فصلنامه علمی ـ پژوهشی مطالعات مدیریت صنعتی سال نهم، شماره ۲۵، تابستان۹۱
صفحات ۱۳۳ تا ۱۵۹

شاخص تمرکز بازار صنعت و بازده سهام شرکتهای تولیدی

فرزین رضایی *
هادی حقیق**

چکیده

هدف اصلی این مقاله، بررسی رابطه بین نسبت تمرکز بازار و بازده سهام و ارایه مدلی برای بیان این رابطه می‌باشد. داده‌های پژوهشی مدل تحقیق متشکل از متغیرهای مستقل شاخص تمرکز بازار (صنعت)، ارزش بازار، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اهرم مالی، بازده سهام یک دوره قبل و بتای پرتفوی صنعت و همچنین بازده سهام دوره جاری به عنوان متغیر وابسته می‌باشند. با توجه به این که شاخص تمرکز بازار متغیری صنعتی می‌باشد لذا در این تحقیق همه متغیرهای مستقل و وابسته در سطح صنعت تبیین و محاسبه شده‌اند. بدین منظور بعد از بررسی گروه‌های صنعتی بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۳۱ گروه فرعی فعال صنعتی به‌عنوان پرتفوی در نظر گرفته و مقادیر متغیرهای مستقل و وابسته فوق‌الذکر در قلمرو زمانی سال ۱۳۸۰ تا پایان سال ۱۳۸۶ مورد محاسبه و آزمون‌های لازم قرار گرفت. برای بررسی صحت فرضیه‌های تحقیق، از رهیافت اقتصادسنجی پانل دیتا با اثرات ثابت به

* استادیار حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین (نویسنده مسئول) Farzin.Rezaei@qiau.ac.ir
** کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی گرایش مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین Hagig_h@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۸۹/۵/۱۱ تاریخ پذیرش: ۸۹/۸/۵

روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بین متغیرهای ضریب تمرکز بازار، ارزش بازار صنعت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بتای صنعت با بازده سهام سالانه رابطه معنی‌داری وجود دارد. بین متغیرهای مستقل اهرم مالی و متغیر تأخیری بازده سهام یک سال قبل با بازده سهام رابطه معنی‌داری مشاهده نشد.

واژگان کلیدی: شاخص تمرکز هرفیندال ـ هیرشمن[۱]، ساختار بازار محصول[۲]، بازده سهام سالانه[۳]، اندازه صنعت[۴]، ریسک.

مقدمه

توسعه سرمایه‌گذاری از یک‌سو موجب جذب سرمایه‌های مردم و هدایت آن‌ها به بخش‌های مولد اقتصادی شده و از سوی دیگر، با توجه به جهت‌گیری سرمایه‌گذاران (مبتنی بر ریسک و بازده)، سرمایه‌گذاری‌ها به سمت صنایعی هدایت خواهد شد که از سود بیشتر یا ریسک کمتری برخوردار است و این امر در نهایت سبب تخصیص بهینه منابع خواهد شد[۱۰]. بر این اساس در تجزیه و تحلیل سرمایه‌گذاری در سطح صنعت[۵] (روش بالا به پایین)، باید به وضعیت فعلی و دورنمای بخش‌های ملی و جهانی اقتصاد توجه نمود[۱۴]. با شناخت بورس اوراق بهادار تهران از جنبه‌های مختلف می‌توان ضمن پیش‌بینی بهتر آینده این بازار و تغییرات آن، ریسک سرمایه‌گذاری را کاهش و یا بازده بیشتری را به دست آورد.

یکی از ابعاد شناخت بازارهای مالی، شناخت نوع فعالیت واحدهای اقتصادی آن است. شرکتهایی که در بورس اوراق بهادار مشغول فعالیت می‌باشند، با دو نوع بازار در ارتباط هستند. این بازارها عبارتند از: بازار کالا و بازار مالی[۱۶]. صورتهای مالی عموما در برگیرنده‌ی اطلاعاتی درباره این دو بازار هستند که غالبا به صورت نسبتهای مالی نقدینگی، بازدهی، عملکرد، سودآوری و بازار از گزارش‌های مالی

1- Herfindahl - Hirshman Index
2- Product Markets Structure
3- Annual Stock Returns
4- Industry Size
5- Industry Level

شرکت‌ها استخراج می‌شوند[۳۳].

در ادبیات مالی دو رویکرد مهم درخصوص تحلیل اجزاء ریسک وجود دارند که عبارتند از تجزیه و تحلیل بنیادی و تجزیه و تحلیل فنی. در رویکرد بنیادی، ارزیابی و انتخاب سهام به سه روش کلی زیر که مرتبط با ارزش‌های بازار سهام می‌باشند، صورت می‌پذیرد:

۱) شرایط شرکت؛ همانند: درآمدها، قدرت مالی، محصولات، مدیریت و روابط نیروی کار.

۲) شرایط صنعت؛ همانند: میزان پایداری و شرایط رقابتی در فضای موجود در کسب و کار صنعت.

۳) شرایط اقتصادی و بازار؛ همانند: چرخه‌های اقتصادی و سیاستهای مالی و پولی کشور [۱۱].

این دو نوع نگرش به ریسک از آن جهت حائز اهمیت است که به طور کلی ریسک در سازمان‌های مالی به دو قسمت تقسیم می‌شود: ریسک بازار محصول و ریسک بازار سرمایه. ریسک بازار محصول با عواملی سر و کار دارد که به جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت مربوط می‌شوند. ریسک بازار سرمایه مربوط به نوسان‌پذیری نرخ بازده انواع اوراق بهادار و نرخ بازده سیستم اقتصادی مربوط می‌شوند[۴].

روابط مهم میان قیمت و بازده سهام با شرایط شرکت، صنعت و بازار و اقتصاد در پیش‌بینی تغییرات سهام قابل توجه است. سرمایه گذاری که تشخیص می‌دهد اقتصاد و بازار برای سرمایه‌گذاری جذاب است بایستی دست به تحلیل صنایعی بزند که در آنها فرصتی برای آینده دیده می‌شود و این تحلیل‌ها مبتنی بر ارزیابی ریسک و بازده خواهد بود. بنابراین سرمایه‌گذاری که در پی حداکثر نمودن بازده مورد انتظار و حداقل کردن عدم اطمینان (یعنی ریسک) است، دو هدف متضاد، پیش رو دارد که بایستی در برابر یکدیگر، موازنه گردند[۱۱].

یکی از عوامل مهمی که در این تحلیل دخالت دارند، تحلیل ساختاری بازار است؛ یعنی تحلیل ساختار بازار صنعت، می‌تواند به عنوان ابزاری برای تحلیل

ریسک شرکت یا سهام باشد. چرا که شرکتها در فعالیت تجاری خود در بازارهای محصول، جریانات نقدی و عایداتی دارند که همین سودهای ریسک‌دار، در بازارهای مالی قیمت‌گذاری می‌شوند[۳۰]. بر اساس مدل‌های عاملی، هر عاملی که بر روی عملکرد مالی شرکت تأثیر می‌گذارد در بازار سرمایه ریسک آن عامل قیمت‌گذاری می‌شود؛ پس بر روی ارزش شرکت و بازده سهام نیز تأثیر می‌گذارد [۸]. از این رو «شاخص تمرکز صنعتی»[۱]، به عنوان یک مشخصه مهم بازارهای محصول که شرکت‌ها در آن فعالیت می‌کنند، برای تبیین بازده سهام مهم به نظر می‌رسد [۳۰].

تاکنون اقدامات بسیاری برای شناخت بازار سرمایه و عوامل تاثیرگذار بر ریسک و بازده اوراق بهادار در قالب الگوهای قیمت‌گذاری تعادلی و عاملی صورت گرفته است، ولی پیوند تئوریک میان بازارهای محصول و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، از موضوعاتی است که مورد شناخت و پرداخت چندانی قرار نگرفته است[۳۰].

با توجه به خلأ تحقیقاتی در این زمینه در ایران، این تحقیق بر آن است رابطه بین «شاخص تمرکز صنعتی»[۲] و بازده سهام مجموعه شرکت‌ها در گروههای صنعتی موجود در بورس اوراق بهادار تهران را در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶، مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار دهد.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

سالهای زیادی است که محققان مالی در جستجوی شناخت عواملی هستند که بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این رو یکی از مهم‌ترین و گسترده‌ترین پژوهش‌های بازارهای مالی تشریح رفتار بازده سهام است. دستاورد این پژوهش‌ها ارائه الگوهایی است که دستخوش انتقادها و حمایت‌های گوناگونی بوده است.

1- Industry Concentration Index

۲ـ در ادبیات سازمان (اقتصاد) صنعتی واژگان شاخص (Index) و درجه (Ratio) تمرکز به جای هم مورد استفاده قرار می‌گیرند که عمدتاً معرّف اندازه و سطح تمرکز صنعتی می‌باشند.

الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] (CAPM) حاصل آن پژوهش‌ها می‌باشد. الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، یک الگوی تعادلی[2] برای نشان دادن رابطه بین ریسک و بازده دارایی‌های منفرد است. به عبارت دیگر هدف نظریه بازار سرمایه، ارائه مدل‌هایی است که بتواند دارایی‌ها را با توجه به ریسک آنها قیمت‌گذاری کند. طبق الگوی CAPM بین ریسک سیستماتیک (بتا) و بازده اوراق بهادار، رابطه ساده و مثبت خطی وجود دارد. بتا (β) معیار مناسب ریسک است که از طریق تنوع نمی‌توان تغییری در آن داد و سرمایه‌گذاران باید در فرایند تصمیم‌گیری مدیریت پرتفلیوی خود آن را مدنظر قرار دهند. بعد از ارائه مدل CAPM در اوایل دهه ۶۰ میلادی که به طور همزمان و مستقل توسط «شارپ»، «لینتنر» و «موسین» بر اساس چارچوب مارکوویتز توسعه یافت، همواره این الگوی قیمت‌گذاری مورد آزمون‌های تجربی قرار گرفته است[۱۱]. تحقیقات اولیه نشان داد که این الگو در دنیای واقع صادق است. اما تحقیقات اخیر این مدل را نقض می‌کند که از آن در ادبیات مالی با عنوان «بی‌قاعدگی‌های بازار»[3] یاد می‌شود. در حقیقت بی‌قاعدگی‌های بازار نتایج پژوهش‌هایی هستند که با تئوری‌های مدوّن قیمت‌گذاری دارایی‌ها هم‌خوانی ندارند. این بی‌قاعدگی‌ها نشان‌دهنده ناکارآمدی بازار (فرصت‌های سودآوری) یا کامل نبودن مدل قیمت‌گذاری دارایی مورد استفاده است[۶]. جدول (۱) خلاصه‌ای از تحقیقات ناقض الگوی CAPM را نشان می‌دهد.

فاما و فرنچ[۲۶] در سال ۱۹۹۲ مقاله‌ای را منتشر کردند که بیشتر پژوهش‌های تجربی قبلی را با هم یک‌جا جمع‌آوری کرده بود. آن‌ها قدرت توضیح‌دهندگی متغیرهای اندازه، اهرم مالی، نسبت عایدات بر قیمت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بتای سهم را در یک رگرسیون مقطعی (طی دوره ۱۹۹۰-۱۹۶۳) مقایسه کردند. نتایج آن تحقیق نشان داد که اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متغیرهایی هستند که قوی‌ترین رابطه را با بازده سهام دارند[۱۵و۱۳].

مطالعات بعدی فاما و فرنچ در سال‌های ۱۹۹۳، ۱۹۹۵ و ۱۹۹۶ با تأیید یافته‌های

1- Capital Asset Pricing Model
2- Equilibrium
3- Market Anomalies

تحقیق قبلی، حکایت از این دارد که اثر اندازه شرکت‌های کوچک[۲۲] و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار[۳۵]، دو چالش اصلی در ادبیات معاصر قیمت‌گذاری تعادلی دارایی‌های سرمایه‌ای به‌شمار می‌روند. برخی پژوهش‌گران این یافته‌ها را به‌عنوان شواهدی دال بر رد فرضیه بازار کارا (EMH)[1] تفسیر می‌کنند. به اعتقاد این محققین، اگر بتوان بازده سهام را بر مبنای عوامل تاریخی نظیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت قیمت به سود و مانند آن پیش‌بینی کرد، در این حالت نمی‌توان ادعا کرد که بازار از نقطه نظر اطلاعاتی کارا است. از سوی دیگر، برخی از اندیشمندان مالی اعتقاد دارند که CAPM از لحاظ نظری نارسا بوده و قدرت تبیین قیمت تعادلی اوراق بهادار را ندارد و این متغیرها، جانشین عوامل ریسکی هستند[۲].

جدول۱. تحقیقات ناقض بر الگوی CAPM

نام محقق و سال ارائه تحقیق	متغیر مورد بررسی	نحوه تاثیر
بَنز (۱۹۸۱) و رینگانوم (۱۹۸۱)	اندازه	اندازه (ارزش بازار شرکت، ME) اثری قابل ملاحظه بر بازده سهام دارد؛ شرکتها با اندازه کوچکتر، بازده‌های بیش‌تری نسبت به شرکت‌های بزرگتر بدست می‌دهند[۳٤و۲۲].
استاتمن (۱۹۸۰) و روزنبرگ و همکاران (۱۹۸۵)	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	میانگین بازدهی سهام در بازار آمریکا رابطه مثبتی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهم دارد[۳۷و۳۵].
بانداری (۱۹۸۸)	اهرم مالی	بین متوسط نرخ بازده سهام و اهرم مالی رابطه مثبت وجود دارد[۲۵].
بال (۱۹۷۸) و باسو (۱۹۷۷ و ۱۹۸۳)	نسبت سود به قیمت	انتظار می‌رود سهامی که نسبت سود به قیمت بالاتری دارند، بازده مورد انتظار بیش‌تری ایجاد کنند[۲٤و۲۳و۲۰].
گرینبلات و تیتمن (۱۹۸۹) و جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵ و ۱۹۹۳)	اثر مومنتوم	در استراتژی مومنتوم بازدهی اضافی با خرید سهام سودآور گذشته و فروش سهام زیان‌ده گذشته قابل دستیابی می‌باشد. مومنتوم صنعت ادعا می‌کند که صنایعی که در گذشته نزدیک عملکرد و بازدهی خوبی (بدی) داشته‌اند در آینده نیز این بازدهی را ارائه خواهند کرد[۳۲و۳۱و۲۹].

یکی از نخستین تحقیقات در زمینه تأثیر «عامل صنعت» بر ریسک و بازده دارایی‌ها، تحقیق «کینگ»[2] می‌باشد. او در پژوهش خود بازده یک نمونه ۶۳ تایی از سهام شرکت‌های مختلف را در ۶ گروه صنعتی برای یک دوره زمانی ۳۳ ساله مورد

1- Efficient Market Hypothesis
2- Benjamin King

بررسی قرار داد. در آن تحقیق نخستین گام، تعیین اثرات بازار بر بازده سهام عادی بود. پس از تعیین عامل بازار، مابقی بازده غیرسیستماتیک، مورد بررسی قرار گرفت تا مشخص شود که آیا چیزی به نام عامل صنعت بر بازده سهام اثر دارد یا خیر؟ با استفاده از روش «تجزیه و تحلیل خوشه‌ای»، او به این نتیجه رسید که در واقع، بازده سهام تحت تأثیر عامل صنعت است. به طور کلی پژوهشگر مزبور به این نتیجه رسید که ۳۰ درصد واریانس بازده هر سهم، به عامل بازار بستگی دارد و ۱۰ درصد واریانس بازده را هم می‌توان به حساب «عامل صنعت» گذاشت[۱۱].

مطالعه هو و رابینسون[۳۰] اولین و مهم‌ترین پژوهش تجربی خارجی است که به بررسی رابطه بین تمرکز صنعتی و بازده سهام پرداخته است. طبق یافته‌های این پژوهش، میانگین بازده سهام شرکتها در صنایع دارای ساختار بازار متمرکز، کمتر از میانگین بازده سهام در صنایع کمتر متمرکز است. به بیان دیگر رابطه معکوسی بین تمرکز بازار و بازده سهام وجود دارد. هو و رابینسون در این پژوهش مقطعی چنین بیان می‌کنند که این تفاوت در بازده‌ها، توسط هیچ‌یک از متغیرهای مربوط به ساختار سرمایه، مدل سه‌عاملی فاما و...، قابلِ توضیح نیست. آن‌ها بر پایه پشتوانه نظری مطالعات کلاسیک شومپیتر[۳۶] و بین[۱۹] در «سازماندهی صنعتی»[1]، ریسک نوآوری[2] و درماندگی[3] را دلیل وجود رابطه بین ساختار بازار محصول و بازده سهام می‌دانند. هو و رابینسون با توجه به موازنه بین ریسک و بازده و مطابقِ فرآیند «تخریب خلاق»[4] شومپیتر، چنین فرض می‌کنند که شرکتها در صنایع کمترِ متمرکز (رقابتی)، در معرض ریسک بیشتری هستند چرا که در سطح بالایی از نوآوری به سر می‌برند. اگر فضای نوآوری را مخاطره‌آمیز در نظر گرفته و این عامل ریسکی قابل قیمت‌گذاری باشد، لذا می‌توان گفت صنایع رقابتی و شرکتهای عضو آن، بازده سهام بیشتری را ایجاد می‌کنند. آن‌ها همچنین بیان می‌دارند که موانع ورود[5] در صنایع بیشتر متمرکز، شرکتها را از ریسک درماندگی و غیرقابل تنوع و خروج از صنعت مصون می‌دارد. از این‌رو بنا به رابطه تعادلی بین ریسک و بازده، انتظار

1- Industrial Organization
2- Innovation
3- Distress Risk
4- Creative Destruction
5- Barriers to Entry

می‌رود ریسک کمتر، بازدهی کمتری را برای صنایع متمرکز و انحصاری به همراه داشته باشد. یافته‌های آماری مطالعه آن دو محقق حاکی از آن بود که بازده سالانه شرکتها در صنایع رقابتی، ۴٪ بیشتر از بازده شرکت‌ها در صنایع بیشتر متمرکز است. آن‌ها در مقام نتیجه‌گیری چنین عنوان می‌کنند که «مشخصه‌های صنعتی»[1] برای فهم و تشریح رفتار بازده مهم هستند و باید به فکر الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مبتنی بر مشخصه‌های بازار محصول بود. همچنین برای قطعیت بیشتر این ادعا بایستی مطالعات زیادی با روش‌های گوناگون صورت پذیرد[۳۰].

فرضیه‌های تحقیق

فرضیه اول: شاخص تمرکز بازار گروههای صنعتی بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام آنها تأثیر معناداری دارد.

فرضیه دوم: اندازه صنعت (ارزش بازار صنعت) گروههای صنعتی بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام آنها تأثیر معناداری دارد.

فرضیه سوم: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار گروههای صنعتی بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام آنها تأثیر معناداری دارد.

فرضیه چهارم: بازده سهام یک سال گذشته گروههای صنعتی بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام دوره جاری آنها تأثیر معناداری دارد.

فرضیه پنجم: نسبت اهرمی (بدهی به دارایی) گروههای صنعتی بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام آنها تأثیر معناداری دارد.

فرضیه ششم: ریسک سیستماتیک (بتا) پورتفوی سهام گروههای صنعتی بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام آنها تأثیر معناداری دارد.

تعریف عملیاتی متغیرها

با توجه به این‌که ماهیت این تحقیق در سطح صنعت می‌باشد، لذا همه متغیرهای

1- Industry Characteristics

مورد آزمون پورتفوی، به صورت میانگینی از متغیرهای وابسته و مستقل تک‌تک سهام شرکتهای عضو گروههای صنعتی بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده‌اند. به عبارت دیگر گروههای صنعتی را به صورت پورتفوی سهام با وزن برابر در نظر گرفتیم.

متغیر وابسته

بازده سهام: محاسبه صحیح نرخ بازده شامل دو جزء بازده یعنی سود دریافتی و تغییرات قیمت اوراق بهادار است.

از این مدل برای محاسبه نرخ بازده واقعی سهام استفاده می‌شود[۱۱]:

$$R_{it} = \frac{D_{it} + P_{it}(1+\alpha+\beta) - (P_{it-1} + c.\alpha)}{P_{it-1} + c\alpha} \times 100$$

که در این معادله:

D_{it} : سود نقدی هر سهم به ازای تعداد سهام در اول سال،

c : مبلغی اسمی پرداخت شده توسط سرمایه‌گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات،

α : درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی،

β : درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته.

R_{it} : نرخ بازده سهام شرکت i در طول دوره زمانی t،

P_{it} : قیمت سهام شرکت i در پایان دوره t ،

P_{it-1} : قیمت سهام شرکت i در ابتدای دوره t (انتهای دوره زمانی t-1).

متغیرهای مستقل

۱) **شاخص تمرکز بازار (صنعت):**

«تمرکز» یکی از جنبه‌ها و ابعاد مهم ساختار بازار می‌باشد و شاید مهمترین متغیر ساختاری باشد. یکی از روش‌های عملی برای اندازه‌گیری قدرت بازار بر مفهوم

«تمرکز بازار[۱]» استوار است و اصطلاحاً به شاخص تمرکز[۲] معروف است و محققین اکثرا در مطالعات خود پیرامون ارتباط ساختار و عملکرد بازار از این شاخص استفاده می‌نمایند. در تعریف این واژه می‌توان گفت «تمرکز» چگونگی و نحوه تقسیم بازار بین بنگاهها را اندازه‌گیری می‌نماید[۹].

برای برآورد اندازه تمرکز و سهم بنگاههای مختلف از بازار می‌توان از شاخص‌های مختلفی نظیر معکوس تعداد بنگاههای صنعت (بازار)، نسبت تمرکز n بنگاه[۳]، شاخص کی و هانا[۴]، شاخص آنتروپی، شاخص H (هرفیندال ـ هیرشمن)[۵]، ضریب جینی و ... استفاده نمود[۹و۷]. از این میان، شاخص هرفیندال ـ هیرشمن (HHI) به لحاظ پایه‌های نظری از سایر شاخص‌ها مستدل‌تر و قوی‌تر می‌باشد.

در این مطالعه از شاخص هرفیندال ـ هیرشمن فروش[۶] به منظور ارزیابی درجه تمرکز گروههای صنعتی بورس اوراق بهادار تهران برای هر سال استفاده شده است.

شاخص هرفیندال - هیرشمن (HHI):

این شاخص از اطلاعات تمام بنگاههای صنعت استفاده می‌نماید و برای بدست آوردن این شاخص از مجموع مربع سهم اندازه‌های (تولید، فروش، دارایی، نیروی کار و غیره) تمام بنگاهها در صنعت یا بازار استفاده می‌شود. در واقع این شاخص به هر بنگاه به اندازه سهم آن در بازار وزن داده می شود:

$$HHI = \sum_{i=1}^{N} S_i^2$$

S^2_i : مجذور سهم بازار بنگاه i ام

N : تعداد بنگاه‌های موجود در بازار یا صنعت

شاخص H[۷] بین صفر و یک تغییر می‌کند و دامنه نوسان آن به صورت ۰ < H < ۱

1- Market Concentration
2- Concentration Index
3- n Firm Concentration Ratio
4- Kay – Hannah Indices
5- Herfindahl – Hirshman Index
6- H (Sales)

۷ـ شاخص هرفیندال ـ هیرشمن (HHI) به طور خلاصه شاخص هرفیندال (H) نیز نامیده می‌شود.

نوشته می‌شود[۱] [۱].

در حال حاضر شاخص هرفیندال از مقبولیت خاصی برخوردار شده است و در بسیاری از مطالعات کاربردی از کدهای ISIC[۲] برای تعریف و محاسبه این شاخص استفاده می‌شود. همچنین شاخص هرفیندال راهنمای سازمان‌های ضدانحصار و همچنین قضات در دعاوی حقوقی می‌باشد. جدول زیر نحوه برخورد دایره «ضد تراست»[۳] آمریکا با پیشنهاد ادغام بنگاهها و میزان انحصار در هر بازه را مشخص می‌کند.

جدول ۲. نحوه برخورد دایره ضد تراست آمریکا با پیشنهاد ادغام بنگاهها و میزان انحصار در هر بازه[۷و۳].

نحوه برخورد با عمل ادغام	وضعیت تمرکز	اندازه HHI
از نظر دولت، ادغام بلامانع است	رقابتی	کمتر از ۱۰٪
اگر ادغام، شاخص HHI را بیشتر از ۱٪ افزایش دهد با ادغام برخورد می‌شود	متمرکز ملایم	بین ۱۰٪ تا ۱۸٪
اگر ادغام، شاخص HHI را بیشتر از ۰/۵٪ امتیاز افزایش دهد با ادغام برخورد می‌شود	تمرکز	بالای ۱۸٪

ریسک سیستماتیک (β): ریسک سیستماتیک نشان‌دهنده آن بخش از کل ریسک مجموعه سهام است که به دلیل وجود عواملی که کل سهام موجود در بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهند، به وجود آمده و قابل کاهش یا حذف نمی‌باشد. از عوامل مهم ریسک سیستماتیک تحولات سیاسی و اقتصادی، چرخه‌های تجاری، تورم و بیکاری است[۱۷]. تحت این فرضیات، صرف ریسک برای یک دارایی تابعی از عملکرد ریسک سیستماتیک دارایی نسبت به سبد اوراق بهادار بازار می‌باشد. معیار ریسک سیستماتیک دارایی تحت عنوان ضریب حساسیت (β) شناخته می‌شود[۱۴].

صرف ریسک = f (ریسک بازار)

عامل اندازه صنعت: برای استفاده از عامل اندازه در این تحقیق از جمع ارزش بازار

---

۱ ـ چنانچه سهم بنگاه‌ها در ۱۰۰ ضرب شود، مقدار عددی این شاخص بین صفر و ۱۰۰۰۰ تغییر می‌کند.

2- International Standard Industrial classification of All Economic Activities

3- Antitrust Agency

سهام[1] پورتفوی صنعت استفاده خواهد شد.
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BE/ME)[2]:
(ارزش بازار در زمان t) ÷ (ارزش دفتری در t) = ارزش دفتری به ارزش بازار در زمان t
حقوق صاحبان سهام ممتاز ـ حقوق صاحبان سهام = ارزش دفتری در پایان سال مالی t
تعداد سهام منتشره × میانگین قیمت سهام در دوره t = ارزش بازار در زمان t
اهرم مالی[3]: عبارت است از نسبت کل بدهی‌های شرکت به کل دارایی‌ها. از این نسبت به عنوان شاخصی برای تعیین ریسک مالی استفاده می‌شود[۱۷].
بازده یک دوره قبل: این متغیر به صورت متغیر تأخیری وارد مدل می‌شود. در مطالعه هو و رابینسون، بازده سهام یک سال قبل صنعت، به عنوان اثر «مومنتوم»[4] بیان شده است. مومنتوم از خودهمبستگی مثبت در بازدهی دارایی‌ها در میان‌مدت حکایت می‌کند. به عبارت بهتر طبق این استراتژی، اوراق بهاداری که عملکرد خوبی (بدی) را در گذشته تجربه کرده‌اند، گرایش دارند که این بازدهی خوب (بد) را در آینده نیز ادامه دهند[۱۲].

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری تحقیق حاضر را کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهند که در قالب ۸۸ گروه فرعی صنعتی بورس مبتنی بر سیستم کدگذاری ISIC دسته‌بندی شده‌اند. ملاک گزینش برای انتخاب صنایع نمونه با استفاده از روش غربال[5]، عبارت خواهد بود از:

۱ـ جزو صنایع تولیدی باشند.
۲ـ صنایع در دوره زمانی ۱۳۸۰ لغایت ۱۳۸۶ موجود بوده و حضور مداوم داشته باشند.

1- Market Equity (ME)
2- Book Equity-to-Market Equity Ratio
3- Leverage Ratio
4- Momentum
5- Criteria Filtering

۳ـ در هریک از سالهای مورد بررسی، صنعت مورد نظر دارای بیش از یک شرکت عضو باشد.

۴ـ اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای مستقل و وابسته در دسترس باشند.

با توجه به شرایط و محدودیت‌های فوق، نهایتاً ۳۱ صنعت بورسی به عنوان نمونه انتخاب شدند.

بخشی از داده‌های تحقیق حاضر با مراجعه به پایگاه اینترنتی مدیریت پژوهش سازمان بورس و اوراق بهادار[1] گردآوری شده است؛ بخش دیگر اطلاعات لازم از طریق نرم‌افزار ره‌آورد نوین به دست آمده است.

همچنین برای محاسبه متغیرها، آزمون فرضیه‌ها و تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها از نرم‌افزارهای Excel 2003، SPSS 16 و Eviews 6 استفاده به عمل آمده است.

دوره زمانی تحقیق

برای سنجش متغیرهای تحقیق و به منظور انتخاب تعداد نمونه، سعی گردید تا با رعایت اصول فنّی خاص مربوط به تخمین رگرسیون‌های مقطعی و تلفیقی، دوره زمانی با توجه به تعداد متغیرهای تحقیق انتخاب گردد. برای اینکه نرم‌افزار Eviews بتواند رگرسیون معنی‌داری را برازش کند، بایستی تعداد سال‌های مورد بررسی از تعداد متغیرهای مدل حداقل یکی بیشتر باشد. از آنجا که تعداد متغیرهای مورد نظر تحقیق به تعداد ۶ عدد می‌باشد، بدین جهت دوره زمانی تحقیق از سال ۱۳۸۰ لغایت ۱۳۸۶ (۷ سال) در نظر گرفته شد.

روش تحقیق

مدل‌های اقتصادی از نظر استفاده از اطلاعات آماری به سه گروه تقسیم می‌شوند. برخی از مدل‌ها با استفاده اطلاعات «سری زمانی»[2] و یا به عبارتی طی دوره نسبتاً طولانی چندساله برآورد می‌شوند. پاره‌ای دیگر از مدل‌ها بر اساس «داده‌های

1- http://rdis.ir/
2- Time Series Data

مقطعی»[1] برآورد می‌شوند یعنی متغیرها در یک دوره زمانی معین مثلاً یک هفته، یک ماه و یا یک سال در واحدهای مختلف بررسی می‌شوند.

روش سوم برآورد مدل در «اقتصادسنجی»[2]، که در مطالعات سالهای اخیر نیز زیاد استفاده شده است برازش مدل بر اساس «داده‌های پانل» است. در این روش یک سری واحدهای مقطعی در طی چند سال مورد توجه قرار می‌گیرند. از مزایای استفاده از روش داده‌های تابلویی، می‌توان به افزایش مشاهدات، کاهش هم‌خطی، افزایش کارایی، کاهش تورش تخمین، محدود شدن ناهمسانی واریانس و امکان‌پذیری تفکیک اثرات اقتصادی و... اشاره کرد[۲۱].

در این مطالعه، متغیرهای معرفی شده از دو جنبه متفاوت بررسی می‌شوند. این متغیرها از یک سو در میان ۳۱ صنعت و از سوی دیگر در دورهٔ زمانی سال‌های ۱۳۸۰ لغایت ۱۳۸۶ انتخاب شده‌اند. بدین ترتیب داده‌های تلفیقی در مجموع ۲۱۷ مشاهده را به وجود آورده‌اند. به دلیل ثابت بودن و در دسترس بودن اطلاعات مربوط به همه متغیرها در تمامی سال‌ها، از روش تلفیق داده‌های متوازن[3] جهت برآورد مدل استفاده می‌نماییم.

نظر به این‌که در اینجا، هدف به دست آوردن ضرایب کلی و نه موردی برای تک‌تک صنایع است، بنابراین روشی را که برای برآورد اِعمال می‌کنیم به گونه‌ای است که در آن پارامترهای α، مقادیر یکسانی را برای صنایع مختلف نتیجه دهد. بر این اساس، ماتریس اطلاعات از طریق ترکیب ساده در حالت متوازن، تنظیم می‌شود. برای سادگی می‌توان مدل را به شکل زیر خلاصه نمود[۲۸]:

1- Cross Section Data
2- Econometrics
3- Balanced Panel

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ . \\ . \\ . \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ . \\ . \\ . \\ x_n \end{bmatrix} \alpha + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ . \\ . \\ . \\ u_n \end{bmatrix}$$

در اینجا y مشاهدات ترکیبی وابسته برای صنایع مختلف بورس سهام در سال‌های مورد نظر و x مجموعه متغیرهای توضیحی مدل شامل عرض از مبدأ، شاخص تمرکز بازار، اندازه صنعت، نسبت ارزش دفتری بر ارزش بازار، بازده سهام یک دوره قبل، نسبت اهرمی، بتای پرتفوی سهام در طی دوره مورد بررسی است.

به دلیل اینکه روش داده‌های تابلویی، ترکیبی از داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی می‌باشد، مشکلات مربوط به وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در مدل پیش می‌آید[۵]. در مورد مشکلات مربوط به وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در مدل داده‌های تابلویی بایستی گفت که اصولاً خودهمبستگی مشکل مربوط به داده‌های سری زمانی و ناهمسانی واریانس مشکل خاص داده‌های مقطعی است که این مشکلات در داده‌های تلفیقی پیچیده‌تر می‌شوند. در یک تقسیم‌بندی کلی می‌توان گفت هنگامی که سری زمانی مورد مطالعه طولانی و واحدهای مقطعی محدود باشد، بایستی به مشکل خودهمبستگی بیشتر توجه داشت و در شرایطی که سری زمانی دوره مطالعه محدود و واحدهای مقطعی متعدد باشد، احتمال بیشتری در وجود ناهمسانی واریانس بین گروهی وجود خواهد داشت[۲۸].

در این پژوهش، از آنجا که سری زمانی دوره مورد بررسی کوتاه است و نیز صنایع زیادی در هر سال مورد نظر هستند، انجام آزمون برای اطمینان از عدم وجود ناهمسانی واریانس الزامی است. در این شرایط معمولاً وجود ناهمسانی واریانس بین شرکتها یا بین صنایع مطرح می‌باشد.

معرفی الگو

برای بررسی اثر متغیرهای توضیحی (ریسک سیستماتیک، تمرکز بازار، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، بازده یک دوره قبل و اهرم مالی) بر بازده سالانه سهام از روش‌شناسی فاما ـ مکبث[۲۷] و هو و رابینسون[۳۰] استفاده شده است:

$$R_t^j = \alpha_t + \sum_{n=1}^{N} \lambda_{nt} X_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

که در آن X_{jt} میانگین مشخصه‌های صنعت (نظیر نسبت تمرکز صنعتی) در رگرسیون مقطعی خواهد بود.

بر این اساس، مدل رگرسیون پانل دیتای مورد کاربرد به شرح زیر خواهد بود:

$$R_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 H(Sale)_{jt} + \alpha_2 \ln(ME)_{jt} + \alpha_3 \ln(BE/ME)_{jt} + \alpha_4 R_{jt-1} + \alpha_5 L_{jt} + \alpha_6 \beta_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

که در آن:

R_{jt} : بازده سهام

$H(Sale)_{jt}$: شاخص تمرکز هرفیندال بر حسب فروش صنعت j در دوره t

$Ln(ME)_{jt}$: اندازه صنعت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار صنعت j در دوره t)

$Ln(BE/ME)_{jt}$: نسبت لگاریتم طبیعی ارزش دفتری به ارزش بازاری صنعت j در دوره t

R_{jt-1} : بازده سهام صنعت j در دوره t-1

L_jt : اهرم مالی صنعت j در دوره t

β_{jt} : ریسک سیستماتیک پورتفوی صنعت j در دوره t

α_0 : مقدار ثابت یا عرض از مبدأ

α_1، α_2، α_3، α_4، α_5 و α_6: ضرایب متغیرهای الگو

ε_{jt} : خطای اندازه‌گیری است.

در معادله فوق، اندیس‌های j و t، به ترتیب معرّف مقاطع (صنعت) و سال می‌باشد.

آزمون‌ها و یافته‌های پژوهش

آزمون اول؛ آزمون هم‌خطی[1] بین متغیرهای تحقیق

در این قسمت، به منظور اطمینان از وجود اثرات مشترک متغیرها بر روی همدیگر و یا به عبارت دیگر اطمینان از عدم وجود هم‌خطی بین متغیرها، استفاده از شاخص عامل تورم واریانس[2] اقدام گردید. نتایج حاصل از مقدار عددی ضرایب VIF کوچکتر از عدد ۵ بوده و از این رو وجود هم‌خطی بین متغیرها دیده نشد. جدول (۳) مقادیر شاخص تورم واریانس را برای متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد:

جدول ۳. بررسی هم‌خطی متغیرهای مدل

مدل	ضرایب غیراستاندارد		ضرایب استاندارد شده	آماره t	سطح معنی‌داری	آماره هم‌خطی	
	ضریب B	انحراف استاندارد	ضریب B		sig	تلورانس	VIF
مقدار ثابت	۰/۶۸۷	۰/۷۹۳		۰/۸۶۶	۰/۳۸۷		
H(S)	۰/۸۱۹	۰/۲۶۱	۰/۲۷۸	۳/۱۳۷	۰/۰۰۲	۰/۵۲۶	۱/۸۹۹
Ln(ME)	-۰/۰۳۷	۰/۰۲۸	-۰/۱۲۲	-۱/۳۰۷	۰/۱۹۳	۰/۴۷۲	۲/۱۱۷
Ln(BE/ME)	-۰/۱۸۱	۰/۰۵۳	-۰/۳۹۹	-۳/۴۳۷	۰/۰۰۱	۰/۳۰۸	۳/۲۵۰
R_{t-1}	-۰/۰۳۹	۰/۰۷۱	-۰/۰۳۹	-۰/۵۵۰	۰/۵۸۳	۰/۸۲۷	۱/۲۱۰
L	-۰/۱۱۶	۰/۲۵۸	-۰/۰۳۰	-۰/۴۴۸	۰/۶۵۵	۰/۹۰۶	۱/۱۰۳
β	۰/۱۰۱	۰/۰۳۱	۰/۲۲۲	۳/۲۹۱	۰/۰۰۱	۰/۹۱۱	۱/۰۹۸

آزمون دوم؛ آزمون مانائی (ایستایی) متغیرها

در تحقیقات همواره چنین فرض شده است که سری زمانی[3]، مانا[4] است؛ اصولاً یک متغیر سری زمانی وقتی مانااست که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر این حالت وجود نداشته باشد، آزمون‌های متعارفی که اساس آن‌ها بر پایه T، F، خی‌دو (X^2) و آزمون‌های مشابه بنا شده است، مورد تردید قرار می‌گیرد. از طرفی، اگر متغیرهای سری‌های زمانی مانا نباشند،

1- Colinearity
2- Variance inflation factor (VIF)
3- Time Series
4- Stationary

ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب[1] بروز کند. در این‌گونه رگرسیون‌ها، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطهٔ مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، ضریب تعیین (R^2) به‌دست آمده آن ممکن است بسیار بالا باشد و موجب شود که محقق به استنباط‌های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانیده شود.

آزمون‌های متعددی همچون آزمون دیکی ـ فولر[2] (DF)، دیکی ـ فولر افزوده شده (ADF) و فیلیپس ـ پرون (P-P) جهت بررسی مانایی وجود دارد. ما در اینجا با استفاده از آزمون دیکی فولر افزوده شده به این امر اقدام خواهیم نمود. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای مورد نظر تحقیق در سطح قابل قبولی (۹۹ درصد اطمینان) مانا می‌باشند و بدین ترتیب مشکلی از این بابت وجود ندارد.

آزمون سوم؛ آزمون معنی‌دار بودن گروه صنایع منتخب

اگر علاقه‌مند باشیم اثر گروهها و یا صنایع مختلف را مورد بررسی قرار دهیم باید فرضیه‌ای را آزمون کنیم که در آن کلیه ضرایب ثابت برآورد با یکدیگر برابر هستند. بدین ترتیب می‌توان مشخص نمود که آیا روش داده‌های تابلویی جهت برآورد تابع مورد نظر کارآمدتر خواهد بود یا خیر. بدین منظور از آماره F لیمر[3] استفاده می‌شود:

$$F(n-1, nT-n-k) = \frac{(R_u^{\,2} - R_p^{\,2})/(n-1)}{(1-R_u^{\,2})/(nT-n-k)}$$

که در این تابع n تعداد صنایع، T طول دوره مورد نظر و k تعداد پارامترها می‌باشد. علامت u نشان دهنده‌ی مدل محدود نشده و علامت p نشان دهنده مدل تلفیقی[4] می‌باشد.

آماره محاسبه شده از این آزمون برابر است با:

$$F = \frac{(0/435 - 0/231)/30}{(1-0/435)/180} = 2/166$$

1- Recursive Regression
2- Dickey-Fuller
3- Leamer
4- Pooling

F جدول به ازای این مقدار درجه آزادی برابر ۱/۶۲ می‌باشد. لذا مقدار F محاسبه شده از F جدول بزرگتر است در نتیجه فرضیه H_0 رد شده و اثرات گروه صنایع پذیرفته می‌شود و می‌بایستی عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. در نتیجه می‌توان از روش داده‌های تابلویی جهت برآورد استفاده نمود.

آزمون چهارم؛ آزمون انتخاب بین اثرات ثابت[1] و تصادفی[2]

به منظور این‌که مشخص گردد که کدام روش (اثرات ثابت یا اثر تصادفی) جهت برآورد مناسب‌تر است از آزمون هاسمن[3] استفاده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون هاسمن بدین صورت می باشد:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = \alpha_s \\ H_1 : \alpha \neq \alpha_s \end{cases}$$

فرضیه صفر به این معنی است که ارتباطی بین جزء اخلال مربوط به عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آنها از یکدیگر مستقل هستند. در حالی که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلال مورد نظر و متغیر توضیحی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می‌شویم. بنابراین بهتر است در صورت پذیرفته شدن H_1 (رد H_0) از روش اثرات ثابت استفاده کنیم. تحت فرضیه H_0، اثرات ثابت و اثرات تصادفی هر دو سازگار هستند ولی روش اثرات ثابت ناکارا است.

لذا به طور خلاصه فرضیه صفر در آزمون هاسمن، توصیه به استفاده از روش تصادفی و فرضیه یک، استفاده از روش اثرات ثابت دارد. با توجه به رد فرض صفر، از روش اثر ثابت برای برآورد استفاده می‌شود و تفاوت‌های صنایع به صورت ثابت می‌باشد. روش اثرات ثابت بر این فرض استوار است که اختلاف بین واحدهای مقطعی را می‌توان به صورت تفاوت عرض از مبدأها نشان داد.

آماره محاسبه شده از این آزمون برابر ۱۷/۸۱۷ می باشد. با توجه به این‌که مقدار آماره خی دو جدول با درجه آزادی ۶ در ازاء سه سطح اطمینان α=۰/۰۱، α=۰/۰۵

1- Fixed Effect
2- Random Effect
3- Hausman Test

و α=۰/۱۰ به ترتیب برابر ۱۶/۸۱، ۱۲/۵۹ و ۱۰/۶۴۵ می‌باشد لذا مقدار حساب شده از مقدار خی‌دو در جدول بزرگتر بوده و بنابراین فرضیه H_0 رد می‌شود. از این‌رو اثرات تصادفی ناسازگار بوده و بایستی جهت برآورد از روش اثرات ثابت استفاده کنیم.

آزمون پنجم؛ آزمون ناهمسانی واریانس

برای آزمون وجود ناهمسانی واریانس بین گروهی، آماره‌هایی ارایه شده است که از جمله آن، آزمون ضریب لاگرانژ (LM)[1] است. این آماره پس از انجام OLS کلی روی مدل مورد نظر، با استفاده از داده‌های تلفیقی قابل محاسبه خواهد بود.

$$LM = \frac{T}{2}\sum_i (\frac{S_i^{\ 2}}{S^2} - 1)^2 \square X^{\ 2}_{(n-1)}$$

که در آن T تعداد سال‌های سری زمانی، S_2 واریانس حاصل از برآورد کلی مدل و S_i^2 واریانس در تک تک صنایع می‌باشد. آماره LM به‌طور مجانبی، دارای توزیع «خی دو» با درجه آزادی (n-1) واحد مقطعی خواهد بود. مقدار آماره محاسبه شده ۸۱/۵۱۲ می‌باشد. آماره خی‌دو جدول $X^2_{(۳۰)}$ در ازاء هر سه سطح اطمینان (یک، پنج و ده درصد) به ترتیب برابر با ۵۲/۱۹، ۴۴/۹۶ و ۴۱/۴۲ می‌باشد و بدین ترتیب از آنجا که خی‌دو محاسبه شده بزرگتر از خی‌دو جدول است، لذا مشکل ناهمسانی واریانس مشهود بوده و برای رفع آن بایستی به جای روش OLS از روش GLS استفاده نمود.

مدل تحلیلی تحقیق با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[2] (GLS)، اثرات ثابت روش پانل دیتا برآورد گردیده است که نتیجه به شرح جدول (۴) می‌باشد. به‌طور خلاصه از میان فرضیات اول تا ششم این تحقیق، فرضیه‌های (۱)، (۲)، (۳) و (۶) تأیید گردیده و تنها ضرایب مربوط به متغیرهای بازده سال گذشته و نسبت اهرمی است که از نظر آماری تأیید نمی‌شوند.

1- Lagrangian Multiplier (LM)
2- Generalized Least Square

جدول ٤. نتایج برازش مدل پانل دیتا با اثرات ثابت به روش GLS از سال ۱۳۸۰ لغایت ۱۳۸٦

نام متغیر	توضیح متغیر	ضرایب	خطای معیار	نسبت t	سطح معنی‌داری
C	عرض از مبدأ	٤/۰۹٥	۱/٦۲٦	۲/٥۱۷	۰/۰۱۲
H(S)	شاخص تمرکز بازار	۱/۲٤۷	۰/٥۲٦	۲/۳٦۹	۰/۰۱۸
Ln(ME)	ارزش بازار صنعت	-۰/۳٥۲	۰/۱۳٦	-۲/٥۷۷	۰/۰۱۰
Ln(BE/ME)	نسبت ارزش دفتری به بازار	-۰/٤٥۳	۰/۱٦۸	-۲/٦۸٥	۰/۰۰۷
R_{t-1}	بازده سهام یک دوره قبل	-۰/۰۹٤	۰/۰۷۲	-۱/۳۰۸	۰/۱۹۲
L	اهرم مالی	-۰/٦۲٥	۰/٤٤۹	-۱/۳۹۰	۰/۱٦٦
β	بتای پورتفوی صنعت	۰/۱۱۸	۰/۰۳۲	۳/٦۳۹	۰/۰۰۰

Un weighted Statistic		Weighted Statistic		
R^2=0.231	D.W=2.19	R^2=0.435	F=106.542	D.W=2.06

براساس جدول (۴) و آماره t به‌دست آمده، ضرایب دو متغیر Ln(BE/ME) و β در سطح ۹۹ درصد اطمینان معنی‌دار و مخالف صفر می‌باشد. به‌علاوه ضرایب عرض از مبدأ (C) مشترک، H(S) و Ln(ME) نیز در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار و مخالف صفر است و تنها دو متغیر R_{t-1} و L است که ضرایب آنها از نظر آماری معنی‌دار نگردیده است.

برای آزمون معنی‌داری کل مدل رگرسیون از آزمون دیگری به نام «آزمون والد[1]» استفاده می‌کنیم. در آزمون والد آماره F و X^2 به ترتیب برابر ۱۶/۳۳۷ و ۱۱۴/۳٦۱ می‌باشد. در سطح معنی‌داری یک درصد (۱٪) مقدار آماره $F_{(۲۱۷,۶)}$ و $X^2_{(۶)}$ جدول به ترتیب برابر ۲/۱۰ و ۱۶/۸۱۲ می‌باشد. بنابراین مطابق هر دو آماره، فرض H_1 مبنی بر غیر صفر بودن حداقل یکی از ضرایب را نمی‌توان رد نمود. لذا متغیرهای الگو به‌طور مشترک در توضیح رفتار و علت تغییرات متغیر وابسته (بازدهی سهام) نقش مهمی داشته و رگرسیون کلی معنی‌دار و قابل دفاع است. مقدار ضریب تعیین (R^2) برابر ۰/۴۳۵ می‌باشد. مقدار آماره دوربین واتسون (DW) نیز نزدیک عدد ۲ بوده و لذا نشان از عدم وجود همبستگی پیاپی مدل است.

1- Wald Test

جدول ۵. آثار ثابت مقطعی به تفکیک صنایع

Fixed Effect (cross)	آثار ثابت مقطعی صنایع	ضرایب	Fixed Effect (cross)	آثار ثابت مقطعی صنایع	ضرایب
1-C	غیرآهنی	-۰/۰۳۰	17-C	الکتروموتور	-۰/۰٤٥
2-C	تولید خودرو	۰/٦۰٤	18-C	انواع شیشه	-۰/۰۹٤
3-C	قطعات خودرو	۰/۲۱۰	19-C	فرآورده‌های نسوز	-۰/٤٤۳
4-C	عایق‌ها	-۰/۳۰٥	20-C	محصولات سیمانی	۰/۰٦٥
5-C	تولیدات فلزی	۰/٤۱۰	21-C	سیمان و گچ	۰/٥۷۹
6-C	کاشی و سرامیک	۰/۱۰۹	22-C	دوده صنعتی	-۰/۰٤۱
7-C	انواع بالابر	۰/۰۰٦	23-C	محصولات شیمیایی	۰/۱۱۳
8-C	ماشین‌آلات کشاورزی	۰/۲٦٤	24-C	آبمیوه و غیر گوشتی	-۰/۱٦٤
9-C	رنگ و رزین	۰/٤۲۱	25-C	روغن خوراکی	۰/۲٤۷
10-C	لبنیات	-۰/۱۳۰	26-C	نورد و ریخته‌گری	۰/۲۰۷
11-C	بیسکویت	۰/۰۱۱	27-C	تایر و تیوپ	۰/۰٦۱
12-C	تهویه	-۰/٤۲٤	28-C	محصولات پلاستیکی	-۰/۰۷۲
13-C	استخراج سایر معادن	-۰/٤٦۱	29-C	لوازم برقی خانگی	۰/۲٤۰
14-C	تاسیسات برق	-۰/٥٤۹	30-C	تجهیزات صنعتی	-۰/۰٦٥
15-C	محصولات نفتی	-۰/۲۲۳	31-C	محصولات فلزی	-۰/۰٥٦
16-C	مواد و محصولات دارویی	۰/۳۹٦			

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در فرضیه اول این تحقیق، نقش شاخص تمرکز صنعتی در توضیح بازده سهام در فاصله زمانی ۱۳۸۰ لغایت ۱۳۸۶ بررسی شد. نتایج آماری تحقیق حاکی از آن است که ارتباط مستقیم بین شاخص هرفیندال (H) با بازده سهام وجود دارد که در سطح خطای کم‌تر از ۵٪ معنی‌دار می‌باشد. ضریب رگرسیونی به دست آمده با استفاده از روش پانل دیتا، ارتباط بین شاخص تمرکز هرفیندال با بازده سهام را مستقیم و برابر با مقدار ۱/۲۴۷ نشان می‌دهد که در بین متغیرهای توضیحی دیگر الگوی تحقیق، بیشترین ضریب تأثیر را بر بازده سهام دارد. تأیید وجود رابطه مستقیم بین تمرکز و بازده، با نتایج تحقیق «هو و رابینسون» هماهنگ نیست؛ چرا که طبق یافته‌های این دو، بین تمرکز بازار و متوسط بازده سهام رابطه معکوسی وجود دارد. از علل این

نتیجه، سهم کوچک بازار سهام تهران در اقتصاد ملی و وجود تمرکز و انحصار نسبتاً بالا در اغلب صنایع کشور، که عمدتاً ناشی از مدیریت دولتی و محدودیت بازار آن‌ها است را می‌توان برشمرد. برخی از مطالعات اخیر در سنجش سطح و میزان تمرکز در صنایع و بازارها، وجود محدودیت در اندازه‌گیری درجه تمرکز صنعتی با استفاده از پایگاه‌های داده مختلف در آمریکا را، تأیید نموده است[۱]. از این رو، تحقیق حاضر نیز با توجه به ضعف یا نبود پایگاه داده‌های مالی مشابه در ایران، از مشکلات عملی اندازه‌گیری دقیق شاخص تمرکز هرفیندال ـ هیرشمن برای صنایع کشور در امان نبوده است.

نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق نشان‌دهنده آن است اندازه صنعت بر بازده سهام صنعت تأثیر دارد. از این رو فرض وجود رابطه بین اندازه و بازده سهام پرتفوی صنعت در سطح اطمینان ۹۹٪ مورد تأیید قرار می‌گیرد. ضریب رگرسیونی متغیر اندازه صنعت برای توضیح بازده برابر با مقدار ۰/۳۵۲- می‌باشد. تأیید وجود رابطه معنی‌دار و معکوس در این فرضیه، منطبق با پژوهش هو و رابینسون و مطالعات قبلی در حوزه مالی پیرامون اثر اندازه بر بازده سهام می‌باشد.

در فرضیه سوم نیز همانند فرضیه‌های قبل، تأثیر معنی‌دار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام مورد تأیید قرار گرفت. بر خلاف انتظار ضریب رگرسیونی به دست آمده در این پژوهش، برابر با مقدار ۰/۴۵۳- می‌باشد که با ۹۹٪ اطمینان، نشان‌دهنده رابطه معکوس بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده سهام در سطح صنعت می‌باشد. بنابراین جهت این رابطه، در تناقض با یافته‌های هو و رابینسون و مطالعات فاما و فرنچ و سایر تحقیقات گزارش‌شده در ادبیات مالی می‌باشد. البته در بعضی از تحقیقات، رابطه عکس بین این دو عامل گزارش شده است[۲].

در فرضیه چهارم، بررسی‌های به عمل آمده توسط روش داده‌های تابلویی مبیّن آن است که بازده سهام یک سال قبل تأثیر معنی‌داری بر پیش‌بینی بازده سهام ندارد. از این رو فرض وجود اثر مومنتوم در تبیین بازده سهام با اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود.

۱ـ نگاه کنید به منبع شماره ۱۸

۲ـ نگاه کنید به منبع شماره ۱۳

نتایج آزمون فرضیه پنجم حاکی از آن است که بین متغیر مستقل اهرم مالی (نسبت بدهی بر دارایی) با بازده سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد و در سطح اطمینان ۹۵٪، شواهدی دال بر تأیید تأثیر متغیر اهرم مالی بر بازده سهام در سطح کل صنایع بورس، به دست نیامد.

در مورد فرضیه ششم، با سطح اطمینان ۹۹٪ شاهد تأثیر مثبت و معنی‌دار ریسک سیستماتیک پورتفوی صنعت بر بازده سالانه سهام آن هستیم. ضریب رگرسیونی به دست آمده‌ی ۰/۱۱۸ نشان‌دهنده این مطلب است که در دوره تحقیق، بازده سهام صنایع در حد ضعیفی تحت تأثیر ریسک سیستماتیک (بتا) بوده‌اند.

با توجه به مدل اثرات ثابت در بررسی ضرایب به دست آمده، تفاوت‌های ساختاری که ناشی از تفاوت در بنیان‌های فنی و اقتصادی و... در بین صنایع مختلف بورس می‌باشد، در عرض از مبدأهای متمایز نمود پیدا کرده‌اند. جدول (۵) این اثرات ثابت را به تفکیک صنایع بیان می‌کند. آشکار است اختلاف بین عرض از مبدأها زیاد بوده و فاصله‌ای بین ۰/۶۰۴ و ۰/۵۴۹- را به خود اختصاص داده‌اند که به بیان بهتر، نشان می‌دهد بین ۳۱ صنعت انتخاب شده، تفاوت‌های ساختاری زیاد وجود دارد.

در مجموع چنین می‌توان گفت که متغیرهای مستقل الگو در کنار مقدار ثابت، به طور تقریبی ۴۴ درصد تغییرات بازدهی سهام را در سطح صنایع بورسی توضیح می‌دهند و نشان‌دهنده آن است که مدل، برازشِ نسبتاً خوبی دارد. با توجه به معنی‌دار بودن رابطه بین متغیرهای شاخص تمرکز بازار، اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار و بتا با بازده سهام پورتفوی صنعت، به نظر می‌رسد مدل متشکل از ۴ متغیر فوق‌الذکر، مدل مناسبی برای تشریح بازده سهام در بین گروه‌های صنعتی بورس اوراق بهادار تهران باشد. همچنین، نتایج این تحقیق بر متفاوت بودن محیط سرمایه‌گذاری در بازارهای نوظهور و نگرش سرمایه‌گذاران فعال در بورس اوراق بهادار تهران بر روابط ریسک و بازده، صحه گذاشت.

منابع و مآخذ

۱. احمدیان، مجید (۱۳۸۴)؛ «**اقتصاد صنعتی؛ با رویکرد نوین**»، انتشارات جهاد دانشگاهی، دانشگاه تهران، چاپ اول، ص ۱۵۹.

۲. باقرزاده، سعید (۱۳۸۴)؛ «**عوامل مؤثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران**»، مجله تحقیقات مالی دانشگاه تهران، سال هفتم، شماره ۱۹ بهار و تابستان، ص‌ص ۶۴-۲۵.

۳. بخشی، لطفعلی (۱۳۸۲)؛ «**اندازه‌گیری تمرکز در صنعت سیمان ایران**»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۶ بهار، ص ۸۴.

۴. پارکر، جرج (۱۳۷۸)؛ «**مدیریت ریسک، ابعاد مدیریت ریسک، تعریف و کاربرد آن در سازمان‌های مالی**»، ترجمه دکتر علی پارسائیان، فصلنامه تحقیقات مالی، دانشگاه تهران، سال چهارم، شماره ۱۳ و ۱۴ بهار و تابستان، ص‌ص ۱۲۷ و ۱۲۶.

۵. توکلی، اکبر (۱۳۷۸)؛ «**اقتصادسنجی کاربردی**»، انتشارات مانی، اصفهان، چاپ اول، ص ۴۱۴.

۶. ثقفی، علی و محمدجواد سلیمی (۱۳۸۴)؛ «**متغیرهای بنیادی حسابداری و بازده سهام**»، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، شماره ۴۳ تابستان، ص‌ص ۶۳، ۶۲ ، ۶۱.

۷. جلال‌آبادی، اسدالله و فاطمه میرجلیلی (۱۳۸۶)؛ «**انحصار و تمرکز در صنایع ایران؛ مطالعه موردی برخی از صنایع ۱۳۸٤-۱۳۷۹**»، دوفصلنامه جستارهای اقتصادی، سال چهارم، شماره ۷ بهار و تابستان، ص‌ص ۲۱۲ و ۲۱۱، ۲۱۰، ۲۰۷.

۸. جلالی نائینی، سید احمدرضا و حسن قالیباف اصل (۱۳۸۲)؛ «**بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام در ایران**»، مجله تحقیقات مالی دانشگاه تهران، سال پنجم، شماره ۱۵ بهار و تابستان، ص ۱۳.

۹. خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۵)؛ «**ساختار و عملکرد بازار: نظریه و کاربرد آن در بخش صنعت ایران**»، موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، تهران، چاپ دوم، ص‌ص ۹۳-۹۱.

۱۰. خواجوی، شکرالله و امین ناظمی (۱۳۸۴)؛ «**بررسی ارتباط بین کیفیت سود و بازده سهام با تأکید بر نقش ارقام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران**»، مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال دوازدهم، شماره ۴۰ تابستان، ص ۳۸.

۱۱. راعی، رضا و احمد تلنگی (۱۳۸۳)؛ «**مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته**»، انتشارات سمت، تهران، چاپ اول، ص‌ص ۳۱۳، ۲۴۲، ۱۲۷، ۱۱۵، ۱۰۶.

۱۲. فدایی‌نژاد، محمداسماعیل و محسن صادقی (۱۳۸۵)؛ «**بررسی سودمندی استراتژی‌های مومنتوم و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران**»، مجله پیام مدیریت، شماره ۱۸ و ۱۷، ص‌ص ۱۰ و ۹.

۱۳. قائمی، محمد حسین و سعید طوسی (۱۳۸۵)؛ «**بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام عادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**»، مجله پیام مدیریت، شماره ۱۸ و ۱۷، ص‌ص ۱۷۵-۱۵۹.

۱۴. کی.رایلی، فرانک و کیت سی.براون (۱۳۸۶)؛ «**تجزیه و تحلیل سرمایه‌گذاری و مدیریت سبد اوراق بهادار**»، ترجمه و اقتباس دکتر غلامرضا اسلامی بیدگلی و دیگران، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، چاپ دوم، ص‌ص ۱۷۷ و ۳۶.

۱۵. کیمیاگری، علی‌محمد، غلامرضا اسلامی بیدگلی و مهدی اسکندری (۱۳۸۶)؛ «**بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران بر اساس مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ**»، مجله تحقیقات مالی دانشگاه تهران، دوره ۹، شماره ۲۳ تابستان، ص‌ص ۶۴.

۱۶. مهرانی، ساسان و کاوه مهرانی (۱۳۸۲)؛ «**رابطه بین نسبت‌های سودآوری و بازده سهام در بازار بورس تهران**»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، مجله دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، سال دهم، شماره ۳۳، ص ۹۴.

۱۷. نِوو، ریموند پی (۱۳۸۴)؛ «**مدیریت مالی**»، ترجمه و اقتباس جهانخانی و پارسائیان، انتشارات سمت، تهران، چاپ دهم، ص‌ص ۳۵۰ و ۴۷.

18. Ali, Ashiq & Sandy Klasa & Eric Yeung (2008); **"The Limitations of Industry Concentration Measures Constructed with Compustat Data: Implications for Finance Research"**, Working Paper, Electronic copy available at: http://ssrn.com/abstract=926269.
19. Bain, Joe (1954); **"Economies of scale, concentration and the condition of entry in twenty manufacturing industries"**, American Economic Review, 44, 15–39.
20. Ball, R. (1978); **"Anomalies in Relationships between Securities' Yields and Yields- Surrogates"**, Journal of Financial Economics, 6, 103- 126.
21. Baltagi, Badi. H, (2005); **"Econometric Analysis of Panel Data"**, 3d Ed, John Wiley & Sons, Ltd.

22. Banz, R. W. (1981); **"The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks"**, Journal of Financial Economics, 9, 3- 18.
23. Basu, S (1977); **"Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earning Ratio"**, Journal of Financial Economics, 32, 663- 682.
24. Basu, S (1983); **"The Relationship between Earning Yield, Market Value, and Return for NYSE Common Stock: Further Evidence"**, Journal of Financial Economics, 12, 129- 156.
25. Bhandari, L. C (1988); **"Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence"**, Journal of Finance, 43, 507-528.
26. Fama, Eugene F., & Kenneth R. French (1992); **"The cross-section of expected stock returns"**, Journal of Finance, 47, 427-465.
27. Fama, Eugene F., & James MacBeth (1973); **"Risk, return, and equilibrium: empirical tests"**, Journal of Political Economy, 81, 607–636.
28. Greene, William, H. (1993); **"Econometric Analysis"**, Macmillan.
29. Grinblatt,M. & Titman, S. (1989); **"Mutual fund performance: an analysis of quarterly portfolio holdings"**, Journal of Business, 62, 394-415.
30. Hou, Kewei & David T. Robinson (2006); **"Industry Concentration and Average Stock Returns"**, Journal of Finance, VOL. LXI, NO. 4, PP. 1927-1956.
31. Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993); **"Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency"**, Journal of Finance 48, 65–91.
32. Jegadeesh, N. & Titman, S. (1995); **"Overreaction, delayed reaction, and contrarian profits"**, Review of Financial Studies, 8, 973.
33. Lev, B. (1974); "**Financial Statement Analysis: A New Approach"**, First Edition, New Jersey, Englewood Cliffs: Prentice Hall.
34. Reinganum, M. R. (1981); **"Misspecification of Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values"**, Journal of Financial Economics, 9, 19-46.
35. Rosenberg, B. & Reid, K. & Lanstien, R (1985); **"Persuasive Evidence of Market Inefficiency"**, Journal of Portfolio Management, 11, 9-17.
36. Schumpeter, Joseph (1912); **"The Theory of Economic Development"**, (Harvard University Press, Cambridge, Mass).
37. Stattman, D. (1980); **"Book Values and Stock Returns"**, The Chicago MBA: A Journal of Selected Paper.