

ریسک و نرخ بازده در بازار سهام چین: آیا پراکندگی نرخ بازده حقوق صاحبان

سهام نشان دهنده خطر است؟

چکیده:

ما به بررسی این موضوع می پردازیم که آیا انتشار نرخ بازده حقوق صاحبان سهام که با انحراف معیار مقطعی از نرخ بازده سهام اندازه گیری می شود، به طور سیستماتیک در مقطع عرضی نرخ بازده سهام در چین قیمت گذاری می گردد. پی برده شد که انتشار نرخ بازده حاوی یک قیمت ثابت از خطر حتی بعد از کنترل بازار، اندازه، ارزش دفتری به بازاری و اثرات فراریت ویژه می باشد. مشاهده شده است که سهام هایی با حساسیت بیشتر به انتشار نرخ بازده حقوق صاحبان سهام منجر به افزایش نرخ بازده می شوند. نتیجه اثر معنی دار انتشار نرخ بازده افزایش قدرت پرتفوی ها بر اساس عوامل ریسک اثبات شده و نیز پرتفوی صنعت می باشد. استدلال ما این است که انتشار نرخ بازده حقوق صاحبان سهام در بر گیرنده عدم قطعیت های بنیادین مربوط به تغییرات اقتصادی و انعطاف پذیری سازش به باز سازی اقتصادی می باشد که توسط عوامل سطح شرکت و بازاری در نظر گرفته نمی شوند. به همین منظور پراکندگی نرخ بازده یک شاخص معنی دار برای ریسک در این بازار نوظهور می باشد که یک تغییرات اقتصادی معنی دار و قابل ملاحظه را در طی دوره نمونه تجربه کرده است.

لغات کلیدی: پراکندگی نرخ بازده حقوق صاحبان سهام، قیمت گذاری دارایی، بازار بورس چین

1- مقدمه

چین و بازار های سهام آن، به عنوان یکی از محرک ها و پیشروان اصلی در خروجی اقتصادی دنیا و تقاضای جهانی توجه زیادی را در مطالعات به خود معطوف کرده اند. به دلیل ویژگی های سرمایه گذاران و نیز خصوصیات سازمانی منحصر به فرد آن، محققان به بررسی بازار سهام چین از زوایای مختلف پرداخته اند. با این حال، یک سری از مطالعات بر مدل های قیمت گذاری دارایی برای این بازار تاکید دارند. مطالعات قبلی در خصوص بازار بورس، نتایج ترکیبی و ضد و نقیضی را در خصوص عوامل ریسک سیستماتیک که موجب بروز تغییراتی در مقطع عرضی نرخ بازده می شوند نشان داده اند. به طور کلی، شواهد گزارش شده تا کنون، مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه (CAPM) را رد کرده اند و خاطر نشان کرده اند که عامل بازار قادر به توجیه تغییرات مقطعی در نرخ بازده

در این بازار نوظهور نیست (Drew et al., 2004; Wang and Xu, 2004; Wong et al., 2006; Eun and Huang, 2007). شواهد مربوط به عوامل مثر بر نرخ بازده سهام در بهترین حالت به صورت ترکیبی میباشند. با این وجود، به عنوان یکی از عوامل محرک فعالیت اقتصادی جهانی، درک محرک های سیستماتیک نرخ بازده سهام در این کشور نه تنها برای قانون گذاران بازاری و سرمایه گذار های داخلی بلکه برای سرمایه گذاران بین المللی که نقش فعالی در این بازار ایفا می کنند اهمیت دارد.

تعداد روز افزونی از مطالعات بر روی نرخ بازده سهام آمریکا بر انتشار نرخ بازده سهام اندازه گیری شده توسط انحراف معیار مقطعی نرخ بازده سهام در بازار در یک دوره معین تاگید دارند. در منابع مربوط به نرخ بازده سهام آمریکا، انتشار نرخ بازده سهام با سیکل های کسب و کار، فراریت بازاری ترکیبی، فراریت ویژه و بیمه تکانه و ارزش در نرخ بازده سهام (استیور و سان 2010، باترا 2011) مرتبط بوده است.

مطالعات اخیر با بررسی بر روی مدل های قیمت گذاری دارایی خاطر نشان کرده اند که انتشار بازده حاوی یک سری قیمت های مثبت ریسک حتی بعد از کنترل عوامل ریسک سیستمی جایگزین می باشند. نتایج ارایه شده توسط جیاگ 2010 و اخیرا دمیر و جاتسکرکار (2013) نشان می دهد که انتشار یا پراکندگی نرخ بازده در بر گیرنده عدم قطعیت مربوط به باز سازی اقتصادی اصلی است که توسط بازار تثبیت شده جایگزین و عوامل ریسک سطح شرکتی توجیه می شود. در عین حال این مطالعات نشان می دهند که استفاده از شاخص نرخ بازده در مدل های قیمت گذاری دارایی منجر به خطای قیمت گذاری پایین و بهبود خوبی برازش نسبت به CAPM و مدل های سه فاکتوره فاما و فرنچ 1993 می شوند.

با توجه به این یافته ها، سوالی که باید پرسید این است که آیا انتشار یا پراکندگی نرخ بازده در مقطع عرضی نرخ بازده سهام در چین که تحول اقتصادی زیادی در طی چند دهه اخیر تجربه کرده است قیمت گذاری می شود یا نه. از این روی، این مطالعه به منابع و مطالعات در خصوص قیمت گذاری در بازار سهام چین با افزایش دانش ما در خصوص بعد عدم قطعیت در مبانی بازاری پوشش داده شده توسط انتشار نرخ بازده سهام غنای خاصی می بخشد. تا آن جا که ما می دانیم این اولین مطالعه ای است که به بررسی پراکندگی نرخ بازده به عنوان عامل سیستمی در مدل های قیمت گذاری دارایی در نرخ بازده سهام چین می پردازد.

این مطالعه دارای پیامدهای متعددی می باشد. اولاً، با استفاده از داده های اخیر، ما به بررسی مجدد روایی CAPM و عوامل فاما و فرنچ 1993 در مقطع نرخ بازده سهام در چین می پردازیم. دوم، ما از پرتفوی های جایگزین برای بررسی فراگیری اثر فراریت ویژه در نرخ بازده در این بازار استفاده می کنیم. در نهایت، ما منابع قیمت گذاری دارایی را برای چین با بررسی این که آیا پراکندگی نرخ بازده سهام حاوی قیمت ریسک معنی دار بعد از کنترل عوامل خطر است یا نه استفاده کردیم. با بررسی بعد عدم قطعیت پوشش داده شده توسط پراکندگی بازده در بازار نوظهور، این مطالعه به بررسی منابع قیمت گذاری دارایی در چین و نیز منابع نوظهور در خصوص انتشار نرخ بازده سهام می پردازیم.

مطابق با شواهد مربوط به امریکا، نرخ بازده سهام (جیان 2010، دیمرر و جتاکور 2013)، پی برده شد که پراکنش نرخ بازده سهام به طور مقطعی موجب ایجاد نرخ بازده سهام حتی بعد از کنترل بازار، اندازه، ارزش دفتری به بازاری و اثرات فراریت منحصر به فرد می شود. مشاهده شده است که سهام هایی با حساسیت های بیشتر به انتشار نرخ بازده سهام منجر به نرخ بازده بالاتر می شود و این که اثر انتشار نرخ بازده در برابر انواع پرتفوی های جایگزین مقاوم است. بر اساس پیشنهاد چن و پتکوف 2012، نوسان غیر متعارف ارتباط نزدیکی با فرصت های گزینه واقعی با شرکت دارند و از این روی نتایج اثرات انتشار نرخ بازده در حضور یک اثر فراریت منحصر به فرد غیر معنی دار نشان می دهد که انتشار نرخ بازده گزینه های رشد واقعی و انعطاف پذیری سازش به باز سازی اقتصادی مرتبط با یک شرکت کمک می کند. این مطابق با فرضیه مطرح شده توسط پاستور و ورونیزی (2009) می باشد که بر اساس آن ریسک برای برخی از شرکت ها در طی فاز اولیه تغییر فاز فناوری به ریسک سیستماتیک بازاری به عنوان احتمال پذیرش فناوری جدید در بازار با گذشت زمان منحصر به فرد است.

احتمالاً انتشار پراکندگی سهام موسوم به یک فاکتور ریسک سیستمی عادی و مشترک مرتبط با حساسیت های شرکت به شوک فناوری است که موجب ایجاد تفاوت هایی در نرخ بازده شرکت ها بر اساس ویژگی های سطح شرکت از جمله فراریت یا نوسان غیر متعارف، می شوند. به طور کلی، یافته ها نشان می دهد که انتشار نرخ بازده سهام عدم قطعیت مرتبط با تغییرات اقتصادی را در نظر می گیرد و به این ترتیب موجب افزایش انعطاف پذیری با باز سازی اقتصادی شده و یک عامل ریسک سیستمی در چین است که تغییرات اقتصادی معنی داری را در بیشتر دوره ها تجربه کرده است.

ادامه این فصل به صورت زیر سازمان دهی شده است: بخش 2 مروری کوتاه بر منابع قیمت گذاری دارایی در بازار بورس چین دارد و بخش 3 مروری بر داده ها و روش شناسی دارد و بخش 4 نتایج تجربی را نشان می دهد و بخش 5 شامل نتیجه گیری است.

2- منابع قیمت گذاری دارایی در چین

مطالعات اولیه در خصوص مسائل قیمت گذاری در بازار بورس چین توسط دريو وهمکاران(2003) آغاز شد که ایشان یک مدل چند عاملی را مطرح کرد که به توجیه نرخ بازده پرداخته و بیان می دارد که عامل بازاری تنها برای توجیه تغییرات در مقطع نرخ بازده در چین کافی نیست. اگرچه آن ها یک اثر اندازه معنی دار را ثبت کرده اند ولی به این نتیجه رسیده اند که اثر دفتری به بازاری در پین به اندازه امریکا فراگیر نیست. به طور مشابه وانگ و زو 2004 اثر اندازه معنی دار را گزارش کرده اند در حالی که بتای بازار و نسبت دفتری به بازاری غیر معنی دار است. دريو از مدل چند فاکتوره نرخ بازده در برابر CPAM استفاده کرده و استدلال می کند که اندازه و نوسانات غیر متعارف، پروکسی هایی برای ریسک سیستمی در این بازار می باشند. وانگ و همکاران 2006 پی برده اند که شرکت های کوچک تر و سهام ارزش موجب نرخ بازده بیشتر می شود در حالی که بتای بازار قیمت گذاری نمی شود. با این حال، ریسک بازار به طور منفی در بازار معنی دار است و این نشان دهنده نقش بتا در رکود بازار است. چن با استفاده از تحلیل مولفه های اصلی(2007) پی برده است که اندازه و نسبت دفتری به بازاری مربوط به عوامل خطر مختلف از جمله نقدینگی، تنش های مالی و نوسانات بازاری است. بر اساس نسخه اصلاح شده روش فاما و مک بچ 1973، و تاکید بر سهام A، ان و هوانگ 2007 پی برده است که اندازه شرکت و نسبت دفتری به بازاری به طور سیستمی در مقطع نرخ سهام قیمت گذاری می شود. و این نرخ بازده معنی داری برای سرمایه سازی و سهام بازاری به دفتری دارد. اگرچه این یافته ها نشان می دهد که ریسک بازاری به طور معنی دار در نرخ بازده سهام قیمت گذاری نمی شود؛ آن ها رابطه منفی معنی دار بین نرخ بازده مورد انتظار و ریسک ویژه شرکت نشان دادند.

در مطالعات اخیر، چن و همکاران(2010) به بررسی نقش 18 متغیر ویژه شرکتی که تصور می شد محرک های مهم نرخ بازده سهام امریکا باشند پرداخته و پی بردند که نسبت ارزش دفتری به بازاری، دارایی های خنث، هزینه توسعه و تحقیق، رشد دارایی و نقدینگی تنها متغیر های معنی داری هستند که مقطع عرضی نرخ بازده را در چین

توجیه می کنند. آن ها قابلیت پیش بینی ضعیف نرخ بازده را در چین نسبت به آمریکا به همگنی در ویژگی های خاص شرکتی در شرکت ها و سوء قیمت گذاری در این بازار نسبت دادند. نارایان و زنگ (2010) از سوی دیگر خاطر نشان کرد کردند که نقدینگی بازار به عنوان یک فاکتور ریسک است که به خوبی اثر اندازه، ارزش دفتری به بازاری، گردش مالی و تکانه را پوشش می دهد. اپی و زانگ (2013) یک رابطه مثبت را بین نرخ بازده سهام و انحراف عقیده حتی بعد از کنترل عوامل مشخص از جمله ارزش دفتری به بازاری، اندازه، تکانه و غیره گزارش کردند. با این حال آن ها نتایج ترکیبی و متنوعی در خصوص علامت این رابطه بسته به شاخص مورد استفاده برای اندازه گیری انحراف عقیده گزارش کردند. در نهایت با بررسی ناهمگنی سرمایه گذار از دیدگاه های مختلف کوی و همکاران 2013 به این نتیجه رسیدند که افزایش در عرض مالکیت، زمانی که سرمایه گذاران خرده فروش در نظر گرفته شوند، نرخ بازده پایین را پیش بینی می کند در حالی که عکس قضیه برای سرمایه گذاران نهاد صادق است. به طور کلی منابع قیمت گذاری دارایی نشان می دهند که بتای بازار در مقطع عرضی نرخ بازده سهام در این بازار بی معنی است و نتایج متنوعی در خصوص اثر سایر عوامل سیستماتیک خطر وجود دارد.

علی رغم طیف وسیعی از مطالعات قیمت گذاری دارایی در بازار سهام چین، انتشار و پراکندگی نرخ بازده سهام به عنوان یک فاکتور ریسک سیستماتیک هنوز وارد مطالعات قیمت گذاری دارایی در چین وارد نشده است. با توجه به یافته های اخیر توسط جیانگ (2010) و دمیرر و جتکیر (2013) در خصوص نرخ بازده سهام امریک مبنی بر این که پراکندگی نرخ بازده حقوق صاحبان سهام عدم قطعیت مربوط به تغییرات اقتصادی را پوشش می دهد، احتمال دارد که پراکندگی نرخ بازده یک فاکتور خطر سیستمی محرک نرخ بازده در چین است که تحولات اقتصادی معنی داری را در طی چندین دهه اخیر تجربه کرده است.

3- داده ها و روش ها

3-1 داده ها

ما بر سهام A پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار شنزن و شانگهای برای دوره ژولای 1996 تا ژوئن 2011 تاکید داریم. تاکید بر سهام A به ما امکان مقایسه یافته های خود را با شواهد ثبت شده در منابع می دهد زیرا بسیاری از مطالعات قیمت گذاری دارایی در چین از سهام A در تحلیل های خود استفاده می کنند. (وانگ و زو 2004، چن و همکاران 2007، اون و هوانگ 2007، چن و همکاران 2010). داده های مربوط به نرخ بازده سهام، سهام دفتری و

نرخ سپرده خانوار سه ماهه از دیتابیس مجله اقتصادی تایوان با مجموع 2138 شرکت پذیرفته شده در بورس بدست آمد. ما شرکت های مالی، تاسیسات و نیز شرکت هایی که فاقد کد صنعتی می باشند را حذف کردیم. نرخ بازده سهام روزانه برای محاسبه انتشار و پراکندگی نرخ بازده برای هر روز (ماه) استفاده شده و به صورت انحراف معیار مقطعی روزانه یا ماهانه بیان می شود. پراکندگی نرخ بازده، RD_t ، برای دوره t به صورت زیر محاسبه می شود

$$RD_t = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (r_{i,t} - r_{m,t})^2} \quad (1)$$

که $r_{i,t}$ و $r_{m,t}$ نرخ بازده برای سهام i و بازار برای دوره t می باشد و N تعداد سهام ها در هر نمونه می باشد. چون نمونه ما متشکل از سهام های A از بورس اوراق بهادار شانگهای و شنزن بود، ما یک سری نرخ بازده میانگین وزنی روزانه و ماهانه را با استفاده از همه سهام های A در دو بورس به صورت شاخصی برای نرخ بازده بازار ایجاد کردیم. با استفاده از یک معیار مدل بازاری، پراکندگی نرخ بازده را می توان به همبستگی نرخ بازده دارایی مقطعی ارتباط دارد (سولنیک و رولت 2000). با این حال بر خلاف شاخص های متعارف همبستگی و نوسان، پراکندگی نرخ بازده یک شاخص ترکیبی از نوسانات در پرتفوی برای یک دوره زمانی معین است.

مطالعات خوبی در خصوص پراکندگی نرخ بازده با ابعاد مختلف ریسک وجود دارد. مطالعات قبلی در خصوص نرخ بازده سهام آمریکا از جمله کریستی و خوانگ 1994 و دافی 2001، پراکندگی نرخ بازده را به رکود و بهبود وضعیت اقتصادی نسبت می دهد. بعدها، استیورز 2003 و کونالی و استیورز 2007 پیشنهاد کردند که پراکندگی نرخ بازده سیگنال هایی در مورد فراریت بازار ترکیبی آینده ارایه می کند. در یک مطالعه در خصوص شرایط قیمت گذاری دارایی، استیورز و سان 2010 و بتوترا (2011) رابطه ای را بین تغییرات زمانی و ارزش و بیمه تکانه و تغییرات در پراکندگی نرخ بازده مقطعی بازار گزارش کردند. در نهایت، جیانگ (2010) شواهد رسمی را ارایه کرد که مبنی بر آن پراکندگی نرخ بازده حاوی قیمت مثبت ریسک حتی پس از کنترل عوامل بازاری و شرکتی است و بعد ها دمیرر و جاتکسکر (2013) پی بردند که ریسک پراکندگی نرخ بازده به طور غیر متقارن قیمت گذاری شده و نتیجه گرفتند که پراکندگی نرخ بازده قادر به جذب و کاهش شوک های مربوط به بازسازی اقتصادی است تا سیکل کسب و کار.

3-2 برآورد و تخمین بیمه های ریسک

3-2-1 اثرات بازار، اندازه شرکت و ارزش دفتری به بازار

همان طور که قبلاً گفته شد، ما یک سری نرخ بازده میانگین وزنی را برای همه سهام های A پذیرفته شده در بازار های شانگهای و شنزن ایجاد کردیم. ما از این سری از نرخ های بازده بازاری تعدیل شده برای نرخ عاری از ریسک به عنوان شاخصی برای فاکتور بازاری استفاده می کنیم. فاکتور های SMB (اندازه) و HML (ارزش دفتری به بازاری) با استفاده از شش پرتفوی وزنی در ارزش بازاری سهام و نسبت ارزش دفتری به بازاری برای شرکت ها ایجاد می شوند. بر اساس مطالعه در یو و همکاران (2004)، در پایان دسامبر هر سال، ما سهام ها را به دو پرتفوی بر اساس این که آیا ارزش سهام بازار شرکت بالاتر یا پایین تر از MVE میانه است نسبت دادیم. به طور مستقل، سهام ها به سه پرتفوی ارزش دفتری به بازاری بر اساس نقاط شکست برای کران پایین 33.33 درصد و بالای 66.67 درصد نسبت داده شدند. هر ماه، عوامل SMB یک نرخ بازده میانگین در سه پرتفوی کوچک منهای نرخ بازده متوسط برای سه پرتفوی بزرگ است. به طور مشابه، هر ماه، فاکتور HML با تفریق نرخ بازده برای دو پرتفوی رشد (SL-BL) محاسبه می شود که از آن دو پرتفوی ارزشمند می باشند (SH-BH).

3-2-2 اثر نوسان ویژه

در یو و همکاران (2004) استدلال کردند که نوسان ویژه شاخصی برای ریسک سیستمی در بازار بورس چین است. برای اعتبار سنجی و ارزیابی یافته ها در خصوص پراکندگی نرخ بازده در حضور نوسان ویژه، ما عامل نوسان ویژه را در تست های قیمت گذاری دارایی محاسبه می کنیم. بر اساس گفته در یو و همکاران (2004)، برای هر ماه ریسک کل که به صورت واریانس نرخ بازده در طی 24 ماه تعریف می شود برای هر سهام در نمونه محاسبه شد. ما ریسک ویژه را به صورت تفاوت بین ریسک کل و ریسک سیستمی برای سهام تعریف می کنیم. برای هر ماه، ریسک سیستمی حاصل بتای مدل بازاری بر اساس نرخ بازده 24 ماهه برای سهام و شاخص نرخ بازده میانگین و واریانس نرخ بازده در طی 24 ماه می باشد. در پایا دسامبر هر سال، نرخ بازده به سه پرتفوی IV (پایین، متوسط و بالا) بر اساس نقاط شکست برای 33.33 و 66.67 نسبت داده شد. سپس شش پرتفوی ایجاد شده و فاکتور HMLIV به عنوان تفاوت بین نرخ بازده میانگین برای دو پرتفوی نوسان ویژه بالا و نرخ بازده متوسط برای دو پرتفوی نوسان ویژه پایین محاسبه کردیم.

3-2-3 فاکتور ریسک پراکندگی نرخ بازده

مشابه با جیانگ (2010)، ما از داده های روزانه برای ساخت پرتفوی بر اساس بار های عاملی در نرخ بازده بازار و پراکندگی نرخ بازده تعریف شده در معادله 1 استفاده می کنیم. برای هر سهام، بار های عاملی بر روی نرخ بازده بازاری هر ماه با برآورد معادله زیر بدست می آید

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_{i,RM} R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$R_{i,t}$ و $R_{m,t}$ نرخ بازده مازاد برای سهام i و نرخ بازده متوسط وزنی برای بازار برای روز t می باشد و $\beta_{i,RM}$ بار نرخ بازده بازاری برای سهام i برای آن ماه می باشد. مدل فوق برای نرخ بازده به صورت هر ماهه اجرا شده و بار های عاملی برای هر نرخ بازده بازاری برآورد شد. برای برآورد بار های پراکندگی نرخ بازده برای هر سهام، هرماه، معادله زیر در نظر گرفته شد

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_{i,RM} R_{m,t} + \beta_{i,RD} RD_t + \varepsilon_{i,t}$$

که RD_t پراکندگی نرخ بازده برای روز t و $\beta_{i,RD}$ بار پراکندگی نرخ بازده برای سهام i در طی آن ماه است. مدل فوق برای هر سهام در هر ماه اجرا شده و بار عاملی برای پراکندگی نرخ بازده محاسبه شد. بر اساس مطالعه جیانگ 2010، داده های روزانه در برآورد بار های پراکندگی نرخ بازده و بازار برای هر ماه استفاده می شوند. وقتی بار های نرخ بازده بازاری و پراکندگی نرخ بازده برای هر ماه محاسبه شدند تست های قیمت گذاری آینده با استفاده از داده های ماهانه انجام می شوند.

بعد از برآورد بار های بازار و Rd ، ما ابتدا سهام ها را به 5 پرتفوی بر اساس بار های نرخ بازده بازاری مرتب کردیم. سپس هر یک از این پرتفوی ها به چارک هایی بر اساس بار های پراکندگی نرخ بازده مرتب شدند. این روش موجب شد تا 25 پرتفوی برای هر ماه بر اساس بار های نرخ بازده بازار و پراکندگی نرخ بازده از ژولای 1996 تا ژوئن 2011 ایجاد شود.

بعد از ایجاد 25 پرتفوی، رگرسیون هایی بر روی هر یک از 25 پرتفوی بر اساس سه عامل بازار، اندازه و نسبت دفتری به بازاری، فاکتور پراکندگی نرخ بازده و نوسان ویژه برای برآورد بتا در هر ماه انجام شد. به طور ویژه،

رگرسیون های سری زمانی برای برآورد ضرایب نوسان ویژه، فاما فرنج و عوامل ریسک پراکندگی نرخ بازده استفاده شد

$$R_{p,t} = \alpha_{p,t} + \beta_{p,t}^m R_{m,t} + \beta_{p,t}^{smb} R_{smb,t} + \beta_{p,t}^{hml} R_{hml,t} + \beta_{p,t}^{iv} HMLIV_T + \beta_{p,t}^{rd} RD_T + \epsilon_{p,t}$$

که $T = t-24, t-23, t-22, \dots, t-1$ می باشد. در این معادله $R_{p,t}, R_{m,t}, R_{smb,t}$ و $R_{hml,t}$ نشان

دهنده نرخ بازده بر روی پرتفوی P، بازار، عوامل smb-HML برای ماه T به ترتیب می باشد. در نهایت، مدل از

نوسان ویژه و عوامل ریسک پراکندگی نرخ بازده استفاده می کند که با $HMLIV_T$ و RD_T برای ماه T نشان

داده می شود. حساسیت های پرتفوی P در سه عامل خطر، نوسان ویژه و عامل انتشار و پراکندگی نرخ بازده برای

ماه T به ترتیب با $\beta_{p,t}^{rd}, \beta_{p,t}^m, \beta_{p,t}^{smb}, \beta_{p,t}^{hml}, \beta_{p,t}^{iv}$ و نشان داده می شود. بتاها با اجرای رگرسیون برای 24

ماه اندازه گیری شدند. چون دوره نمونه در ژولای 1996 شروع می شود، بتاها برای هر ماه در طی ژولای 1998

تا ژوئن 2011 برآورد می شوند.

بر اساس روش فاما و مگ بت (1973)، ما بر اساس برآورد های بتای پس از رتبه بندی از رگرسیون سری زمانی در

معادله 4 و رگرسیون مقطعی را محاسبه کردیم

$$R_{p,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{m,t} \hat{\beta}_{p,t}^m + \gamma_{smb,t} \hat{\beta}_{p,t}^{smb} + \gamma_{hml,t} \hat{\beta}_{p,t}^{hml} + \gamma_{iv,t} \hat{\beta}_{p,t}^{iv} + \gamma_{rd,t} \hat{\beta}_{p,t}^{rd} + \epsilon_{p,t}$$

که $\gamma_{rd,t}, \gamma_{m,t}, \gamma_{smb,t}, \gamma_{hml,t}, \gamma_{iv,t}$ و $\gamma_{rd,t}$ به ترتیب نشان دهنده بیمه خطر در هر یک از فاکتور های فاما

فرچ، نوسان ویژه و فاکتور ریسک پراکندگی نرخ بازده می باشد. بعد از برآورد هر جمله γ در هر ماه، میانگین γ

ماهانه محاسبه شده و بیمه خطر برای فاکتور F به صورت $\gamma_f = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \hat{\gamma}_{f,t}$ برآورد شد که N تعداد ماه

است. در معادله 5، بدست آوردن برآورد های معنی دار آماری برای $\gamma_{f,t}$ نشان می دهد که فاکتور F در مقطع

نرخ بازده قیمت گذاری می شود.

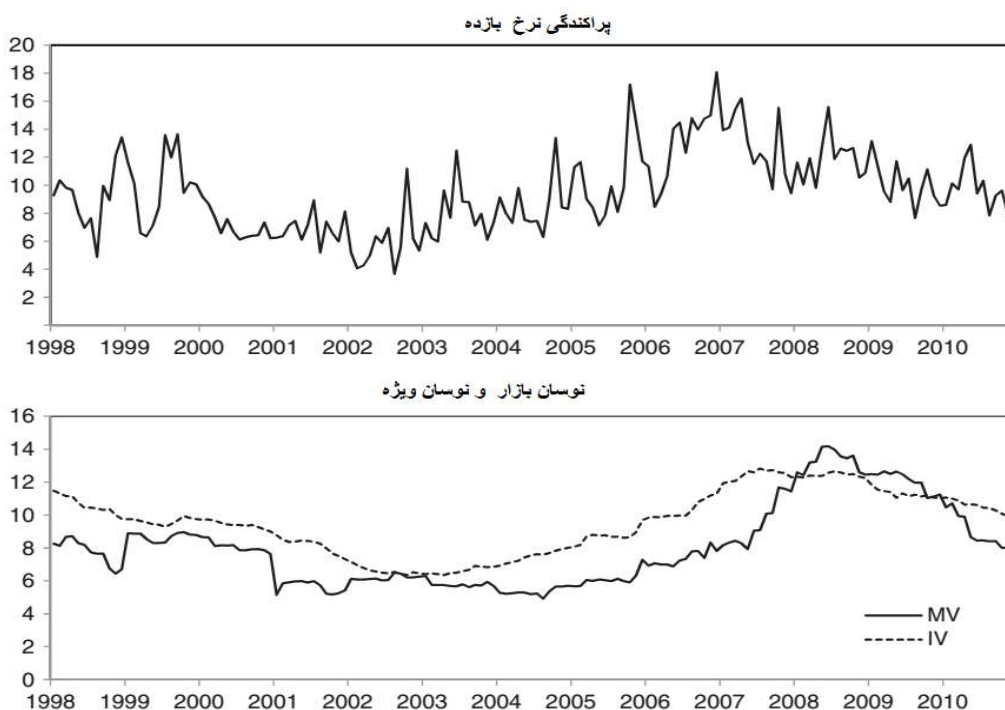
4- نتایج تجربی

1-4 ریسک بازار و پراکندگی نرخ بازده

شکل 1 نمودار پراکندگی نرخ بازده ماهانه، نوسان بازار و مقادیر نوسان ویژه را نشان می دهد. ما یک روند صعودی معنی دار را در بازار و مقادیر نوسان ویژه در طی دوره متناظر با بحران مالی 2008 مشاهده کردیم. با این حال نمودار پراکندگی نرخ بازده رشد دات کام و سقوط بازار امریکا را در اواخر 1990 میلادی و نیز رشد بازار را در 2000 نشان داد.

جدول 1 آماره های توصیفی را با همبستگی های متقابل نشان می دهد. همبستگی های بین پراکندگی نرخ بازده و نرخ بازده بازار 42 درصد، پراکندگی نرخ بازده و نوسان بازار برابر با 39 درصد و پراکندگی نرخ بازده و نوسان ویژه 58 درصد می باشد و این نشان دهنده آن است که پراکندگی نرخ بازده سهام احتمالاً با ریسک در سطح بازار و شرکت ارتباط دارد. مشاهده شد که پراکندگی نرخ بازده دارای میانگین بیشتری از نوسان ویژه است در حالی که نوسان ویژه دارای فراریت کم تری است. در شکل 1، مقادیر زیاد پراکندگی نرخ بازده در چین در طی دوره دات کام و دوره رشد در 2000 با مشاهدات جیانگ 2010 در خصوص ارزش بالای پراکندگی نرخ بازده در امریکا در اواخر 1990 میلادی، زمانی که اقتصاد وارد دوره جدید شد مطابقت دارد.

شکل 1: پراکندگی نرخ بازده، نوسان ویژه و نوسان بازار.



جدول 1: آماره های خلاصه

آماره های توصیفی					
متغیر	میانگین	Std. Dev.	Min.	Max.	
RD (%)	9.942	2.936	4.062	18.717	
IV (%)	9.598	1.920	6.359	12.837	
MV (%)	8.072	2.448	5.145	14.186	
SMB (%)	0.751	4.837	-14.063	13.501	
HML (%)	-0.037	3.388	-13.837	8.803	
R _m (%)	1.750	8.711	-21.104	29.489	
همبستگی های متقابل					
	RD	IV	MV	SMB	HML
IV	0.583				
MV	0.385	0.825			
SMB	-0.0217	0.249	0.254		
HML	-0.098	-0.097	-0.041	0.018	
R _m	0.421	0.089	0.025	0.104	0.078

توجه: این جدول به گزارش آمار توصیفی برای ژوئیه سال 1996 تا ژوئن 2011 می پردازد ، IV و MVRD پراکندگی بازده ماهانه، نوسان اتویژه و بی ثباتی بازار، می باشند.

به منظور اثبات شواهدی در خصوص رابطه بین پراکندگی نرخ بازده و ریسک بازار در چین، مدلی را برآورد می کنیم که به بررسی رفتار پراکندگی نرخ بازده در طی دوره سود و زیان بازاری و نیز دوره های بحران بازار می پردازیم

$$RD_t = \underset{(0.07)^{***}}{1.895} + \underset{(3.6 \times 10^{-5})^{***}}{8.6 \times 10^{-5}} t + \underset{(0.05)^{***}}{0.621} D_{ext}^- + \underset{(0.51)^{***}}{0.231} D_{ext}^+ + \underset{(0.08)^{***}}{0.173} D_t^{Asian} + \underset{(0.06)^{***}}{0.479} D_t^{global} + e_t \quad (6)$$

که t متغیر روند $D_{ext}^- (D_{ext}^+)$ مقدار واحد است به خصوص اگر نرخ بازده بازار در روز t کم تر از 10 درصد توزیع تجربی نرخ بازده بازاری باشد. دوره های بحران بازار با D_t^{crisis} نشان داده می شود.

معادله 6 ضریب تبیین برابر با 0.15 با ناهمواریانسیوهمبستگی مطابق با انحراف معیار که در پرانتز نشان داده شده است را در اختیار گذاشن. استفاده از روند زمانی می تواند یک شاخص برای درجه ارتباط در دارایی های مختلف باشد. معادله 6 یک روند مثبت و معنی دار را در پراکندگی نرخ بازده نشان می دهد که حاکی از آن است که درجه ارتباط بین نرخ بازده سهام در چین با گذشت زمان کاهش یافته است. از این روی روند مثبت در انتشار و پراکندگی نرخ بازده سهام ناشی از تغییرات اقتصادی معنی دار در کشور چین می باشد که موجب تغییرات فناوری شده است و این با مشاهدات جیانگ در بازار امریکا هم خوانی دارد.

به طور مشابه، هر دو شوک های مثبت و منفی با افزایش پراکندگی نرخ بازده افزایش می یابد ولی این افزایش به طور معنی داری برای شوک های منفی قوی تر است. این مربوط به استدلال اثر اهرمی ارائه شده توسط بلک

1976 می باشد به طوری که نرخ بازده منفی به معنی اهرم مالی بیشتر است و موجب افزایش نوسان نرخ بازده سهام می شود. با این حال با در نظر گرفتن پراکندگی نرخ بازده به عنوان شاخص همبستگی عرضی هم راستا با مطالعات سولنیک ورت 2000، پاسخ غیر متقارن پراکندگی نرخ بازده به اخبار خوب در برابر بد نشان دهنده پاسخ غیر متقارن همبستگی سهام با نوسانات بازاری است.

ما پراکندگی نرخ بازده معنی داری را در حقوق صاحبان سهام در طی دو بحران آسیا و 2008 مشاهده کردیم که موید وجود یک رابطه بین نوسان بازار و پراکندگی نرخ بازده سهام بازار است. ماهم چنین مشاهده کردیم که نرخ بازده سهام در طی دوره های تنش بازاری دارای پراکندگی بیشتری است که با نوسانات بازاری زیاد صرف نظر از جهت نوسان مشخص است. به طور کلی تجزیه تحلیل اولیه نشان می دهد که پراکندگی نرخ بازده می تواند برخی از ابعاد ریسک را در بازار پوشش دهد که با دوره های کذار و سیکل های کسب و کار ناشی از شوک های بازاری مرتبط است که با پیشنهادات کریستین و هوانگ 1994، دافی 2001، استور 2003، کونولی و استیوزز 2006 هم خوانی دارد. با این حال این که آیا پراکندگی نرخ بازده به طور سیستمی در مقطع نرخ بازده قیمت گذاری می شود یا نه هنوز بررسی نشده است. ما به بررسی آزمون های قیمت گذاری دارایی می پردازیم.

2-4 اثرات نوسان ویژه، بازار، اندازه، ارزش دفتری به بازاری مجددا بررسی می شوند

ما به بررسی معنی داری عوامل خطر فاما و فرنچ 1993 می پردازیم جدول 2 ضرایب رگرسیون مقطعی 25 پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به بازاری را نشان می دهد. در جدول، M نشان دهنده نرخ بازده بازاری ملازاد بوده و $SMN=HML$ به ترتیب عوامل اندازه فاما فرنچ و نسبت ارزش دفتری به بازاری است و IV یک فاکتور نوسان ویژه است. این جدول آماره های T فاما-مک بتا و آماره های T شانکن (1992) تعدیل شده برای مسئله خطا در متغیر را نشان می دهد. نتایج مدل 1 نشان می دهد که عامل بازاری توجیه کننده تغییرات در نرخ بازده سهام در چین است. مطابق با یافته های Drew et al. (2003, 2004), Wang and Xu (2004), Wong et al. (2006) و Eun and Huang (2007)، فاکتور بازار از نظر همه مشخصات مدل جایگزین غیر معنی دار است. یافته های عامل بازاری غیر معنی دار برای پرتفوی های مرتب شده بر اساس اندازه و IV که در جدول 3 نشان داده شده است بسیار معتبر است.

در رابطه با عوامل اندازه و ارزش دفتری به بازاری، نتایج ترکیبی بسته به مرتب سازی پرتفوی مورد استفاده در تحلیل بدست آمد. اگرچه فاکتور اندازه در جدول 2 غیر معنی دار است، یافته های مربوط به اندازه و پرتفوی مبتنی بر IV گزارش شده در جدول 3، اثرات اندازه منفی را در مقطع نرخ بازده ها نشان می دهد. استدلال مشابه در خصوص ارزش دفتری به بازاری ارایه شده است. اگرچه فاکتور HML منفی و معنی دار برای پرتفوی های مرتب شده بر اساس اندازه و نسبت دفتری به بازاری مشاهده شد، فاکتور HML برای پرتفوی های مرتب شده بر اساس اندازه شرکت و IV در جدول 3 غیر معنی دار است و این مطابق با یافته های دریو و همکاران (2004) است. بر اساس جدول 2 و 3 نشان داده شده است که اثرات اندازه و ارزش دفتری به بازاری در بازار سهام چین همانند امریکا فراگیر و غالب نبود.

ما سپس توجه خود را به عامل نوسان ویژه ثبت شده توسط دریو و همکاران 2004 معطوف می کنیم. با بررسی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار شانگ های، دریو و همکاران (2004) به این نتیجه رسیدند که شرکت های با نوسان ویژه پایین، تولید نرخ بازده بیشتری در مقایسه با شرکت های با نوسان ویژه زیاد کردند و این با بیمه منفی معنی دار در فاکتور فرارایت ویژه مشخص بود. به طور مشابه، اون و هوانک 2007 رابطه معنی دار و منفی بین ریسک ویژه شرکت و نرخ بازده مورد انتظار گزارش کردند. در جدول 3، یافته های مربوط به 25 پرتفوی بر اساس اندازه و فرارایت و نوسان ویژه ارایه شده است. اگرچه بیمه فاکتور IV بر اساس مطالعات دریو و همکاران 2004 منفی است، تست های ما هیچ گونه معنی داری ای را برای ضریب IV گزارش نکردند. از این روی نوسان ویژه حتی در صورتی که پرتفوی بر اساس اندازه شرکت و IV مرتب سازی شود، غیر معنی دار است. غیر معنی داری نوسان ویژه برای مشخصات مدل جایگزین و مرتب سازی پرتفوی گزارش شده در جدول 2 و 3 معتبر است. در نهایت لازم به ذکر است که خطا های قیمت گذاری جدول 2 و 3 بر اساس آزمون کای اسکوتر برای فرض صفر مبنی بر این که خطای قیمت گذاری برابر با صفر است غیر معنی دار است. یافته ها برای تعدادی از پرتفوی های وابسته اعتبار دارد:

جدول 2: نتایج مدل چند فاکتوره برای پرتفوی های تشکیل شده بر اساس نسبت ارزش دفتری به بازاری و اندازه

مدل	γ_0	γ_M	γ_{SMB}	γ_{HML}	γ_{IV}	Adj. R ²
1 (CAPM)	1.24 (0.65) [0.65]	-0.334 (-0.20) [-0.18]				0.189
2 (CAPM+FF)	0.811 (0.65) [0.51]	0.193 (0.17) [0.12]	-0.555 (-1.37) [-0.85]	-2.384*** (-7.84) [-4.96]		0.583
3 (CAPM+FF+IV)	1.743 (1.36) [1.11]	-0.447 (-0.39) [-0.28]	-0.784 (-1.78) [-1.15]	-2.205*** (-7.23) [-4.67]	0.064 (0.22) [0.15]	0.607

یادداشت: این جدول ضرایب رگرسیون مقطعی فاما و مک بت 1973 را برای 25 پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازاری نشان می دهد. ضرایب با استفاده از داده های ماهانه در طی ژوئیه 1996 از ژوئن تا 2011 بدست می آیند. M نشان دهنده نرخ بازده مازاد ماهانه، SMB-HNL به ترتیب فاکتور اندازه و ارزش دفتری به بازاری می باشد و IV فاکتور فراریت ویژه است. آماره های فاما و مک بت در پرانتز نشان داده می شود و آماره های شانکن 1992 تعدیل شده برای مسئله خطا در متغیر در پرانتز *** و ** به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطح 5، 10 و 1 درصد است. اندیس 1، 5، 10 برای خطای قیمت گذاری نشان دهنده معنی داری در سطح 1، 5 و 10 درصد برای آماره تست کای اسکوئر برای فرض صفر می باشد مبنی بر این که خطای قیمت گذاری N به طور مشترک برابر با صفر می باشند. عدم زیر نویس نشان دهنده عدم معنی داری است.

3-4 بیمه ریسک پراکندگی نرخ بازده

مطابق با گفته جیانگ (2010) و دیمر و جاتکرونار (2013)، ما از روش دو مرحله ای معادلات 2 و 3 استفاده کرده و بار ریسک پراکندگی نرخ بازده را برای هر نرخ بازده در هر ماه برآورد کردیم. در پایان هر ماه، سهام ها به چارک ها بر اساس ارزش بار های ریسک پراکندگی نرخ بازده برای هر ماه مرتب شد. شرکت ها در چارک 1 دارای کم ترین بار است که نشان می دهد سهام های با کم ترین حساسیت به پراکندگی نرخ بازده وجود دارند. به طور مشابه شرکت های چارک 5، بیشترین حساسیت را با بیشترین بار نرخ بازده نشان داد. از این روی پرتفوی های با وزن برابر و نرخ بازده سری زمانی برای هر پرتفوی در چارک های 1 تا 5 تعیین شد. جدول 4 نرخ بازده متوسط را برای پرتفوی های مرتب شده بر اساس بار های پراکندگی نرخ بازده نشان می دهد. پرتفوی های با بار نرخ پراکندگی بازار، نرخ بازده بیتشری را با نرخ بازده ماهانه (5.334%) -1.023% نشان می دهد که برای چارک 1 در پانل A

برآورد شده است. پراکندگی نرخ بازده متوسط بین این دو چارک در هر ماه برابر با 35 و 6 درصد می باشد در سطح 1 درصد معنی دار است. ما نتایج مشابه را در هر مورد از پرتفوی های وزنی با یک پراکندگی برآورد شده در نرخ بازده متوسط بین چارگ های 5 و 1 به میزان 6.46 درصد در هر ماه مشاهده کردیم به خصوص زمانی که در سطح 1 درصد معنی دار بود. این یافته ها نشان می دهند که سهام های با حساسیت بیشتر به پراکندگی نرخ بازده سهام تولید نرخ بازده معنی دار می کند.

برای مشاهده این که آیا نرخ بازده بالای مشاهده شده برای سهام هایی که به پراکندگی نرخ بازده حساس تر است ما به بررسی آماره های نرخ بازده برای پرتفوی های مرتب شده توسط حساسیت پراکندگی نرخ بازده و سپس نوسان ویژه پرداختیم. یافته های گزارش شده در جدول 5 نشان می دهد که نرخ بازده پرتفوی میانگین در میان پرتفوی های پایین و بالا تغییر نمی کند.

جدول 4: پرتفوی های مرتب شده بر اساس مواجهه با پراکندگی نرخ بازده

رتبه های پرتفوی	β_{RD}	نرخ بازده	Std. dev.
وزن برابر			
1	-2.832	-1.023	10.065
2	-1.198	-0.694	9.209
3	-0.314	0.343	9.079
4	0.599	1.786	9.304
5	2.361	5.334	10.415
5-1		6.357*** (5.64)	
وزن بر اساس مقدار			
1	-2.799	-1.221	14.605
2	-1.158	-1.191	11.644
3	-0.321	0.851	13.257
4	0.650	1.053	12.502
5	2.331	5.240	13.709
5-1		6.462*** (4.14)	

یادداشت: این جدول ضرایب رگرسیون مقطعی فاما و مک بت 1973 را برای 25 پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازاری نشان می دهد. ضرایب با استفاده از داده های ماهانه در طی ژوئیه 1996 از ژوئن تا 2011 بدست می آیند. M نشان دهنده نرخ بازده مازاد ماهانه، SMB-HNL به ترتیب فاکتور اندازه و ارزش دفتری به بازاری می باشد و IV فاکتور فراریت ویژه است. آماره های فاما و مک بت در پرانتز نشان داده می شود و آماره های شانکن 1992 تعدیل شده برای مسئله خطا در متغیر در پرانتز *** و ** به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطح 5، 10 و 1 درصد است. اندیس 1، 5، 10 برای خطای قیمت گذاری نشان دهنده معنی داری در

سطح 1 و 5 و 10 درصد برای آماره تست کای اسکوتر برای فرض صفر می باشد مبنی بر این که خطا های قیمت گذاری N به طور مشترک برابر با صفر می باشند. عدم زیر نویس نشان دهنده عدم معنی داری است.

جدول 5: ویژگی های نمونه: پرتفوی های تشکیل شده بر اساس نوسان ویژه و پراکنگی نرخ بازده

		نوسان ویژه				
		1	2	3	4	5
پراکنگی نرخ بازده	1	-0.615 (12.302) [27]	-1.002 (12.866) [28]	-1.341 (13.115) [28]	-1.628 (13.486) [28]	-1.774 (14.204) [27]
	2	-0.913 (10.639) [28]	-1.039 (11.313) [29]	-0.757 (11.7440) [29]	-1.013 (11.914) [29]	-1.113 (12.879) [29]
	3	-0.122 (10.629) [29]	-0.067 (11.2830) [29]	-0.342 (11.310) [29]	-0.303 (12.010) [29]	-0.105 (12.697) [29]
	4	1.162 (10.786) [29]	1.333 (11.632) [29]	1.115 (11.769) [29]	1.428 (12.561) [29]	1.169 (13.059) [29]
	5	4.118 (12.076) [28]	4.418 (12.854) [28]	4.212 (13.243) [28]	4.237 (13.834) [28]	4.172 (14.602) [28]

برای مثال، نرخ بازده متوسط برای 5 پرتفوی پایین برابر با -0.615% , -0.913% , -0.122% , 1.162% و 4.118% ، نرخ بازده برای پرتفوی های متناظر برابر با -1.774% , -1.113% , -0.105% , 1.169% و 4.172% می باشد. تغییرات زیادی بین نرخ بازده متوسط برای پرتفوی های با نرخ بازده پراکنده کی پایین و بالا مشاهده شد. اگرچه نرخ بازده متوسط برای 5 پرتفوی RD پایین منفی است ولی نرخ بازده متوسط برای 5 پرتفوی RD بالا مثبت و معنی دار تر از حساسیت های پایین RD است. این یافته ها موید آن هستند که نرخ بازده بالاتر ناشی از حساسیت سهام به پراکنده کی نرخ بازده می باشد نه ناشی از نوسان ویژه که با یافته های بخش 4-2 تایید شده است.

جدول 6 یافته های ما را برای 25 پرتفوی مرتب شده با بار های ریسک بازار و سپس با بار های ریسک پراکنده کی نرخ بازده نشان داده شده در معادلات 2 و 3 نشان می دهد. مقایسه مدل های 1 و 2 و مدل های 4 و 5 نشان می دهد که استفاده از فاکتور پراکنده کی نرخ بازده مجر به مقادیر ضریب تبیین متوسط بالاتری می شود و از این روی حاکی از آن است که استفاده از فاکتور پراکنده کی نرخ بازده موجب بهبود خوبی برآزش در مدل جایگزین می شود. مشاهده شد که خطای قیمت گذاری در مدل ها غیر معنی دار است. بررسی بیمه ریسک برآورد شده نشان می دهد که یک بیمه ریسک مثبت در فاکتور پراکنده کی نرخ بازده در سطح یک درصد وجود دارد. بیمه ریسک در فاکتور پراکنده کی نرخ بازده برابر با 3.29، 2.39 و 179 درصد در هر ماه برای مدل های 2، 3 و 5 می باشد. و این مطابق

با یافته های جیانگ 2010 و دمیر و حاکر 2013 برای بازار امریکا است. به طور کلی یافته ها نشان می دهد که ریسک پراکندگی نرخ بازده حاوی قیمت مثبت ریسک بعد از کنترل بازار، اندازه ارزش دفتری به بازاری و اثرات نوسان ویژه می باشد.

4-4 کنترل استواری

لولون و همکاران (2010) در نقد تست های قیمت گذاری دارایی، به تمایل استفاده از پرتفوی های ارزش دفتری به بازاری و اندازه برای آزمون مدل های پیشنهادی توسط محققان پرداخته و خاطر نشان می کنند که محققان باید از مشخصات پرتفوی جایگزین مرتب شده بر اساس بار های عاملی یاصنعت استفاده کنند. برای این منظور، آزمون های استواری با استفاده از پرتفوی جایگزین بر اساس بار های عاملی انجام شده و معنی داری فاکتور ریسک پراکندگی نرخ بازده برای پرتفوی جایگزین بررسی شد. جدول 7 کنترل استواری را برای فاکتور ریسک پراکندگی نرخ بازده با استفاده از مجموعه ای از پرتفوی بر اساس مشخصات فاکتور جایگزین از جمله اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازاری، اندازه، و نوسان ویژه، اندازه و پراکندگی نرخ بازده و نوسان ویژه را نشان می دهد. به علاوه برای آزمون استواری اثرات RD بر روی پرتفوی ها، ما پرتفوی صنعتی را بر اساس طبقه بندی صنعت صادر شده توسط کمیسیون نظارت بر اوراق چین بر اساس دو رقم اول هر کد صنعتی افشا شده ایجاد کردیم.

جدول 6: قیمت ریسک پراکندگی نرخ بازده

مدل	γ_0	γ_M	γ_{SMB}	γ_{HML}	γ_{RD}	γ_{IV}	Adj. R ²
1 CAPM	-0.159 (-0.18) [-0.17]	0.778 (0.84) [0.66]					0.167
2 CAPM+RD	1.619 (1.71) [1.07]	0.299 (0.29) [0.17]			3.297*** (12.91) [6.93]		0.465
3 CAPM+FF+RD	1.853 (1.67) [1.08]	0.847 (0.72) [0.43]	-2.620*** (-4.50) [-2.66]	-2.448*** (-6.04) [-3.57]	2.393*** (8.33) [4.73]		0.605
4 CAPM+FF+IV	1.846 (1.55) [0.92]	1.059 (0.89) [0.49]	-3.953*** (-7.46) [-4.01]	-3.421*** (-7.97) [-4.38]		1.068* (3.11) [1.70]	0.563
5 CAPM+FF+RD+IV	2.939* (2.64) [1.67]	-0.152 (-0.14) [-0.08]	-3.218*** (-5.92) [-3.37]	-2.739*** (-6.97) [-3.99]	1.795*** (6.32) [3.49]	0.962 (2.79) [1.62]	0.629

یادداشت: این جدول ضرایب رگرسیون مقطعی فاما و مک بت 1973 را برای 25 پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازاری نشان می دهد. ضرایب با استفاده از داده های ماهانه در طی ژوئای 1996 از ژوئن تا 2011 بدست می آیند. M نشان دهنده نرخ بازده مازاد ماهانه، SMB-HNL به ترتیب فاکتور اندازه و ارزش دفتری به بازاری می باشد و IV فاکتور فراریت ویژه است. آماره های فاما و مک بت در پرانتز نشان داده می شود و آماره های شانکن 1992 تعدیل شده برای مسئله خطا در متغیر در پرانتز *** و ** به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطح 5، 10 و 1 درصد است. اندیس 1، 5، 10 برای خطای قیمت گذاری نشان دهنده معنی داری در سطح 1، 5 و 10 درصد برای آماره تست کای اسکوئر برای فرض صفر می باشد مبنی بر این که خطا های قیمت گذاری N به طور مشترک برابر با صفر می باشند. عدم زیر نویسی نشان دهنده عدم معنی داری است.

جدول 7: آزمون های استواری برای ریسک پراکنده برای استفاده از پرتفوی های جایگزین

مدل	γ_0	γ_M	γ_{SMB}	γ_{HML}	γ_{RD}	γ_{IV}	Adj. R ²
Panel A: پرتفوی تشکیل شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به بازاری							
1 CAPM+RD	2.903*	-1.291			1.829***		0.420
	(2.20)	(-1.07)			(6.96)		
	[1.72]	[-0.76]			[4.40]		
2 CAPM+FF+IV+RD	3.478**	-2.259	-0.257	-1.811***	1.830***	-0.026	0.644
	(2.76)	(-2.02)	(-0.59)	(-6.17)	(6.69)	(-0.09)	
	[2.01]	[-1.32]	[-0.35]	[-3.65]	[4.05]	[-0.06]	
Panel B: پرتفوی تشکیل شده بر اساس اندازه و نوسان ویژه							
1 CAPM+RD	0.735	0.597			1.145***		0.355
	(0.83)	(0.73)			(3.99)		
	[0.77]	[0.52]			[2.90]		
2 CAPM+FF+RD+IV	0.328	1.436	-1.224**	0.149	0.853***	-0.302	0.529
	(0.38)	(1.73)	(-2.86)	(0.52)	(3.95)	(-1.13)	
	[0.35]	[1.25]	[-2.00]	[0.36]	[2.63]	[-0.82]	
Panel C: پرتفوی تشکیل شده بر اساس اندازه و پراکندهی نرخ بازده							
1 CAPM+RD	-7.304** ⁵	8.45**			3.252***		0.466
	(-5.85)	(7.46)			(11.27)		
	[-2.12]	[2.53]			[4.94]		
2 CAPM+FF+RD+IV	-7.854** ¹	9.268**	-0.589	-0.182	2.949***	0.696	0.639
	(-6.69)	(8.78)	(-1.38)	(-0.50)	(11.14)	(2.17)	
	[-2.19]	[2.56]	[0.02]	[-0.88]	[3.89]	[0.67]	
Panel D: پرتفوی تشکیل شده بر اساس اندازه و پراکندهی نرخ بازده							
1 CAPM+RD	-5.404** ¹⁰	7.119***			2.979***		0.420
	(-5.71)	(8.76)			(12.53)		
	[-2.37]	[3.23]			[6.78]		
2 CAPM+FF+RD+IV	-2.611*	6.039***	-3.193	-0.634	2.518***	0.282	0.839
	(-2.47)	(6.47)	(-6.04)	(-1.51)	(11.32)	(1.18)	
	[-1.76]	[3.11]	[-1.15]	[-0.56]	[5.15]	[0.08]	
Panel E: پرتفوی صنعت							
1 CAPM+RD	-0.217***	1.607			0.723*		0.169
	(-16.82)	(1.64)			(2.05)		
	[-16.24]	[1.29]			[1.67]		
2 CAPM+FF+RD+IV	-0.220***	2.076*	0.639	0.295	0.712**	0.260	0.302
	(-19.49)	(2.47)	(1.85)	(1.26)	(3.07)	(0.96)	
	[-18.53]	[1.80]	[1.16]	[0.78]	[2.40]	[0.70]	

یادداشت: این جدول ضرایب رگرسیون مقطعی فاما و مک بت 1973 را برای 25 پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازاری نشان می دهد. ضرایب با استفاده از داده های ماهانه در طی ژوئیه 1996 از ژوئن تا 2011 بدست می آیند. M نشان دهنده نرخ بازده مازاد ماهانه، SMB-HNL به ترتیب فاکتور اندازه و ارزش دفتری به بازاری می باشد و IV فاکتور فراریت ویژه است. آماره های فاما و مک بت در پرانتز نشان داده می شود و آماره های شانکن 1992 تعدیل شده برای مسئله خطا در متغیر در پرانتز *** و ** به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطح 5، 10 و 1 درصد است. اندیس 1، 5، 10 برای خطای قیمت گذاری نشان دهنده معنی داری در سطح 1، 5 و 10 درصد برای آماره تست کای اسکوئر برای فرض صفر می باشد مبنی بر این که خطای قیمت گذاری N به طور مشترک برابر با صفر می باشند. عدم زیر نویس نشان دهنده عدم معنی داری است.

چون تاکید ما استواری و اعتبار اثرات پراکندگی نرخ بازده معنی دار است، در جدول 7 می توان دید که نتایج آزمون برای مدل هایی استفاده کننده از پراکندگی نرخ بازده باید در نظر گرفته شود. می توان مشاهده کرد که اثر RD حتی در رابطه با پرتفوی هایی که بر اساس شاخص واریانس نمی باشد معتبر هستند و حتی در موارد پرتفوی های صنعت به صورت بیمه های Rd مثبت و معنی دار در نظر گرفته می شود. به طور کلی یافته ها نشان می دهد که ریسک پراکندگی نرخ بازده به طور سیستمی در مقطع عرضی نرخ بازده در چین قیمت گذاری می شود و این نتیجه برای مشخصات پرتفوی هایگزین معتبر است.

4-5 پراکندگی نرخ بازده سهام و عدم قطعیت بنیادین

وازولا (2003) استدلال می کنند که یک مدل با فاکتور مربوط به اخبار در مورد رشد آینده تولید ناخالص داخلی همراه با فاکتور بازاری می تواند سهام و نیز مدل سه فاکتوره را قیمت گذاری کند. در مقاله اخیر، کوگان و پاپینکوف (2013) نشان می دهد که اختلاف در نرخ بازده در میان شرکت های مرتب شده بر اساس خصوصیات سطحی شرکتی از جمله نوسان ویژه عمدتاً ناشی از تفاوت در مواجهه با فاکتور ریسک سیستمی مرتبط با حساسیت این شرکت ها به شوک فناوری است. با توجه به یافته های مربوط به اثر قوی پراکندگی اعتبار در مقطع عرضی نرخ بازده در چین حتی در حضور نوسان ویژه، می توان استدلال کرد که پراکندگی نرخ بازده سهام می تواند عدم قطعیت اساسی مربوط به رشد اقتصادی آینده و تغییرات فناوری را پوشش دهد.

در مطالعه ای مرتبط، گارسیا 2012 نشان داد که واریانس مقطعی نرخ بازده سهام به صورت پیوسته و با ثبات است و از نظر مجانبی یک تخمین گر کارآمد برای نوسان ویژه است. از این روی می توان گفت که پراکندگی نرخ بازده یک تخمین گر برای نوسان ویژه است و از این روی اثر نوسان ویژه را در تست های مقطعی کنترل کرده و به این ترتیب فاکتور 5 معنی دار نخواهد بود. با این حال در رابطه با بازار سهام چین، نوسان ویژه هرگز در تست های قبلی ما معنی دار نبود حتی در مدل هایی که از پراکندگی نرخ بازده

به عنوان فاکتور ریسک استفاده نکردند. از این روی پراکندگی نرخ بازده، اثر نوسان ویژه را در تست های ما کنترل می کند. در یک مطالعه با تاکید بر روی نوسان ویژه، چن و پتکوف 2012 خاطر نشان کردند که سهام های پایین دارای هزینه تحقیق و توسعه بالا هستند که شاخص گزینه واقعی مربوط به یک شرکت است. از این روی یافته های مربوط به اثر غیر معنی دار در حضور یک اثر قوی Rd نشان می دهد که پراکندگی نرخ بازده سهام می تواند گزینه های رشد واقعی و انعطاف پذیری سازگاری با باز سازی اقتصادی اصلی را پوشش دهد. تفسیر فوق با پیشنهاد پاستور و ورونزی 2009 هم خوانی دارد به طوری که در فاز اولیه تغییرات فناوری در اقتصاد، ریسک برای شرکت های با فناوری جدید یک فاکتور ویژه است و این موجب می شود تا سهام اقتصاد جدید بر اساس نسبت های ارزش گذاری بالا قیمت گذاری شوند. با این حال با افزایش احتمال پذیرش فناوری جدیدف عدم قطعیت مربوط به تبدیل فناوری جدید به ریسک سیستمی بازاری موجب افزایش نرخ تنزیل شده و قیمت سهام را در بازار کاهش می دهد و این عدم قطعیت می تواند توسط پراکندگی نرخ بازده سهام در نرخ بازده سهام چین کاهش یابد. به طوری کلی شواهد نشان می دهد که پراکندگی نرخ بازده میتواند شوک های مربوط به باز سازی اقتصادی را کاهش دهد این موید اثرات ناهمگن ارایه شده توسط جیانگ در رابطه با تغییرات در مزیت رقابتی نسبی شرکت ها و تخصیص منبع در نتیجه تغییرات فناوری باشد. به همین منظور، یافتن یک فاکتور ریسک سیستمی قوی مرتبط با تفاوت در حساسیت های شرکتی با شوک های فناوری در چین مرتبط است. با این وجود، پراکندگی نرخ بازده سهام یک فاکتور ریسک سیستمی است که شاخص معنی داری را برای ریسک در بازار های نوظهور ارایه می کند.

پرواضح است که اثر پراکندگی نرخ بازده معنی دار بر روی نرخ بازده مقطعی دارای پیامد هایی برای قیمت گذاری دارایی و مدیریت پرتفوی می باشد. با توجه به بیمه خطر پراکندگی نرخ بازده مثبت و معنی دار در چین، راهبرد های پرتفوی بر اساس حساسیت نرخ بازده به پراکندگی نرخ بازده می تواند برای تولید نرخ بازده غیر طبیعی

استفاده شود. به علاوه حساسیت سهام به پراکندگی نرخ بازده را می توان برای ارزیابی فرصت رشد در شرکت ها استفاده کرد. بر اساس استدلال های گو 2008 و چن و پتکوف 2012، می توان استدلال کرد که حساسیت سهام به پراکندگی نرخ بازده یک شاخص گزینه واقعی مربوط به شرکت می باشد و این ارزیابی را می توان در ساخت پرتفوی رشد در بازار سهام چین استفاده کرد. در رابطه با بازار سهام چین، رشد با نسبت ارزش دفتری به بازاری نشان داده نمی شود. به طور مشابه در خصوص تصمیمات بودجه بندی سرمایه، بیمه پراکندگی نرخ بازده مربوط به یک شرکت باید در تحلیل فرصت های سرمایه گذاری در نظر گرفته شود زیرا سرمایه گذاران منطقی نیازمند یگ پاداش برای ریسک سیستمی افزوده ناشی از مواجهه با انتشار یا پراکندگی نرخ بازده است.

5- نتیجه گیری

این مطالعه ادامه تحقیقات بر روی تست های قیمت گذاری دارایی برای نرخ بازده سهام چین با بررسی این که آیا پراکندگی نرخ بازده سهام که با انحراف معیار نرخ بازده اندازه گیری می شود در بر گیرنده یک قیمت معنی دار از ریسک می باشد یا نه. پرتفوی های با بار نرخ پراکندگی بازار، نرخ بازده بیتشری را با نرخ بازده ماهانه -1.023% (5.334%) نشان می دهد که برای چارک 1 در پانل A برآورد شده است. پراکندگی نرخ بازده متوسط بین این دو چارک در هر ماه برابر با 6 و 35 درصد می باشد در سطح 1 درصد معنی دار است. ما نتایج مشابه را در هر مورد از پرتفوی های وزنی با یک پراکندگی برآورد شده در نرخ بازده متوسط بین چارگ های 5 و 1 به میزان 6.46 درصد در هر ماه مشاهده کردیم به خصوص زمانی که در سطح 1 درصد معنی دار بود. این یافته ها نشان می دهند که سهام های با حساسیت بیشتر به پراکندگی نرخ بازده سهام تولید نرخ بازده معنی دار می کند.

بر اساس پیشنهاد چن و پتکوف (2012)، مبنی بر این که نوسان ویژه با فرصت های سهام واقعی با شرکت ها ارتباط دارد و یافته کوگان و پاگیونف (2013) مبنی بر این که تفاوت در نرخ بازده میان شرکت های مرتب شده بر اساس ویژگی های سطح شرکتی ناشی از تفاوت در مواجهه با فاکتور ریسک سیستمی مرتبط با حساسیت های این شرکت ها به شوک فناوری است، یافته مربوط به اثر پراکندگی نرخ بازده در حضور یک اثر نوسان ویژه غیر معنی دار نشان می دهد که انتشار نرخ بازده گزینه های رشد واقعی و انعطاف پذیری سازش به باز سازی اقتصادی مرتبط با یک شرکت کمک می کند. این مطابق با فرضیه مطرح شده توسط پاستور و ورونیزی (2009) می باشد که بر اساس آن ریسک برای برخی از شرکت ها در طی فاز اولیه تغییر فاز فناوری به ریسک سیستماتیک بازاری به عنوان

احتمال پذیرش فناوری جدید در بازار با گذشت زمان منحصر به فرد است. احتمالاً انتشار پراکندگی سهام موسوم به یک فاکتور ریسک سیستمی عادی و مشترک مرتبط با حساسیت های شرکت به شوک فناوری است که موجب ایجاد تفاوت هایی در نرخ بازده شرکت ها بر اساس ویژگی های سطح شرکت از جمله فراریت یا نوسان غیر متعارف، می شوند. به طور کلی، یافته ها نشان می دهد که انتشار نرخ بازده سهام عدم قطعیت مرتبط با تغییرات اقتصادی را در نظر می گیرد و به این ترتیب موجب افزایش انعطاف پذیری با باز سازی اقتصادی شده و یک عامل ریسک سیستمی در چین است که تغییرات اقتصادی معنی داری را در بیشتر دوره ها تجربه کرده است.