی فاما و فرنچ و CAPM باشد، آنگاه ضریب تعیین تعدیل شده الگوی کرهارت باید بزرگ‌تر از دو الگوی دیگر، و ضریب تعیین الگوی سه عاملی بزرگ‌تر از ضریب تعیین CAPM باشد.

نحوهٔ محاسبهٔ متغیرها

پس از تفکیک سهام شرکت‌های نمونه بر حسب پورتفوهای تعریف شده، برای هر یک از هشت پورتفوی، متغیر وابسته به صورت (R_p-R_f) محاسبه گردید که در آن از نرخ اوراق مشارکت مصوب شورای پول و اعتبار به عنوان نرخ بدون ریسک، و بازدهی پورتفوها به صورت ماهانه (به تفکیک ۱۲۰ ماه) محاسبه شده است. همچنین، برای چهار متغیر مستقل تحت بررسی شامل صرف بازار (MP)، صرف اندازه (SMB)، صرف نسبت

ارزش دفتری به ارزش بازار (HML)، و صرف مومنتوم (WML)، مقادیر عددی متغیرها از طریق روابط زیر، که در آنها نمادها همانند قبل هستند، محاسبه گردید:

$$MP = R_m - R_f$$

$$SMB = \frac{1}{4} \times (SHW - BHW) + (SHL - BHL) + (SLW - BLW) + (SLL - BLL)$$

$$HML = \frac{1}{4} \times (SHW - SLW) + (SHL - SLL) + (BHW - BLW) + (BHL - BLL)$$

$$WML = \frac{1}{4} \times (SHW - SHL) + (SLW - SLL) + (BHW - BHL) + BLW - BLL)$$

نرخ اوراق مشارکت مصوب شورای پول و اعتبار به عنوان نرخ بدون ریسک در نظر گرفته شده و بازدهی بازار به صورت ماهانه و با استفاده از ارقام شاخص کل بورس تهران محاسبه شده است. در روابط بالا، SMB نشان‌دهندهٔ بازده پورتفوهایی است که سهام شرکت‌های کوچک را خریداری نموده و سهام شرکت‌های بزرگ را فروش استقراضی کرده است؛ در حالی که اثرات بازار، ارزشی یا رشدی بودن سهم و همچنین، مومنتوم کنترل شده است. توضیح مشابهی را می‌توان برای HML و WML ارائه کرد.

آمار توصیفی متغیرها

شاخص مرکزی میانگین و شاخص پراکندگی انحراف معیار شناخت اولیه‌ای از چگونگی توزیع متغیرها به دست می‌دهند. در جدول شماره ۲ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

جدول شماره ۲. آمار توصیفی متغیرهای وابسته و مستقل

	MP	SMB	HML	WML
میانگین	٪۱/۰۹	٪-۰/۱۵	٪-۰/۴۸	٪۰/۳۱
انحراف معیار	٪۵/۸۵	٪۱۸/۹۰	٪۱۵/۶۲	٪۱۱/۷۲
چولگی	۱/۳۷	۱/۶۸	۰/۰۵۸	۰/۰۴۲
کشیدگی	۵/۳۰	۱۰/۴۹	۰/۹۵	۰/۰۶۲
تعداد مشاهدات	۱۱۵	۱۱۵	۱۱۵	۱۱۵

دورهٔ بررسی ۱۰ سال و مشتمل بر ۱۲۰ ماه است. محاسبهٔ مومنتوم مستلزم محاسبه برای یک دورهٔ ۶ ماهه است و از این رو تعداد مشاهدات ماهانه برابر ۱۱۵ خواهد شد.

Formatted: Centered
Formatted: Centered
Formatted: Centered
Formatted: Centered
Formatted: Centered

طبق جدول فوق، میانگین عامل بازار برابر با 1/09 درصد و انحراف معیار 5/85 درصد به ازای هر ماه می‌باشد که هم جهت با تحقیقات پیشین بوده و در همان محدوده به دست آمده است. میانگین صرف اندازه نیز برابر با 0/15- درصد است. علامت منفی این متغیر با اکثر تحقیقات بین‌المللی همچون فاما و فرنچ (۱۹۹۶)، ال‌هر و همکاران (۲۰۰۴)، اوبرین و همکاران (۲۰۱۰) مطابقت ندارد، اما برخی نیز مانند لیو و واسالو (۲۰۰۰) و آمان و استینر (۲۰۰۸) صرف اندازهٔ منفی را گزارش کرده‌اند. میانگین HML نیز در حالی برابر 0/48- درصد به دست آمده است که در بیشتر تحقیقات گذشته، نظیر فاما و فرنچ (۱۹۹۶ و ۱۹۹۸)، لیو و واسالو (۲۰۰۰)، کاپول و همکاران (۱۹۹۳)، علامت این متغیر مثبت بوده است. در مورد WML نیز می‌توان گفت که میانگین 0/31 درصدی برای بورس اوراق بهادار تهران اندکی نسبت به پژوهش‌های انجام شده در دیگر کشورها پایین‌تر است. به طور مثال، لام و همکاران (۲۰۰۹) برای بازار هنگ کنگ میانگین WML را برابر 0/69 درصد برای هر ماه و ال‌هر و همکاران (۲۰۰۴) برای بازار کانادا آن را برابر 1/34درصد گزارش کرده‌اند.

نتایج

بخش «الف» تا «د» جدول شماره ۳ به ترتیب میانگین تعداد شرکت‌ها، ارزش بازار، ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم قیمت را به تفکیک پورتفوها گزارش می‌کند. به طور کلی، بررسی پورتفوها نشان می‌دهد نحوهٔ شکل‌گیری پورتفوها از نظر نوع شرکت‌هایی که در هر یک قرار گرفته است، مطابق با نتایج تحقیقات گذشته است. نخست این که به طور میانگین سهام رشدی نسبت به سهام ارزشی تمایل بیشتری به بزرگتر بودن دارند. با نگاهی به قسمت «الف»، مشاهده می‌کنیم تعداد شرکت‌هایی که به عنوان بزرگ و رشدی دسته بندی شده‌اند، تقریباً ۳۵ درصد است که دو برابر ۱۷ درصد شرکت‌هایی است که در دستهٔ بزرگ و ارزشی قرار دارند. به علاوه، بخش «ب» نشان می‌دهد در تمامی پورتفوها به جز یک مورد، ارزش بازار پورتفوهای رشدی از پورتفوهای متناظر ارزشی خود بیشتر است. دوم، سهام برنده نیز نسبت به سهام بازنده تمایل به بزرگتر بودن دارد. با

نگاهی دوباره به بخش«الف» می‌بینیم نسبت سهام برنده و بزرگ به کل شرکت‌ها بیش از ۲۹ درصد است، در حالی که این نسبت برای شرکت‌های بازنده و بزرگ ۲۳درصد می‌باشد. میانگین ارزش بازار هم نشان می‌دهد تمامی پورتفوهای برنده ارزش بازار بزرگتری را به نسبت پورتفوهای بازندهٔ متناظر خود نشان می‌دهند. سوم، می‌توان دریافت که سهام رشدی تمایل بیشتری به برنده شدن دارد تا سهام ارزشی.

جدول شماره ۳. ویژگی‌های پورتفوها

		برنده (W)	بازنده (L)
بخش الف : تعداد شرکت‌ها (درصد به کل شرکت‌ها)			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۱۹ (٪۲۲)	۱۱ (٪۱۳)
	ارزشی (H)	۶ (٪۷)	۹ (٪۱۰)
کوچک (S)	رشدی (L)	۷ (٪۸)	۶ (٪۷)
	ارزشی (H)	۱۳ (٪۱۵)	۱۵ (٪۱۷)
بخش ب: میانگین ارزش بازار (میلیارد ریال)			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۲۶۹۹	۲۴۵۸
	ارزشی (H)	۳۵۲۷	۲۱۷۴
کوچک (S)	رشدی (L)	۲۸۰	۱۵۱
	ارزشی (H)	۱۳۱	۱۱۸
بخش ج: میانگین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۰/۲۶	۰/۳۲
	ارزشی (H)	۰/۸۰	۰/۸۳
کوچک (S)	رشدی (L)	۰/۳۱	۰/۳۲
	ارزشی (H)	۰/۹۳	۱/۰۴
بخش د: میانگین مومنتوم شش ماهه(٪)			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۳۶/۳۴	-۸/۱۸
	ارزشی (H)	۲۳/۳۲	-۱۴/۵۵
کوچک (S)	رشدی (L)	۳۰/۱۳	-۱۱/۹۲
	ارزشی (H)	۲۹/۳۰	-۱۱/۲۷

بخش «الف» و «ب» جدول شمارهٔ ۴ به ترتیب بازده پورتفوها و انحراف معیار آنها را نشان می‌دهد. با نگاهی به این جدول در می‌یابیم پورتفوهای رشدی عملکرد بهتری نسبت به پورتفوهای ارزشی داشته‌اند. البته در تحقیقات بین‌المللی، معمولاً بر خلاف بورس تهران اثر ارزش (به معنای عملکرد بهتر پورتفوهای ارزشی نسبت به پورتفوهای رشدی) در تحقیقاتی همچون فاما و فرنچ (۱۹۹۸)، لیو و واسالو (۲۰۰۰)، و کاپول و همکاران (۱۹۹۳) گزارش شده است. از طرف دیگر، پورتفوهای برنده بازده بالاتری را در مقایسه با پورتفوهای بازنده ارائه داده‌اند که هم جهت با تحقیقات پیشین از جمله اوبرین و همکاران (۲۰۱۰)، لام و همکاران (۲۰۰۹) و آمان و استینر (۲۰۰۸) است. در رابطه با اثر اندازه، اگرچه معمولاً پورتفوهای کوچک بازده بالاتری را در تحقیقات گذشته نشان داده‌اند، ولی در اینجا نمی‌توان روند خاصی را مشاهده نمود. چنان که مشاهده می‌کنید، از مجموع ۴ پورتفوی متناظر، در دو پورتفوی بازده سهام کوچک بیشتر بوده (SLW و SHL) و در دو پورتفوی دیگر سهام بزرگ (پورتفوهای BLW و BHL) عملکرد بهتری را نشان می‌دهد.

جدول شماره ٤. میانگین بازده و انحراف معیار پورتفوها

		برنده (W)	بازنده (L)
بخش الف : میانگین بازده ماهانه (٪)			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۳/۴۵	۲/۵۹
	ارزشی (H)	۱/۳۸	۱/۶۵
کوچک (S)	رشدی (L)	۳/۲۳	۲/۶۳
	ارزشی (H)	۱/۸۳	۱/۲۳
بخش ب: انحراف معیار (٪)			
بزرگ (B)	رشدی (L)	۵/۶۵	۵/۸۱
	ارزشی (H)	۷/۲۱	۶/۳۷
کوچک (S)	رشدی (L)	۵/۹۱	۶/۶۷
	ارزشی (H)	۴/۱۸	۴/۴۲

آزمون نرمال بودن متغیرهای وابسته

با توجه به جدول شمارهٔ ۵ و مشاهدهٔ سطح معنی‌داری آماره آزمون کلموگروف- اسمیرنف، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع داده‌ها قابل رد نیست. بنابراین، می‌توان فرض کرد که متغیر وابسته در هر هشت پورتفوی دارای توزیع نرمال هستند.

جدول شماره ۵. نتایج آزمون کلموگروف- اسمیرنف

		BHL(1)	SHL(2)	BLL(3)	SLL(4)	BHW(5)	SHW(6)	BLW(7)	SLW(8)
پارامترهای نرمال	میانگین	۰/۰۱۶۵	۰/۰۱۲۳	۰/۰۲۵۸	۰/۰۲۶۲	۰/۰۱۳۸	۰/۰۱۸۲	۰/۰۳۴۴	۰/۰۳۲۲
	انحراف معیار	۰/۰۶۳۷	۰/۰۴۴۲	۰/۰۵۸۱	۰/۰۶۶۷	۰/۰۷۲۱	۰/۰۴۱۷	۰/۰۵۶۵	۰/۰۵۹۱
تفاوت‌های انتهایی	مطلق	۰/۱۴۳	۰/۱۲۹	۰/۱۱۹	۰/۱۳۴	۰/۱۰۵	۰/۰۷۳	۰/۰۵۷	۰/۱۰۸
	مثبت	۰/۱۴۳	۰/۱۲۹	۰/۱۱۹	۰/۱۳۴	۰/۱۰۵	۰/۰۷۳	۰/۰۵۷	۰/۱۰۸
	منفی	-۰/۱۰۷	-۰/۰۸۰	-۰/۰۷۶	-۰/۰۸۴	-۰/۰۷۴	-۰/۰۴۴	-۰/۰۴۳	-۰/۰۸۴
	آماره (Z)	۱/۵۰۲	۱/۳۵۷	۱/۲۵۳	۱/۴۱۵	۱/۱۰۴	۰/۷۶۷	۰/۵۹۹	۱/۱۳۷
	معنی‌داری (دو طرفه)	۰/۱۲۲	۰/۰۶۰	۰/۰۸۷	۰/۱۳۷	۰/۱۷۵	۰/۵۹۹	۰/۸۶۶	۰/۱۵۰

نتایج رگرسیون‌ها

جدول شمارهٔ ۶ نتایج اجرای سه رگرسیون شامل الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، و الگوی چهار عاملی کرهارت را به تفکیک هشت پورتفوی ایجاد شده نشان می‌دهد. آماره F در همهٔ پورتفوها و برای هر سه الگو در سطح ۹۹ درصد معنی دار است که حکایت از نیکویی برازش‌ها دارد. همچنین، آماره دوربین- واتسون برای رگرسیون‌های اجرا شده در بازه ۱/۴۷۹ تا ۲/۰۱۵ قرار دارد که تا حد زیادی از نبود مشکل خود همبستگی در اجرای رگرسیون‌ها حکایت دارد.

تمامی فاکتورهای الگوی کرهارت (WML, HML, SMB, MP) به تبیین اختلاف بازده پورتفوها در بورس اوراق بهادار تهران کمک می‌کنند و توانایی توضیح تغییرات بازده را دارند؛ زیرا به غیر از یک مورد (ضریب HML در پورتفوی ۸ در الگوی کرهارت) همه ضرایب از لحاظ آماری در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد معنی‌دار هستند. مقدار بتای عامل بازار حاصل از اجرای رگرسیون کرهارت در بازه ۰/۴۳۴ تا ۰/۶۶۷ قرار دارد. علامت مثبت این عامل حاکی از رابطهٔ مستقیم نوسانات کلی بازار با بازدهی پورتفوها

است. همچنین، ضرایب این عامل برای هر هشت پورتفوی، سطح معناداری بالایی را ارائه داده است، به طوری که دامنهٔ آماره t ثبت شده از ۶/۰۲۱ تا ۹/۳۱۵ است. اما مقدار β_1 روند خاصی را در پورتفوها نشان نمی‌دهد. میانگین بتای به دست آمده برابر با ۰/۵۵۷ می‌باشد. این پژوهش نشان می‌دهد عامل بازار نقش مهمی در الگوی چهار عاملی بازی می‌کند و نشان‌دهندهٔ ریسک سیستماتیک ناشی از عوامل بازاری در بورس اوراق بهادار تهران است.

جدول شمارهٔ ٦. نتایج اجرای رگرسیون سری زمانی الگوهای CAPM، فاما و فرنچ و کرهارت

Portfolio 1 (BHL)	α	MP	SMB	HML	WML	R^2-adj	F	Sig.	D-W
الگوی CAPM	۰/۰۰۹	۰/۶۹۷	–	–	–	۰/۴۰۴	۷۵/۵۳۹	۰/۰۰۰	۱/۵۹۳
	(۱/۸۶۴)	(۸/۶۹۱)							
الگوی فاما و فرنچ	۰/۰۲۲	۰/۵۳۲	−۰/۰۸۱	۰/۱۴۶	–	۰/۶۲۸	۶۲/۸۲۴	۰/۰۰۰	۱/۶۷۲
	(۵/۱۸۱)	(۶/۸۶۵)	(−۳/۱۴۰)	(۵/۵۴۳)					
الگوی کرهارت	۰/۰۲۱	۰/۵۷۴	−۰/۰۷۳	۰/۱۳۲	−۰/۱۲۸	۰/۶۸۰	۵۹/۳۳۳	۰/۰۰۰	۱/۵۷۶
	(۵/۳۷۹)	(۷/۵۹۵)	(−۳/۰۲۵)	(۵/۳۸۷)	(−۴/۲۷۹)				
Portfolio 2 (SHL)	α	MP	SMB	HML	WML	R^2-adj	F	Sig.	D-W
الگوی CAPM	۰/۰۰۹	۰/۲۶۹	–	–	–	۰/۱۱۸	۱۵/۷۵۹	۰/۰۰۰	۱/۸۱۴
	(۲/۳۳۹)	(۳/۹۷۰)							
الگوی فاما و فرنچ	۰/۰۱۷	۰/۵۵۸	۰/۱۷۴	۰/۱۳۶	–	۰/۴۷۵	۳۴/۲۰۵	۰/۰۰۰	۱/۹۶۲
	(۴/۹۰۱)	(۸/۷۴۶	(۸/۱۵۱)	(۶/۲۸۲)					
الگوی کرهارت	۰/۰۱۷	۰/۵۶۸	۰/۱۷۹	۰/۱۲۷	−۰/۰۸۶	۰/۵۲۲	۳۱/۰۳۲	۰/۰۰۰	۱/۸۵۱
	(۴/۹۷۱)	(۹/۳۱۵)	(۸/۷۸۸)	(۶/۱۰۳)	(−۳/۳۸۷)				
Portfolio 3 (BLL)	α	MP	SMB	HML	WML	R^2-adj	F	Sig.	D-W
الگوی CAPM	۰/۰۲۹	۰/۶۶۰	–	–	–	۰/۴۳۶	۸۶/۱۸۹	۰/۰۰۰	۲/۰۱۵
الگوی فاما و فرنچ	۰/۰۲۳	۰/۴۴۰	−۰/۱۳۲	−۰/۱۰۶	–	۰/۵۵۳	۴۶/۳۶۷	۰/۰۰۰	۱/۶۹۸
	(۵/۳۶۰)	(۵/۶۸۱)	(−۵/۱۲۴)	(−۴/۰۲۶)					
الگوی کرهارت	۰/۰۲۲	۰/۴۵۰	−۰/۱۲۶	−۰/۱۱۵	−۰/۰۹۳	۰/۵۸۴	۳۹/۵۴۶	۰/۰۰۰	۱/۵۸۳
	(۵/۴۰۹)	(۶/۰۲۱)	(−۵/۰۴۹)	(−۴/۵۱۴)	(−۲/۹۷۷)				
Portfolio 4 (SLL)	α	MP	SMB	HML	WML	R^2-adj	F	Sig.	D-W
الگوی CAPM	۰/۰۳۳	۰/۳۴۵	–	–	–	۰/۰۸۳	۱۰/۹۷۹	۰/۰۰۰	۱/۷۷۱
	(۵/۲۶۹)	(۳/۳۱۳)							
الگوی فاما و فرنچ	۰/۰۱۷	۰/۶۳۱	۰/۱۴۸	−۰/۱۵۷	–	۰/۴۴۵	۳۰/۴۰۰	۰/۰۰۰	۱/۸۵۰
	(۳/۲۱۶)	(۶/۳۸۰)	(۴/۴۹۴)	(−۴/۶۷۵)					
الگوی کرهارت	۰/۰۱۶	۰/۶۵۳	۰/۱۶۱	−۰/۱۷۷	−۰/۱۹۱	۰/۵۵۲	۳۴/۹۲۵	۰/۰۰۰	۱/۵۴۰
	(۳/۳۳۶)	(۷/۳۴۱)	(۵/۴۰۷)	(−۵/۸۱۴)	(−۵/۱۶)				
Portfolio 5 (BHW)	α	MP	SMB	HML	WML	R^2-adj	F	Sig.	D-W
الگوی CAPM	۰/۰۰۵	۰/۸۳۵	–	–	–	۰/۴۵۵	۹۲/۷۵۱	۰/۰۰۰	۱/۵۴۷
	(۰/۹۱۲)	(۹/۶۳۱)							
الگوی فاما و فرنچ	۰/۰۱۷	۰/۶۸۰	−۰/۰۷۷	۰/۱۳۲	–	۰/۶۰۰	۵۶/۰۹۵	۰/۰۰۰	۱/۸۴۴
	(۳/۳۵۳)	(۷/۴۹۳)	(−۲/۵۲۹)	(۴/۳۰۷)					
الگوی کرهارت	۰/۰۱۷	۰/۶۶۷	−۰/۰۸۴	۰/۱۴۴	۰/۱۱۴	۰/۶۳۱	۴۸/۰۴۶	۰/۰۰۰	۱/۹۷۴
	(۳/۶۳۲)	(۷/۶۴۰)	(−۲/۸۸۰)	(۴/۸۴۴)	(۳/۱۴۷)				

جدول ٦. نتایج اجرای رگرسیون سری زمانی الگوهای CAPM، فاما و فرنچ و کرهارت- ادامه

Portfolio 6 (SHW)	α	MP	SMB	HML	WML	R^2-adj	F	Sig.	D-W
الگوی CAPM	۰/۰۱۶ (۴/۱۱۶)	۰/۲۲۶ (۳/۴۹۱)	–	–	–	۰/۰۹۲	۱۲/۱۸۸	۰/۰۰۰	۱/۶۴۷
الگوی فاما و فرنچ	۰/۰۱۹ (۵/۰۵۴)	۰/۴۴۵ (۶/۳۱۲)	۰/۱۲۹ (۵/۴۷۶)	۰/۰۷۵ (۳/۱۲۶)	–	۰/۲۸۲	۱۵/۳۹۲	۰/۰۰۰	۱/۵۰۲
الگوی کرهارت	۰/۰۲۰ (۵/۴۲۱)	۰/۴۳۴ (۶/۴۲۶)	۰/۱۲۳ (۵/۴۳۲)	۰/۰۸۴ (۳/۶۴۸)	۰/۰۹۱ (۳/۲۵۴)	۰/۳۴۱	۱۵/۲۲۶	۰/۰۰۰	۱/۵۱۷
Portfolio 7 (BLW)	α	MP	SMB	HML	WML	R^2-adj	F	Sig.	D-W
الگوی CAPM	۰/۰۲۷ (۶/۷۶۷)	۰/۶۵۴ (۹/۶۰۳)	–	–	–	۰/۴۵۳	۹۲/۲۱۸	۰/۰۰۰	۱/۵۴۰
الگوی فاما و فرنچ	۰/۰۱۴ (۳/۸۸۱)	۰/۵۶۳ (۸/۶۰۲)	-۰/۰۶۵ (-۲/۹۹)	-۰/۱۸۴ (-۸/۲۸۲)	–	۰/۶۶۱	۷۲/۵۸۸	۰/۰۰۰	۱/۵۹۰
الگوی کرهارت	۰/۰۱۴ (۴/۲۹۴)	۰/۵۵۲ (۸/۹۴۱)	-۰/۰۷۲ (-۳/۴۸)	-۰/۱۷۴ (-۸/۲۴۱)	۰/۰۹۸ (۳/۸۲۳)	۰/۷۰۰	۶۵/۰۲۰	۰/۰۰۰	۱/۶۱۸
Portfolio 8 (SLW)	α	MP	SMB	HML	WML	R^2-adj	F	Sig.	D-W
الگوی CAPM	۰/۰۳۰ (۵/۳۲۷)	۰/۲۲۶ (۲/۳۹۱)	–	–	–	۰/۰۴۱	۵/۷۱۸	۰/۰۱۹	۱/۴۷۹
الگوی فاما و فرنچ	۰/۰۲۱ (۴/۲۷۷)	۰/۵۸۱ (۶/۴۰۹)	۰/۱۹۴ (۶/۴۲۱)	-۰/۰۶۵ (-۲/۱۲۳)	–	۰/۴۰۹	۲۶/۴۰۴	۰/۰۰۰	۱/۵۲۱
الگوی کرهارت	۰/۰۲۲ (۵/۰۱۷)	۰/۵۶۰ (۶/۹۰۳)	۰/۱۸۲ (۶/۷۲۲)	-۰/۰۴۷ (-۱/۶۹)	۰/۱۷۷ (۵/۲۵۰)	۰/۵۲۷	۳۱/۶۱۱	۰/۰۰۰	۱/۶۴۰

آماره‌های تی استیودنت برای آزمون معنی‌داری ضرایب متغیرهای توضیحی، در پرانتز و در زیر ضریب مربوطه آورده شده است.
به غیر از ضریب قرار داده شده در مربع، تمامی ضرایب متغیرهای توضیحی در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد معنی‌دار هستند.

دامنهٔ به دست آمده برای ضریب متغیر SMB از ۰/۱۲۶- تا ۰/۱۸۲ می‌باشد. تمامی ضرایب در سطح ۵٪ معنی‌دار هستند. به علاوه، ضریب SMB با اندازه در ارتباط است، به طوری که برای پورتفوهای بزرگ، منفی و برای پورتفوهای کوچک مثبت می‌باشد. به طور کلی، این الگو در مورد ضریب SMB مشابه شواهد گزارش شده در تحقیقات پیشین همچون فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است.

در مورد HML می‌توان گفت که ضرایب مثبت برای پورتفوهای با ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و ضرایب منفی برای پورتفوهایی با ارزش دفتری به ارزش بازار پایین به دست آمده است. دامنهٔ ضرایب این فاکتور از ۰/۱۷۷- تا ۰/۱۴۴ می‌باشد و همگی به جز پورتفوی هشتم در سطح ۵٪ معنی‌دار هستند. در تحقیقات پیشین ضریب این عامل برای بیشتر پورتفوها منفی بوده است؛ در این پژوهش نیز میانگین ضرایب به دست آمده برای

این عامل برابر با ۰/۰۰۳- است. ضرایب عامل WML که مربوط به صرف مومنتوم است، از ۰/۱۹۱- تا ۰/۱۷۷ می‌باشد و همچون دو عامل قبلی، تمامی ضرایب در سطح ۵٪ معنی‌دار هستند و به طور کلی، ضرایب منفی برای پورتفوهای بازنده و ضرایب مثبت برای پورتفوهای برنده مشهود است. این نتایج نشان می‌دهد که عامل مومنتوم توانایی توضیح دادن تغییرات بازده را دارد.

مقایسهٔ ضرایب تعیین تعدیل شده

برای بررسی دقیق‌تر و مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی این سه الگو با یکدیگر، R^2 تعدیل شده هر یک از الگوها در جدول شمارهٔ ۷ نشان داده شده است. میانگین R^2 تعدیل شده برای CAPM برابر با ۲۶ درصد است که بعد از اضافه کردن دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (الگوی فاما و فرنچ) با افزایش قابل توجهی مواجه شده و به بیش از ۵۰/۷ درصد رسیده است. این نتیجه مبنی بر توان توضیح دهندگی عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با تحقیقات قبلی همچون (آقا بیگی، ۱۳۸۵) سازگار است. عامل جدیدی که در این پژوهش به الگوی سه عاملی اضافه شد، مومنتوم می‌باشد. میانگین R^2 تعدیل شدهٔ الگوی کرهارت، برابر با ۵۶/۷ درصد به دست آمده است که حاکی از افزایش ۶ درصدی نسبت به الگوی فاما و فرنچ است.

جدول شماره ۷. مقایسه R^2 تعدیل شده در سه الگو به تفکیک پورتفوها

پورتفوها		الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای	فاما و فرنچ	کرهارت
شماره	نماد			
۱	BHL	۰/۴۰۴	۰/۶۲۸	۰/۶۸۰
۲	SHL	۰/۱۱۸	۰/۴۷۵	۰/۵۲۲
۳	BLL	۰/۴۳۶	۰/۵۵۳	۰/۵۸۴
۴	SLL	۰/۰۸۳	۰/۴۴۵	۰/۵۵۲
۵	BHW	۰/۴۵۵	۰/۶۰۰	۰/۶۳۱
۶	SHW	۰/۰۹۲	۰/۲۸۲	۰/۳۴۱
۷	BLW	۰/۴۵۳	۰/۶۶۱	۰/۷۰۰
۸	SLW	۰/۰۴۱	۰/۴۰۹	۰/۵۲۷
میانگین		۰/۲۶۰	۰/۵۰۷	۰/۵۶۷

نتایج به دست آمده در بالا، هر سه فرضیهٔ تحقیق را تأیید می‌کند، به طوری که با توجه به R^2 تعدیل شده این سه الگو می‌توان دریافت الگوی سه عاملی فاما و فرنچ تبیین بهتری از بازده نسبت به CAPM ارائه کرده است. همچین، با مشاهدهٔ R^2 تعدیل شده الگوی چهار عاملی کرهارت، که هم از الگوی CAPM و هم از الگوی فاما و فرنچ بیشتر است، فرضیات دو و سه نیز تأیید می‌شوند.

تجزیه و تحلیل حسّاسیت

پتنگیل و دیگران (۱۹۹۵)، بیان کردند که شرایط صعودی و نزولی بازار باید بررسی شود. همچنین، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بر طبق رول (۱۹۸۳) و کیم (۱۹۸۳) بیان کردند که بازده سهام، به خصوص سهام کوچک، میل به بیشتر شدن در ماه ژانویه دارد. برای اطمینان از درستی نتایج در بارهٔ توان توضیح دهندگی الگوی کرهارت، تجزیه و تحلیل حساسیت برای شرایط صعودی و نزولی بازار و برای اثر فصلی انجام شد.

شرایط بازار

برای بررسی قدرت الگوی چهار عاملی کرهارت در شرایط صعودی و نزولی بازار، هر یک از متغیرهای مستقل و همچنین، عملکرد کلی الگو در دو موقعیت بازار صعودی و نزولی آزمون گردید. برای این منظور نمونهٔ تحقیق به دو گروه صعودی و نزولی تقسیم شد؛ بدین صورت که مطابق مطالعهٔ پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵)، اگر بازده واقعی بازار منهای بازده بدون ریسک در یک ماه مثبت (منفی) باشد، آن ماه در شرایط صعودی (نزولی) بازار دسته‌بندی شد که در نتیجه ۵۹ ماه در دستهٔ صعودی و ۵۶ ماه در دستهٔ نزولی قرار گرفت. بررسی‌ها نشان می‌دهد متغیرهای SMB, HML, WML در شرایط صعودی و نزولی به لحاظ آماری تفاوت معنی‌داری از خود نشان نمی‌دهند. اما عامل بازار (MP) در شرایط نزولی مقدار کمتری را نشان می دهد که امری طبیعی است.

به منظور بررسی عملکرد کلی الگوی کرهارت، الگو یک بار در شرایط صعودی و یک بار در شرایط نزولی اجرا شد. همانند آزمون رگرسیون معمولی (بدون شرایط

صعودی-نزولی)، ضرایب عامل بازار همگی مثبت و به جز دو پورتفوی (پورتفوی شمارهٔ شش در حالت صعودی و پورتفوی شمارهٔ هشت در حالت نزولی) در سطح اطمینان ۵ درصد، معنی‌دار به دست آمد. میانگین بتاهای عامل بازار در شرایط صعودی و نزولی به ترتیب برابر ۰.۴۶ و ۰.۶۱ به دست آمد که مقدار آن نزدیک به شرایط معمولی است که برابر ۵۵/۷ به دست آمده است. این یافته‌ها با مطالعات قبلی بر روی الگوهای قیمت‌گذاری در شرایط صعودی- نزولی همچون لام و همکاران (۲۰۰۹) سازگار است. ضرایب هر دو عامل SMB و HML در سطح ۵٪ در شرایط صعودی در هفت پورتفوی و در شرایط نزولی در شش پورتفوی معنی‌دار شده و میانگین آنها نیز در هر دو شرایط تفاوت اندکی با هم دارد. بنابراین، می‌توان گفت شرایط بازار، تأثیر چندانی بر معناداری نقش توضیحی SMB و HML در الگوی کرهارت ندارد. در مورد عامل مومنتوم (WML)، نتایج همچنین، نشان داد ضریب این عامل در حالت صعودی در هفت پورتفوی و در حالت نزولی در پنج پورتفوی معنی‌دار شده است. همچنین، تفاوت بیشتری در میانگین این عامل در دو شرایط صعودی و نزولی مشاهده شد. از این رو، می‌توان گفت عامل مومنتوم می‌تواند تحت تأثیر شرایط بازار قرار گیرد و این امر برای عامل مومنتوم که تبعیت از روند بازار است، منطقی به نظر می‌رسد.

اثر فصلی

برای کنترل اثر فصلی تمام تحلیل‌های قبلی یک بار دیگر به تفکیک ماه‌های سال روی الگو چهار عاملی کرهارت انجام شد. در مورد عامل بازار، نتایج به دست آمده از مقایسهٔ میانگین بتاها حاکی از این است که تنها میانگین بهمن ماه در سطح خطای ۵ درصد و میانگین مهرماه در سطح خطای ۱۰٪ با میانگین کل سال تفاوت معنی‌داری دارند و مقدار کمتری را نشان می‌دهند. در توجیه کاهش میانگین عامل MP در مهرماه می‌توان به رکود فصلی بورس تهران اشاره کرد که به طور تاریخی معمولاً در آن مقطع اتفاق می‌افتد. در مورد عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، تنها «آذر ماه» به لحاظ میانگین با

بقیهٔ سال تفاوت معنی‌داری از خود نشان می‌دهد. در مورد عامل مومنتوم نیز هیچ یک از ماه‌ها با میانگین کل سال تفاوت معنی‌داری از خود نشان نمی‌دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فرض می‌کند که سرمایه‌گذاران پورتفوی کاملاً متنوعی همچون پورتفوی بازار نگهداری می‌کنند و در نتیجه، ریسک‌های خاص شرکت با انجام تنوع‌بخشی حذف می‌شوند و تنها ریسک سیستماتیک دارایی که برخاسته از عوامل کلان بازاری بوده و با بتا اندازه‌گیری می‌شود، مستحق پاداش است. بنابراین، انتظار می‌رود متغیرهای معرّف ریسک‌های خاص شرکت چندان مورد توجه سرمایه‌گذاران قرار نگیرد؛ زیرا با تنوع بخشی قابل حذف هستند. اما در تحقیقات تجربی شواهدی بر خلاف آن گزارش شده است. در دنیای واقعی، سرمایه گذاران شاید نتوانند پورتفوی کاملاً متنوعی در عمل نگهداری نمایند. بنابراین، طبیعی است که نگران ریسک‌های غیر سیستماتیک باشند و از این رو برخی متغیرهای معرّف خصوصیات شرکت همچون اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را در تصمیمات خود لحاظ کنند. همچنین، در تحقیقات تجربی معمولاً بازده بازار و صرف بازار با استفاده از ارقام تاریخی شاخص بازار محاسبه می‌گردد و به عنوان معرفی از یک پورتفوی کاملاً متنوع در نظر گرفته می‌شود که ممکن است با واقعیت منطبق نباشد.

بررسی‌های ما در این پژوهش نشان می‌دهد که عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهم نقش قابل توجهی در توضیح دادن بازده‌های سهام شرکت‌های بورس تهران دارند و از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که الگوی سه عاملی فاما و فرنچ بهتر از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توان توضیح دادن بازده‌ها را دارد. همچنین، نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که عامل مومنتوم در توضیح دادن بازده‌های واقعی نقش قابل توجهی دارد و با افزودن صرف حاصل از این عامل به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، توان توضیحی الگو افزایش می‌یابد. این یافته حاکی از اعتبار تجربی الگوی کرهارت است که با تحقیقات مشابه خارجی سازگار می‌باشد. در هر صورت، این نتایج می‌تواند درک و

دانش سرمایه‌گذاران و پژوهشگران حوزهٔ بازار سرمایه را افزایش دهد و در پرتو آن شاید بتوان به شناسایی عوامل دیگری که توانایی توضیح دادن تغییرات بازده را داشته باشند، دست یافت.

یادداشت‌ها

۱. صرف ریسک بازار (MP) عبارت است از بازده بازار منهای بازده بدون ریسک. صرف اندازه (SMB) عبارت است از بازده پورتفوی سهام کوچک(S) منهای بازده پورتفوی سهام بزرگ (B)، و صرف ارزش دفتری به بازار (HML) عبارت است از بازده پورتفوی سهام ارزشی (High B/M) منهای بازده پورتفوی سهام رشدی (Low B/M).

۲. چون عمل تشکیل پورتفوها در هر سال جداگانه تکرار می‌گردد، ترکیب پورتفوها به دلیل تغییرات در اندازه و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام هر شرکت از یک سال به سال دیگر تغییر می‌کند. البته ساختار پورتفوها در دوره‌های یک‌ساله ثابت نگه داشته شد.

۳. در هر سه مدل، متغیرهای اصلی تحقیق (وابسته و مستقل) به صورت صرف (یعنی تفاضل دو بازده) بیان شده‌اند. برای مثال، متغیر وابسته به صورت تفاضل بازده واقعی منهای بازده بدون ریسک، و متغیر HML به صورت تفاضل بازده سهام با نسبت B/M بالا منهای بازده سهام با نسبت B/M پایین محاسبه شده است. مشابه همین توضیحات را می‌توان برای متغیرهای دیگر ارائه نمود.

۴. شاخص اصلی بورس تهران در آذر ۱۳۸۷ از شاخص نقدی (TEPIX) به شاخص قیمت و سود نقدی (TEDPIX) تغییر یافته است. همچنین، برای محاسبه بازده ماهانه بازار از رابطهٔ $R_{m}=(I_{t}-I_{t-1})/I_{t-1}$ استفاده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

- اسلامی بیدگلی، غلامرضا و خجسته، محمدعلی (۱۳۸۷)، بهبود عملکرد پورتفوی بر مبنای بازده تعدیل شده بر اساس ریسک در سرمایه‌گذاری مبتنی بر بهره‌وری سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات مالی*، ش. ۲۵، ص. ۳-۲۱.
- آقا بیگی، صابر (۱۳۸۵)، مقایسهٔ مدل قیمت‌گذاری د ارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در توضیح نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شهید بهشتی.
- امینی، نقی (۱۳۸۸)، بررسی پدیده های نیروی حرکت قیمت و نیروی حرکت عایدات و رابطه آنها با هم در بورس اوراق بهادار تهران، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شهید بهشتی.
- باقر زاده، سعید (۱۳۸۴)، بررسی عوامل تأثیرگذار بر بازده مورد انتظار سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات مالی*، ش. ۱۵، ص. ۱۳۷-۱۶۱.
- راعی، رضا و احمد تلنگی (۱۳۸۳)، مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته، انتشارات سازمان مطالعه وتدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، تهران
- رباط میلی، مژگان (۱۳۸۶)، مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه الزهرا.
- طارمی، مریم، (۱۳۸۵)، آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه الزهرا.
- عباسی، ابراهیم و غفار غزلجه (۱۳۹۱)، آزمون تأثیر الگوی سه عاملی فاما و فرنچ در پراکندگی بازده سبد سهام، *دانش حسابداری*، ش. ۱۱، ص. ۱۸۰-۱۶۱
- فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل و صادقی، محسن (۱۳۸۵)، بررسی سودمندی استراتژی‌های مومنتوم و معکوس، *پیام مدیریت*، ش. ۱۷و۱۸، ص. ۳۱-۷.
- قالیباف اصل، حسن و شمس، شهاب‌الدین و ساده وند، محمدجواد (۱۳۸۹)، بررسی بازده اضافی استراتژی شتاب سود و قیمت در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ش. ۶۱، ص. ۹۹-۱۱۶.
- کمالی، هاجر (۱۳۸۶)، بررسی استراتژی شتاب و مقایسه آن با استراتژی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه الزهرا.

Formatted: Space Before: 6 pt

- مکارم، احمد (۱۳۸۶)، بررسی و مقایسه توانایی الگو قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در توضیح نوسانات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه تربیت مدرس.

- Akdeniz, L., Altay-Salih, A. and Aydogan, K. (2000). Cross Section of Expected Stock Returns in ISE, *Russian and East European Finance and Trade*, Vol. 36, No. 5, pp. 6-26.
- Ammann M., and Steiner, M. (2008). Risk Factors for the Swiss Stock Market, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 144, No. 1, pp. 1-35.
- Artmann, S. , Finter, P. and Kempf, A. ,(2009). Determinants of Expected Stock Returns: Large Sample Evidence from the German Market, *Working Paper*, University of Cologne.
- Banz, R. W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, pp. 3-18.
- Bartholdy, J. and Paula P. (2005), Estimation of expected return: CAPM vs. Fama and French, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 14, pp. 407-427.
- Basu, S., (1977).Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 3, pp. 663–682.
- Bhandari, L.C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence, *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 507–528.
- Black, F., (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *Journal of Business*, Vol. 45, No. 3, pp. 444–455.
- Capaul, C., Rowley, I., and Sharpe, W. (1993). International Value and Growth Stock Returns, *Financial Analysts Journal*, Vol. 49, pp. 27-36.
- Carhart, M.M., Krail, R.J., Stevens, R.L., and Welch, K.D. (1996). Testing the Conditional CAPM, *Working Paper*, Graduate School of Business, University of Chicago.
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance, *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, pp. 57–82.
- Chan, L.K., Jegadeesh, N. and Lakonishok, J. (1996). Momentum Strategies, *Journal of Finance*, Vol. 11, No. 5, pp. 1681-1713.
- Chen, L., Novy-Marx, R. and Zhang, L. (2010). An Alternative Three-Factor Model, *Working paper*, SSRN.
- Chui A., Titman, S. and Wei, K.C. (2000). Momentum, Legal Systems and Ownership Structure: An Analysis of Asian Stock Markets. *Working paper*, SSRN.
- Copeland, T.E., Weston, J.F. and Shastri, K. (2005). *Financial Theory and Corporate Policy*, Adisson Wesley, 4th ed.
- Fama, E.F. and MacBeth, J.D. (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, pp. 607-636.

Formatted: Space Before: 6 pt

- Fama, E.F. and French, K.R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*. Vol. 47, No. 2, pp. 427-465.
- Fama, E.F. and French, K.R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, pp. 3-56.
- Fama, E.F. and French, K.R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1, pp. 55-84.
- Fama, E.F. and French, K.R. (1998). Value versus Growth: The International Evidence, *Journal of Finance*, Vol. 53, pp. 1975-1999.
- Foster, K.R. Kharazi, A. (2008). Contrarian and Momentum Returns on Iran's Tehran Stock Exchange. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 17, No. 5.
- Griffin, J., Ji, X., and Martin, S. (2003). Momentum investing and business cycle risk: evidence from pole to pole, *Journal of Finance*, Vol. 58, pp. 2515-547
- Grundy, B.D. and Martin, J.S. (2001). Understanding the Nature of the Risks and the Sources of the Rewards to Momentum Investing. *Review of Financial Studies*, Vol. 14, No. 1, pp. 29–78.
- Hameed, A. and Kusnadi, Y. (2002). Momentum Strategies Evidence from Asian Pacific Stock Market. *Journal of Financial Research*, Vol. 25, No. 3, pp. 383–397.
- Haris, R.S., and Marston, F.C. (1995) Value versus Growth Stock: Book-to-Market, Growth, and Beta, *Financial Analysts Journal*, Vol. 50, No. 5, pp. 18-24.
- Hubinette, N., and Jonsson, G. (2011). An Alternative Four-Factor Model, *Master Thesis in Finance*, Stockholm School of Economics.
- Jgadeesh , N. and Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, pp. 65–91.
- Jegadeesh, N. and Titman, S. (2001). Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations, *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 2, pp. 699–720.
- Jensen, G.R., Johnson, R.R., and Mercer, J.M., 1997. New evidence on size and price-to-book effects in stock returns. *Financial Analysts Journal*, Vol. 53, pp. 34-41.
- Kang, J., Liu, M.H., Ni, S.X., (2002). Contrarian and Momentum Strategies in the China Stock Market: 1993-2000. *Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 10, pp. 243-265.
- Kassimatis, K. (2008). Size, book to market and momentum effects in the Australian stock market, *Australian Journal of Management*, Vol. 33, pp. 145–168
- Keim, D.B. (1988). *Stock Market Regularities: A Synthesis of the Evidence and Explanations in Stock Market Anomalies*, Elroy Dimson ed. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kim, D.B., (1983). Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality. *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 13-32.

- Lee, C.M. and Swaminathan, B. (2000). Price Momentum and Trading Volume. *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 5, pp. 2017–2069.
- L'Her, J., Masmoudi, T., and Suret, J. (2004). Evidence to Support the Four-Factor Pricing Model from the Canadian Stock Market, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 14, No. 4, pp. 313–328.
- Liew, J., and Vassalou, M. (2000). Can Book-to-Market, Size and Momentum be Risk Factors that Predict Economic Growth?, *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, No. 2, pp. 221–245.
- Lintner, J., (1965). Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification. *Journal of Finance*, Vol. 20, No. 4, pp. 587–615.
- Liu, W., N. Strong, and Xu, X. (1999). The Profitability of Momentum Investing. *Journal of Business Finance and Accounting,* Vol. 26, No. 9/10, pp. 1043–1091.
- Muga, L., and Santamaria, R., (2007). The Momentum effect in Latin American Emerging Markets, *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 43, No. 4, pp. 24-45.
- Naughton T., Truong, C. and Veeraraghavan, M. (2007), Momentom Strategies and Stock Returns: Chinese Evidence, *Pasific Basin Finance Journal*, Vol. 16, Vol. 4, pp. 476-492.
- O'Brien, M., Brailsford, T., and Gaunt, C. (2010). Interaction of size, book-to-market and momentum effects in Australia, *Accounting and Finance*, Vol. 50, pp. 197–219.
- Pettengill, G., Sundaram, N. and Mathur, I. (1995). The Conditional Relation between Beta and Return. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 30, No. 1, pp. 101-116.
- Roll, R., (1983). Vas ist das? The turn-of-the-year effect and the Return Remia of Small Firms, *Journal of Portfolio Management*. Vol. 11, pp. 9-17.
- Rosenberg, B., Reid, K., and Lanstein, R., (1985). Persuasive Evidence of Market Inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, Vol. 11, No. 3, pp. 9–16.
- Rouwenhorst, K.G., (1998). International Momentum Strategies. *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 1, pp. 267–284.
- Schiereck, D., De Bondt, W. and Weber, M. (1999). Contrarian and Momentum Strategies in Germany. *Financial Analysts Journal*, Vol. 55, No. 6, 104–116.
- Sharpe, W. F., (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, pp. 425–442.
- Vilbern, M. (2008). The Momentom Effect: Evidence from the Swedish Stock Market. *Working paper,* Upsala University.

Formatted: Space Before: 6 pt

پرتال جامع علوم انسانی