ضریب همبستگی ارزیابی توانمندی مدل‌های تک عاملی و چندعاملی در پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار

سید احمدرضا جلالی نائینی | a.jalali@imps.ac.ir
دانشیار گروه اقتصاد، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

امیرافشین فتاحی | a.fattahi@imps.ac.ir
استادیار گروه سیستم‌های اقتصادی ـ اجتماعی، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی (نویسنده مسئول).

سعیده پاکدل بناب | saidehpakdel@yahoo.com
دانش‌آموخته کارشناسی ارشد مدیریت، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

دریافت: ۱۳۹۵/۰۳/۱۶ | پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۲۶

چکیده: بررسی رابطهٔ میان ریسک و بازده و شناسایی عوامل تأثیرگذار بر بازده، موضوعی است که همواره مورد توجه پژوهشگران حوزه مالی بوده است. شارپ (۱۹۶۳م.) و لینتر (۱۹۶۵م.) از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بیان نمودند که بازدهٔ کل بازار، تنها عامل مؤثر بر بازده اوراق بهادار است. چن، رول و راس (۱۹۸۶م.) بیان کردند که عوامل زیادی به غیر از بِتا و عوامل شرکتی بر بازده اوراق بهادار مؤثر هستند. این پژوهش، رابطهٔ توانمندی مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی را در پیش‌بینی بازدهٔ سهام شرکت ها از طریق آزمون CAPM و مدل چندعاملی در قلمرو زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ مورد بررسی قرار داده است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که مدل تک عاملی، ۱۷ درصد و مدل چندعاملی، ۶۱ درصد از تغییرات بازده سهام را پیش‌بینی می‌کنند و متغیرهای قیمت نفت، نرخ سود بلندمدت بانکی، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی در پیش‌بینی بازده سهام نقشی ندارند.

کلیدواژه‌ها: بازده سهام، مدل تک عاملی، مدل چندعاملی، ریسک سیستماتیک، ریسک غیرسیستماتیک.

طبقه‌بندی JEL: G1, G17.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم و یکم | شماره ۳ | پاییز ۱۳۹۵ | ص ص ۶۶-۴۹

مقدمه

توسعهٔ بازار سرمایه می‌تواند نقشی مهم در رشد درآمد ملی کشور و رفاه عمومی جامعه ایفا کند. آمارهای منتشرشده نشان می‌دهد که بورس‌های توسعه‌یافته، در کشورهای پیشرفته قرار دارند و این کشورها پیش از هر امری، امنیت سرمایه‌گذاری را برای ورود سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی به بورس فراهم می‌کنند.

در هر تصمیم برای سرمایه‌گذاری، دو عامل ریسک و بازده از اهمیت بسزایی برخوردار هستند. هر سرمایه‌گذار که افزایش ارزش سرمایه‌گذاری خود را دنبال می‌نماید، مجبور است ریسک و عوامل تشکیل‌دهنده آن و بازده سرمایه‌گذاری را شناسایی و محاسبه نماید. یکی از انواع ریسک‌ها، ریسک بازار است که ناشی از شرایط محیطی بوده و مدیریت، کنترلی بر روی آن ندارد و به نظر می‌رسد این ریسک در کشور ما به لحاظ تغییرات زیاد و شدید عوامل محیطی بالا باشد. یکی دیگر از انواع ریسک، ریسک شرکت‌هاست که مختص هر شرکت است و شرکت‌ها با توجه به ویژگی‌های خود تحت تأثیر این ریسک‌ها قرار می‌گیرند؛ بدین دلیل است که ما در این پژوهش، درصدد شناسایی عوامل مؤثر بر ریسک و بازده شرکت‌ها و ارزیابی توانمندی مدل‌های تک عاملی و چندعاملی در پیش‌بینی بازده سهام آن‌ها هستیم.

پیشینه پژوهش

فاما و فرنچ[1] (۱۹۹۲، ۱۹۹۵، ۱۹۹۶م.) پشتوانه‌ای محکم برای رابطهٔ اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، با بازده سهام ارائه نمودند. آن‌ها طی آزمون‌های یگانه و چندگانه‌ای که انجام دادند، رابطه‌ای مثبت و معنادار را میان نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سهام و یک رابطهٔ منفی میان اندازه و بازده سهام یافتند. در واقع، آن‌ها نسبت به حساسیت بِتا در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ابراز تردید نمودند و دریافتند که عمدتاً تفاوت‌های بازده‌های سهام، توسط دو عامل اندازهٔ شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری تشریح می‌شود.

بویوکسالوارسی[2] (۲۰۱۰م.) در مطالعهٔ خود به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهٔ سهام ترکیه می‌پردازد. او بدین منظور، از مدل رگرسیون چندگانه و داده‌های ماهانه متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره، قیمت طلا، شاخص تولیدات صنعتی، قیمت نفت، نرخ ارز و

1. Fama & French
2. Buyuksalvarci

عرضهٔ پول در دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۰ م. استفاده می‌کند. نتایج پژوهش او نشان می‌دهد که نرخ بهره، شاخص تولیدات صنعتی، قیمت نفت و نرخ ارز، تأثیر منفی، و عرضهٔ پول تأثیر مثبت بر بازدهی سهام ترکیه دارند و تورم و قیمت طلا تأثیر معناداری بر بازدهٔ سهام این کشور ندارند.

پژوهش لئون[1] (۲۰۰۸م.)، به بررسی اثرات نوسان‌پذیری نرخ بهره بر نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام در کره پرداخته است. او در این پژوهش از مدل GARCH (1,1) استفاده نموده است و داده‌های پژوهش به‌صورت هفتگی و مربوط به دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۹۲م. هستند. نتایج آن پژوهش نشان می‌دهد که میان نرخ بهره و بازده سهام، رابطه معنی‌دار منفی وجود دارد.

یکی از پژوهش‌هایی که در بورس تهران دربارهٔ موضوع عوامل مؤثر بر بازده انجام شده است، پژوهش قائمی (۱۳۷۸ه.ش.) با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» است.

ریسک سیستماتیک، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت P/E و حجم مبادلات سهام، پنج عاملی هستند که تأثیر آن‌ها بر بازده سهام، مورد بررسی و آزمون قرارگرفته است. دورهٔ زمانی در نظر گرفته‌شده در پژوهش مذکور، پنج‌ساله از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۷ه.ش. است.

نتایج پژوهش مذکور نشان داد که در نهایت، فقط شاخص ریسک سیستماتیک (بتا) بر بازدهٔ مورد انتظار سهام‌داران مؤثر است و اندزهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، گردش معاملاتی و نسبت سود به قیمت، بر بازدهٔ مورد انتظار سهام‌داران مؤثر نیست.

رضایی (۱۳۸۷ه.ش.) به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهٔ سهام می‌پردازد. متغیرهای کلان در پژوهش ایشان، تورم، رشد شاخص سهام، رشد نرخ اشتغال و تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته‌شده و اثر آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از الگوی ساده رگرسیون بررسی شده است. اگرچه نتایج نشان می‌دهند که تورم و رشدِ نرخ اشتغال بر بازدهٔ سهام تأثیری ندارند، تولید ناخالص داخلی (تأثیر محدود) و رشد شاخص قیمت سهام (اثر قابل‌ملاحظه) بر بازده سهام مؤثرند.

صمدی و بیاتی (۱۳۹۰ه.ش.) به بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. در این پژوهش، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز، قیمت جهانی طلا، نرخ تورم، حجم نقدینگی و قیمت نفت، بر شاخص بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۹ه.ش. و مدل اقتصادسنجی GARCH ارزیابی‌شده است و نتایج پژوهش نشان می‌دهد که قیمت طلا، نرخ تورم و نرخ ارز، متغیرهای تأثیرگذار بر بازده

1. Leon

سهام هستند و نقدینگی و قیمت نفت، تأثیری بر بازده سهام نداشتند. همچنین، نتایج نشان‌دهندهٔ این است که در بازار سهام تهران، اثر اهرمی وجود دارد.

یکی از معیارهای باارزش ولی کمیاب برای یک سرمایه‌گذارِ فردی یا تحلیلگر بازار اوراق بهادار، قابل‌اتکا بودن معادلهٔ پیش‌بینی بازدهی اوراق بهادار جایگزین است. نخستین مرحله در توسعه و کاربرد تجربی چنین معادله‌ای، شناخت این امر است که چرا سهام خاصی نرخ بازده پایین یا بالا دارد. در این بخش، توجه‌مان را به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[1] (CAPM) معطوف می‌کنیم. این مدل، به توسعه چنین شناختی کمک می‌کند. یک ویژگی قابل‌توجه CAPM این است که مهم‌ترین پارامترهای آن می‌تواند با استفاده از ساده‌ترین فن اقتصادسنجی که یک مدل خطی دومتغیره است، برآورد شود. در این مدل، یک متغیر وابسته روی یک مقدار ثابت و یک متغیر مستقل برازش می‌شود.

CAPM مدلی است که در آن دو چیز مهم مشخص می‌شود: ریسک و بازدهی مورد انتظار. در هر سرمایه‌گذاری، دو مؤلفهٔ اساسی عبارتند از: بازدهی مورد انتظار و ریسکی که برای به‌دست آوردن این بازدهی باید متحمل شد؛ با استفاده از مدل CAPM این دو عامل مهم مشخص می‌شود.

تولد مدل CAPM توسط یک اقتصاددان مالی به نام ویلیام شارپ در کتاب نظریه پرتفو و بازارهای سرمایه مطرح شد و به دلیل مطرح کردن این مدل، برنده جایزه نوبل اقتصادی شد. مدل او با این ایده شروع می‌شود که یک فرد سرمایه‌گذار دو نوع ریسک متحمل می‌شود:

الف) ریسک سیستماتیک: این نوع ریسک مربوط به بازار است و گریزی از آن نیست؛ مثل نوسان نرخ بهره، رکود اقتصادی و مسائلی مانند جنگ.

ب) ریسک غیرسیستماتیک: این ریسک که به ریسک خاص نیز معروف است و مختص سرمایه‌گذاری در سهام خاصی است و با افزایش تنوع سهام موجود در یک پرتفو می‌توان از آن اجتناب کرد. در اصطلاح فنی‌تر، این ریسک نشان‌دهندهٔ آن قسمت از بازدهی سهام است که با حرکات بازار ارتباطی ندارد.

نظریهٔ مدرن پرتفو نشان می‌دهد که از طریق تنوع‌بخشی می‌توان ریسک خاص را از بین برد؛ ولی مشکل اساسی این است که با متنوع‌سازی معادل بازار هم نمی‌توان ریسک سیستماتیک را حذف کرد؛ به‌عبارت‌دیگر، اگر پرتفویی متشکل از همهٔ سهام بازار باشد، باز هم ریسک غیرسیستماتیک وجود دارد و این ریسک است که سرمایه‌گذار را آزار می‌دهد.

مدل CAPM به‌وجود آمده است تا این ریسک حذف‌ناپذیر را اندازه‌گیری کند. اگرچه نمی‌تواند آن

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

را از بین ببرد، حداقل می‌تواند میزان آن را پیش‌بینی و با بازده مورد انتظار مرتبط کند. فرمول اساسی مدل CAPM که رابطهٔ میان ریسک و بازدهی مورد انتظار را نشان می‌دهد، به شرح رابطه (۱) است:

$$K_e = R_f + \beta\ (R_m - R_f) \qquad (۱)$$

که در آن، K_e نمایانگر بازده مورد انتظار سهامداران، R_f بازدهٔ بدون ریسک و R_m نشان‌دهندهٔ بازدهٔ بازار است.

نقطه شروع این مدل، نرخ بهرهٔ بدون ریسک است؛ به این نرخ پاداشی اضافه می‌شود که سرمایه‌گذاران از بابت پذیرش ریسک اضافی انتظار آن را دارند. این پاداش اضافی، معادل صرف ریسک بازار سهام، حاصل تفاوت نرخ بازدهی متوسط کل بازار و نرخ بازدهی بدون ریسک است که در مقدار ریسک سهام که شارپ آن را بِتا نامید ضرب می‌شود. بِتا، واحد اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک مربوط به سهام است که در واقع، درجهٔ حساسیت تغییرپذیری بازده سهم را به تغییرپذیری بازده بازار اندازه‌گیری می‌کند.

فیشر و همکاران (۱۹۷۲م.) در آزمون تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، وجود یک رابطهٔ خطی میان بازدهی پورتفوهای سهام و بتاهای آن‌ها را ملاحظه نمودند. آن‌ها رَوَند قیمت سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار نیویورک را در فاصلهٔ زمانی سال ۱۹۳۱ تا سال ۱۹۶۵م. مورد مطالعه قرار دادند. در این مطالعه ملاحظه می‌شود که ارتباط میان ریسک (β) و بازده، از نوع خطی است و می‌توان آن را با معادله (۱) نشان داد.

مدل CAPM به‌طور فزاینده‌ای سرمایه‌گذاران در اوراق بهادار و به‌ویژه سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز را شاخص‌محور کرده است. دلیل این امر، به پیام اصلی مدل CAPM برمی‌گردد. این پیام چنین است: «سرمایه‌گذار در صورتی می‌تواند به بازدهی بالاتر از بازدهی کل بازار سهام برسد که ریسک بیش‌تر از ریسک بازار (که همان سهام با بتای بالاتر از یک است) را انتخاب نماید (بِرنت، ۱۹۹۰م. ،۲۱و ۲۳-۲۶).

هدف اصلی در مدل‌های چندعاملی، یافتن بعضی از تأثیرات غیربازاری است که منجر به حرکت توأم سهام‌ها با یکدیگر می‌شود. این عوامل، شامل مجموعهٔ پدیده‌های اقتصادی و گروه‌های ساختاری (صنایع) مختلف است. از مدل‌های عاملی می‌توان برای بیان انتظارات در مورد بازده‌ها و بررسی اثر وقایع، استفاده نمود. فرض اصلی در مدل‌های عاملی این است که کل اقتصاد، اکثر شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. برخی از عامل‌های عمومی که می‌تواند اثرات قابل‌توجهی را بر بازده سهام شرکت‌ها داشته باشند عبارتند از: نرخ رشد ناخالص داخلی، سطح نرخ‌های بهره اوراق خزانه کوتاه‌مدت، اختلاف نرخ بهره اوراق خزانه بلندمدت و کوتاه‌مدت، نرخ تورم و قیمت‌های نفت.

به‌طورکلی، سه تلاش برای تعیین مجموعه‌ای از متغیرهای مدل چندعاملی وجود دارد. یک تلاش، ارائه مجموعه‌ای از ویژگی‌های بنگاه است؛ دیگری ارائهٔ مجموعه‌ای از شاخص‌های اقتصاد کلان است و سومی نیز معرفی مجموعه‌ای از سبدهای دارایی به‌عنوان شاخص‌ها است (التون و گروبر، ۱۳۹۱).

در مقابل مدل تک‌عاملی، مدل چندعاملی، پدیده‌های مختلفی را در نظر می‌گیرد که ممکن است بر بازدهی سهام تأثیر بگذارند.

در مدل تک‌عاملی، کوواریانس‌های بین بازده سهام‌ها، به یک عامل (معمولاً به شاخص بازار)، مرتبط می‌گردد. در مدل چندعاملی، کوواریانس‌ها به دو یا بیش‌تر از دو عامل مرتبط می‌شوند.

معادله نرخ بازده در مدل‌های چندعاملی به‌صورت رابطه (۲) است:

$$R_i = \alpha_{i+}\beta_{i1}F_{1+}\beta_{i2}F_2 + \cdots + \beta_{il}F_l + u_i \quad ; i = 1, \ldots, N \qquad (۲)$$

در رابطهٔ اخیر، به‌ازای هر شرکت $(i = 1, \ldots, N)$، واریانس جزء اخلال سهام شرکت i برابر با $\sigma_{u_i}^2$ است و به‌ازای l عامل $(j = 1, \ldots, l)$، واریانس عامل j برابر σ_{ij}^2 است.

برای تخمین پارامترهای این رابطه، فرض بر این است که

الف) به ازای $i = 1, \ldots, N$، امید ریاضی u_i برابر صفر است (یعنی $\mathrm{E}(u_i) = 0$)؛

ب) به ازای $j = 1, \ldots, N$، $k = 1, \ldots, N$ و $j \neq k$، کوواریانس میان عامل‌های j و k برابر صفر است (یعنی $\mathrm{E}\left[(\mathrm{F}_j - \bar{\mathrm{F}}_{kj})(\mathrm{F}_k - \bar{\mathrm{F}}_k)\right] = 0$).

ج) به ازای $i = 1, \ldots, N$ و $j = 1, \ldots, l$، کوواریانس میان اجزای اخلال برای سهام i و عامل j برابر صفر است (یعنی $\mathrm{E}\left[u_i(\mathrm{F}_j - \bar{\mathrm{F}}_{Kj})\right] = 0$).

د) به ازای $i = 1, \ldots, N$، $j = 1, \ldots, l$ و $j \neq i$، کوواریانس میان u_i و u_j صفر است (یعنی $\mathrm{E}(u_i u_j) = 0$).

فرض $\mathrm{E}(u_i u_j) = 0$ نشان می‌دهد که تنها دلیل حرکت سهام‌ها با همدیگر، حرکت هم‌زمان آن‌ها با مجموعه عامل‌هایی است که در مدل مشخص‌شده‌اند و هیچ عاملی به‌جز عامل‌های مذکور، حرکت هم‌زمان هر زوج از سهم‌ها را تبیین نمی‌نماید. آن‌چه بدیهی است این است که فرض فوق، فقط تقریبی از واقعیت است و بنابراین، انتخاب عامل‌هایی که هر چه بیش‌تر فرض فوق در مورد آن‌ها صادق باشد، عملکرد مدل را بهتر تبیین خواهد نمود (راعی و پویان‌فر،۱۳۹۱).

برای سنجش بازده موردانتظار سهامداران می‌توان از شاخص‌های ریسک بازار، ارزش دفتری به ارزش بازار، اندازهٔ شرکت و عوامل کلان اقتصادی همچون نرخ تورم، نرخ ارز شناور بازار آزاد، نرخ سود بلندمدت بانکی پس از کسر تورم (نرخ سود واقعی بانکی)، نرخ رشد نقدینگی، درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی استفاده کرد.

برخلاف مطالعات فراوانِ صورت‌گرفته در کشورهای مختلف (اعم از کشورهای توسعه‌یافته یا درحال‌توسعه) دربارهٔ رابطهٔ میان ریسک و بازده سهام، مطالعات انجام‌شده در بازار سرمایه ایران در این‌باره انگشت‌شمار هستند. همچنین، نتایج گزارش‌شده در این‌باره با یکدیگر تضاد دارند. واحد تحلیل این پژوهش، سازمان و قلمرو مکانی این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس است. پژوهش حاضر کوشیده است این خلأ در ادبیات مالی کشورمان را پر کند؛ بنابراین، چنان‌چه با استفاده از ابزارها یا مدل‌های مناسب بتوانیم متغیرهای ضروری تصمیم‌گیری را با دقت بیش‌تری پیش‌بینی کنیم، منابع مالی به‌گونه مناسب‌تر هدایت شده و بازار در جهت کارایی حرکت خواهد کرد و سرمایه‌گذاران قادر خواهند بود در یک سطح ریسک معین، بازده قابل قبولی به‌دست آورند.

این پژوهش با بهره‌گیری از مطالعات گذشته و به‌کارگیری روش تحلیلی کارآمد، جنبه‌های پنهان و دیدگاه‌های ناگفتهٔ ارتباط بازده سهام و ریسک بازار و ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه شرکت و عوامل کلان اقتصادی همچون نرخ تورم، نرخ ارز شناور بازار آزاد، نرخ سود بلندمدت بانکی پس از کسر تورم (نرخ سود واقعی بانکی)، نرخ رشد نقدینگی، درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی را مطرح کرده و با استدلال‌های منطقی، رَوَند این عوامل را مورد بحث و بررسی قرار خواهد داد و با دلایل منطقی بر پایه بنیان‌های عقلی، افق جدید و روشنی پیش روی مبنای ارزش‌گذاری سهام شرکت‌ها قرار می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

روش پژوهش

جامعه آماری

جامعهٔ آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

ابزار گردآوری داده‌ها

برای انجام این پژوهش، منابع اطلاعاتی به دو دسته تقسیم می‌شوند؛ دسته نخست مربوط به ادبیات پژوهش و پیشینه آن می‌شود که از منابع کتابخانه‌ای، مجلات داخلی و خارجی و پایگاه‌های اطلاعاتی، مقالات و پایان‌نامه‌ها استفاده می‌شود؛ دسته دوم، منابع مربوط به جمع‌آوری داده‌هاست که از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و سامانه جامع اطلاعاتی آن و نرم‌افزارهای اطلاعات مالی ازجمله ره‌آورد نوین و نیز آمارهای بانک مرکزی استفاده شده است.

برای انتخاب نمونه آماری، شرکت‌هایی انتخاب شده‌اند که:

الف) تا پایان اسفندماه سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند؛

ب) پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند باشد؛

ج) در طی دوره موردنظر، سال مالی خود را تغییر نداده باشند؛

د) در طی دوره‌های موردنظر، توقف فعالیت نداشته باشند؛

ه) صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه آن‌ها در دوره زمانی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۲ به‌صورت کامل در سایت بورس اوراق بهادار موجود باشد؛

و) صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه شرکت اصلی نیز در دوره مورد بررسی به گونه‌ای مجزا از صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه شرکت تلفیقی موجود باشد و

و) ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن‌ها طی دورهٔ مورد بررسی، منفی نباشد.

پرسش‌های اصلی پژوهش

الف) آیا مدل تک‌عاملی CAPM پیش‌بینی مناسبی برای بازده سهام دارد؟

ب) آیا عوامل کلان اقتصادی (نرخ تورم، نرخ ارز شناور بازار آزاد، نرخ سود بلندمدت بانکی پس از کسر تورم (نرخ سود واقعی بانکی)، نرخ رشد نقدینگی، درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی) و عوامل شرکتی (اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به بازار) و ریسک سیستماتیک، عواملی مؤثر در بازده سهام هستند؟

ج) آیا بازده سهام پیش‌بینی‌شده از الگوی تک‌عاملی CAPM با الگوی چندعاملی متفاوت است؟

تصریح مدل اقتصادسنجی بازده سهام با مدل تک عاملی و چندعاملی

در رابطهٔ (۳)، بازده سهام با مدل تک‌عاملی را تصریح می‌نماییم:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i (R_m - R_f) \qquad (۳)$$

در مدل بالا، R_{it} نشان‌دهندهٔ بازدهٔ سهام عادی شرکت i در دوره t، است؛ R_m بازدهٔ بازار است که با استفاده از شاخص بازار محاسبه شده است و R_f بازدهٔ بدون ریسک است که برای محاسبه آن از نرخ سود کوتاه‌مدت بانکی استفاده شده است.

در رابطهٔ (۴)، بازده سهام با مدل تک‌عاملی را تصریح می‌کنیم:

$$R_{it} = \alpha + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2 \text{Size} + \beta_3 \frac{\text{BV}}{\text{MV}} + \beta_4 \text{OIL} + \beta_5 \text{GDP} + \beta_6 \text{LGR} + \beta_7 EX \qquad (۴)$$
$$+\beta_9 \text{RIN} + \beta_8 \text{INF}$$

در رابطه بالا، Size اندازه شرکت است که برای محاسبه آن از سهم فروش شرکت در بازار استفاده شده است؛ $\frac{BV}{MV}$ ارزش دفتری است که در آن، (BV) از جمع کل حقوق صاحبان سهام که در ترازنامه عنوان‌شده است حاصل می‌شود و ارزش بازار سهام (MV) از ارزش بازار (قیمت تابلو) در تعداد سهام به‌دست می‌آید؛ OIL میانگین قیمت یک بشکه نفت سبک و سنگین ایران در بازارهای جهانی است؛ GDP نشان‌دهندهٔ تولید ناخالص داخلی، LGR نرخ رشد نقدینگی، EX نرخ ارز، INF تورم و RIN نرخ سود واقعی بانکی هستند.

در این مدل، به دلیل این‌که داده‌های ارزش دفتری به ارزش بازار، عددی بسیار کوچک و داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی عددی بزرگ بوده‌اند، برای جلوگیری از نامتعارف بودن ضرایب این دو متغیر، آن‌ها را به صورت شاخص (برحسب کوچک‌ترین عدد) تعریف کرده‌ایم.

آزمون مانایی متغیرها

در این پژوهش از آزمون‌های لوین، لین و چو (LLC)، ایم، پسران و شین (IPS)، آزمون فیشر برای آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیشر برای آزمون فیلیپس ـ پرون استفاده شده است. نتایج آزمون مانایی داده‌ها نشان می‌دهد که همهٔ متغیرها به‌جز GDP، EX و RIN مانا هستند. این سه متغیر نیز طبق چهار آزمون ذکرشده با تفاضل‌گیری مرتبه اول مانا شده‌اند؛ بنابراین، از این به بعد از سه متغیر DGDP، DEX و DRIN که تفاضل‌های مرتبه اول سه متغیر پیشین هستند، در مدل استفاده می‌کنیم.

برآورد پارامترهای مدل

پیش از برآورد مدل، چون می‌خواهیم از داده‌های پنجره‌ای (پنل) استفاده کنیم، باید فرضیه‌ها و آزمون‌های مرتبط را بررسی کنیم.

نخستین پرسشی که مطرح می‌شود این است که آیا شواهدی مبنی بر قابلیت ادغام‌شدن داده‌ها وجود دارد یا مدل برای همهٔ واحدهای مقطعی متفاوت است. به‌عبارت‌دیگر آیا در مدل موردنظر، برای شرکت‌های مختلف هم شیب‌ها و هم عرض از مبدأها متفاوت است یا خیر؟

بنابراین، نخستین پرسش را می‌توان به صورت زیر مطرح کرد:

$H_0 : \alpha_i = \alpha \, , \beta_i = \beta$ (Pooled model)

H_1 : درغیراین‌صورت (Fixed effect model)

برای رد یا عدم رد فرضیهٔ H_0 از آزمون F – لیمر (چاو) استفاده می‌کنیم که نتایج آن در جدول (۱) آمده است:

جدول ۱: نتایج آزمون F - لیمر

آزمون F – لیمر (چاو)			
	Effects Test	*Statistics*	Prob
تک عاملی	*Cross – section F*	۰/۵۷۷۸۳۳	۰/۹۸۹۹
	Cross – section Chi – square	۲۶/۹۹۶	۰/۹۸۸۶
چندعاملی	*Cross – section F*	۱/۵۷۱۳۴۵	۰/۰۰۸۸
	Cross – section Chi – square	۷۲/۹۴۴۲۲۱	۰/۰۰۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در مدل تک عاملی، با توجه به مقدار آماره و احتمال، فرضیهٔ H_0 مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأ و ریسک سیستماتیک شرکت‌ها (پولینگ بودن مدل) پذیرفته می‌شود و فرضیه H_1 مبنی بر پنل بودن مدل رد می‌شود. فرض‌های کلاسیک رگرسیون در مدل‌های پولینگ صدق نمی‌کند.

در مدل چندعاملی، با توجه به مقدار بالای آماره و کم‌تر از ۵ درصد بودن احتمال، فرضیه H_0 مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأ شرکت‌ها (پولینگ بودن مدل) رد و فرضیه H_1 مبنی بر پنل بودن مدل، مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

با توجه به این‌که بر اساس مدل CAPM ارتباط میان ریسک و بازده به‌صورت خطی است، با پولینگ شدن مدل تک عاملی به این نتیجه می‌رسیم که مدل CAPM نمی‌تواند ارتباط میان ریسک و بازده را بیان نماید؛ بنابراین برای مشخص شدن تأثیر ریسک سیستماتیک بر بازده سهام، مقدار ریسک سیستماتیک را بر اساس رابطهٔ (۳) برای هر یک از شرکت‌ها تخمین زدیم. نتایج این تخمین، در جدول پیوست ارائه شده است.

با توجه به نتایج موجود در جدول پیوست، ریسک سیستماتیک برای همهٔ شرکت‌ها به‌جز قند نقش‌جهان معنی‌دار است. قند نقش‌جهان دارای کم‌ترین (۰/۰۰۵۶) و پتروشیمی خارک دارای بزرگ‌ترین (۰/۵۳۴۶) ضریب تعیین هستند.

نتایج آزمون هاسمن موجود در جدول (۲)، برای مدل چندعاملی، حاکی از این است که روش اثرات تصادفی نسبت به روش اثرات ثابت در مدل چندعاملی دارای مزیت است.

جدول ۲: آزمون هاسمن

هاسمن				
	Test Summary	*Chi-Sq. Statistic*	*Chi-Sq. d.f*	*Prob*
چندعاملی	*Cross- section random*	۰/۰۰۰	۹	۱/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تخمین مدل پنل با روش اثرات تصادفی در جدول (۳) ارایه شده است.

جدول ۳: مدل پنل با اثرات تصادفی (چندعاملی)

متغیر	ضریب	آماره (t- Statistics)	احتمال (Prob)
ضریب ثابت	۰/۰۳۴۰۵۳	۰/۸۱۶۶۶۶	۰/۴۱۴۲
ریسک سیستماتیک	۱/۳۲۰۲۶۱	۲۰/۷۸۹۴۷	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۲۶۹۴۰۳	-۲/۶۳۸۰۳۹	۰/۰۰۸۴
ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۰۰۰۲۱۴	-۴/۲۲۰۳۴۶	۰/۰۰۰۰
نرخ ارز	-۰/۰۰۰۵۲	-۹/۴۲۶۵۴	۰/۰۰۰۰
قیمت نفت	-۰/۰۰۰۱۶۷	-۱/۴۴۴۵۹۴	۰/۱۴۸۷
نرخ بهره بلندمدت بانکی	-۲/۷۴۱۴۳۹	-۰/۴۹۸۸۶۷	۰/۶۱۷۹
نرخ رشد نقدینگی	۰/۵۵۷۱۳	۱/۵۷۰۵۳۲	۰/۱۱۶۴
نرخ تورم	۱/۷۷۶۶۳۸	۳/۸۷۱۱۸۶	۰/۰۰۰۱
تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۶۴۲۲۹	-۴/۵۷۰۹۹	۰/۰۰۰۰
Adjusted R-squared=۰/۲۱۷۰۰۹	*R-squared* = ۰/۲۲۰۲		
F-statistic =۶۸/۹۹۵۰۲	*Durbin-Watson stat* = ۱/۹۰۳۳		

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون وجود خودهمبستگی با نرم‌افزار STATA در جدول (۴) قابل‌مشاهده است:

جدول ۴: آزمون خودهمبستگی وولدریج[1]

مدل	مقدار آماره	سطح احتمال (Prob)
چندعاملی	F(۱/۹) =۳/۴۹۶	۰/۰۶۷۵

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به سطح احتمال در مدل چندعاملی، وجود مشکل خودهمبستگی رد می‌شود.

در بررسی واریانس همسانی، با توجه به سطح احتمال در مدل چندعاملی، ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود (جدول۵).

جدول ۵: آزمون واریانس همسانی

بخش	LR chi2(49)	سطح احتمال (Prob)
چندعاملی	۷۴۳/۲۶	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج رفع مشکل واریانس ناهمسانی با نرم‌افزار STATA در جدول (۶) ارائه شده است:

جدول ۶: نتایج تخمین رفع مشکل ناهمسانی واریانس در مدل چندعاملی

متغیر	ضریب	z	|P>|z
ضریب ثابت	۰/۰۲۷۴۷۸۵	۰/۶۸	۰/۴۹۷
ریسک سیستماتیک	۱/۳۱۸۶۵۶	۲۱/۱۵	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۰۰۵۰۴۵	-۰/۴۳	۰/۶۶۶
ارزش دفتری به ارزش بازار	-۲۵۶۴۸۷۷	-۴/۱۶	۰/۰۰۰
نرخ ارز	-۰/۰۰۰۰۵۲۵	-۹/۷۱	۰/۰۰۰
قیمت نفت	-۰/۰۰۰۱۸۶۳	-۱/۶۴	۰/۱۰۱
نرخ بهره بلندمدت بانکی	۳۰/۳۰۴۵۲۸	-۰/۶۱	۰/۵۴
نرخ رشد نقدینگی	۰/۷۴۷۵۲۲۶	۲/۱۸	۰/۰۲۹
نرخ تورم	۱/۶۳۹۶۱۴	۳/۶۴	۰/۰۰۰
تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۰۰۰۰۰۳۱	-۴/۴۸	۰/۰۰۰
R-squared = ۰/۲۲۶۷	*Wald chi2(9)* = ۶۵۵/۲۱		
Adjusted R-squared = ۰/۲۱۸۸	*Prob > chi2* = ۰/۰۰۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Wooldridge

با توجه به نتایج موجود در جدول (۷)، جزء اخلال توزیع نرمال ندارد.

جدول ۷: آزمون نرمال بودن جزء اخلال

بخش	نوع آزمون	Prob
چندعاملی	Skewness/Kurtosis test	۰/۰۰۰۰۰
	Shapiro – wilk test	۰/۰۰۰۰۰
	Shapiro – Francia test	۰/۰۰۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به این‌که بورس و پرونده هسته‌ای در طی چند سال گذشته رابطه‌ای به‌شدت نزدیک به هم داشته‌اند. تأثیرپذیری بازار سرمایه در سال‌های ۱۳۸۲، ۱۳۸۳ و ۱۳۹۲ از روند مذاکرات هسته‌ای که از دهه ۸۰ تا به امروز هم ادامه یافته در این بازار خیلی محسوس‌تر بوده است؛ چراکه در بازار سهام که نزدیک به ۴۰ صنعت در آن حضور دارد، کوچک‌ترین اتفاق اقتصادی در سطح خرد و کلان در کم‌ترین زمان ممکن، تأثیر و واکنش خود را بر جای می‌گذارد. در نتیجه، به‌منظور رفع این مشکل سه متغیر مجازی D82، D83 و D92 را به ترتیب برای سال‌های ۸۲، ۸۳ و ۹۲ وارد مدل کرده‌ایم.

با توجه به این‌که میانگین بازده برخی شرکت‌ها در فصول و سال‌های مورد بررسی با میانگین بازده شرکت‌ها در مدل چندعاملی تفاوت معناداری دارند، به‌منظور رفع این مشکل سه متغیر مجازی D1، D2 و D3 را نیز وارد مدل کرده‌ایم.

طبق نتایج آزمون جارک-بِرا، فرضیهٔ صفر مبنی بر نرمال بودن داده‌ها رد می‌شود؛ بنابراین، از روش کم‌ترین مربعات تعمیم‌یافته[1] (GLS) استفاده می‌کنیم. نتایج تخمین این مدل نشان داد که در مدل چندعاملی، قیمت نفت، نرخ بهره بلندمدت بانکی، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی معنادار نیستند؛ در نتیجه، این متغیرها را از مدل حذف می‌کنیم و آن را مجدد برآورد می‌کنیم.

در مدل برآورد شدهٔ اخیر، ملاحظه می‌شود که متغیر مجازی سال ۹۲ معنی‌دار نیست؛ بنابراین این متغیر را نیز از مدل حذف کرده و مجدداً تخمین را انجام می‌دهیم.

1. Generalized Least Squares (GLS)

جدول ۸: تخمین مدل چندعاملی بعد از حذف متغیرهایی که معنی‌دار نیستند.

متغیر	ضریب	آماره (t- Statistics)	احتمال (Prob)
ریسک سیستماتیک	۰/۷۷۷۲۱۲	۲۰/۳۹۵۶۵	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۱۱۹۸۷۸	۲/۰۲۰۳۰۷	۰/۰۴۲۵
ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۰۰۰۱۰۸	-۳/۶۹۳۴۵۱	۰/۰۰۰۲
نرخ ارز	-۰/۰۰۰۰۱۵۸	۵/۹۱۳۱۱۴	۰/۰۰۰۰
نرخ رشد نقدینگی	-۰/۴۷۹۶۷۹	-۲/۵۸۴۱۰۷	۰/۰۰۹۸
ضریب ثابت	۰/۱۶۵۷۴۶	۷/۰۵۴۶۷۹	۰/۰۰۰۰
متغیر مجازی سال ۸۲	-۰/۱۷۴۳۸۱	-۶/۶۸۹۳۹۹	۰/۰۰۰۰
متغیر مجازی سال ۸۳	۰/۰۹۲۸۶۶	۴/۹۵۶۸۰۴	۰/۰۰۰۰
متغیر مجازی	۰/۴۷۴۷۵۸	۶/۸۴۵۶۶۳	۰/۰۰۰۰
متغیر مجازی	۱/۵۹۳۳۰۵	۱۹/۱۶۳۴	۰/۰۰۰۰
متغیر مجازی	۰/۶۶۸۵۴۸	۱۱/۰۱۶۴۳	۰/۰۰۰۰
Adjusted R-squared=۰/۶۱۴۶۰۲	R-squared =۰/۶۱۶۳۴۷		

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۸) مشخص است، پس از حذف ۵ متغیر ذکرشده در جدول، مدل معنی‌دار می‌شود.

نتیجه‌گیری

هدف از انجام پژوهش حاضر، ارزیابی توانمندی مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی در پیش‌بینی بازده سهام است. به‌منظور بررسی این موضوع، اطلاعات موردنیاز از سال ۸۱ تا ۹۲ از سایت بانک مرکزی و نرم‌افزار ره‌آورد نوین در کتابخانه سازمان بورس و اوراق بهادار استخراج و به کمک آن‌ها، متغیرهای پژوهش محاسبه و مورد تجزیه و تحلیل قرارگرفته‌اند، تا توانمندی مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی در پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های نمونه بررسی شوند. همچنین، به‌منظور آماده‌سازی اطلاعات و تجزیه وتحلیل آن‌ها نرم‌افزارهای Eviews و Stata مورداستفاده قرارگرفته‌اند.

با توجه به این‌که بر اساس مدل CAPM ارتباط میان ریسک و بازده به‌صورت خطی است، با پولینگ شدن مدل تک‌عاملی به این نتیجه می‌رسیم که مدل CAPM نمی‌تواند ارتباط میان ریسک و

بازده را بیان نماید؛ بنابراین برای مشخص شدن تأثیر ریسک سیستماتیک بر بازده سهام، مقدار ریسک سیستماتیک را برای هر یک از شرکت‌ها تخمین زدیم.

نتایج تخمین مقدار بتا برای هر یک از شرکت‌ها نشان می‌دهد که ریسک سیستماتیک برای همه شرکت‌ها به‌جز قند نقش‌جهان معنی‌دار است. پتروشیمی خارک، دارای بیش‌ترین ضریب تعیین و قند نقش‌جهان دارای کم‌ترین ضریب تعیین است.

در مدل چندعاملی نهایی، بعد از حذف متغیرهای قیمت نفت، نرخ بهره بلندمدت بانکی، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و متغیر مجازی سال ۹۲، سایر عوامل مؤثر بر بازده سهام ریسک سیستماتیک، اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار سهام، نرخ رشد نقدینگی، نرخ ارز و متغیرهای مجازی درمجموع می‌توانند ۶۱ درصد از تغییرات بازده سهام را توضیح دهند.

با توجه به نتایج تخمین، مدل فاما و فرنچ مبنی بر تأثیر ریسک سیستماتیک، اندازه شرکت و ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام پذیرفته می‌شود.

با توجه به اطلاعات به‌دست‌آمده در بالا، می‌توان نتیجه گرفت که مدل چندعاملی بهتر از مدل تک عاملی می‌تواند تغییرات بازده سهام را پیش‌بینی کند.

منابع

التون، ادوین؛ گروبر، مارتین؛ براون، استفن و گوتزمان، ویلیام. (۱۳۹۱) *نظریه جدید سبد دارایی و تحلیل سرمایه‌گذاری*. ترجمه علی سوری. پژوهشکده پولی و بانکی.

اشرف‌زاده، سید حمیدرضا؛ مهرگان، نادر(۱۳۸۷)؛ *اقتصادسنجی پانل دیتا*، مؤسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران، تهران.

اصولیان، محمد. (۱۳۸۴). *بررسی تغییرات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت صنایع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۱*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد دانشگاه تهران.

صمدی، سعید و بیانی، عذرا (۱۳۹۰)، بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال پنجم، شماره شانزدهم. صص ۹۱-۱۱۲.

قائمی، محمدحسین(۱۳۷۸)، *بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران*. پایان‌نامه دکتری حسابداری دانشگاه تهران.

کمال رضایی، هاشم. (۱۳۸۷). *بررسی تأثیر نوسانات شاخص‌های کلان اقتصادی بر بازده سهام*. رساله‌ی کارشناسی‌ارشد دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی دانشکده اقتصاد و حسابداری.

گجراتی، دامور. (۱۳۸۸). *مبانی اقتصادسنجی*، جلد دوم، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

راعی، رضا و پویان‌فر، احمد. (۱۳۹۱). *مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته*. سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).

ب) انگلیسی

Buyuksalvarci, A. (2010). The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey. *European Journal of Social Sciences*,14(3), pp.70-83.

Berndt, R. (1991). *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Addison Wesley Publishing Company, Atlanta Book Company (Atlanta, GA, U.S.A.) (21&23-26).

Elton, E.J. (2003); *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. John Wiley & Sons (Journal of WILEY), pp.173-174.

Fama, E.F. & French, R.F. (1992). The Cross-section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47, pp.427-465.

Fama, F.; French R.F. & Kenneth, R. (1995). Size & Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. *Journal of Finance*, 50, pp.133-155.

Fama, F.; French, R.F. & Kenneth R. (1995). The Cross-section of Expected Stock Return. *Journal of Finance*, 47, pp.427-465

Leon, K. (2008). The Effects of Interest Rates Volatility on Stock Returns and Volatility: Evidence from Korea. *International Research Journal of Finance and Economics*. 14, pp. 285-290.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست:

جدول پیوست: تخمین مقدار β با استفاده از مدل تک عاملی برای هر یک از شرکت‌ها

ردیف	نام شرکت	β	t	|P>|t	R-squared	Adj R-squared
۱	ایران‌خودرو	۲/۲۰۶۶۶۶	۵/۶۲	۰/۰۰۰	۰/۴۰۱۷	۰/۳۸۹
۲	ایران‌خودرو دیزل	۱/۷۵۵۶۳۳	۴/۳۲	۰/۰۰۰	۰/۲۸۴۴	۰/۲۶۹۲
۳	ایرکا پارت صنعت	۱/۲۱۹۲۲۴	۴/۹۶	۰/۰۰۰	۰/۳۴۳۷	۰/۳۲۹۷
۴	ریخته‌گری تراکتور	۱/۲۸۷۴۱۱	۳/۲۶	۰/۰۰۲	۰/۱۸۴۱	۰/۱۶۶۸
۵	زامیاد	۲/۸۶۳۴۰۳	۶/۲	۰/۰۰۰	۰/۴۴۹۸	۰/۴۳۸۱
۶	گروه بهمن	۱/۹۷۸۴۹۵	۳/۹۹	۰/۰۰۰	۰/۲۵۳۵	۰/۲۳۷۶
۷	سرما آفرین	۰/۹۸۰۲۰۲۶	۳/۶۶	۰/۰۰۱	۰/۲۲۱۵	۰/۲۰۴۹
۸	لنت ترمز	۰/۶۸۶۶۴۹۴	۲/۶۴	۰/۰۱۱	۰/۱۲۹۳	۰/۱۱۰۸
۹	پارس‌دارو	۰/۸۸۰۸۵۶۱	۳/۴	۰/۰۰۱	۰/۱۹۷۴	۰/۱۸۰۴
۱۰	دارو ابوریحان	۱/۲۳۶۱۴۳	۵/۳۱	۰/۰۰۰	۰/۳۷۴۶	۰/۳۶۱۳
۱۱	دارو اسوه	۱/۰۷۲۷۷۴	۳/۰۸	۰/۰۰۳	۰/۱۶۷۷	۰/۱۵
۱۲	دارو جابر ابن حیان	۱/۵۱۰۰۵۵	۴/۵۶	۰/۰۰۰	۰/۳۰۶۴	۰/۲۹۱۶
۱۳	دارو رازک	۰/۸۳۴۲۹۴۱	۳/۲۳	۰/۰۰۲	۰/۱۸۱۴	۰/۱۶۴
۱۴	دارو عبیدی	۱/۱۱۰۴۴۹	۴/۳۳	۰/۰۰۰	۰/۲۸۵۲	۰/۲۷
۱۵	دارو لقمان	۰/۸۴۸۱۹۷۶	۳/۷۹	۰/۰۰۰	۰/۲۳۴۳	۰/۲۱۸
۱۶	دارو پخش	۰/۷۸۴۳۲۴۱	۳/۷۳	۰/۰۰۱	۰/۲۲۸۳	۰/۲۱۱۸
۱۷	سر البرز	۱/۱۸۹۰۲۹	۴/۴۷	۰/۰۰۰	۰/۲۹۸۴	۰/۲۸۳۵
۱۸	سینا دارو	۰/۶۹۲۴۸۶۸	۳/۱۳	۰/۰۰۳	۰/۱۷۲۱	۰/۱۵۴۵
۱۹	کیمی دارو	۲/۶۸۳۲۲۴	۳/۴۷	۰/۰۰۱	۰/۲۰۴۱	۰/۱۸۷۲
۲۰	پتروشیمی آبادان	۱/۲۶۸۷۱۲	۴/۳۱	۰/۰۰۰	۰/۲۸۳۱	۰/۲۶۷۹
۲۱	پتروشیمی خارک	۱/۳۴۸۳۰۳	۷/۴۹	۰/۰۰۰	۰/۵۴۴۳	۰/۵۳۴۶
۲۲	پتروشیمی فارابی	۰/۸۹۱۰۲۵	۲/۴۴	۰/۰۱۸	۰/۱۱۲۸	۰/۰۹۳۹
۲۳	شیمیایی سینا	۰/۷۹۱۰۸۹۴	۲/۷	۰/۰۱	۰/۱۳۴۵	۰/۱۱۶
۲۴	صنایع شیمیایی ایران	۱/۱۶۳۷۲۹	۳/۶۱	۰/۰۰۱	۰/۲۱۶۹	۰/۲۰۰۲
۲۵	سیمان ارومیه	۱/۱۳۹۲۷	۵/۲۴	۰/۰۰۰	۰/۳۶۸۸	۰/۳۵۵۴

ادامه جدول پیوست: تخمین مقدار β با استفاده از مدل تک عاملی برای هر یک از شرکت‌ها

ردیف	نام شرکت	β	t	|P>|t	R-squared	Adj R-squared
۲۶	سیمان تهران	۱/۶۵۴۴۰۹	۵/۵۴	۰/۰۰۰	۰/۳۹۴۹	۰/۳۸۲۱
۲۷	سیمان سپاهان	۱/۸۸۶۶۶۴	۷/۰۹	۰/۰۰۰	۰/۵۱۶۷	۰/۵۰۶۴
۲۸	سیما ن شمال	۱/۳۱۸۱۰۲	۵/۰۲	۰/۰۰۰	۰/۳۴۹۴	۰/۳۳۵۶
۲۹	سیمان صوفیان	۱/۰۹۲۵۱۸	۳/۳۴	۰/۰۰۲	۰/۱۹۱۵	۰/۱۷۴۳
۳۰	سیمان غرب	۱/۸۷۳۵۹۲۳	۳/۵۸	۰/۰۰۱	۰/۲۱۴۲	۰/۱۹۷۵
۳۱	سیمان کرمان	۱/۱۶۰۰۵۶	۵/۴	۰/۰۰۰	۰/۳۸۲۸	۰/۳۶۹۷
۳۲	سیمان مازندران	۰/۶۴۵۵۸۲۸	۲/۷۷	۰/۰۰۸	۰/۱۴۰۷	۰/۱۲۲۴
۳۳	فرآوری مواد معدنی	۱/۵۸۴۷۶	۲/۱۸	۰/۰۳۴	۰/۰۹۱۸	۰/۰۷۲۵
۳۴	لوله و ماشین‌سازی	۰/۶۴۱۰۵۹۵	۲/۸۷	۰/۰۰۶	۰/۱۴۸۷	۰/۱۳۰۶
۳۵	مس باهنر	۱/۵۳۳۷۸۱	۴/۰۷	۰/۰۰۰	۰/۲۶۰۴	۰/۲۴۴۷
۳۶	نفت بهران	۱/۱۶۶۸۴۲	۵/۱۱	۰/۰۰۰	۰/۳۵۷	۰/۳۴۳۳
۳۷	نفت پارس	۱/۶۱۵۴۷۴	۳/۵۹	۰/۰۰۱	۰/۲۱۵۱	۰/۱۹۸۴
۳۸	لبنیات پاک	۰/۷۴۱۵۴۰۲	۳/۴۸	۰/۰۰۱	۰/۲۰۵۳	۰/۱۸۸۳
۳۹	شهد ایران	۰/۶۶۱۴۱۴۳	۳/۹۶	۰/۰۰۰	۰/۲۵۰۲	۰/۲۳۴۲
۴۰	چینی ایران	۱/۳۶۲۶۹۲	۴/۸۸	۰/۰۰۰	۰/۳۳۶۲	۰/۳۲۲
۴۱	شیشه و گاز	۱/۱۶۹۹۲۳	۳/۴۶	۰/۰۰۱	۰/۲۰۲۷	۰/۱۸۵۸
۴۲	کاغذسازی کاوه	۲/۴۷۷۹۶۳	۴/۳۸	۰/۰۰۰	۰/۲۹	۰/۲۷۴۹
۴۳	لاستیک سهند	۲/۰۲۷۶۴	۶/۳۳	۰/۰۰۰	۰/۴۶۰۴	۰/۴۴۸۹
۴۴	آبسال	۱/۳۶۰۰۳۹	۴/۴۱	۰/۰۰۰	۰/۲۹۲۶	۰/۲۷۷۶
۴۵	جام دارو	۲/۰۷۶۷۵۴	۳/۴۴	۰/۰۰۱	۰/۲۰۰۸	۰/۱۸۳۸
۴۶	قند نقش‌جهان	۰/۳۲۲۱۰۵۶	۱/۱۳	۰/۲۶۶	۰/۰۲۶۳	۰/۰۰۵۶
۴۷	کاشی پارس	۲/۷۴۴۹۳	۳/۲۸	۰/۰۰۲	۰/۱۸۶۲	۰/۱۶۸۹