فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال هفتم، شماره بیست و چهارم
زمستـان ۱۳۹۳

توالی، منشاء نوسانات اختصاصی

مریم دولو[۱]

تاریخ دریافت: ۹۳/۲/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۳/٤/۱

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی منشاء توان توضیح تغییرات بازده سهام توسط نوسانات اختصاصی از طریق مداقه بازده راهبرد توالی (مومنتوم) است. به بیان دیگر، یکی از توضیحات ارائه شده بابت چرایی سودآوری سرمایه‌گذاری مبتنی بر نوسانات اختصاصی، مبنی بر واکنش کمتر از اندازه نسبت به اطلاعات خاص شرکت و بروز توالی متعاقب آن آزمون می‌شود. لذا رابطه توالی و نوسانات اختصاصی از طریق رویکردهای "تحلیل پرتفوی" و "رگرسیون فاما-مک‌بث" آزمون می‌گردد.

نتایج پژوهش که در نمونه‌ای متشکل از ۱۳۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ صورت گرفته، نشان می‌دهد بازده راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر نوسانات اختصاصی، برای سهامی که از توالی بالاتری برخوردار است، بیشتر می‌باشد. لیکن، توان توضیحی نوسانات اختصاصی در صورت احتساب توالی، سلب نمی‌گردد. لذا نمی‌توان ادعای انتساب منشاء رابطه نوسانات اختصاصی و بازده سهام به توالی را تایید نمود.

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی، نوسانات اختصاصی، توالی.

۱- دکتری مدیریت مالی استادیار دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول) Ma_davallou@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

در چارچوب مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی، صرفاً ریسک ناشی از عوامل فراگیر مستحق انتظار کسب بازده بوده و ریسک ناشی از عوامل اختصاصی به دلیل امکان تنوع بخشی محق انتظار کسب پاداش نیست. جریان اصلی نظریه قیمت‌گذاری، مبتنی بر ایده تنوع‌بخشی و بده بستان ریسک-بازده است. به نحوی‌که یکی از مهمترین مفروضات بنیادین CAPM، حذف ریسک اختصاصی از طریق تشکیل پرتفوی و تنوع‌بخشی آن است. حال آن‌که شواهد تجربی نشان می‌دهد تعداد اوراق بهادار موجود در پرتفوی سرمایه‌گذاران، بسیار کمتر از تعدادی است که برای حذف ریسک مذکور لازم است (Mitton & Vorkink,2007). در صورت نبود موانع بازار[1]، ریسک اختصاصی به دلیل هزینه "صفر" تنوع‌بخشی، مستلزم هیچ صرف ریسکی نمی‌باشد. این در حالی است که به دلیل وجود اطلاعات ناقص، مالیات، عدم نقدشوندگی، هزینه‌های معاملاتی و سایر بازدارنده‌ها، سرمایه‌گذاران قادر به حذف کامل ریسک یادشده از طریق تنوع‌بخشی نیستند (Okpara & Nwezeaku, 2009). به رغم تصریح عدم قیمت‌گذاری ریسک اختصاصی در مالی کلاسیک، برخی شواهد تجربی (نظیر مالکیل و زو، ۲۰۰۶) نشان می‌دهد مادامی‌که شماری از سرمایه‌گذاران قادر به سرمایه‌گذاری در پرتفوی بازار نباشند، سایر سرمایه‌گذاران نیز قادر به نگهداری پرتفوی بازار نخواهند بود. در این صورت، آنها مجبور خواهند بود ریسک کل پرتفوی را مورد توجه قرار دهند. شواهد تجربی بسیاری در تایید رابطه نوسانات اختصاصی و بازده سهام ارائه گردیده است (نظیر آنگ و همکاران ۲۰۰۶ و ۲۰۰۹).

تناقض مبانی مالی کلاسیک و شواهد تجربی اخیر بسیاری از محققان را بر آن داشت تا ابهام بروز یافته را توضیح دهند. در حالی‌که برخی محققان عقیده دارند بازده راهبرد توالی بابت تحمل نوسان‌پذیری اختصاصی[2] است، برخی دیگر شواهدی در تایید توضیحات رفتاری ارائه می‌نمایند. حداقل به دو دلیل می‌توان مدعی شد سود ناشی از توالی تحت رویکرد رفتاری به نوسان‌پذیری اختصاصی مرتبط باشد. نخست، نوسان‌پذیری اختصاصی را می‌توان به عنوان شاخص اطلاعات خاص شرکت تلقی نمود. در صورتی‌که سود توالی ناشی از واکنش کمتر از واقع سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات خاص شرکت باشد (نظیر جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳)؛ باربریس، شلیفیر و ویشنی (۱۹۹۸)؛ هانگ و استین (۱۹۹۹))، شرکت‌های دارای نوسان‌پذیری اختصاصی بالاتر باید از توالی بالاتری برخوردار باشد. به لحاظ شهودی، سهام شرکتی که اطلاعات خاص بیشتری دارد، با فرض ثبات سایر عوامل، نوسان‌پذیری اختصاصی بالاتری داشته و طبق نظریه‌های واکنش کمتر از واقع، واکنش کمتر از اندازه بیشتری را تجربه کرده و توالی قیمتی بالاتری دارد. به زعم دنیل و همکاران (۱۹۹۸) هر اندازه نوسان‌پذیری اختصاصی سهام بالاتر باشد، عدم اطمینان افزایش یافته و ارزش‌گذاری دشوارتر است، لذا چنین سهامی از توالی بالاتری برخوردار می‌گردد. از سوی دیگر، نوسان‌پذیری اختصاصی نشانگر یکی از محدودیت‌های مهم آربیتراژ است. سوگیری‌های رفتاری به تنهایی برای ایجاد سودآوری راهبرد توالی کافی نیست. هرگونه خلاف قاعده سودآور در بازار کاراً توسط آربیتراژگران عقلایی حذف می‌گردد. با این حال، سال‌های بسیاری از شناسایی سود راهبرد توالی سپری می‌شود و این سود کماکان

Archive of SID
www.SID.ir

به قوت خود باقی است. از این‌رو، فرض می‌شود توانایی سرمایه‌گذاران برای آربیتراژ توالی، محدود شده است. به تعبیر شلیفیر و ویشنی (۱۹۹۷) نوسان‌پذیری، خصوصاً نوسان‌پذیری اختصاصی، محدودیت آربیتراژ است. آربیتراژگران از منابع سرمایه‌گذارانی استفاده می‌کنند که اگر عملکرد کوتاه‌مدت ضعیف باشد، وجوه خود را از بازار خارج می‌کنند. با توجه به تعداد موقعیت‌های لازم جهت کسب سود معنادار از طریق آربیتراژ، آربیتراژگران قادر به تنوع‌بخشی کامل پرتفوی خود نبوده و همین امر آنها را در معرض ریسک اختصاصی شرکت قرار می‌دهد. لذا تمایل دارند از سهام دارای نوسان‌پذیری اختصاصی زیاد اجتناب نمایند. چنانچه نوسان‌پذیری یادشده حقیقتاً محدودیت آربیتراژ باشد، می‌توان انتظار داشت سهام دارای نوسان‌پذیری اختصاصی بالاتر، از توالی بیشتری برخوردار باشد. سرمایه‌گذارانی که از طریق آربیتراژ سهامی که ویژگی‌های محدودکنندگی آربیتراژ ندارد، اثر توالی را حذف می‌کنند، اجازه می‌دهند توالی سهام شرکت‌های دارای نوسان‌پذیری اختصاصی زیاد، پابرجا بماند (Arena etals,2008).

لذا با توجه به توان توضیحی نوسان‌پذیری اختصاصی برای تبیین تغییرات بازده از یک سو و رابطه توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی از سوی دیگر، می‌توان استدلال نمود رابطه ریسک اختصاصی و بازده سهام ناشی از عدم احصاء اثر توالی است[۳].

عرب مازار یزدی و همکاران (۱۳۹۳) شواهدی ارائه کردند که نشان می‌دهد تحمل نوسانات اختصاصی در بورس اوراق بهادار تهران متضمن انتظار بازده مثبت است. لذا معمای رابطه نوسانات اختصاصی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران نیز به تایید رسیده است. با توجه به استدلال فوق و تاثیر توالی در بورس یادشده، اهمیت خاستگاه تبیین اثر نوسان‌پذیری اختصاصی منتسب به توالی افزون می‌گردد. بر این اساس، در پژوهش حاضر، رابطه توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی جهت مداقه در منشاء رابطه نوسان‌پذیری اختصاصی و بازده مورد انتظار، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

به بیان مرتون (۱۹۸۷) مادامی‌که سرمایه‌گذاران انفرادی تنها به اطلاعات زیرمجموعه‌ای از اوراق بهادار موجود، دسترسی داشته باشند و این زیر مجموعه‌ها برای سرمایه‌گذاران مختلف، با یکدیگر متفاوت باشد، پرتفوی بازار، ناکارآ خواهد بود. در این صورت، سرمایه‌گذاران مجبور به نگهداری پرتفوی غیر متنوعی بوده و چنانچه بازار بیمه‌ای برای کاهش این ریسک‌ها وجود نداشته باشد، بابت تحمل نوسان‌پذیری اختصاصی، صرف ریسک مطالبه می‌نمایند (Cao & Xu,2010). میلر (۱۹۷۷) استدلال می‌کند در صورت وجود محدودیت‌های فروش استقراضی، افتراق عقاید سرمایه‌گذاران منجر به ارزش‌گذاری بیش از حد اوراق بهادار می‌گردد، زیرا قیمت سهام توسط خوشبین‌ترین فعالان بازار تعیین می‌شود. بنابراین، وقتی محدودیت‌های فروش استقراضی وجود داشته باشد، پراکندگی عقاید سرمایه‌گذاران به صَرف[۴] قیمت‌گذاری می‌شود. مطابق نظریه میلر، در صورت وجود محدودیت‌های فروش استقراضی، همبستگی بازده تعدیل شده بابت ریسک و پراکندگی عقاید، منفی است (Boehme etals,2009). وی عقیده دارد در صورت عدم تجانس عقاید سرمایه‌گذاران (که با استفاده از نوسان‌پذیری اختصاصی بالا اندازه‌گیری می‌شود) و

Archive of SID
www.SID.ir

دور نگاه داشتن سرمایه‌گذاران دارای نگرش‌های بدبینانه، سهام بیش از واقع قیمت‌گذاری شده و معکوس شدن قیمت در آینده محتمل است (Jiang etals,2009). شلیفیر و ویشنی (۱۹۹۷) وجود "محدودیت آربیتراژ[۵]" را مانع آربیتراژگران جهت بهره‌برداری از تمامی فرصت‌های سودآور ایجادشده در اثر انحراف قیمت‌های بازار از قیمت‌های ذاتی اوراق بهادار می‌دانند. اگر آربیتراژگران حرفه‌ای به دلیل هزینه‌های زیاد آربیتراژ یا وجود ریسک‌هایی که آنها را مجبور به بستن موقعیت‌های معاملاتی قبل از سررسید می‌کند، نتوانند سود ناشی از قیمت‌گذاری ناصحیح را به طور کامل محقق نمایند، هر دو نوسان‌پذیری فراگیر و اختصاصی، اهمیت خواهد یافت. در حقیقت، شاید نوسان‌پذیری اختصاصی مهم‌تر باشد، زیرا نمی‌توان در مقابل آن مصونیت یافت. خصوصاً این‌که آربیتراژگران از پرتفوی‌های متنوعی برخوردار نیستند. عدم قابلیت سرمایه‌گذاران در درک سریع اطلاعات جدید موجب می‌گردد سهام دارای نوسان‌پذیری اختصاصی بالا، با احتمال بیشتری مشمول قیمت‌گذاری نادرست قرار گیرد. به عبارت دیگر، ممکن است قیمت‌گذاری بیش از اندازه ناشی از وجود هزینه‌ها و ریسک‌های فروش استقراضی در مقایسه با قیمت‌گذاری کمتر از اندازه، به سرعت از بین نرود. سهامی که بیش از اندازه قیمت‌گذاری می‌شود، بازده کمتری خواهد داشت که ناقض یافته مرتون (۱۹۸۷) می‌باشد. درو و ویراراگاوان (۲۰۰۲) نشان می‌دهند در هنگ‌کنگ، هند، مالزی و فیلیپین سهام کوچکی که دارای نوسان‌پذیری اختصاصی بالایی است، بازده بالایی ایجاد می‌کند. یافته آنها در تایید یافته‌های مالکیل و زو (۱۹۹۷ و ۲۰۰۶) است که نوسان‌پذیری اختصاصی را در توضیح بازده مقطعی آتی سهام مفید می‌داند. آنها ارتباط نوسان‌پذیری اختصاصی و اندازه با بازده سهام را در آلمان و انگلستان تایید نموده و رابطه مثبت نوسان‌پذیری اختصاصی و بازده را تصریح می‌نمایند (Drew etals,2006). آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) بر وجود رابطه منفی نوسان‌پذیری اختصاصی تحقق‌یافته و بازده صحه نهاده و نشان دادند؛ سهامی که از نوسان‌پذیری اختصاصی پایینی برخوردار است، متوسط بازده بالایی دارد. به نحوی‌که تفاوت متوسط بازده ماهانه پرتفوی‌های دارای کمینه و بیشینه نوسان‌پذیری اختصاصی به حدود ۱٫۰۶٪- می‌رسد (Bali & Cakici,2008). کانگ (۲۰۱۱) برای آزمون رابطه مقطعی بازده مورد انتظار و ریسک اختصاصی، از ICC به عنوان شاخص بازده مورد انتظار استفاده می‌کند. یافته‌های حاصله نشانگر آن است که رابطه نوسان‌پذیری اختصاصی و بازده مورد انتظار، مثبت و رابطه نوسان‌پذیری اختصاصی و بازده تحقق یافته آتی، منفی می‌باشد. تناقض شواهد پس‌رویدادی و پیش‌رویدادی تا حدی ناشی از انتظارات خوشبینانه‌تر سرمایه‌گذاران نسبت به سهامی است که از نوسان‌پذیری اختصاصی بالایی برخوردار است. عملکرد کمتر از واقع پس‌رویدادی سهام با نوسان‌پذیری اختصاصی بالا را می‌توان به توالی کوتاه‌مدت و بازگشت بازده در بلندمدت منتسب نمود (Kang,2011). عرب‌مازار یزدی و همکاران (۱۳۹۳) شواهدی ارائه کردند که ضمن تایید صرف ریسک مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نشان می‌دهد محتوای اطلاعاتی سود به تنهایی قادر به توضیح چرایی قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک نیست (عرب‌مازار یزدی و همکاران، ۱۳۹۳)

به تعبیر کوردیا و شیواکومار در سال ۲۰۰۲ و وانگ در سال ۲۰۰۳، سودآوری راهبرد توالی

Archive of SID
www.SID.ir

می‌تواند از طریق تغییر در طی زمان عوامل فراگیر منعکس شده در بازده مورد انتظار، کاملاً توضیح داده شود. بالعکس، گراندی و مارتین در سال ۲۰۰۱، گریفین و همکاران در سال ۲۰۰۳ و ناگل و لولن در سال ۲۰۰۳ شواهدی ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد بازده توالی بسیار بزرگ‌تر از آن است که بتواند بر اساس تغییرات طی زمان ریسک‌های فراگیر منظور شود و استدلال می‌کنند نوسانات اختصاصی محرک ایجاد بازده راهبرد توالی است (Chichernea,2009). مطالعات اخیر رابطه نوسان‌پذیری اختصاصی و توالی را تایید کرده و ادعا می‌کند رابطه مذکور شاهدی قوی دال بر این فرضیه است که قیمت‌های بازار ناشی از وجود فعالان غیرعقلایی[۶] است. آرنا و همکاران (۲۰۰۸) وجود رابطه قوی نوسان‌پذیری اختصاصی (غیرشرطی) و توالی را در بازده سهام ایالات متحده تایید نموده و یافته مذکور را به عنوان شاهد مهمی به نفع عدم کارایی بازار تفسیر می‌نمایند. به زعم آنها سهام دارای نوسان‌پذیری اختصاصی بالاتر، معکوس شدن سریع‌تر و بزرگ‌تری را تجربه می‌کند. یافته‌های مذکور با انتساب سود توالی به واکنش کمتر از اندازه نسبت به اطلاعات خاص شرکت و با نقش محدودکنندگی آربیتراژ سود توالی توسط نوسان‌پذیری اختصاصی سازگار است (Arena etals,2008). لی و همکاران نیز در سال ۲۰۰۷ رابطه قوی مشابهی بین نوسان‌پذیری اختصاصی شرطی و توالی در بازده سهام بازار انگلستان یافته و آن را به نفع مدل رفتاری تفسیر می‌نمایند (Chichernea,2009).

۳- روش‌شناسی پژوهش

برای ردیابی منشاء قیمت‌گذاری نوسانات اختصاصی به توالی، از رویکرد تحلیل پرتفوی و مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌گردد. جامعه آماری تحقیق، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره زمانی آن سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ می‌باشد. نمونه تحقیق، مشتمل بر کلیه شرکت‌های جامعه به استثنای سهام بانک‌ها، شرکت‌های لیزینگ، سرمایه‌گذاری و هلدینگ به دلیل داشتن ساختار دارایی و سرمایه متفاوت و شرکت‌هایی است که ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها در سال t-1 منفی باشد. همچنین، به دلیل رفع نسبی تبعات ناشی از "معاملات غیرهمزمان"، الزام حداقل ۱۵ روز معاملاتی[۷] در هر یک از سه‌ماهه‌های منتهی به فروردین، تیر، مهر و دی منظور گردیده است، لذا شرکت‌هایی که محدودیت یادشده را برآورده نسازد، از شمول نمونه پژوهش مستثنی می‌گردد.

لازم به ذکر است داده‌های مورد استفاده این پژوهش از طریق سازمان بورس و اوراق بهادار، شرکت بورس اوراق بهادار و شرکت خدمات فن‌آوری بورس تهران گردآوری شده است.

٤- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن

متغیرهای پژوهش حاضر به شرح جدول (۱) تعریف و اندازه‌گیری می‌گردد:

Archive of SID
www.SID.ir

جدول (۱): نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

بازده سهام	$r_i = \ln \frac{P_2}{P_1}$ که P_2 و P_1 بابت افزایش سرمایه و سود نقدی تعدیل شده است.
نوسان‌پذیری اختصاصی[۸]	مبتنی بر CAPM تعدیل شده مبتنی بر مدل دیمسون (۱۹۷۹): رگرسیون سری زمانی بازده بازار و بازده سهام در هر یک از فواصل زمانی سه‌ماهه مورد نظر بر اساس رابطه (۱) برازش می‌گردد: $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it-1}R_{mt-1} + \beta_{it}R_{mt} + \beta_{it+1}R_{mt+1}$ - (۱) R_{it} بازده اضافی سهام i در روز t، R_{mt} بازده اضافی بازار در روز t و R_{mt-1} و R_{mt+1} بازده اضافی بازار در روزهای t-1 و t+1 و $\varepsilon_{i,t}$ پسماند روز t است. نوسان‌پذیری اختصاصی سه‌ماهه، بر اساس حاصل‌ضرب انحراف معیار پسماند روزانه در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.
	مبتنی بر مدل سه عاملی فاما-فرنچ: به تأسی از محققانی نظیر آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹)، بروکمن و همکاران (۲۰۰۹) و برگ‌برانت (۲۰۱۰)، معادله (۲) طی هر یک از ٤٧ دوره زمانی سه‌ماهه سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ برای هر یک از سهام نمونه برازش می‌گردد. همانند بویر و همکاران (۲۰۱۰) و چن و همکاران (۲۰۱۰) از داده‌های روزانه جهت برازش رابطه (۲) استفاده می‌گردد: $R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - r_{f,t}) + s_{i,t}SMB_t + h_{i,t}HML_t + \varepsilon_{i,t}$ (۲) $R_{i,t}$ بازده اضافی روزانه سهام i، $R_{m,t}$ بازده اضافی روزانه بازار و $r_{f,t}$ نرخ بهره بدون ریسک روزانه و $\varepsilon_{i,t}$ پسماند روزانه است. نوسان‌پذیری اختصاصی سه‌ماهه بر اساس حاصل‌ضرب انحراف معیار پسماند روزانه در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.
اندازه	بر اساس لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت محاسبه می‌شود.
نقدشوندگی	هاسبوروک در سال ۲۰۰۳ و آکاریا و پدرسن در سال ۲۰۰٤ استدلال می‌کنند معیار نقدشوندگی مبتنی بر قدر مطلق بازده و حجم روزانه، بهترین شاخص اندازه‌گیری ریسک نقدشوندگی بوده و با سایر معیارهای مبتنی بر داده‌های ریزساختار بازار همبستگی بالایی دارد. آمیهود در سال ۲۰۰۲ عدم نقدشوندگی را به صورت زیر تعریف می‌کند: $ILIQ_{i,t} = \lvert r_{i,d} \rvert / Vol_{i,t}$ (۳) $Vol_{i,t}$ و $\lvert r_{i,d} \rvert$ به ترتیب، عبارت است از مبلغ دلاری حجم معاملات و قدر مطلق بازده سهام i در روز t.
بتا	شاخص ریسک فراگیر که بر حسب مدل بازار و با تعدیل دیمسون در سال ۱۹۷۹ با یک وقفه پیش‌رو و پس‌رو جهت کاهش اثر معاملات غیرهمزمان محاسبه گردیده است.
گردش سهام	نسبت حجم معاملاتی به تعداد سهام جاری شرکت است.
بازده بدون ریسک	نرخ بازده بدون ریسک معادل نرخ اوراق مشارکت منظور گردیده است.
توالی	بازده تجمعی دوره‌های زمانی t-3 تا t-5، t-3 تا t-6 و t-3 تا t-9 است[۱۸].
مالکیت نهادی	درصد مالکیت اشخاص حقوقی به عنوان تقریب درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی استفاده می‌گردد.

۵- مدل پژوهش

می‌توان ادعا کرد شرکت دارای نوسان‌پذیری اختصاصی بالاتر، از توالی بیشتری برخوردار است. به گونه‌ای که اگر منشاء توالی، فروواکنشی[۹] نسبت به اطلاعات خاص شرکت باشد، می‌توان استدلال نمود شرکت دارای اطلاعات خاص بالاتر، فروواکنشی بالاتری را تجربه می‌نماید. لذا مادامی‌که نوسان‌پذیری اختصاصی به عنوان شاخص اطلاعات خاص شرکت تلقی گردد، شرکت‌های دارای نوسان‌پذیری اختصاصی بالاتر، از توالی بیشتری برخوردار است. در این صورت، می‌توان انتظار داشت صرف ریسک مثبت نوسان‌پذیری اختصاصی ناشی از تاثیر توالی بوده و ریسک اختصاصی فی‌نفسه فاقد توان توضیح بازده باشد. لذا می‌توان

Archive of SID
www.SID.ir

فرضیه پژوهش حاضر را بدین صورت تبیین نمود: "توالی، منشاء قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری اختصاصی است."

پژوهش حاضر در دو بخش انجام می‌شود. در بخش نخست، به منظور بررسی تعامل اثر توالی و ریسک اختصاصی از تحلیل پرتفوی و در بخش دوم از مدل رگرسیون فاما–مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌شود.

تحلیل پرتفوی: ذیل این رویکرد، سهام نمونه در هر یک از ٤٧ مقطع زمانی سه ماهه منتهی به پایان فروردین، تیر، مهر و دی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ بر حسب عامل توالی به سه پرتفوی مساوی تخصیص می‌یابد. سپس، سهام هر یک از پرتفوی‌های سه‌گانه مبتنی بر توالی، بر حسب نوسان‌پذیری اختصاصی به سه پرتفوی مساوی دیگر منقسم می‌گردد. آزمون توان توضیحی بازده سهام توسط نوسان‌پذیری اختصاصی بر اساس محاسبه مابه‌التفاوت بازده پرتفوی‌های دارای کمینه و بیشینه نوسان‌پذیری اختصاصی (پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر) در هر یک از زیرمجموعه‌های مبتنی بر توالی انجام می‌شود. آزمون نهایی رابطه اخیر می‌بایست از طریق بررسی بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفری صورت گیرد که توالی در آن از پراکندگی نسبی برخوردار باشد. لذا متوسط بازده پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس نوسان‌پذیری اختصاصی، در عرض پرتفوی‌های تشکیل شده بر حسب توالی محاسبه می‌گردد تا در نهایت پرتفوی‌هایی تشکیل شود تا ضمن پراکندگی نوسان‌پذیری اختصاصی، همه ابعاد ویژگی توالی را نیز در برگیرد.

انتظار می‌رود مادامی که توان توضیحی نوسان‌پذیری اختصاصی ناشی از عامل توالی باشد، مابه‌التفاوت بازده پرتفوی‌های فوق‌الذکر به لحاظ آماری معنادار نباشد.

مدل رگرسیون فاما–مک‌بث: در چارچوب رویکرد تحلیل پرتفوی صرفاً امکان آزمون تعامل تعداد معدودی متغیر فراهم است. لذا به منظور توسعه طیف اثرات متقابل متغیرهای بیشتری که می‌تواند رابطه توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی را متاثر سازد، از رگرسیون فاما–مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌گردد. از این‌رو، رگرسیون مقطعی زیر در هر یک از دوره‌های زمانی سه‌ماهه مورد بررسی برازش می‌گردد:

$$r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} IV_{it} + \sum_{k=2}^{K} \gamma_{kt} X_{it} + v_{it} \qquad (٤)$$
$$i=1,\ldots,N_t$$

که r_{it} بازده iامین سهم در سه‌ماه t، IV_{it} نوسان‌پذیری اختصاصی و X_{it} متغیرهای کنترل شامل اندازه شرکت، نسبت B/M، چولگی، کشیدگی، حجم معاملات، توالی، مالکیت نهادی و سایر موارد می‌باشد. سری زمانی هر یک از ضرایب معادله (٤) به دست آمده و معناداری تفاوت آنها با صفر، آزمون می‌گردد.

یکی از مشکلات رایج داده‌ها، وجود مشاهدات دورافتاده است. در صورتی‌که مشاهدات دورافتاده و بازده بازار همبسته باشد، وجود مشاهدات مذکور می‌تواند منجر به تخمین بیشتر بتا و بالعکس گردد. پدیده مذکور می‌تواند ناشی از شرایط خاص شرکت و یا ناشی از خطای ورود اطلاعات باشد. صرف‌نظر از منشاء ایجاد، در این تحقیق به منظور رفع نسبی اثر مشاهدات دورافتاده، تمامی متغیرها در سطح ۵ و ۹۵ درصد به کف و سقف نزدیک شده است[۱۰].

Archive of SID
www.SID.ir

٦- یافته‌های پژوهش

در این بخش، به تبیین یافته‌های حاصل از آزمون تعامل توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی پرداخته می‌شود. در ادامه، ضرایب همبستگی برخی متغیرهای پژوهش و پس از آن، به ترتیب یافته‌های حاصل از کاربرد رویکرد تحلیل پرتفوی و مدل رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) ارائه می‌شود.

همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌گردد، ضریب همبستگی نوسانات اختصاصی (IV) و شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود برابر ۱۶,۳ درصد و در سطح اطمینان ۹۹ درصد به لحاظ آماری معنادار است. از این‌رو، به نظر می‌رسد شرکت‌های دارای نقدشوندگی پایین‌تر، از IV بالاتری برخوردارند. همبستگی IV و اندازه شرکت از نظر آماری معنادار نیست ($\rho = -0.022$). این در حالی است که درو و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۷) همبستگی منفی اندازه شرکت با نوسان‌پذیری اختصاصی را تایید می‌کنند. همچنین، نفی همبستگی IV و اندازه در این تحقیق، ناقض یافته مالکیل و زو (۱۹۹۷) مبنی بر همبستگی بالای IV و اندازه شرکت است. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ($\rho = 0.202$) و نسبت سود تقسیمی ($\rho = 0.169$) در سطح ۹۹ درصد با شاخص ریسک اختصاصی همبستگی مثبت دارد. همبستگی قویاً معنادار و منفی اندازه و نسبت B/M ($\rho = -0.315$) حاکی از آن است که شرکت‌های کوچک‌تر عمدتاً ارزشی هستند. ضریب همبستگی اندازه و مالکیت نهادی برابر ۳۷ درصد بوده و در سطح ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. لذا همان‌گونه که انتظار می‌رفت مالکیت نهادی توام با افزایش اندازه شرکت، فزونی می‌یابد. شاخص ریسک سیستماتیک نیز در شرکت‌های بزرگ‌تر، بالاتر است (ρ =۰,۲٤۸). همچنین، شرکت‌های بزرگ‌تر، معمولاً توزیع بازده کشیده‌تری دارند ($\rho = 0.170$). نتایج به دست آمده نشان می‌دهد، شرکت‌هایی که تعداد مالکان نهادی آنها دستخوش تغییرات بیشتر است، بتای بالاتری دارد (ρ =۰,۲٦۱). ضریب همبستگی بتا و نسبت B/M برابر ١٦,٦- و در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. رابطه معکوس بتا و نسبت B/M، استدلال مبتنی بر ریسکی‌تر بودن راهبردهای ارزشی به دلیل داشتن بتای بالاتر را مردود می‌سازد.

جدول (۲): ضرایب همبستگی

	نوسان‌پذیری اختصاصی	متوسط بازده	نقدشوندگی	اندازه	مالکیت نهادی	بتا	چولگی	کشیدگی	نسبت B/M
نوسان‌پذیری اختصاصی	1.000								
متوسط بازده	0.194***	1.000							
نقدشوندگی	0.163***	−0.020	1.000						
اندازه	−0.022	0.044	−0.436***	1.000					
مالکیت نهادی	0.220***	0.188***	−0.072	0.073	1.000				
بتا	0.187***	−0.031	−0.178***	0.248***	0.261***	1.000			
چولگی	0.046	0.508***	−0.072	0.055	0.106*	0.015	1.000		
کشیدگی	0.486***	0.170***	−0.035	0.170	0.054	0.035	0.202	1.000	
نسبت B/M	0.202***	−0.270***	0.354***	−0.315***	−0.177***	−0.166***	−0.112**	0.092	1.000

Archive of SID
www.SID.ir

یافته‌های حاصل از آزمون اثر توالی به عنوان منشاء قیمت‌گذاری نوسانات اختصاصی با استفاده از رویکرد تحلیل پرتفوی در جدول (۳) ملاحظه می‌شود.

جدول (۳): متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های مبتنی بر توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی

پرتفوی	متوسط بازده	آلفای CAPM	آلفای مدل سه عاملی	متوسط بازده	آلفای CAPM	آلفای مدل سه عاملی
			توالی دو ماهه			
			الگوی وزنی ارزش بازار			
(P3-P1)	*۰/۰۶۵	۰/۰۲۷	۰/۰۲۰	*۰/۰۶۷	۰/۰۳۰	۰/۰۱٤
(P6-P4)	***۰/۱۱۱	**۰/۰۶۰	۰/۰٤۲	***۰/۱۲٤	***۰/۰۸۵	**۰/۰۷۳
(P9-P7)	***۰/۱۶۲	***۰/۱۱۵	***۰/۱٤۷	***۰/۱۶۷	***۰/۱۱۹	***۰/۱٤۷
(PH-PL)	***۰/۳۳۸	***۰/۲۰۱	***۰/۲۰۸	***۰/۳۵۹	***۰/۲۳٤	***۰/۲۳٤
			الگوی وزنی مساوی			
(P3-P1)	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۶	۰/۰۰٤	۰/۰۲۰	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۳
(P6-P4)	***۰/۰۸۵	***۰/۰۶٤	***۰/۰۷٤	***۰/۰۸٤	***۰/۰۶۳	***۰/۰۷۵
(P9-P7)	***۰/۱۱۶	***۰/۰۸۶	***۰/۰۹۱	***۰/۱۱۷	***۰/۰۸۷	***۰/۰۸۶
(PH-PL)	***۰/۲۱۹	***۰/۱٤٤	***۰/۱۶۸	***۰/۲۲۱	***۰/۱٤۵	***۰/۱۶٤
			توالی سه ماهه			
			الگوی وزنی ارزش بازار			
(P3-P1)	**۰/۰۹٤	۰/۰٤۰	**۰/۰۷۱	**۰/۱۰۲	*۰/۰٤۹	**۰/۰۷۱
(P6-P4)	**۰/۱٤۵	۰/۰۷۹	**۰/۰۸۱	**۰/۱۵۵	*۰/۰۸۹	**۰/۰۸۷
(P9-P7)	***۰/۱۳۸	***۰/۰۹۱	***۰/۰۹۹	***۰/۱۱۸	***۰/۰۷۰	**۰/۰۶۰
(PH-PL)	***۰/۳۷۷	***۰/۲۰۹	***۰/۲۵۲	***۰/۳۷٤	***۰/۲۰۷	***۰/۲۱۸
			الگوی وزنی مساوی			
(P3-P1)	۰/۰٤٤	۰/۰۱۹	*۰/۰٤۶	۰/۰٤۵	۰/۰۲۱	**۰/۰٤۵
(P6-P4)	***۰/۰۸۱	***۰/۰۵۶	***۰/۰۶٤	***۰/۰۸۱	***۰/۰۵۷	***۰/۰۶۳
(P9-P7)	***۰/۱۰۱	***۰/۰۷٤	***۰/۰۶۶	***۰/۰۹۶	***۰/۰۷۰	***۰/۰۶۰
(PH-PL)	***۰/۲۲۶	***۰/۱۵۰	***۰/۱۷۵	***۰/۲۲۲	***۰/۱٤۸	***۰/۱۶۸
			توالی شش‌ماهه			
			الگوی وزنی ارزش بازار			
(P3-P1)	**۰/۰۹٤	۰/۰٤۰	**۰/۰۷۱	**۰/۰۹۰	۰/۰٤۳	***۰/۰۹٤
(P6-P4)	**۰/۱٤۵	۰/۰۷۹	**۰/۰۸۱	**۰/۱۷۱	*۰/۱۰۵	**۰/۰۹۵
(P9-P7)	***۰/۱۳۸	***۰/۰۹۱	***۰/۰۹۹	***۰/۱٤۳	***۰/۰۹۸	**۰/۰۷۸
(PH-PL)	***۰/۳۷۷	***۰/۲۰۹	***۰/۲۵۲	***۰/٤۰٤	***۰/۲٤۶	***۰/۲۶۸
			الگوی وزنی مساوی			
(P3-P1)	۰/۰٤٤	۰/۰۱۹	*۰/۰٤۶	۰/۰۳۹	۰/۰۱۶	۰/۰٤۳
(P6-P4)	***۰/۰۸۱	***۰/۰۵۶	***۰/۰۶٤	***۰/۰۹۰	***۰/۰۶۹	***۰/۰۷۶
(P9-P7)	***۰/۱۰۱	***۰/۰۷٤	***۰/۰۶۶	***۰/۰۹۸	***۰/۰۶۸	***۰/۰۵۹
(PH-PL)	***۰/۲۲۶	***۰/۱۵۰	***۰/۱۷۵	***۰/۲۲۶	***۰/۱۵۳	***۰/۱۷۸

Archive of SID

www.SID.ir

ارقام منعکس در جدول (۳) نشانگر متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های مبتنی بر توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی است. متوسط بازده سه‌ماهه و آلفای پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر (P3-P1) صرفاً در صورت استفاده از الگوی وزنی ارزش بازار برای توالی سه و شش ماهه در سطح ۹۵ درصد و برای توالی دوماهه در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. آلفای جنسن مبتنی بر مدل سه عاملی پرتفوی‌های مذکور نیز تابع الگوی مشابهی است. متوسط بازده پرتفوی‌های (P6-P4) و (P9-P7) همواره مثبت بوده و از حداقل معناداری ۹۵ درصد برخوردار است. در خصوص پرتفوی‌های یادشده، معناداری آماری ضرایب و آلفای جنسن در صورت استفاده از الگوی وزنی مساوی، تقویت می‌گردد. توام با افزایش سطح توالی، بر متوسط بازده پرتفوی‌های مصون‌سازی شده، افزوده می‌شود. به گونه‌ای که در صورت استفاده از توالی دوماهه و نوسان‌پذیری اختصاصی مبتنی بر CAPM تعدیل شده، متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی (P3-P1) برابر ٦,٥ درصد و دارای آماره t معادل ۱,۷۰۱ بوده و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. همراه با افزایش میزان توالی، متوسط بازده سه‌ماهه (P6-P4) به ۱۱,۱ درصد، آماره t آن به ۳,٦٥۲ و معناداری آماری آن به ۹۹ درصد افزایش می‌یابد. تفاوت متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی‌های دارای بیشترین و کمترین IV در بالاترین سطح توالی یعنی (P9-P7)، به ١٦,٢ درصد (t=4.461) بالغ گردیده و معناداری آماری ۹۹ درصد را حفظ می‌کند. متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی (PH-PL) نیز همواره مثبت و در سطح خطای یک درصد معنادار است. بر اساس آلفای مثبت و معنادار پرتفوی مذکور می‌توان مدعی شد صرف ریسک مثبت نوسان‌پذیری اختصاصی توسط عوامل ریسک احصاء شده مدل‌های عاملی مبنای تخمین آلفا، قابل توضیح نیست. روند مشاهده شده بازده و آلفا به ازای سنجه‌های متفاوت توالی، نوسان‌پذیری اختصاصی و الگوی محاسبه بازده نیز برقرار است. لذا مشخص گردید صرف نوسان‌پذیری اختصاصی پس از کنترل اثر توالی، مثبت و از نظر آماری معنادار بوده و در سطوح بالای توالی، رابطه نوسان‌پذیری اختصاصی و بازده تقویت می‌گردد.

از آنجا که یافته‌های حاصل از آزمون تعامل نوسان‌پذیری اختصاصی و توالی تحت تاثیر سنجه‌های مختلف توالی نمی‌باشد، لذا در ادامه صرفاً نتایج حاصل از توالی شش ماهه گزارش می‌شود.

برای آزمون رابطه توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی در چارچوب مدل رگرسیون فاما–مک‌بث که امکان بررسی اثرات متعامل بیشتری را فراهم می‌سازد، در گام نخست، معادله (۵) در هر یک از مقاطع زمانی سه‌ماهه مورد بررسی بر اساس رگرسیون مقطعی برازش گردیده و در گام دوم، رگرسیون سری زمانی ضرایب حاصل از رگرسیون مرحله اول، برازش می‌گردد:

$$R = C + \beta_1 IV + \beta_2 BETA + \beta_3 SIZE + \beta_4 BM + \beta_5 LIQ + \beta_6 SKW + \beta_7 KUR + \beta_8 TURN + \beta_9 IO + \beta_{10} MOM \quad (۵)$$

که IV نوسان‌پذیری اختصاصی، BETA ریسک فراگیر، SIZE اندازه، BM نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، LIQ لگاریتم طبیعی شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود، SKW چولگی (کاپادیا، ۲۰۰۷؛ کونراد و همکاران، ۲۰۰۹) و KUR کشیدگی توزیع بازده (کونراد و همکاران، ۲۰۰۹)، TURN گردش سهام (آنگ و همکاران، ۲۰۰٦)، IO مالکیت نهادی (فو، ۲۰۱۰) و MOM توالی (آرنا و همکاران، ۲۰۰۸) است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول (٤): نتایج حاصل از آزمون تعامل توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی با استفاده از رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)

	عرض از مبداء	نوسان‌پذیری اختصاصی	بتا	اندازه	نسبت B/M	نقدشوندگی	چولگی	کشیدگی	گردش سهام	مالکیت نهادی	توالی
الف: نوسان‌پذیری اختصاصی مبتنی بر CAPM تعدیل شده											
ضریب	**۰/۲۵۰	**۰/۳۸۳	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰٤	***۰/۰٤۷-	۰/۰۰۸	***۰/۰٤٦	-۰/۰۰۱	***۰/۱٦۰	***۰/۱۲۵	***۰/۱۰۹
آماره t	)۲/۵۷(	)۲/۵۷(	)۰/۱۷(-	)۰/۷۰(-	)۳/۵۵(-	)۱/۵٦(	)۱٦/٤۹(	)۱/۳۳(-	)۳/۱۵(	)۳/۵۰(	)۱۰/٤۱(
ضریب تعیین					***۰/۵۱۳	ضریب تعیین تعدیل شده					***۰/٤٦۰
ب: نوسان‌پذیری اختصاصی مبتنی بر مدل سه عاملی فاما-فرنچ											
ضریب	**۰/۲۵۳	**۰/۳۵۸	-۰/۰۰۰	-۰/۰۰٤	***۰/۰٤۷-	*۰/۰۰۹	***۰/۰٤۷	-۰/۰۰۱	***۰/۱٦٤	***۰/۱۲٤	***۰/۱۰۹
آماره t	)۲/۵۷(	)۲/۵۱(	)۰/۱۱(-	)۰/٦۰(-	)۳/٤۱(-	)۱/۷۳(	)۱٦/۳۹(	)۱/۱۰(-	)۳/۲۷(	)۳/٤۷(	)۱۰/۵۰(
ضریب تعیین					۰/۵۰۹	ضریب تعیین تعدیل شده					۰/٤۵٦

نتایج حاصل از بررسی رابطه نوسان‌پذیری اختصاصی و بازده با استفاده از مدل رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) در جدول (٤) ارائه گردیده است.

جدول (٤) شامل دو بخش "الف" و "ب" می‌باشد که به ترتیب نشانگر نتایج حاصل از برازش رابطه (۵) با استفاده از سنجه مبتنی بر CAPM تعدیل شده و مدل سه عاملی فاما-فرنچ است. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد ضریب متغیر توالی برابر ۰,۱۰۹ و آماره t آن برابر ۱۰,٤۱ بوده لذا توان توضیحی بازده توسط توالی در سطح اطمینان ۹۵ درصد به تایید می‌رسد. ضریب ۰,۳۸۳ نوسان‌پذیری اختصاصی با دارا بودن آماره t معادل ۲,۵۷ در سطح خطای یک درصد از نظر آماری معنادار است[11]. در صورتی که نوسان‌پذیری اختصاصی بر اساس مدل سه عاملی فاما-فرنچ محاسبه گردد، کماکان عامل توالی (t=10.50) قادر به حذف توان توضیحی آن نبوده و ضریب متغیر اخیر برابر ۰,۳۵۸ و آماره t آن معادل ۲,۵۱ بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. رفتار سایر متغیرها نیز قطع‌نظر از نحوه محاسبه نوسان‌پذیری اختصاصی، کاملاً مشابه است[12].

۷- نتیجه‌گیری و بحث

حدود دو دهه از شناسایی خلاف قاعده توالی می‌گذرد. خلاف قاعده‌ای که به لحاظ نظری می‌باید همانند سایر خلاف قاعده‌ها توسط آربیتراژگران حذف می‌گردید، لیکن کماکان سرمایه‌گذاران شاهد صرف ریسک مثبت ناشی از پدیده مذکور هستند. به رغم آن‌که امروزه وجود بازده راهبرد توالی در بسیاری از بورس‌های دنیا محرز گردیده، اما منشاء ایجاد آن، موضوع چالش‌های بسیاری است. تاکنون دلایل متعددی برای وجود بازده راهبرد توالی ارائه شده که از جمله این دلایل، فروواکنشی سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات خاص شرکت است. این فروواکنشی می‌تواند ناشی از معاملات سرمایه‌گذارانی باشد که فقط بر اساس اطلاعات نهانی معامله می‌کنند. به گونه‌ای‌که اگر جریان ورود اطلاعات خاص شرکت در بازار به کندی صورت گیرد، این سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید، فروواکنشی نشان می‌دهند. سپس گروه دیگری از معامله‌گران که بر اساس روندهای تاریخی معامله می‌کنند، وارد بازار شده و معاملات آنها منجر به ایجاد روند صعودی قیمت‌ها می‌گردد. از آنجا که نوسان‌پذیری اختصاصی شاخص اطلاعات خاص

Archive of SID
www.SID.ir

شرکت است، می‌توان استدلال نمود شرکت‌های دارای نوسان‌پذیری اختصاصی بالاتر، فروواکنشی بیشتر و نهایتاً توالی بالاتری را تجربه می‌نماید. اهمیت رابطه اخیر از آن حیث است که طی دهه اخیر خصوصاً پس از سال ۲۰۰۶، رابطه نوسان‌پذیری اختصاصی و بازده توجه بسیاری از محققان را به خود جلب نمود. به نحوی‌که پس از احراز رابطه مذکور در بسیاری از بازارهای توسعه‌یافته، توضیح دلیل بروز آن اهمیت یافت.

نتایج حاصل از پژوهش حاضر که در راستای بررسی دلیل قیمت‌گذاری نوسانات اختصاصی صورت گرفت، در تایید آرنا و همکاران (۲۰۰۸) مبنی بر رابطه مثبت توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی نشان می‌دهد شرکت‌های دارای نوسان‌پذیری اختصاصی بالاتر، از توالی بیشتری برخوردار است. همان‌گونه‌که اشاره شد مطابق نتایج حاصل از این تحقیق، سهامی که از بازده تاریخی بالاتری برخوردار است، نوسان‌پذیری اختصاصی بیشتری دارد. به این ترتیب، می‌توان استدلال نمود، دلیل قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری اختصاصی ناشی از عدم تصریح توالی در مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری است. به عبارت دیگر، با لحاظ نمودن توالی به عنوان عامل ریسک فراگیر، توان توضیحی نوسان‌پذیری اختصاصی از بین خواهد رفت. یافته‌های این پژوهش ضمن تایید توان توالی در توضیح تغییرات بازده، نشان می‌دهد توان توضیحی نوسان‌پذیری اختصاصی مستقل از توالی بوده و اثر توالی مانع تبیین تغییرات بازده مورد انتظار توسط نوسان‌پذیری اختصاصی نمی‌گردد. عدم تایید توالی به عنوان توضیح وجود اثر نوسان‌پذیری اختصاصی در پژوهش حاضر، در تایید یافته آنگ و همکاران (۲۰۰۶) و ناقض یافته کانگ (۲۰۱۱) مبنی بر وجود اثر توالی کوتاه‌مدت است.

فهرست منابع

* عرب‌مازار یزدی، محمد؛ دولو، مریم و بدری، احمد؛ قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک؛ شواهدی مبتنی بر محتوای اطلاعاتی سود، پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۱۱، ص۱-۱۹.
* Amihud, Y., 2002, "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects", Journal of Financial Markets, Vol.5, PP.31–56.
* Ang, Andrew., Hodrick, Robert J., Xing, Yuhang., & Zhang, Xiaoyan., 2009, "High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence", Journal of Financial Economics, Vol.91, Issue 1, PP.1-23.
* Arena, Matteo P., Haggard, K.Stephen & Yan, Xuemin(Sterling)., 2008, "Price Momentum and Idiosyncratic Volatility", The Financial Review, 43, PP.159-190.
* Bali, Turan G. & Cakici, Nusret, 2008, "Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.43, No.1, pp.29-58.
* Boehme, Rodney D., Danielsen, Bartley R., Kumar, Praveen, & Sorescu, Sorin M., 2009, "Idiosyncratic risk and the cross-section of stock returns: Merton (1987) meets Miller (1977)", Journal of Financial Markets, 12.
* Brockman, Paul., Schutte, Maria Gabriela., & Yu, Wayne., 2009, "Is Idiosyncratic Risk Priced? The International Evidence", Working Paper, University of Missouri.
* Cao, Xuying., & Xu, Yexiao, 2010, "Long-run Idiosyncratic Volatilities and Cross-sectional Stock Return", Working Paper, University of Texas, Dallas.
* Chichernea, Doina., 2009, "Essays on the Relation between Idiosyncratic Risk and Returns", University of Cincinnati, Ph.D Thesis.
* Dimson, E., 1979, "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading", Journal of Financial Economics 7, PP.197-226.
* Drew, Michael E., Malin, Mirela., Naughton, Tony., & Veeraraghavan, Madhu., 2006, "Idiosyncratic volatility and security returns: evidence from Germany

Archive of SID
www.SID.ir

* Pastor, L. & P. Veronesi, 2003, "Stock valuation and learning about profitability", Journal of Finance, Vol.58, PP.1749-89.
* Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, 1997,"The limits of arbitrage", Journal of Finance, Vol.52, PP.35-55

یادداشت‌ها

1. Market Imperfections

2.Idiosyncratic Volatility

۳. توجه به این نکته ضروری است که پژوهش حاضر در پی توضیح چرایی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری اختصاصی است-پدیده‌ای که از آن تحت عنوان معمای نوسان‌پذیری اختصاصی یاد می‌شود. در حالی‌که مدل کارهارت (۱۹۹۷) با افزودن عامل توالی در پی بیشینه ساختن توان توضیحی مدل سه عاملی بوده و هدف از طرح مدل اخیر احصاء عواملی است که قادر باشد توان توضیح تغییرات بازده را افزایش دهد.

4.Premium

5.Limits to Arbitrage

6.Irrational Agents

۷.پس از استخراج آمار توصیفی داده‌های پژوهش نسبت به تعیین الزام حداقل ۱۵ روز معاملاتی مبادرت گردید زیرا روش دقیقی برای تعیین عدد یادشده وجود نداشته و باید بر اساس ویژگی داده‌های پژوهش تعیین شود.

۸. مسئله تعیین شاخص اندازه‌گیری IVOL یکی از مهمترین محورهای بحث‌برانگیز قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک برشمرده می‌شود. به گونه‌ای که برخی محققان علت بروز تضاد یافته‌های تجربی حوزه مذکور را ناشی از به کارگیری شاخص‌های مختلف اندازه‌گیری ریسک غیرسیستماتیک می‌دانند. استفاده از معیارهای مختلف ریسک غیرسیستماتیک با هدف تحلیل حساسیت یافته‌های حاصله نسبت به تغییر شیوه اندازه‌گیری IVOL صورت می‌گیرد. سنجه‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر به شرح ذیل است:

- ✓ سنجه‌های وابسته به مدل‌های عاملی
  - ➢ IVOL مبتنی بر CAPM: کاپادیا (۲۰۰۶).
  - ➢ IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی: مالکیل و زو (۲۰۰۶)، آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹)، چوآ و همکاران (۲۰۰۶)، لی (۲۰۰۸)، بروکمن و همکاران (۲۰۰۹)، بالی و کاکیسی (۲۰۰۸)، ساریال (۲۰۰۹)، فو (۲۰۰۹)، بویر و همکاران (۲۰۱۰)، برگ‌برانت (۲۰۱۰)، هوآنگ و همکاران (۲۰۱۰) و چن و همکاران (۲۰۱۰).
- ✓ سنجه مستقل از مدل‌های عاملی
  - ➢ IVOL مبتنی بر بازده: لی (۲۰۰۸).

۱۸.در تمامی شاخص‌های توالی، تاخیر زمانی سه‌ماهه بین زمان تشکیل پرتفوی و دوره زمانی مبنای محاسبه توالی لحاظ می‌گردد. منظور نمودن وقفه زمانی مذکور به دلیل اجتناب از همبستگی توالی و نوسان‌پذیری اختصاصی ناشی از همپوشانی دوره زمانی محاسبه آنها است زیرا نوسان‌پذیری اختصاصی طی دوره زمانی سه‌ماهه منتهی به تشکیل پرتفوی محاسبه می‌گردد.

9.Under-reaction

10.Winsorize

and United Kingdom", Studies in Economics and Finance, Vol. 23 No. 2.
* Drew, Michael E., Naughton, Tony., & Veeraraghavan, Madhu., 2004, "Is idiosyncratic volatility priced?: Evidence from the Shanghai Stock Exchange", International Review of Financial Analysis, Vol.13, Issue 3, PP.349-366.
* Fama, E. & J. MacBeth., 1973, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Economy, Vol.81, PP.607-636.
* Fama, E. F., and K. R. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", Journal of Financial Economics, Vol.33, PP.3-56.
* Fu, Fangjian., 2009, "Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns", Journal of Financial Economics, 91.
* Guo, Hui., & Savickas, Robert., 2010, "Relation between Time-Series and Cross-Sectional Effects of Idiosyncratic Variance on Stock Returns", Journal of Banking and Finance, Vol.34, Issue.7, PP. 1637-1649.
* Huang, Wei., Liu, Qianqiu., Rhee, S.Ghon., & Zhang, Liang, 2010, "Return Reversal, Idiosyncratic Risk, and Expected Returns", The Review of Financial Studies, Vol.23, No.1.
* Hur, Thomas Seok., 2010, "Idiosyncratic Volatility and Expected Return in The Australian Market", Dissertation, Auckland University.
* Jiang, George., Xu, Danielle., & Yao, Tong., 2009, "The Information Content of Idiosyncratic Volatility", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 44, No.1.
* Kang, Namho., 2011, "Idiosyncratic Volatility, Realized Return, and Implied Cost of Capital", Working Paper,
* Malkiel, B., & Xu, Y., 1997, "Risk and return revisited", Journal of Portfolio Management, Vol.23, PP.9-14.
* Malkiel, B., & Xu, Y., 1999, "The Structure of Stock Market Volatility", Princeton University Working Paper.
* Malkiel, B., & Xu, Y., 2006, "Idiosyncratic risk and security returns", Working paper, Princeton University.
* Merton, Robert C., 1987, "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", Journal of Finance, 42, 483-510.

Archive of SID
www.SID.ir

۱۱.نتایج حاصل از محاسبه توالی به صورت بازده تجمعی t-3 تا t-6 و بازده تجمعی t-3 تا t-5 نیز نمی‌تواند رابطه نوسان‌پذیری اختصاصی و بازده را متاثر سازد.

۱۲. استفاده از انحراف معیار بازده نیز به نتایج مشابهی منتهی گردیده است که گزارش نشده است.

Archive of SID

www.SID.ir