مدلسازی ریسک و مهندسی مالی
Journal of Risk Modeling and Financial Engineering
دانشگاه خاتم
دورهٔ ۱، شمارهٔ ۲
زمستان ۱۳۹۵
ص. ۱۴۵-۱۶۵

نسبت‌های ارزش‌گذاری و قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ بازار؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

سید مهدی برکچیان[۱]، لیلا نصیری[۲]، علی ابراهیم‌نژاد[۳]

چکیده: در این پژوهش، قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ بورس اوراق بهادار تهران از طریق نسبت‌های ارزش‌گذاری در افق‌های زمانی مختلف بررسی می‌شود. برای این منظور، بر اساس روش تفکیک کمپل-شیلر، توانایی چهار متغیر بازدهٔ سود تقسیمی، نسبت سود تقسیمی به قیمت، نسبت قیمت به سود و نسبت پرداخت سود تقسیمی در پیش‌بینی بازار اندازه‌گیری شده است. از میان متغیرهای مورد بررسی، سه متغیر اول قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ بازار را دارند در حالی که متغیر نسبت پرداخت سود تقسیمی‌توانایی پیش‌بینی بازار را ندارد. از نظر افق پیش‌بینی، نتایج نشان می‌دهد که نسبت‌های ارزش‌گذاری، توانایی پیش‌بینی بازده در افق کوتاه‌مدت را ندارند، اما با افزایش افق بازدهی، توان پیش‌بینی در داخل و خارج نمونه افزایش می‌یابد. همچنین، قابلیت پیش‌بینی در دوره‌های زمانی مختلف متغیر است و در برخی سال‌ها بالاتر از سایر دوره‌ها است.

واژه‌های کلیدی: بوت‌استرپ، تفکیک کمپل – شیلر، قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ سهام، نسبت‌های ارزش‌گذاری.

JEL: G12, G14, G15

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران
۲. کارشناسی ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران
۳. دکترای مالی، بوستون کالج، بوستون، امریکا

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۰۷ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۱۶**

نویسندهٔ مسئول: لیلا نصیری **E-mail: l.nasiri@imps.ac.ir**

نحوهٔ استناد به این مقاله: برکچیان، س. م.، نصیری، ل.، و ابراهیم‌نژاد، ع. (۱۳۹۵). نسبت‌های ارزش‌گذاری و قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ بازار (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران). فصلنامهٔ مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۱(۲)، ۱۴۵-۱۶۵.

مقدمه

فرضیهٔ کارایی بازارها به عنوان یکی از بنیادی‌ترین مفاهیم حوزهٔ مالی، در سه فرم ضعیف، نیمه قوی و قوی مطرح می‌شود. در فرم ضعیف کارایی بازار، تغییرات گذشتهٔ قیمت قدرت پیش‌بینی بازدهٔ آینده را ندارند. در مقابل، فرم‌های نیمه قوی و قوی به ترتیب، سرعت انعکاس اطلاعات منتشرشده در قیمت‌ها و قابلیت پیش‌بینی قیمت‌ها بر اساس اطلاعات افشا نشده را مطرح می کنند (فاما، ۱۹۷۰). علاوه بر آن، فاما (۱۹۹۱) فرم ضعیف کارایی بازار را علاوه بر پیش‌بینی بازده با استفاده از بازده‌های گذشته، شامل پیش‌بینی بازده با استفاده از متغیرهایی مانند بازدهٔ سود تقسیمی و نرخ بهره می‌داند.

بررسی قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ سهام برای پژوهشگران و فعالان حوزهٔ مالی موضوع بااهمیتی است. پژوهشگران حوزهٔ مالی توجه زیادی به پیش‌بینی بازدهٔ سهام دارند، زیرا همان‌گونه که گفته شد قابل پیش‌بینی بودن بازدهٔ سهام نقش مهمی در آزمون کارایی بازار دارد. همچنین، درک ماهیت پیش‌بینی‌پذیری بازده به پژوهشگران کمک می‌کند تا مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی واقعی‌تری ارائه کنند که یافته‌های تجربی را بهتر توضیح می‌دهد (راپاچ و ژو، ۲۰۱۳). فعالان حوزهٔ مالی برای تخصیص بهینهٔ دارایی‌ها به پیش‌بینی بلادرنگ[1] از بازدهٔ سهام نیاز دارند و این پیش‌بینی عملکرد سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد. به علاوه، نسبت‌های ارزش‌گذاری همواره توسط تحلیل‌گران بازار به عنوان یکی از عوامل مهم پیش‌بینی‌کنندهٔ بازده آتی بازار مورد توجه بوده است. به عنوان مثال، در بورس اوراق بهادار تهران، همواره نسبت قیمت به سود[2] در تحلیل‌های منتشرشده توسط تحلیل‌گران بازار مورد توجه بوده و برای پیش‌بینی بازار مورد استفاده قرار گرفته است.

یکی از بحث‌برانگیزترین حوزه‌های پژوهشی مرتبط با کارایی بازارها در دهه‌های گذشته، رفتار برخی نسبت‌های ارزش‌گذاری بازار سهام بوده که مهم‌ترین آن‌ها بازدهٔ سود تقسیمی[3] است. در بازاری که معامله‌گران عقلایی[4] وجود دارند انتظار می‌رود صورت و مخرج کسر بازدهٔ سود تقسیمی که به ترتیب میزان سود تقسیمی توسط شرکت‌ها و قیمت سهام آن‌ها هستند، دارای یک رابطهٔ منطقی با یکدیگر باشند. این رابطهٔ منطقی را می‌توان از مدل سودهای تقسیمی تنزیل شده[5] نتیجه گرفت که در آن قیمت سهام برابر با خالص ارزش کنونی سودهای تقسیمی آتی

---

1. Real-Time
2. Price/Earnings
3. Dividend Yield
4. Rational
5. Discounted Dividend Model (DDM)

است. کمپل و شیلر (۱۹۹۸) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که ارتباط قیمت و سود تقسیمی با یکدیگر ایجاب می‌کند نسبت این دو یا همان بازدهٔ سود تقسیمی به سمت صفر یا بی‌نهایت حرکت نکند و در یک دامنهٔ محدود نوسان نماید، آن‌ها نشان دادند که در سال ۱۹۹۷ در بازار بورس امریکا نسبت بازدهٔ سود تقسیمی بسیار کوچک بوده است و بر این اساس، پیش بینی کردند که قیمت سهام در آینده افت خواهد کرد که بعدها با سقوط بورس امریکا در سال ۲۰۰۰ این پیش بینی به وقوع پیوست.

سؤال این است که در دوره‌هایی که نسبت سود تقسیمی به قیمت سهام افزایش (یا کاهش) قابل توجهی یافته است، آیا برای بازگرداندن آن نسبت به دامنهٔ یاد شده، صورت کسر (سود تقسیمی) کاهش خواهد یافت یا مخرج کسر (قیمت سهام) افزایش می‌یابد. به زبان دیگر، آیا به دنبال افزایش بازدهٔ سود تقسیمی، پیش‌بینی می‌شود سود تقسیمی کاهش یابد یا قیمت سهام افزایش یابد. بدیهی است اگر بازدهٔ سود تقسیمی بتواند قیمت سهام را پیش‌بینی کند، با فرضیهٔ کارایی بازارها در تناقض است. بنابراین، اگر بازارها کارا باشند، نسبت بازدهٔ سود تقسیمی باید تنها تغییرات سود تقسیمی را پیش‌بینی کند و نه بازدهٔ سهام.

پژوهش‌های تجربی مختلف نشان می‌دهند بازدهٔ سود تقسیمی قدرت پیش‌بینی بازدهٔ بازار سهام در افق‌های کوتاه‌مدت را ندارد. اما بر خلاف انتظار، در افق‌های بلندمدت بازدهٔ سود تقسیمی‌توانایی بالایی در پیش‌بینی بازدهٔ بازار دارد که طبق آنچه گفته شد باید با فرضیهٔ کارایی بازارها در تناقض باشد (فاما و فرنچ، ۱۹۸۸b). پژوهش‌های بسیاری در توضیح این پدیده یعنی تفاوت میزان پیش‌بینی‌پذیری بازدهٔ بازار با استفاده از نسبت‌های بنیادین همچون بازدهٔ سود تقسیمی در افق‌های زمانی مختلف انجام شده است که در بخش پیشینهٔ پژوهش به آن پرداخته خواهد شد.

با توجه به اهمیت پیش‌بینی‌پذیری بازدهٔ بازار و منحصر بودن اکثر پژوهش‌های انجام شده به آمریکا و بازارهای توسعه یافته، در این پژوهش پیش‌بینی‌پذیری بازدهٔ بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از نسبت‌های ارزش‌گذاری در افق‌های زمانی مختلف بررسی خواهیم کرد. در بخش بعد، مروری بر پیشینهٔ این حوزه ارائه خواهد شد. سپس روش‌شناسی پژوهش و یافته‌های تجربی بررسی شده و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه خواهد شد.

پیشینهٔ پژوهش

پس از مطرح شدن فرضیهٔ کارایی بازارها در سه فرم ضعیف، نیمه قوی و قوی در پژوهش فاما (۱۹۷۰)، پژوهش‌های متعددی در زمینهٔ کارایی بازارها و قابلیت پیش‌بینی بازده با استفاده از متغیرهای مختلف انجام شده است. برخی از متغیرهای مورد استفادهٔ پژوهش در سطح بازار، بازدهٔ

سود تقسیمی بازار (کمپل و شیلر، ۱۹۸۸a؛ کاکرن، ۲۰۰۸؛ پستور و استمبا، ۲۰۰۹)، نسبت قیمت به سود (کمپل و شیلر ۱۹۸۸b)، و نسبت پرداخت سود تقسیمی (لمونت، ۱۹۹۸) هستند. این پژوهش‌ها، شواهد بسیاری از پیش‌بینی‌پذیری بازدهٔ سهام ارائه کرده و به دو گونه تفسیر شدند. دستهٔ اول پژوهش‌ها تلاش کردند با اصلاح مدل‌های پیشین با حفظ فروض اصلی آن‌ها همچون عقلایی بودن سرمایه‌گذاران به توضیح پیش‌بینی‌پذیری بازده بپردازند. در این رویکرد، پیش‌بینی‌پذیری بازده به معنی وجود فرصت آربیتراژ و غیرعقلایی بودن سرمایه‌گذاران نیست، بلکه ناشی از ریسک و تغییرات نرخ تنزیل سرمایه‌گذاران است. مدل‌های ارائه شده توسط کمپل و کاکرن (۱۹۹۹)، کنستانتینیدس (۱۹۹۰) و بانسال و یارون (۲۰۰۴) نمونه‌هایی از این تلاش‌ها هستند. در مقابل، گروهی از پژوهشگران شواهد پیش‌بینی‌پذیری را نشان از نادرست بودن فرض کارایی بازارها و عقلایی بودن سرمایه‌گذاران دانسته و بر مبنای آن حوزهٔ مالی رفتاری را شکل دادند (شیلر، ۲۰۰۳).

علاوه بر نحوهٔ تفسیر شواهد مربوط به پیش‌بینی‌پذیری بازده، یکی از حوزه‌های مهم و بحث‌برانگیز که پژوهش‌های زیادی را به خود اختصاص داده، صحت این آزمون‌ها از منظر آماری است. دو ملاحظهٔ مهم در انجام آزمون‌های پیش‌بینی‌پذیری بازدهٔ بازار وجود دارد که یکی چسبندگی[1] بالای متغیر پیش‌بینی یعنی نسبت‌های ارزش‌گذاری همچون بازدهٔ سود تقسیمی و دیگری مشاهدات هم‌پوشان[2] است. استمبا (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که چسبندگی متغیر پیش‌بینی و همبستگی اخلال بازده با اخلال متغیر پیش‌بینی، منجر به اریبی[3] در شیب رگرسیون می‌شود. بنابراین، در رگرسیون‌های بازده برروی متغیرهایی همچون نسبت سود تقسیمی، معنادار بودن نتایج حاصله از نظر آماری ممکن است ناشی از این مسئله باشد، در حالی که این متغیرها از نظر اقتصادی هیچ اثری روی یکدیگر نداشته باشند. بودوخ، ریچاردسون و وایتلا (۲۰۰۸) نشان می دهند که در حضور یک متغیر پیش‌بینی چسبنده، آمارهٔ R^2 و ضرایب رگرسیون به‌صورت یک‌نوایی با افزایش افق بازدهی افزایش می‌یابند و این یک‌نوایی را به تعامل داده‌های هم‌پوشان و متغیر پیش‌بینی چسبنده مربوط می‌دانند. بر این اساس، ممکن است پیش‌بینی‌پذیری بیشتر در افق‌های بلندمدت که پیشتر به آن اشاره شد، فقط ناشی از خطای آماری فوق باشد.

از سویی، برخی پژوهش‌ها محکم بودن قدرت پیش‌بینی بازده را در بازه‌های مختلف زمانی تأیید نمی‌کنند و شواهدی بر عملکرد نامناسب این مدل‌ها در خارج از نمونه ارائه می‌کنند. به عنوان مثال، گویال و ولچ (۲۰۰۸) انواع متغیرهای مطرح در پژوهش را در نظر می‌گیرند و نشان

---

1. Persistency
2. Overlapping Observation
3. Bias

می‌دهند که پیش‌بینی خارج نمونه برمبنای رگرسیون تک متغیره، نمی‌تواند عملکرد بهتری از پیش-بینی متوسط تاریخی داشته باشد. با این حال، پژوهش‌های انجام شده پس از گویال و ولچ (۲۰۰۸) مانند راپاچ، استراس و ژو (۲۰۱۰) و دنگل و هالینگ (۲۰۱۲) شواهدی در تأیید قابلیت پیش‌بینی خارج از نمونه ارائه کرده‌اند.

در مجموع می‌توان گفت شواهد مربوط به قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ سهام در افق طولانی، به‌طور قابل ملاحظه‌ای قوی‌تر از بازده با افق کوتاه است و قوی‌ترین شواهد بیان شده مربوط به قابلیت پیش‌بینی بازده با افق طولانی از طریق متغیرهایی همچون بازدهٔ سود تقسیمی است (فاما و فرنچ، ۱۹۸۸b؛ کمپل و شیلر، ۱۹۸۸a و ۱۹۸۸b؛ کاکرن، ۲۰۰۸).

علاوه بر بررسی خارج از نمونه در بازار امریکا، پژوهش‌های مختلفی به بررسی قابلیت پیش‌بینی بازده در سایر بازارها پرداخته‌اند. چن (۲۰۱۲) با بررسی بورس ژاپن نشان می‌دهد که بازدهٔ سود تقسیمی‌توانایی پیش‌بینی بازده را دارد. همچنین، جوردن، ویوین و وهار (۲۰۱۴) بیان می‌کنند که شواهد تجربی موید این است که قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ بازار سهام ایالات متحده و کشورهای توسعه یافته در داخل نمونه وجود دارد، همچنین شواهد بین‌المللی تایید می‌کنند که قابلیت پیش‌بینی خارج نمونه وجود ندارد.

در حوزهٔ پژوهش‌های داخلی، پژوهش قابل توجهی در حوزهٔ مقایسهٔ پیش‌بینی‌پذیری بازده در افق‌های زمانی مختلف انجام نشده، اما مطالعات تجربی بسیاری برای آزمون فرم‌های مختلف فرضیهٔ کارایی بازارها انجام شده است. تهرانی، انصاری و سارنج (۱۳۸۷) با استفاده از آزمون نسبت واریانس، پدیدهٔ بازگشت به میانگین در بورس تهران را با استفاده از سه شاخص قیمت، شاخص قیمت و بازدهٔ نقدی و شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر بررسی می‌کنند و نشان می‌دهند که بازگشت به میانگین در شاخص قیمت و بازدهٔ نقدی وجود دارد، اما شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر از فرآیند گام تصادفی پیروی می‌کند. همچنین، عباسیان، نظری و ذوالفقاری (۱۳۹۱) فرضیهٔ بازار کارا و به‌ویژه فرضیهٔ گام تصادفی در بازار بورس تهران را برای سه شاخص کل قیمت، قیمت و بازدهٔ نقدی و پنجاه شرکت فعال‌تر در دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ توسط آزمون‌های نوین نسبت واریانس، افزون بر آزمون-های نسبت واریانس لو و مک‌کینلی مورد سنجش و بررسی قرار می‌دهند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که در این دورهٔ زمانی داده‌ها از فرآیند گام تصادفی پیروی نمی‌کنند. علاوه بر نسبت‌های ارزش‌گذاری، پژوهش‌های مختلفی به بررسی عوامل موثر بر بازدهٔ سهام پرداخته‌اند. به عنوان مثال، عرب مازار، بدری و دولو (۱۳۹۴) نشان می‌دهند ریسک غیرسیستماتیک بر بازدهٔ مورد انتظار اثرگذار بوده و سرمایه‌گذاران بابت تحمل آن انتظار صرف ریسک دارند.

علاوه بر مدل‌های رگرسیون خطی، پژوهش‌های متعددی نیز بر روی مدل‌های پیش‌بینی غیرخطی در بورس تهران انجام شده است. به عنوان نمونه، راعی و چاوشی (۱۳۸۲) به پیش‌بینی‌پذیری رفتار بازدهٔ سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های شرکت توسعه صنایع بهشهر مبتنی بر مدل خطی چندعاملی و شبکه‌های عصبی مصنوعی می‌پردازند. نتایج این پژوهش حاکی از برتری عملکرد شبکه‌های عصبی مصنوعی بر مدل چند عاملی است. کمیجانی و نادری (۱۳۹۱) از یک مدل غیرخطی شبکهٔ عصبی مصنوعی پویا (شبکهٔ عصبی خودرگرسیونی) و نیز یک مدل رگرسیونی غیرخطی (مدل خودرگرسیونی میانگین متحرک انباشتهٔ کسری) برای پیش‌بینی بازدهٔ شاخص استفاده می‌کنند. نتایج آنها نشان می‌دهد که مدل شبکه عصبی در پیش‌بینی-های خارج از نمونه عملکرد بهتری نسبت به مدل رگرسیون غیر خطی ARFIMA دارد.

در مجموع، باوجود پژوهش‌های بسیار زیاد که در سایر بازارها بر روی پیش‌بینی‌پذیری بازده در افق‌های مختلف با استفاده از نسبت‌های ارزش‌گذاری انجام شده، در بورس تهران تاکنون پژوهشی در این زمینه انجام نشده و این پژوهش می‌تواند به عنوان اولین گام در این حوزه تلقی شود.

روش‌شناسی پژوهش

کلیهٔ آزمون‌های آماری در این پژوهش در سطح کل بازار انجام شده است ازآن‌جایی‌که این پژوهش به دنبال تفکیک اثر سود تقسیمی و رشد قیمت است از شاخص بازدهٔ سود تقسیمی در بورس تهران استفاده شده است. به دو دلیل ناچار به استفاده از داده‌های سطح شرکت‌ها برای محاسبهٔ متغیرهای مورد نظر هستیم. اول اینکه شاخص بازدهٔ سود تقسیمی بازار در بورس تهران منتشر نمی‌شود، از اینرو برای محاسبهٔ رشد سود تقسیمی بازار لازم است با استفاده از داده‌های سود تقسیمی شرکت‌ها و محاسبهٔ یک میانگین موزون از آن (برحسب ارزش بازار) این شاخص را برای کل بازار تولید کنیم و دوم اینکه شاخص کل بورس تهران ابتدا در فروردن ۱۳۶۹ به عنوان یک شاخص قیمت[1] معرفی شد اما بعدها در ۱۶ آذر ۱۳۸۷، نحوهٔ محاسبهٔ شاخص کل از شاخص قیمت به شاخص قیمت و بازدهٔ نقدی[2] تغییر پیدا کرد. پس از این تغییر، تنها شاخص منتشر شده مربوط به بازده کل بوده است، در اواخر سال ۱۳۹۳ سازمان بورس و اوراق بهادار مبادرت به انتشار شاخص قیمت نمود اما انتهای دورهٔ زمانی این پژوهش پایان سال ۱۳۹۲ است. بنابراین،

1. Price Index
2. Total Return Index

لازم است شاخص قیمت براساس داده‌های سهام شرکت‌ها محاسبه شود کـه روش محاسـبهٔ آن در ادامه توضیح داده خواهد شد. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل ارزش بازار (انتهای هر ماه)، سود و سود تقسیمی سالانه به ازای هر سهم بـرای تمـامی شـرکت‌هـای بـورس اوراق بهادار تهران و نیز تعداد سهام آنها در تاریخ تشکیل مجمع عمومی سالیانه طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۲ است. داده‌های یاد شده از نرم‌افزار ره آورد نوین استخراج شده‌اند. همچنین، برای حذف اثر تورم از بازده و محاسبهٔ بازدهٔ واقعی، شاخص قیمت مصرف‌کننده از سایت بانک مرکزی استخراج شده است[1].

برای ساخت متغیرهای پیش‌بینی ابتدا سود و سود تقسیمی کل بازار بـا اسـتفاده از داده‌هـای فوق محاسبه شده است. سود و سود تقسیمی کل هر شرکت در هر ماه (برای شرکت‌هایی که در آن ماه مجمع برگزار کرده‌اند)، از حاصل ضرب سود تقسیمی و سـود هـر سـهم در تعـداد سـهام شرکت به دست می‌آید و از حاصل جمع سود و سود تقسیمی کل شـرکت‌هـا، سـود (E) و سـود تقسیمی بازار (D) محاسبه می‌شود. با توجه به تشکیل بیشتر مجامع شرکت‌ها در تیرماه، بـرای از بین بردن اثر فصلی، داده‌های سود تقسیمی برای ۱۲ ماه گذشته محاسبه و جمع می‌شوند. به این ترتیب، سود و سود تقسیمی ۱۲ ماههٔ متحرک[2] به‌دست می‌آید. متغیرهای پژوهش به شـرح زیـر تعریف می‌شوند.

نسبت سود تقسیمی به قیمت (dp): از تفاضل لگاریتم سـود تقسـیمی ۱۲ ماهـهٔ متحـرک و لگاریتم ارزش بازار به‌دست می‌آید.

بازدهٔ سود تقسیمی (dy): از تفاضل لگاریتم سود تقسیمی ۱۲ ماههٔ متحرک در مـاه جـاری و لگاریتم ارزش بازار در ماه گذشته به دست می‌آید.

نسبت قیمت به سود (pe): از تفاضل لگاریتم ارزش بازار و لگاریتم سـود ۱۲ ماهـهٔ متحـرک به‌دست می‌آید.

نسبت پرداخت سود (de): از تفاضل لگاریتم سود تقسیمی ۱۲ ماههٔ متحرک و لگـاریتم سـود ۱۲ ماههٔ متحرک به‌دست می‌آید.

برای محاسبهٔ بازدهٔ بازار، ابتدا مشابه کاکرن (۲۰۰۸) سود تقسیمی و ارزش بازار را با اسـتفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف کننده، واقعی می‌کنیم و بازدهٔ ماهانهٔ ناخالص بـازار را از رابطـهٔ ۱، محاسبه می‌کنیم که در آن P_t ارزش واقعی کل بازار در زمان t، D_t سود تقسیمی واقعی کـل بازار از زمان t-1 تا t، R_t بازدهٔ ناخالص واقعی بازار و r_t لگاریتم آن است.

---

1. www.cbi.ir
2. 12-Month Moving Sums

$$R_t=\frac{P_t+D_t}{P_{t-1}} \rightarrow r_r=Ln(R_t)$$ رابطهٔ ۱)

با استفاده از بازده‌های ماهانه، بازده‌های یک ساله تا ده سالهٔ هم‌پوشان را طبق رابطهٔ ۲، محاسبه می‌کنیم.

$$r_{t+k}^{k}=\sum_{j=t}^{t+k-1} r_{j+1}$$ رابطهٔ ۲)

پایهٔ اصلی قابلیت پیش‌بینی بازده توسط مدل تفکیک کمپل و شیلر [1] (۱۹۸۸a,b) فراهم می‌شود که از بسط تیلور مرتبهٔ اول معادلهٔ بازدهٔ ناخالص لگاریتمی سهام رابطه‌ای تقریبی به صورت رابطهٔ ۳، به‌دست می‌آورد.

$$d_t-p_t=c+E_t\sum_{i=0}^{\infty}\rho^i(-\Delta d_{t+i+1}+r_{t+i+1})$$ رابطهٔ ۳)

که در این رابطه، حروف کوچک p، d و r به‌ترتیب لگاریتم قیمت، لگاریتم سود تقسیمی و نرخ تنزیل هستند. نماد ρ پارامتر خطی‌سازی است که $\rho=\frac{1}{\exp(\overline{d-p})}$ و $\overline{(d-p)}$ مقدار میانگین‌زدائی شده d-p است. رابطهٔ ۳ بیان می‌کند که وقتی نسبت سود تقسیمی به قیمت (d_t-p_t) بزرگ است، یا بازدهٔ انتظاری آینده (r_{t+i+1}) زیاد است یا رشد سود تقسیمی انتظاری آینده (Δd_{t+i+1}) کم است. به علاوه، اگر نرخ تنزیل ثابت باشد، تمام تغییرات نسبت سود تقسیمی به قیمت از تغییرات رشد سود تقسیمی انتظاری آینده ناشی می‌شود.

این شکل از مدل ارزش کنونی، منجر به یک معادلهٔ پیش‌بینی به صورت رابطهٔ ۴ می‌شود.

$$r_{t+k}=\alpha_k+\beta_k(d_t-p_t)+\varepsilon_{t+k}$$ رابطهٔ ۴)

که در این رابطه، r_{t+k} لگاریتم بازدهٔ دوره زمانی t تا t+k و ε_{t+k} اخلال مربوط به همان دورهٔ زمانی است. به صورت کلی‌تر، برای متغیر پیش‌بینی دلخواه z_t در زمان t رگرسیون پیش‌بینی تک متغیره به فرم رابطهٔ ۵ است.

$$r_{t+k}=\alpha_k+\beta_k z_t+\varepsilon_{t+k}$$ رابطهٔ ۵)

برای ارزیابی عملکرد مدل پیش‌بینی لازم است معیار مناسبی برای حالت پیش‌بینی داخل نمونه و خارج نمونه تعریف شود. برای پیش‌بینی داخل نمونه، رابطهٔ ۵ را با روش کمترین مربعات خطی [2] و با استفاده از کل نمونه تخمین می‌زنیم. توانایی پیش‌بینی متغیر z_t، از طریق آمارهٔ t

1. Campbell-Shiller Decomposition
2. OLS

متناظر با ضریب β_k سنجیده می‌شود. پیش‌بینی حاصل از مدل رگرسیون خطی برای r_{t+1} را با $\hat{r}_{t+1}$ نشان می‌دهیم.

رابطهٔ ۶) $$\hat{r}_{t+1}=\hat{\alpha}_1+\hat{\beta}_1 z_t$$

که $\hat{\alpha}_1$ و $\hat{\beta}_1$ به ترتیب، تخمین کمترین مربعات خطی از α_1 و β_1 هستند. پیش‌بینی مدل متوسط تاریخی[1] نیز برابر $\bar{r}=\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} r_i$ است که معادل اعمال قید $\beta=0$ به رگرسیون پیش‌بینی است و T تعداد کل نمونه است. در صورت صحت فرضیهٔ کارایی بازارها، متوسط تاریخی باید پیش‌بینی دقیق‌تری نسبت به رابطهٔ ۶ ارائه دهد.

پیش‌بینی خارج نمونه‌ای، وضعیتی را که سرمایه‌گذاران در زمان واقعی[2] با آن روبرو هستند در نظر می‌گیرد. از آنجا که سرمایه‌گذاران در هر لحظه تنها به مجموعهٔ اطلاعات دوره‌های قبل دسترسی دارند، به همین منوال، پیش‌بینی‌های به‌دست آمده از مدل رگرسیون، باید فقط مبتنی بر اطلاعات موجود تا زمان t باشند. در پیش‌بینی خارج نمونه‌ای، ضرایب متغیر با زمان طبق رابطهٔ ۵ و با استفاده از بازهٔ گسترشی[3] تخمین زده می‌شوند و سپس پیش‌بینی‌ها طبق رابطهٔ ۶ محاسبه می‌شوند. طول بازهٔ تخمین اولیه باید به میزانی باشد که در ابتدای دوره ارزیابی تخمین‌های قابل اتکایی داشته باشیم و دورهٔ ارزیابی نیز باید به اندازهٔ کافی طولانی باشد تا بتوان به آن استناد کرد. در این پژوهش، طول بازهٔ اولیه برابر با یک سوم تعداد کل داده‌ها انتخاب و از بازهٔ تخمین گسترشی استفاده شده است، زیرا خطای تخمین پارامترها با افزایش حجم نمونه کاهش می‌یابد. از اینرو، برای هر دورهٔ بعدی یک مشاهده اضافه شده و تخمین پارامترها تکرار می‌شود. متوسط تاریخی در زمان t نیز، با استفاده از تمام مشاهدات پیشین محاسبه می‌شود. پیش‌بینی متوسط تاریخی فرض می‌کند که بازدهٔ دورهٔ بعد برابر میانگین تمام بازده‌های گذشته است، یعنی $E_t(r_{t+1})=\bar{r}_t$.

برای ارزیابی پیش‌بینی خارج نمونه‌ای، از روش کمپل و تامسون (۲۰۰۸) پیروی می‌کنیم که یک R^2 خارج نمونه[4] برای ارزیابی عملکرد هر مدل پیشنهاد می‌دهد. معیار OOS R^2، عملکرد یک مدل خاص نسبت به یک مدل مرجع را مقایسه می‌کند. همانگونه که گفته شد، مدل مرجع استفاده شده در پیشینهٔ پژوهش، متوسط تاریخی بازده است. بنابراین، OOS R^2 برابر است با:

رابطهٔ ۷) $$\text{OOS } R^2=1-\frac{MSE_A}{MSE_N}=1-\frac{\sum_{n=1}^{N}(r_t-\hat{r}_t)^2}{\sum_{n=1}^{N}(r_t-\bar{r}_t)^2}=\frac{\sum_{n=1}^{N}(r_t-\bar{r}_t)^2-\sum_{n=1}^{N}(r_t-\hat{r}_t)^2}{\sum_{n=1}^{N}(r_t-\bar{r}_t)^2}$$

---

1. Historical Average
2. Real Time
3. Expanding Window
4. OOS R^2

در رابطهٔ ۷ $OOS\ R^2$ به صورت یک منهای نسبت میانگین مجذور خطاهای مدل رگرسیون (MSE_A) و میانگین مجذور خطاهای مدل متوسط تاریخی (MSE_N) تعریف می‌شود. مثبت بودن $OOS\ R^2$ نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، مدل رگرسیون عملکرد بهتری از مدل متوسط تاریخی دارد. این معیار مزیت دیگری نیز دارد و مقدار آن نشان‌دهندهٔ نسبتی است که مدل رگرسیون بهتر یا بدتر از معیار متوسط تاریخی عمل کرده است.

معیار دیگر برای پیش‌بینی خارج نمونه، $\Delta RMSE$ است که مشابه گویال و ولچ (۲۰۰۸) به صورت رابطهٔ ۸ تعریف می‌شود.

رابطهٔ ۸) $$\Delta RMSE=\sqrt{MSE_N}-\sqrt{MSE_A}$$

همانطور که گفته شد، رابطهٔ ۵، یک رگرسیون تک دوره‌ای است. این رابطه را می‌توان به صورت رگرسیون چنددوره‌ای نیز تعریف نمود.

رابطهٔ ۹) $$r_{t+k}^{k}=\alpha_k+\beta_k z_t+\varepsilon_{t+k}^{k}$$

که در این رابطه، وقتی $k>1$ است، مشاهدات مربوط به متغیر وابسته هم‌پوشان هستند و این منجر به همبستگی سریالی در جملهٔ خطا یعنی ε_{t+k}^{k} می‌شود. از اینرو افزون بر آمارهٔ t متعارف، آمارهٔ t نوی و وست (۱۹۸۷) نیز گزارش می‌شود.

برای افق‌های بیش از یک سال، نلسون و کیم (۱۹۹۳) نشان می‌دهند اریبی استمبا و هم‌پوشانی مشاهدات حتی آمارهٔ t نوی و وست نیز دچار خطا خواهد بود. برای حل این مشکل، مطابق با راپاچ و وهار (۲۰۰۵) از روش بوت‌استرپ استفاده شده است. برای این کار، در مرحلهٔ اول با استفاده از داده‌های اصلی، فرایند تولید داده r_t را تحت فرض صفر عدم قابلیت پیش‌بینی تخمین می‌زنیم.

رابطهٔ ۱۰) $$r_{t+1}=\alpha_1+\varepsilon_{t+1}$$

به عبارت دیگر، فرض می‌کنیم قیمت توسط یک فرایند گام تصادفی با رانش[1]، تولید می‌شود. در فرآیند گام تصادفی با رانش برخلاف فرآیند گام تصادفی که میانگین انتظاری جمله اخلال برابر صفر است، میانگین انتظاری جمله اخلال برابر مقداری غیرصفر است. همچنین، با استفاده از داده‌های اصلی یک فرایند AR برای z_t مطابق رابطهٔ ۱۱ تخمین می‌زنیم و مرتبهٔ وقفهٔ بهینهٔ مدل AR را با معیار اطلاعات آکائیک[2] تعیین می‌کنیم (راپاچ و وهار، ۲۰۰۵).

رابطهٔ ۱۱) $$z_{t+1}=\phi_0+\phi z_t+\mu_{t+t}$$

---

1. Random Walk with Drift
2. AIC

بعد از تخمین پارامترها، مشاهدات شبه نمونه‌ای[1] برای r_t و z_t را با انتخاب تصادفی (با جایگذاری) از بین مانده‌های رگرسیون می‌سازیم. مانده‌های OLS یعنی $\hat{\varepsilon}_t$ و $\hat{\mu}_t$ را به‌صورت جفت انتخاب می‌کنیم تا شبه نمونه، همبستگی همزمان جملات اخلال را که در داده‌های اصلی وجود دارد، حفظ کند. مقدار اولیهٔ z_t را برابر با صفر قرار می‌دهیم و با استفاده از پارامترهای تخمین زده شده شبه نمونه را می‌سازیم.

حال، رابطهٔ ۵ را برای شبه نمونه و $k=1,3,12,\ldots,120$ ماه تخمین می‌زنیم و آمارهٔ t را برای هر k ثبت می‌کنیم (برای این منظور از خطای استاندارد نوی و وست استفاده می‌کنیم). این روند را ۵۰۰ بار تکرار می‌کنیم تا به ازای هر k، تحت فرض صفر عدم قابلیت پیش‌بینی، یک توزیع تجربی برای آمارهٔ t به‌دست آوریم. در نهایت، فرض صفر $\beta_k=0$ را آزمون می‌کنیم.

یافته‌های پژوهش

جدول ۱، شامل آماره‌های توصیفی چهار متغیر نسبت سود تقسیمی به قیمت، بازدهٔ سود تقسیمی، نسبت قیمت به سود و نسبت پرداخت سود است. همچنین در این جدول مانایی متغیرها توسط آزمون فیلیپس–پرون (۱۹۸۸) بررسی می‌شود. شواهد نشان می‌دهد که هر چهار متغیر نامانا هستند، به عبارت دیگر فرض صفر وجود ریشه واحد[2] در هیچ‌کدام از متغیرهای فوق را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، همانطور که پیشتر گفته شد در آزمون‌های آماری و رگرسیون‌هایی که در ادامه ارائه خواهد شد، در محاسبهٔ خطای استاندارد و آمارهٔ t این مسئله را درنظر خواهیم گرفت.

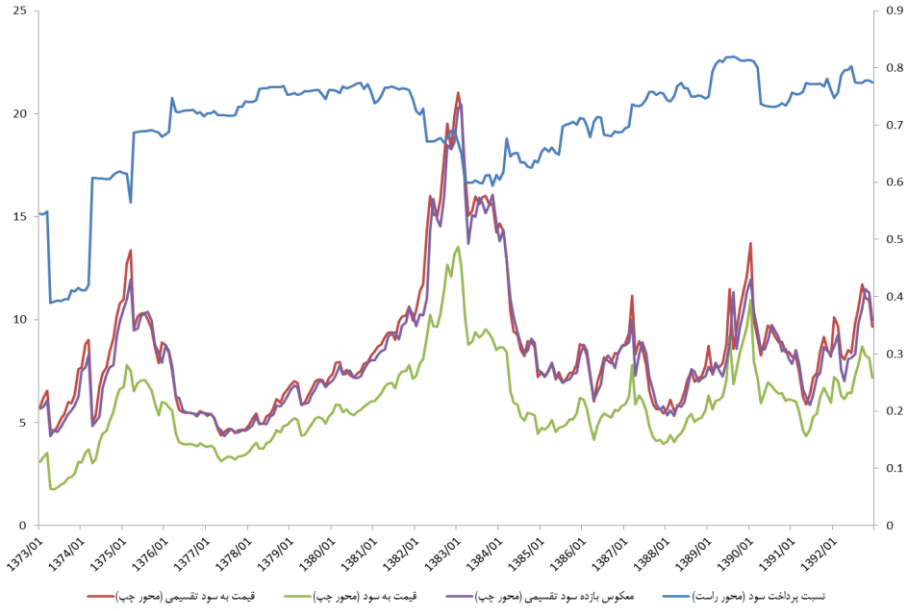
جدول ۱. آماره‌های توصیفی برای متغیرهای de، dp، dy، pe

متغیر	میانگین	انحراف معیار	p-value فیلیپس–پرون
نسبت سود تقسیمی به قیمت (dp)	−۲/۰۹	۰/۳۳	۰/۳۸
بازدهٔ سود تقسیمی (dy)	−۲/۰۶	۰/۳۳	۰/۴۰
نسبت قیمت به سود (pe)	۱/۷۱	۰/۳۶	۰/۳۲
نسبت پرداخت سود (de)	−۰/۳۶	۰/۱۵	۰/۳۸

شکل ۱، سری زمانی چهار متغیر فوق را نمایش می‌دهد. جهت سادگی در نمایش سری‌های زمانی و امکان مقایسهٔ آنها، متغیرها در حالت غیرلگاریتمی نشان داده شده‌اند و به جای دو متغیر نسبت سود تقسیمی به قیمت و بازدهٔ سود تقسیمی، معکوس آنها نمایش داده شده است.

1. Pseudo-Sample
2. Unit-Root

همانطور که انتظار می‌رود دو متغیر قیمت به سود تقسیمی و معکوس بازدهٔ سود تقسیمی بسیار نزدیک به هم هستند.



شکل ۱. روند نسبت پرداخت سود، معکوس بازده سود تقسیمی، نسبت قیمت به سود و نسبت قیمت به سود تقسیمی طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۲

در ادامه، قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ بورس تهران از طریق متغیرهای بنیادی را در افق‌های زمانی مختلف بررسی می‌کنیم و عملکرد داخل نمونه و خارج نمونه مدل رگرسیون را با عملکرد مدل متوسط تاریخی بر اساس معیار میانگین مجذور خطای پیش‌بینی[1] مقایسه می‌کنیم. جدول ۲، نتایج رگرسیون تک متغیرهٔ پیش‌بینی بازدهٔ بازار در افق یک ماهه را مطابق رابطهٔ ۵ برای چهار متغیر موردنظر نشان می‌دهد.

جدول ۲. پیش‌بینی بازده با افق یک ماه با استفاده از نسبت‌های ارزش‌گذاری

متغیر مستقل	ضریب تخمین β	آمارهt	R^2	$OOS\ R^2$	ΔRMSE
نسبت پرداخت سود (de)	-۰/۰۵	-۱/۶۵	۰/۰۱۱	-۰/۰۱۹	-۰/۰۰۰۶
نسبت سود تقسیمی به قیمت (dp)	۰/۰۰	-۰/۰۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۰۷
بازدهٔ سود تقسیمی (dy)	۰/۰۱	۰/۶۹	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۰۳
نسبت قیمت به سود (pe)	-۰/۰۱	-۰/۷۳	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۰۲

1. MSFE

همانطور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، با توجه به آمارهٔ t هیچ یک از ضرایب تخمین مربوط به چهار متغیر مورد بررسی معنادار نیستند. به علاوه، سه معیار R^2، $OOS\ R^2$ و $\Delta RMSE$ نشان می‌دهند که متغیرهای مستقل بخش ناچیزی از تغییرات بازده را توضیح می‌دهند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت در افق یک ماه هیچ‌کدام از متغیرهای بنیادی توان پیش‌بینی بازده را ندارند. همانطور که پیشتر گفته شد، این نتایج با یافته‌های پژوهش‌های پیشین (فاما و فرنچ، ۱۹۸۸b) و فرضیه کارایی بازارها سازگار هستند. در گام بعدی، برای بررسی پیش‌بینی‌پذیری در افق‌های بلندمدت‌تر، رابطهٔ ۵ را برای افق بازدهی $k=1,3,12,\ldots,120$ ماه تخمین می‌زنیم.

جدول ۳، نتایج مربوط به پیش‌بینی‌پذیری بازده با افق $k=1,3,12,\ldots,120$ ماه از طریق متغیر بازدهٔ سود تقسیمی (dy) را نشان می‌دهد.

جدول ۳. رگرسیون پیش‌بینی بازده با افق $k=1,3,12,\ldots,120$ ماه، با استفاده از بازدهٔ سود تقسیمی

افق پیش‌بینی (ماه)	ضریب تخمین β_k	آماره t نوی وست	p-valueبوت استرپ	R^2
۱	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۲۵	۰/۰۱
۳	۰/۰۳	۰/۶۵	۰/۲۷	۰/۰۱
۱۲	۰/۳۷*	۱/۴۹	۰/۱۹	۰/۱۴
۲۴	۰/۷۹**	۲/۷۳	۰/۱۰	۰/۳۳
۳۶	۰/۸۸***	۶/۲۹	۰/۰۰	۰/۴۵
۴۸	۱/۰۶***	۶/۱۱	۰/۰۳	۰/۶۳
۶۰	۱/۳***	۸/۲۷	۰/۰۱	۰/۷۹
۷۲	۱/۳۱***	۱۰/۱۳	۰/۰۰	۰/۷۹
۸۴	۱/۱۲***	۷/۶۴	۰/۰۱	۰/۶۷
۹۶	۱/۰۳***	۵/۰۹	۰/۱۱	۰/۵۹
۱۰۸	۱/۰۲***	۲/۹۸	۰/۲۷	۰/۴۹
۱۲۰	۰/۹۳*	۲/۱۶	۰/۳۵	۰/۳۳

***** نشانگر سطح معناداری ۹۹ درصد، ** ۹۵ درصد و * ۹۰ درصد است.**
سطح معناداری بر اساس آماره t نوی وست تعیین شده است.

همانطور که در جدول ۳، ملاحظه می‌شود، برای بازدهٔ سود تقسیمی ضریب رگرسیون مثبت است به این معنی که افزایش بازدهٔ سود تقسیمی بازدهٔ مثبت در آینده را پیش‌بینی می‌کند. این یافته هم با نتایج پژوهش‌های پیشین سازگار است و هم رابطهٔ خالص ارزش کنونی آن را تأیید می‌کند، زیرا بالا بودن بازدهٔ سود تقسیمی به معنی بالا بودن میزان سود تقسیمی شرکت‌ها و یا پایین بودن قیمت سهام آن‌ها است. هردوی این موارد، پیش‌بینی کنندهٔ افزایش قیمت و کسب

بازدهی مثبت بازار در آینده هستند. همانطور که مشاهده می‌شود، آمارهٔ t نوی وست در افق‌های ۲ تا ۹ سال در سطح ۱ درصد معنادار است، اما در افق یک ساله و ده ساله سطح معناداری کمتری دارد. همچنین، p-value تخمین زده شده با استفاده از روش بوت استرپ که نسبت به آمارهٔ t نوی وست محافظه‌کارانه‌تر است، در افق‌های میان‌مدت یعنی ۳ تا ۷ سال، بالاترین سطح معناداری را دارد. R^2 رگرسیون نیز از الگوی یاد شده پیروی می‌کند و در افق ۵ و ۶ سال حداکثر می‌شود، که برابر ۷۹ درصد است. نتایج مربوط به متغیر نسبت سود تقسیمی به قیمت به دلیل تشابه ساختاری آن با بازدهٔ سود تقسیمی به نتایج ارائه شده در جدول ۳ بسیار نزدیک است، از اینرو برای رعایت اختصار از ارائهٔ آنها صرف نظر شده است.

جدول ۴، نتایج مربوط به پیش‌بینی‌پذیری بازده با افق $k=1,3,\ldots,120$ سال از طریق متغیر نسبت قیمت به سود (pe) را نشان می‌دهد.

جدول ۴. رگرسیون پیش‌بینی بازده با افق $k=1,3,12,\ldots,120$ ماه، با استفاده از نسبت قیمت به سود

افق پیش‌بینی (ماه)	ضریب تخمین β_k	آماره t نوی وست	p-valueبوت استرپ	R^2
۱	−۰/۱۰	−۰/۶۹	۰/۳۴	۰/۰۰
۳	−۰/۴۰	−۰/۹۰	۰/۲۵	۰/۰۱
۱۲	−۰/۳۹	−۰/۹۴	۰/۲۹	۰/۱۹
۲۴	−۰/۷۹**	−۲/۱۳	۰/۱۰	۰/۴۰
۳۶	−۰/۷۴**	−۲/۰۲	۰/۱۷	۰/۳۷
۴۸	−۰/۸۴***	−۳/۳۸	۰/۰۹	۰/۴۵
۶۰	−۱/۰۸***	−۳/۷	۰/۰۵	۰/۶۳
۷۲	−۱/۱۹***	−۵/۴۳	۰/۰۳	۰/۷۵
۸۴	−۱/۰۵***	−۶/۹۴	۰/۰۳	۰/۶۹
۹۶	−۱/۰۲***	−۴/۰۴	۰/۱۲	۰/۶۷
۱۰۸	−۱/۱۶***	−۶/۹۵	۰/۰۲	۰/۷۵
۱۲۰	−۱/۱۳	−۰/۳۷	۰/۷۴	۰/۷۰

***** نشانگر سطح معناداری ۹۹ درصد، ** ۹۵ درصد و * ۹۰ درصد است.**
سطح معناداری بر اساس آماره t نوی وست تعیین شده است.

برای این متغیر، ضریب رگرسیون β_k برای همهٔ افق‌های پیش‌بینی منفی است، به این معنی که بالا بودن نسبت قیمت به سود، بازدهٔ منفی را پیش‌بینی می‌کند. این ارتباط، با تحلیل های رایج و شهود فعالان بازار سرمایه نیز همخوانی دارد و به طور معمول در دوره‌هایی که نسبت قیمت به سود مقدار بالایی است، بسیاری از تحلیل‌گران بازدهٔ منفی را برای بازار پیش‌بینی می‌کنند.

در میان افق‌های زمانی مختلف، پیش‌بینی آمارهٔ t نوی و وست در افق ۱۰۸ ماه بیشترین مقدار را دارد. R^2 نیز در افق ۶ و ۹ سال بیشترین مقدار را دارد که برابر ۷۵ درصد است. به عبارت دیگر، در افق‌های ۶ و ۹ سال، نسبت قیمت به سود حدود ۷۵ درصد از تغییرات بازده را پیش‌بینی می‌کند.

جدول ۵، نتایج مربوط به پیش‌بینی‌پذیری بازده با افق $k=1,3,12,\ldots,120$ ماه از طریق متغیر نسبت پرداخت سود (de) را نشان می‌دهد.

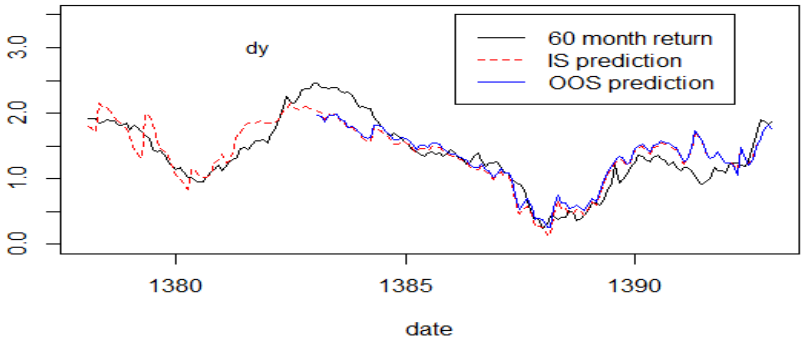
جدول ۵. رگرسیون پیش‌بینی بازده با افق $k=1,3,12,\ldots,120$ ماه، با استفاده از نسبت پرداخت سود

افق پیش‌بینی (ماه)	ضریب تخمین β_k	آماره t نوی وست	p-valueبوت استرپ	R^2
۱	−۰/۰۵*	−۱/۷۳	۰/۱۰	۰/۰۱
۳	−۰/۱۶	−۱/۵۵	۰/۱۵	۰/۰۳
۱۲	−۰/۶۳	−۰/۸۶	۰/۳۴	۰/۰۹
۲۴	−۰/۷۸	−۰/۵۶	۰/۶۲	۰/۰۷
۳۶	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۹۴	۰/۰۰
۴۸	۰/۴۷	۰/۳۳	۰/۷۲	۰/۰۲
۶۰	۰/۱۸	۰/۱۰	۰/۹۱	۰/۰۰
۷۲	−۰/۳۸	−۰/۲۶	۰/۸۲	۰/۰۱
۸۴	−۰/۶۴	−۰/۷۱	۰/۶۳	۰/۰۴
۹۶	−۱/۰۰	−۱/۴۱	۰/۴۱	۰/۱۱
۱۰۸	۱۰/۹۹***	−۳/۳۴	۰/۱۳	۰/۳۸
۱۲۰	−۲/۳۸***	−۸/۱۸	۰/۰۱	۰/۶۶

***** نشانگر سطح معناداری ۹۹ درصد، ** ۹۵ درصد و * ۹۰ درصد است.**
سطح معناداری بر اساس آمارهٔ t نوی وست تعیین شده است.

نتایج نشان می‌دهد در افق‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت، نسبت پرداخت سود قدرت پیش‌بینی بازده را ندارد. به زبان ساده، این یافته را می‌توان اینطور تفسیر کرد که تصمیم شرکت‌ها برای توزیع بخشی از سود خود میان سهامداران، نمی‌تواند بازدهٔ قیمت در افق‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت را پیش‌بینی کند. تنها در افق‌های ۹ و ۱۰ ساله به نظر می‌رسد این متغیر توانایی پیش‌بینی را دارد که در افق ۹ ساله نیز مقدار p-value به دست آمده از روش بوت استرپ این نتیجه را تأیید نمی‌کند. پایین بودن مقدار R^2 در اکثر قریب به اتفاق افق‌های مورد بررسی نیز تأیید می‌کند که نسبت پرداخت سود توانایی چندانی در پیش‌بینی بازده ندارد.

نتایجی که تاکنون ارائه شده است مربوط به کل بازهٔ مورد بررسی یعنی سال های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۲ است. یک نکتهٔ مهم در پیش‌بینی‌پذیری بازده، تغییرات قدرت پیش‌بینی متغیرها در طی زمان و برحسب شرایط مختلف بازار است. به عبارت دیگر، تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی، مانند نرخ بهره، سیاست‌های پولی، و دوره‌های رونق و رکود می‌تواند در پیش‌بینی‌پذیری بازده تأثیرگذار باشد. به عنوان مثال، هنکل، مارتین و نارداری (۲۰۱۱) با مطالعهٔ کشورهای G7 نشان می‌دهند در دوره‌های رونق، بازدهٔ سود تقسیمی قدرت پیش‌بینی بازده کوتاه‌مدت را ندارد اما در دوره‌های رکود، می‌تواند بازدهٔ کوتاه‌مدت را پیش‌بینی کند. همچنین، پاتلیس (۱۹۹۷) نشان می‌دهد سیاست پولی نقش مهمی در پیش‌بینی بازده دارد. بنابراین، در ادامه، قدرت پیش‌بینی نسبت‌های ارزش‌گذاری را در طی زمان بررسی می‌کنیم. برای رعایت اختصار و با توجه به اینکه بخش زیادی از پژوهش‌های پیشین، بر روی بازدهٔ سود تقسیمی (dy) متمرکز بوده است (فاما و فرنچ ۱۹۸۸b، کاکرن ۲۰۰۸) در ادامه، تنها نتایج مربوط به این نسبت گزارش شده است.



شکل ۲. تغییرات عملکرد پیش‌بینی داخل نمونه و خارج نمونه بازدهٔ سود تقسیمی در افق ۵ ساله (خط پررنگ نشانگر بازدهٔ ۶۰ ماه، خط فاصله مقدار پیش‌بینی داخل نمونه و خط کمرنگ مقدار پیش‌بینی خارج نمونه است.)

در جدول ۳، نشان داده شده است، در افق ۶۰ ماهه، بازدهٔ سود تقسیمی قدرت بالایی در پیش‌بینی بازده دارد. R^2 داخل نمونه و خارج نمونه به ترتیب ۷۹ درصد و ۸۱ درصد است که این موضوع را تأیید می‌کند. در شکل ۲، بازده و مقادیر پیش‌بینی تا حد زیادی نزدیک به یکدیگر هستند. اما نکتهٔ مهم‌تر اینکه، در طی زمان، فاصلهٔ میان مقدار پیش‌بینی شده و بازدهٔ واقعی که شاخصی از خطای پیش‌بینی است، متغیر است. این موضوع نشان می‌دهد که قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ بازار توسط بازدهٔ سود تقسیمی در دوره‌های زمانی مختلف تغییر کرده است. یک سوال مهم که می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی باشد این است که عوامل موثر بر تغییرات پیش‌بینی‌پذیری

بازده در طی زمان چه هستند. تاکنون پژوهشی در این زمینه در بورس اوراق بهادار تهران انجام نشده است و می‌تواند به عنوان موضوع پژوهش‌های آتی موردتوجه قرار گیرد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، قابلیت پیش‌بینی بازدهٔ بورس اوراق بهادار تهران در افق‌های زمانی مختلف و در چارچوب رگرسیون پیش‌بینی با استفاده از متغیرهای بازدهٔ سود تقسیمی، نسبت سود تقسیمی به قیمت، نسبت قیمت به سود و نسبت پرداخت سود بررسی شده است. شواهد نشان می‌دهد که نسبت‌های ارزش‌گذاری، قابلیت پیش‌بینی بازده در افق‌های کوتاه مدت را ندارند که این یافته هم با یافته‌های پژوهش‌های پیشین و هم با فرضیهٔ کارایی بازار سازگار است.

در افق بلندمدت، مطابق با یافته‌های موجود در پیشینهٔ پژوهش، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد متغیرهای بازدهٔ سود تقسیمی، نسبت سود تقسیمی به قیمت و نسبت قیمت به سود توان بالایی در پیش‌بینی بازده را دارند به طوری که بخش عمده ای از تغییرات بازده را می‌توان با تغییرات این متغیرها توضیح داد. به طور مشخص، بر اساس یافته‌های این پژوهش، افزایش بازدهٔ سود تقسیمی، بازدهٔ مثبت در آینده را پیش‌بینی می‌کند که رابطهٔ خالص ارزش کنونی آن را تأیید می‌نماید، زیرا بالا بودن بازدهٔ سود تقسیمی به معنای بالا بودن میزان سود تقسیمی شرکت‌ها و یا پایین بودن قیمت سهام آنها است. هر دوی این موارد، پیش‌بینی کنندهٔ افزایش قیمت و کسب بازدهی مثبت بازار در آینده هستند. نتایج مربوط به متغیر نسبت سود تقسیمی به قیمت به دلیل تشابه ساختاری آن با بازدهٔ سود تقسیمی به نتایج مربوط به بازدهٔ سود تقسیمی بسیار نزدیک است. برای نسبت قیمت به سود، نتایج برای تمامی افق‌های پیش‌بینی نشان دهندهٔ یک رابطهٔ منفی با بازدهٔ آتی است، به این معنا که بالا بودن نسبت قیمت به سود، بازدهٔ منفی را پیش‌بینی می‌کند. این یافته با نتایج پژوهش‌های پیشین مانند دومیان و ریشنشتاین (۲۰۰۹) سازگار است و به علاوه، با تحلیل‌های رایج و شهود فعالان بازار سرمایه نیز همخوانی دارد. به طور معمول در دوره‌هایی که نسبت قیمت به سود مقدار بالایی است، بسیاری از تحلیل‌گران بازدهٔ منفی را برای بازار پیش‌بینی می‌کنند. برخلاف پژوهش‌های پیشین مانند لمونت (۱۹۹۸)، نتایج نسبت پرداخت سود نشان می دهد در بورس تهران در افق‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت، این نسبت، قدرت پیش‌بینی بازده را ندارد. این یافته را می‌توان اینطور تفسیر کرد که تصمیم شرکت‌ها برای توزیع بخشی از سود خود میان سهامداران، نمی‌تواند بازدهٔ قیمت در افق‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت را پیش‌بینی کند.

از نظر مقایسهٔ افق‌های پیش‌بینی مختلف، معنادار نبودن نتایج مربوط به افق‌های کوتاه‌مدت و معناداری نتایج افق‌های بلندمدت را می‌توان اینگونه تفسیر کرد که رگرسیون بلندمدت با تقویت

سیگنالی که از داده‌ها می‌آید و حذف نویز، نتایج بهتری به‌دست می‌دهد. اما وقتی که افـق بـازدهی بیش از اندازه افزایش می‌یابد، میزان اطلاعات موثر در متغیر پیش‌بینی کاهش مـی‌یابـد کـه نتـایج تجربی نیز آن را تأیید می‌کند، بـه طـوری کـه در افـق ۱۰ سـاله، ایـن متغیرهـا قـدرت انـدکی در پیش‌بینی بازده دارند.

همچنین، برای یک افق پیش‌بینی ثابت، قدرت پیش‌بینی ایـن متغیرهـا در طـی زمـان در بـازهٔ مورد بررسی تغییر می‌کند. پـژوهش‌هـای اخیـر ماننـد هنکـل، مـارتین و نـرداری (۲۰۱۱) عـواملی همچون چرخه‌های رکود و رونق را در پیش‌بینی‌پذیری بازده توسط این متغیرها موثر مـی‌داننـد کـه بررسی تأثیر این عوامل به عنوان پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود.

منابع

عباسیان، ع. و نظری، م. و ذوالفقاری، م. (۱۳۹۱). بررسی قابلیت پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس و گام تصادفی در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۹(۷۰)، ۱۰۱-۱۰۸.

عرب‌مازار، م. و بدری، ا. و دولو، م. (۱۳۹۴). قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۲(۴۷)، ۲۳-۴۶.

کمیجانی، ا. و نادری، ا. (۱۳۹۱). مقایسه قابلیتهای مدلهای مبتنی بر حافظه بلندمدت و مدل های شبکه عصبی پویا در پیشبینی بازدهی بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۵، ۱۱۵ – ۱۳۰.

راعی، ر. و چاوشی، ک. (۱۳۸۲). پیش بینی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مدل شبکه های عصبی مصنوعی و مدل چند عاملی. نشریه تحقیقات مالی، ۵(۱۵)، ۹۷-۱۲۰.

تهرانی، ر. و انصاری، ح. و سارنج، ع. (۱۳۸۸). بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس، مجله بررسیهای حسابداری و حسابرسی، ۱۵(۵۴)، ۱۷-۳۲.

References

Abasian, A., & Nazari, M., & Zolfaghari, M. (2012). The Study of Predictability in Stock Prices Using Variance Ratio and Random Walk in Tests TSE. Quarterly Journal of the Accounting and Auditing Review, 19(4), 101-108. (In Persian)

Arab Mazar, M., & Badri, A., & Davallou, M. (2015). Pricing of Idiosyncratic Volatility: Evidence from the TSE, Quarterly Journal of Empirical Studies in Financial Accounting, 12(47), 23-46. (In Persian)

Bansal, R., & Yaron, A. (2004). Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles. The Journal of Finance, 59(4), 1481-1509.

Boudoukh, J., & Richardson, M. P., & Whitelaw, R. F. (2008). The Myth of Long-Horizon Predictability. Review of Financial Studies, 21(4), 1577–1605.

Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (1999). By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior. Journal of Political Economy, 107(2), 205-251.

Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1988a). The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. Review of Financial Studies, 1(3), 195–228.

Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1988b). Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. Journal of Finance, 43(3), 661–676.

Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1998). Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook. Journal of Portfolio Management, 24(2), 11–26.

Campbell, J. Y., & Thompson, S. B. (2008). Predicting Excess Stock Returns Out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average? Review of Financial Studies, 21(4), 1509–1531.

Chen, S. (2012). The Predictability of Aggregate Japanese Stock Returns: Implications of Dividend Yield. International Review of Economics & Finance, 22(1), 284-304.

Cochrane, J. H. (2008). The Dog that did not Bark: A Defense of Return Predictability. Review of Financial Studies, 21(4), 1533-1575

Constantinides, G. M. (1990). Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle. Journal of Political Economy, 98(3), 519-543.

Dangl, T., & Halling, M. (2012). Predictive Regressions with Time-Varying Coefficients. Journal of Financial Economics, 106(1), 157-181.

Domian, D. L., & Reichenstein, W. R. (2009). Long-Horizon Stock Predictability: Evidence and Applications. The Journal of Investing, 18(3), 12-20.

Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of theory and Empirical Work. Journal of Finance, 25(2), 383–417.

Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. The journal of finance, 46(5), 1575-1617.

Fama, E. F., & French, K. R. (1988a). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. Journal of Political Economy, 96(2), 246-273.

Fama, E. F., & French, K. R. (1988b). Dividend Yields and Expected Stock Returns. Journal of Financial Economics, 22(1), 3–25.

Goyal, A., & Welch, I. (2008). A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction. Review of Financial Studies, 21(4), 1455–1508.

Henkel, S. J., Martin, J. S., & Nardari, F. (2011). Time-Varying Short-Horizon Predictability. Journal of Financial Economics, 99(3), 560-580.

Jordan, S. J., & Vivian, A. J., & Wohar, M. E. (2014). Forecasting Returns: New European Evidence. Journal of Empirical Finance, 26, 76–95.

Komijani, A., & Naderi, A. (2012). Capability Comparison of the Models Based on Long Memory and Dynamic Neural Network Models in Forecasting the Stock Return Index in TSE. Quarterly Journal of Financial Knowedge of Securities Analysis, 5(3), 115-130. (In Persian)

Lamont, O. (1998). Earnings and Expected Returns. Journal of Finance, 53(5), 1563-1587.

Nelson, C. R., & Kim, M. J. (1993). Predictable Stock Returns: The Role of Small Sample Bias. Journal of Finance, 48(2), 641–661.

Newey, W. K., & West, K. D. (1987). Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation. International Economic Review, 28(3), 777-787.

Pastor, L., & Stambaugh, R. F. (2009) Predictive Systems: Living with Imperfect Predictors. Journal of Finance, 64(4), 1583–1628.

Patelis, A. D. (1997). Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy. Journal of Finance, 52(5), 1951-1972.

Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika, 75(2), 335-346.

Raei, R., & Chavoshi, K. (2003). Stock Return Prediction in the Tehran Stock Exchange: Artificial Neural Network Model and Multi-Factor Model. Journal of Financial Research, 5(1), 97-120. (In Persian)

Rapach, D. E., & Wohar, M. E. (2005). Valuation Ratios and Long-Horizon Predictability. Journal of Applied Econometrics, 20(3), 327-344

Rapach, D. E., Strauss, J. K., & Zhou, G. (2010). Out-of-Sample Equity Premium Prediction: Combination Forecasts and Links to the Real Economy. Review of Financial Studies, 23(2), 821-862.

Rapach, D. E., & Zhou, G. (2013). Forecasting Stock Returns. Handbook of Economic Forecasting, Volume 2A. Amsterdam: North Holland.

Shiller, R. J. (2003). From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. The Journal of Economic Perspectives, 17(1), 83-104.

Stambaugh, R. F. (1999). Predictive Regressions. Journal of Financial Economics, 54(3), 375–421.

Tehrani, R. & Ansari, H. & Saranj, A. (2009). The Study of Mean Reversion in Tehran Security Exchange Using Variance Ratio Test. Quarterly Journal of the Accounting and Auditing Review, 16(1), 17-32. (In Persian)