فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی/سال هفتم/ شماره ۲۶ /تابستان۹۴ /صفحات ۸۱-۵۲

ارزیابی و مقایسه کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها با استفاده از معیارهای متفاوت تشکیل پرتفوی

شهناز مشایخ*
خدیجه اسفندی**

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۸/۲۲

چکیده:

با توجه به اهمیت ریسک و بازده در تصمیم‌گیری‌های مربوط به سرمایه‌گذاری، پژوهش های تجربی تعداد زیادی مدل معرفی کرده‌اند. در این پژوهش به ارزیابی و مقایسه ۱۰ مدل معروف قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. این مدل‌ها عبارتند از: CAPM، ۶ مدل قیمت‌گذاری آربیتراژی، مدل CAPM مصرفی و ۲ مدل CAPM چند دوره‌ای. برای ارزیابی و مقایسه کارایی این مدل‌ها از روش GMM و آماره سارگان استفاده شده است. به این منظور اطلاعات مربوط به ۱۳۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ جمع‌آوری شد. پس از جمع‌آوری اطلاعات داده‌های شرکت‌ها بر اساس ۶ معیار شامل اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سرمایه‌گذاری، بازدهی گذشته، عدم‌اطمینان و نسبت ROA پرتفوی‌بندی شدند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که کارایی

* دانشیار حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.
shahnaz_mashayekh@yahoo.comEmail:
** کارشناس ارشد حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران(نویسنده مسئول).
Email: Kh.esfandi89@gmail.com

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مدل‌های مورد آزمون، یکسان نمی‌باشد. مدل فاما فرنچ ۳ عاملی بهترین و مدل دو عاملی شامل نقدشوندگی ضعیف‌ترین کارایی را داشتند.

واژه های کلیدی: مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدل فاما و فرنچ، معیار پرتفوی بندی، آماره سارگان، GMM

۱- مقدمه

یکی از مشکلات عمده‌ای که بازار سرمایه‌ی اکثر کشورهای دارای اقتصاد نوظهور با آن مواجه هستند، مناسب نبودن تخصیص منابع مالی است. رفع چنین مشکلی، مستلزم شناخت فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری با استفاده از ابزارهایی با دقت بیشتر برای پیش‌بینی متغیّرهای ضروری تصمیم‌گیری است. اکثر اوقات عدم موفقیت سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه، معلول ناتوانی آن‌ها در انجام پیش‌بینی‌های مناسب از متغیّرهای مربوطه است. بنابراین چنانچه با استفاده از ابزارها و یا مدل‌های مناسب بتوانیم متغیّرهای ضروری تصمیم‌گیری را با دقت بیشتری پیش‌بینی کنیم، منابع مالی به گونه‌ای مناسبتر هدایت می‌شوند و بازار در جهت کارایی حرکت خواهد کرد.

بدین منظور مدل‌های بسیاری معرفی شده‌اند. از جمله این مدل ها، مدل CAPM[1] می‌باشد که از زمان ارائه، تاکنون پارادایم غالب بوده است. ولی انتقادات زیادی بر این مدل وارد شده است که اعتبار آن را زیر سوال برده‌اند. با توجه به وجود مدل‌های زیاد، ضروری است در جهت دست‌یابی به مدل دقیق‌تر، پژوهش شود. در این پژوهش کارایی ۱۰ مدل قیمت‌گذاری ارزیابی و مقایسه و مناسب‌ترین مدل برای بورس تهران معرفی خواهد شد. این مدل‌ها عبارتند از: CAPM ، ۶ مدل قیمت‌گذاری آربیتراژی، مدل CAPM مصرفی و ۲ مدل‌های CAPM چند دوره‌ای. در همین جهت پرسش زیر مطرح شد:

آیا دقت پیش‌بینی بازده اضافی براساس مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مورد بررسی، با هر یک از معیارهای تشکیل پرتفوی‌های آزمون، یکسان است یا دارای تفاوت می‌باشد؟

1 Capital Asset Pricing Model

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

تفاوت این پژوهش با پژوهش های دیگر در جامع بودن و استفاده از روش GMM[1] برای برآورد مدل‌ها می باشد.

۲-ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

از زمانی که مدل CAPM توسط شارپ[2] (۱۹۶۴) و لینتر[3] (۱۹۶۵) و بلک[4] (۱۹۷۲)، معرفی شد، این مدل در دنیای مالی یک پارادایم غالب بوده است. در مدل CAPM فرض بر این است که بازده مورد انتظار یک دارایی ریسکی به صورت خطی بستگی به بتای آن دارد. به عبارت دیگر تفاوت‌های مقطعی در میانگین بازده توسط بتا[5] تعیین می‌شود نه متغیرهای دیگر. جذابیت این مدل در منطق ساده و بسیار قوی آن و پیش‌بینی‌های صحیح از چگونگی اندازه‌گیری ریسک و رابطه بین بازده مورد انتظار و ریسک می‌باشد. متاسفانه شاید به خاطر سادگی مدل، نتایج تجربی آن به قدری ضعیف بوده که روش های بکارگیری در موارد خاص آن را نامعتبر کرده است. انتقادات زیادی بر مدل CAPM وارد شده است. عمده ترین انتقادات به این مدل عبارتند از:

۱. در مدل CAPM ادعا می‌شود رابطه بین بازدهی مورد انتظار از هر دارایی با بتای آن دارایی به صورت خطی است. بتای دارایی درجه حساسیت بازدهی دارایی را نسبت به بازدهی پرتفوی بازار اندازه‌گیری می‌کند. اولین و مهمترین انتقاد آن بود که چنین پرتفویی را می‌توان تصور کرد، ولی نمی‌توان آن را در واقعیت مشاهده نمود. بنابراین عملاً نمی‌توان درستی این مدل را آزمون کرد.

۲. مفروضات برای مدل CAPM زیادند و با دنیای واقعی تطبیق کمی دارند. مثلا شرایط تعادلی بازار، اطلاعات کامل و بدون هزینه قابل دسترسی برای همه، نبود هزینه‌های معاملاتی و غیره. (محسنی دمنه، ۱۳۸۶)

---

1 Generalized Method of Moments
2 sharpe
3 lintner
4 black

۵نشانگر نوسان قیمتی سهم در مقایسه با بازار کلی که در آن است

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

پژوهش های تجربی نابسامانی‌هایی معرفی کردند که مدل CAPM قادر به تبیین آنها نبود. از جمله این نابسامانی‌ها عبارتند از اندازه شرکت (بنز[1] ۱۹۸۱، رینگانوم[2] ۱۹۸۱)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (فاما و فرنچ[3] ۱۹۹۲)، تداوم قیمت کوتاه مدت [4]یا شتاب قیمت[5] (جگادیش و تیتمن[6] ۱۹۹۳)، برگشت قیمت بلند مدت[7](دی بونت و تالر[8] ۱۹۸۵)، عدم اطمینان درباره اطلاعات سود(کیم[9] ۲۰۰۶، ۲۰۱۰)، نقدینگی(آمیهود و مندلسون[10] ۱۹۸۶، پاستور و استمباگ[11] ۲۰۰۳)، آهنگ تدریجی قیمت پس از اعلام سود[12](بال و براون[13] ۱۹۶۸، فوستر و همکاران[14] ۱۹۸۴، برنارد و توماس[15] ۱۹۸۹)و رشد دارایی (کوکران[16] ۱۹۹۶، کوپر و همکاران[17] ۲۰۰۸، چن و همکاران[18] ۲۰۱۰، یائو و همکاران[19] ۲۰۱۱). نتیجه این پژوهش‌ها ارائه مدل‌هایی به عنوان جایگزینی برای مدل CAPM می‌باشد (کیم و همکاران، ۲۰۱۲).

۲-۲- پیشینه پژوهش

کیم (۲۰۱۲) در پژوهش خود به آزمون چند مدل C-CAPM چند عاملی و CAPM و فاما و فرنچ سه عاملی پرداخت و دو نتیجه‌گیری را اعلام کرد. اول اینکه آزمون‌های سری زمانی مبتنی

1 Banz
2 Reinganum
3 Fama and French
4 Short-term price continuation
5 Momentum
6 Jegadeesh and Titman
7 Long-term price reversal
8 DeBondt and Thaler
9 Kim
10 Amihud and Mendelson
11 Pastor and Stambaugh
12 PEAD
13 Ball and Brown
14 Foster, et al.
15 Bernard and Thomas
16 Cochrane
17 Cooper, et al.
18 Chen, et al.
19 Yao, et al.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

بر عرض از مبدا[1] نشان دادند که مدل چند عاملی CAPM مصرفی بهتر از مدل‌های غیر شرطی مثل CAPM و CCAPM می‌تواند مقاطع بازده سهام را توضیح دهد. دوم، برخی از مدل‌های C-CAPM چند عاملی همانند و گاهی بهتر از مدل سه عاملی فاما و فرنچ عمل می‌کنند.

پردانا سانتوسا[2] (۲۰۱۱) اثر بازده سهام، حجم معاملات، نوسان معاملات، فعالیت‌های معاملاتی روزانه، نوسان قیمت‌ها و نقدشوندگی را بر احتمال برگشت قیمت در بورس اندونزی بررسی کرد. نتایج نشان دادند میزان معاملات روزانه و بازده سهام رابطه مثبت و نوسان معاملات رابطه منفی با احتمال برگشت قیمت دارد ولی بین نقدشوندگی و نوسان قیمت‌ها و احتمال برگشت قیمت رابطه‌ای وجود ندارد.

کیم و همکاران (۲۰۱۱) به ارزیابی و مقایسه مدل‌های CAPM، چند مدل آربیتراژ، CAPM مصرفی، CAPM چند دوره‌ای و مدل شرطی جاناتان و وانگ در بورس کره پرداختند. آنها با آزمون‌های رگرسیون سری زمانی و مقطعی به این نتیجه رسیدند که مدل فاما و فرنچ پنج عاملی بهتر از سایر مدل‌ها می‌تواند رفتار مقطعی و چند دوره‌ای بازده سهام بورس کره را تشریح کند. مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و سه عاملی چن و همکاران (۲۰۱۰) و مدل کمپل (۱۹۹۶) در مرحله بعدی قرار دارند. آنها چنین اظهار داشتند که نتایج نشان‌دهنده این است که پرتفوی‌های اوراق قرضه (عوامل نکول و دوره) نقش مهمی در توضیح بازده سهام کره دارند.

کیم و همکاران (۲۰۱۰) رابطه بین رشد درآمد آتی نیروی کار و بازده سهام را آزمون کردند. نتایج حاصل از برآوردهای CSR وGMM نشان داد که این مدل سه عاملی به خوبی مدل فاما و فرنچ می‌تواند بازده مقطعی پرتفوی را تشریح کند. در ادامه آنها این مدل را با سایر مدل‌های قیمت‌گذاری چون CAPM، مدل جاناتان و وانگ با عامل نیروی انسانی، مدل CAPM مصرفی، مدل ارائه شده توسط اپستین-زین[3] (۱۹۹۱) و مدل لتاو-لودویگسون[4] (۲۰۰۱) مقایسه کردند و نشان دادند که این مدل سه عاملی بهتر از سایر مدل‌ها می‌تواند بازده مقطعی را تشریح کند.

1 time-series intercept-based tests
2 Perdana Wahyu Santosa
3 Epstein and Zin
4 Lettau and Ludvigson

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

چن و همکاران[1] (۲۰۱۰) مدل سه عاملی با عوامل بازار، سرمایه‌گذاری و نسبت بازده دارایی‌ها را معرفی کرده و ادعا کردند که مدل آنها بهتر از مدل‌های سنتی نابسامانی‌های مربوط به تداوم قیمت کوتاه‌مدت، آهنگ تدریجی پس از اعلام سود، اقلام تعهدی و شوک‌های ارزیابی سهام را توضیح می‌دهد. در واقع به دلیل آنکه مدل آنها بیشترین مقدار ناهنجاری‌های اخیر را از بین می‌برد، چن و همکاران مدل سه عاملی فاما و فرنچ را رد کردند.

اقبال و همکاران[2] (۲۰۰۹) مدل‌های قیمت‌گذاری شرطی را در بازارهای نوظهور (کشور پاکستان را انتخاب کردند) که نوسان زیادی در شرایط بنگاهی، سیاسی و اقتصادی دارند؛ بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که در این کشور به دلیل نوسان بالا، مدل CAPM سنتی رد می‌شود ولی وقتی عوامل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار به آن اضافه می‌شود عملکرد آن بهبود می‌یابد.

کیم (۲۰۰۶) با مطالعه نمونه‌ای از شرکت‌های بورس نیویورک و امکس طی دوره ۱۹۷۲-۲۰۰۳ یک مدل دو عاملی شامل عامل بازار و ریسک عدم اطمینان اطلاعات سود ناشی از نوسان سود را توسعه داد. وی نشان داد که مدل او بهتر می‌تواند اثر ژانویه و اثر اندازه شرکت را توضیح دهد.

آورامو و کوردیا[3] (۲۰۰۶) مدل‌های ۱)CAPM ۲) CAPM مصرفی ۳) فاما و فرنچ ۴) فاما فرنچ بعلاوه عامل ریسک نقدینگی پاستور و استامبورگ ۵) فاما و فرنچ بعلاوه عوامل برنده و بازنده ۶) فاما و فرنچ بعلاوه عوامل ریسک نقدینگی و برنده و بازنده ۷) مدل جاناتان و وانگ را برای توضیح برخی نابسامانی‌ها در بورس‌های نیویورک، نزدک و امکس بررسی کردند. آنها اظهار داشتند که مدل‌های چند عامله که بتای آنها طی زمان تغییر می‌کند، اثر نابسامانی‌هایی چون اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را بهتر توضیح می‌دهند.

مارتینز نیتو و تاپیا (۲۰۰۵) در بازار اسپانیا نشان دادند که نقدشوندگی سیستماتیک تأثیر بهینه بر رفتار عوامل بازارهای مالی می‌گذارند. آنها به بررسی سه معیار مهم نقدشوندگی (معیار

1 Chen, et al.
2 Iqbal, et al.
3 Avramov and Chordia

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

پاستور و استامباغ[1] (۲۰۰۳)، حساسیت بازده به تغییرات قیمت پیشنهاد خرید و معیار ارائه شده توسط آمیهود) و میانگین بازده بازار اسپانیا پرداختند. آنها نشان دادند که معیار ارائه شده توسط آمیهود به طور معناداری باعث بهبود مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها شده و بر سایر معیارهای نقدشوندگی ارجحیت دارد.

جیانگ و همکاران (۲۰۰۵) نقش عدم اطمینان در پیش بینی بازده شرکت‌های عضو بورس‌های نزدک، نیویورک و امکس طی سال‌های ۱۹۶۵ تا ۲۰۰۱ پرداختند. با در نظر گرفتن ۴ نماینده (سن شرکت، نوسان بازده، حجم معاملات و دیرش) برای عدم اطمینان، نشان دادند که ۱) به طور میانگین، شرکت‌هایی با عدم اطمینان بالا بازده آتی کمتری بدست می‌آورند و ۲) تأثیر شتاب سود و قیمت در شرکت‌هایی با عدم اطمینان بالا، قوی‌تر است.

مینگ سیانگ چن (۲۰۰۳) نیز مقایسه‌ای را بین مدل CAPM و C-CAPM در بازار سهام تایوان انجام داد. وی به این نتیجه رسید که توان تبیین مدل CAPM سنتی در ارتباط بین ریسک و بازده بیشتر از مدل C-CAPM است.

در ایران نیز، تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) با مقایسه CAPM سنتی با C-CAPM در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۸۰ تا ۸۵ نشان دادند با وجود اینکه بتای مصرف از نظر تئوری بایستی یک معیار بهتری از ریسک سیتماتیک باشد ولی عملکرد تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی سنتی، دل‌گرم‌کننده‌تر بوده و در همهٔ آزمون‌ها موفقیت نسبی داشته است.

رباط میلی (۱۳۸۶) عملکرد مدل CAPM و فاما فرنچ سه عاملی در پیش بینی بازده مورد انتظار در بورس تهران را مقایسه کرده و اظهار داشت در بلند مدت هر دو مدل اختلاف میانگین معناداری بین بازده‌های مورد انتظار با بازده واقعی وجود دارد. طبق پژوهش وی در کوتاه‌مدت عملکرد مدل سه عاملی فاما و فرنچ بهتر بوده است.

رهنمای رودپشتی و مرادی (۱۳۸۴) با بررسی چگونگی سازوکار قیمت‌گذاری آربیتراژ به این نتیجه رسیدند که فرصت‌های آربیتراژ در بازار سرمایه ایران وجود دارد. آنها با استفاده از تحلیل عاملی نشان دادند که بازده سهام در بازار ایران حداقل تحت تأثیر یک مدل دو عامله می‌باشد.

1 Pastor and Stambaugh

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

معرفی مدل ها

مدل‌هایی که در این پژوهش ارزیابی و مقایسه خواهند شد، عبارتند از:

مدل CAPM که در سال ۱۹۶۴ توسط شارپ و لینتر معرفی شد :

$$\mathbf{E[R_i] = R_f + \beta_{im}(E[R_m] - R_f)}$$

مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) سه عاملی (FF3) :

$$\mathbf{R(t) - R_f(t) = a + b[R_M(t) - R_F(t)] + sSMB(t) + hHML(t) + e(t)}$$

علاوه بر FF3، فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۳ مدل ۵ عاملی معرفی کردند که به خوبی می‌توانست بازده بازارهای سهام و اوراق قرضه را تشریح کند.

$$\mathbf{R(t) - R_f(t) = a + b[R_m(t) - R_f(t)] + sSMB(t) + hHML(t) + mTERM(t) + dDEF(t) + e(t)}$$

مدل سه عاملی چن و همکاران (۲۰۱۰) :

$$\mathbf{R_{pt} - R_{ft} = a_{pt} + b_{pt}(R_{mt} - R_{ft}) + d_{pt}INVEST + p_{pt}ROA + e_{pt}}$$

مدل دو عاملی کیم (۲۰۰۶) :

$$\mathbf{R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{5p}EIU_t + \varepsilon_{pt}}$$

مدل دو عاملی شامل عامل بازار و عامل نقدینگی:

$$\mathbf{R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}LIQ_t}$$

مدل دو عاملی شامل عامل بازار و عامل شتاب قیمت:

$$\mathbf{R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}MOMENT_t}$$

مدل دو عاملی شامل عامل بازار و برگشت قیمت:

$$\mathbf{R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}REVSL_t}$$

مدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای مبتنی بر مصرف:

$$\mathbf{R(t) - R_f(t) = \beta_0 + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}CONSU_t}$$

مدل‌های چند دوره‌ای:

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مدل دو عاملی شامل GDP:

$$\mathbf{R(t) - R_f(t) = \beta_0 + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}GDP_t}$$

مدل دو عاملی شامل رشد درآمد نیروی کار:

$$\mathbf{R(t) - R_f(t) = \beta_0 + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}LABOR_t}$$

تعریف متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

بازده سهام (R_i) : یکی از روش‌های متداول محاسبه نرخ بازده شرکت‌های بورسی، استفاده از روش اضافه ارزش می‌باشد. ساده‌ترین شکل محاسبه نرخ بازده بر اساس روش اضافه ارزش به صورت زیر است:

$$R_i=((P_t-P_{(t-1)})+DPS)/P_{(t-1)}$$

که در آن:

P_t: قیمت در پایان دوره t که در این پژوهش ماه در نظر گرفته شده است.

$P_{(t-1)}$: قیمت در ابتدای دوره t

DPS: سود تقسیمی

در این پژوهش بازده ماهانه شرکت‌های نمونه از نرم افزار ره‌آوردنوین استخراج شده است.

متغیرهای مستقل

صرف ریسک بازار (MKT) : عبارت است از مازاد بازده بازار (مابه‌التفاوت بازده بازار و بازده بدون ریسک) که انتظار می‌رود با توجه به ریسک تحمل شده توسط پرتفوی نصیب آن شود.

بازده بدون ریسک (R_f) : سود علی‌الحساب اعلام شده توسط بانک مرکزی از سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۹۰ برای اوراق مشارکت به عنوان نرخ بازده بدون ریسک در نظر گرفته شده است.

بازده بازار: شاخص قیمت و بازده نقدی را می‌توان یکی از دقیقترین شاخص‌های محاسبه شده برای بازده بازار در نظر گرفت. زیرا هر دو مولفه تقسیم سود در شرکت‌ها و بازده در اثر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

افزایش قیمت سهام در آن مد نظر قرار گرفته است (سایت بورس اوراق بهادار تهران) . اطلاعات مربوط به این شاخص از سایت بورس اوراق بهادار استخراج شد.

سپس عامل MKT بدین صورت محاسبه شد:

MKT=Rm-Rf

SMB و HML: ناهنجاری‌های مربوط به اثر اندازه و ارزش که از مشخصه‌های شرکت می‌باشند توسط محققانی چون باسو (۱۹۷۷) ، بانز (۱۹۸۱) و غیره معرفی شدند.

برای محاسبه این متغیرها ابتدا شرکت‌ها بر اساس ارزش دارایی ها، از کوچک به بزرگ مرتب شده و به دو دسته بزرگ و کوچک نسبت به میانه تقسیم شدند.

سپس بر اساس رویکرد فاما و فرنچ با توجه به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، شرکت‌ها رتبه‌بندی و به سه دسته شرکت‌های با ارزش پایین (۳۰ درصد پایین) ، شرکت‌های متوسط (۴۰ درصد بعدی) و شرکت‌های ارزش بالا (۳۰ درصد بالا) تقسیم شدند. برای محاسبه مجموع حقوق صاحبان سهام در پایان هر سال از صورت‌های مالی شرکت‌ها و ارزش بازار سهام در آخرین روز معامله از نرم افزار ره‌آورد نوین استخراج و در Excel ارزش دفتری و بازار هر سهم محاسبه و نسبت BV/MV بدست آمد. و در نهایت متغیرهای اندازه و ارزش به شکل زیر محاسبه شد:

SMB: تفاوت میانگین بازده ماهانه سهام شرکت‌های کوچک و شرکت‌های بزرگ. برای محاسبه این متغیر به پیروی از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۳) شرکت‌ها را براساس اندازه و نسبت BV/MV در شش پرتفوی S/H,S/M,S/L,B/H,B/M,B/L طبقه‌بندی و بازده ماهانه هر یک از شرکت‌ها استخراج و میانگین ماهانه هر یک از پرتفوی‌ها محاسبه شد و تفاوت میانگین پرتفوی کوچک و بزرگ به شکل زیر بدست آمد:

SMB= (S/L+S/M+S/H) /3- (B/L+B/M+B/H) /3

HML: تفاوت میانگین بازده سهام شرکت‌هایی با نسبت BV/MV بالا و شرکت‌های با نسبت BV/MV پایین. برای محاسبه این متغیر ابتدا میانگین ماهانه شش پرتفوی که بر اساس اندازه و نسبت BV/MV طبقه‌بندی شده‌اند محاسبه و با استفاده از فرمول زیر بدست آمد:

HML= (S/H+B/H) /2- (S/L+B/L) /2

سرمایه‌گذاری (INVEST) : تفاوت میانگین بازده سالانه پرتفویی با سرمایه‌گذاری بالا و بازده پرتفویی با سرمایه‌گذاری پایین. برای این عامل بر طبق روش چن و همکاران (۲۰۱۰) عمل شد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

بدین صورت که در پایان هر سال بر اساس نسبت سرمایه‌گذاری به کل دارایی‌ها شرکت‌ها به سه گروه تقسیم شد. سپس متغیر INVEST به روش زیر محاسبه شد: (کیم و همکاران، ۲۰۱۲)

INVEST= (L/S+L/B) /2- (H/S+H/B) /2

بازده دارایی‌ها (ROA) : تفاوت میانگین بازده ماهانه پرتفویی با نسبت ROA بالا و پرتفوی با نسبت ROA پایین. برای محاسبه این عامل نیز طبق روش چن و همکاران ۶ پرتفوی اندازه-بازده دارایی‌ها تشکیل داده و همانند متغیر سرمایه گذاری محاسبه شد.

$$ROA = \frac{L_S + L_B}{2} - \frac{H_S + H_B}{2}$$

نقدشوندگی (LIQ) : برای محاسبه این عامل، سهام شرکت‌ها با توجه به فرمول آمیهود (۲۰۰۲) که در زیر آمده است به سه گروه تقسیم شدند.

$$LIQ = -\frac{1}{D_n}\sum_{d=1}^{D_n}\frac{|r_{i,d,t}|}{V_{i,d,t}}$$

این عامل برای ماه‌هایی محاسبه شد که نماد شرکت متوقف نباشد، زیرا در این بازه‌ها معیار آمیهود (۲۰۰۲) تعریف نشده می‌باشد.

سپس با تشکیل شش پرتفوی اندازه-نقدشوندگی مشابه متغیرهای پیشین محاسبه شد. یعنی :

$$LIQ = \frac{Low_S + Low_B}{2} - \frac{High_S + High_B}{2}$$

عدم‌اطمینان (EIU) : برای محاسبه خطای برآورد، سود برآوردی منهای سود واقعی تقسیم بر سود واقعی شد. از آنجا که سرمایه‌گذاران به پیش‌بینی مدیران از سود هر سهم اتکا کرده و در قیمت‌گذاری سهام استفاده می‌کنند، در این پژوهش، پیش‌بینی درآمد هر سهم که توسط شرکت‌ها اعلام می‌شود، به عنوان سود برآوردی استفاده شده است.

در پایان هر سال شرکت‌ها بر اساس قدرمطلق درصد خطای برآوردشان طبقه‌بندی شده و در ۳ گروه (۳۰٪ با عدم‌اطمینان بالا، ۴۰٪ عدم‌اطمینان متوسط و ۳۰٪ با عدم‌اطمینان پایین) قرار گرفتند. پس از تشکیل ۶ پرتفوی عدم‌اطمینان - اندازه، عدم‌اطمینان نیز برابر است با تفاوت

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

میانگین بازده پرتفوی با عدم‌اطمینان بالا و میانگین بازده پرتفوی با عدم‌اطمینان پایین. (کیم، ۲۰۰۶)

$$EIU = \frac{L_s + L_b}{2} - \frac{H_s + H_b}{2}$$

مومنتوم یا شتاب قیمت در کوتاه‌مدت (MOMENT) : برای این عامل لازم است یک دوره تشکیل پرتفوی و یک دوره آزمون پرتفوی در نظر بگیریم. در این پژوهش به پیروی از روش دی بونت و تالر (۱۹۸۷) دوره ۱ ساله (۱۲ ماهه) برای تشکیل پرتفوی در نظر گرفته شد. در پایان هر ماه شرکت‌ها بر اساس بازده تجمعی ۱ سال گذشته مرتب شدند. ۳۰ درصد شرکت‌های با بازده بالا، شرکت‌های برنده و ۳۰ درصد شرکت‌های با بازده پایین، بازنده در نظر گرفته شدند. عامل برگشت قیمت برابر است با تفاوت میانگین بازده پرتفوی‌های برنده و بازنده.

$$MOMENT = \frac{W_s + W_b}{2} - \frac{L_s + L_b}{2}$$

نیروی کار (LABOR) : این عامل در برگیرنده سود حاصل از حقوق و دستمزدها، سود حاصل از مالکیت خصوصی و سود بهره می‌باشد. در این پژوهش برای این عامل حداقل دستمزد ماهانه مطابق قانون کار هر سال در نظر گرفته شده است.

$$\frac{L_t - L_{t-1}}{L_{t-1}}$$

با استفاده از این اطلاعات نرخ رشد سالانه حداقل دستمزد محاسبه، تبدیل به نرخ رشد ماهانه شد. با توجه به تفاوت میزان پرداخت‌ها در اسفند ماه (از جمله پرداخت عیدی و...) نرخ رشد اسفند ماه هر سال ۳ برابر ماه‌های دیگر در نظر گرفته شد. برای محاسبه این متغیر در پایان هر سال شرکت‌ها بر اساس بار عاملی نرخ رشد نیروی کار (β_labor) رتبه‌بندی شدند. عامل نیروی کار برابر است با تفاوت بازده ۳۰ درصد شرکتهایی با بتای بالا و بازده ۳۰ درصد شرکت هایی با بتای پایین. برای محاسبه بتا از فرمول کوواریانس استفاده شد. (جاناتان و وانگ، ۱۹۹۶)

GDP: اطلاعات مربوط به تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه از گزارش‌های بانک مرکزی استخراج شد. همانند عامل نیروی کار در پایان هر سال شرکت‌ها را بر اساس بار عاملی نرخ رشد GDP مرتب شده و عامل GDP را از تفاضل بازده شرکت‌هایی با بتای بالا و بازده شرکت‌هایی با بتای پایین بدست آمد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مصرف (CONSU) : پژوهش های پیشین برای این متغیر اطلاعات مربوط به مصرف نهایی خانوار را استفاده کرده‌اند. در این پژوهش مصرف خصوصی گزارش شده در گزارش‌های سالانه بانک مرکزی استفاده شده است. همانند دو متغیر پیشین برای محاسبه این عامل نیز شرکت‌ها را براساس بتای مصرفشان مرتب کرده و تفاضل دو گروه بتای بالا و پایین را محاسبه می‌کنیم.

سررسید یا نرخ بهره (TERM) : فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در پژوهش خود این متغیر را به صورت تفاوت بازده ماهانه اوراق قرضه دولتی بلندمدت و نرخ یک ماهه اوراق خزانه تعریف کردند. در آن نرخ اوراق خزانه نماینده‌ای برای سطح معمول بازده مورد انتظار اوراق قرضه می‌باشد. بنابراین این عامل نشان‌دهنده نوسان بازده‌های اواق قرضه بلندمدت از بازده‌های مورد انتظار و در نتیجه تغییرات نرخ بهره می‌باشد. به دلیل عدم وجود اوراق قرضه در کشور ما برای نشان دادن این عامل، در این پژوهش از تفاوت نرخ بانکی سپرده‌های ۵ ساله و سپرده‌های یک ساله استفاده شده است.

نکول (DEF) : فاما و فرنچ (۱۹۹۳) این عامل را تفاوت بین بازده پرتفوی بازاری شامل اوراق قرضه‌های بلندمدت شرکتی و بازده اوراق بلندمدت دولتی تعریف کردند. کیم و همکاران (۲۰۱۱) برای محاسبه این عامل از تفاوت بازده شرکتهایی با رتبه AA- و نرخ اوراق بانک مرکزی استفاده کردند. در این پژوهش برای محاسبه این عامل ابتدا شرکت‌ها را بر اساس نسبت بدهی بلندمدت به حقوق صاحبان سهام مرتب شد. بالا بودن این نسبت نشان‌دهنده ریسک نکول بالا برای هر شرکت می‌باشد. پس از آن شرکت‌ها را در ۱۰ گروه قرار داده و با تشکیل ۶ پرتفوی اندازه-ریسک نکول تفاوت بازده شرکت‌هایی با ریسک بالا و پایین محاسبه شد.

$$DEF = \frac{L_B + L_S}{2} - \frac{H_B + H_S}{2}$$

۳- روش پژوهش

پژوهش حاضر به جهت توسعه استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری در بازار سرمایه در ردیف پژوهش های کاربردی قرار می‌گیرد.

در این پژوهش مدل‌های قیمت‌گذاری ارزیابی و مقایسه می‌شوند، این مدل‌ها باید برای همه دارایی‌ها برآورد شوند، چه این دارایی‌ها تک تک شرکت‌ها باشند یا اینکه به صورت پرتفوی باشند.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

در این پژوهش نیز برای کاهش مشکل خطا در متغیرها (بلوم[1]، ۱۹۷۰) از روش پرتفوی‌بندی استفاده شده است.

نتایج آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نسبت به نوع تشکیل پرتفوی‌ها حساس می‌باشند. برای اینکه پرتفویی خوب باشد، ویژگی‌های (ریسک و بازده) آن باید به خوبی ویژگی‌های تک‌تک شرکت‌هایش را نشان دهد. ادبیات نشان می‌دهد که برخی ویژگی‌های شرکت‌ها منجر به ایجاد تفاوت‌های مقطعی در بازده متوسط می‌شوند. برخی از این ویژگی‌ها عبارتند از: اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نقدشوندگی، بازدهی‌های گذشته، انحراف معیار خطای پیش بینی سود و نرخ رشد دارایی‌ها. این ویژگی‌ها به عنوان معیاری برای پرتفوی‌بندی استفاده می‌شوند. (کیم و همکاران، ۲۰۱۱).

پرتفوی‌هایی که به این صورت تشکیل می‌شوند، پرتفوی آزمون نامیده می‌شوند. برای تشکیل این پرتفوی‌ها، ابتدا شرکت‌ها بر اساس معیارهای ذکر شده، مرتب شدند. در اکثر مطالعات پیشین برای ارزیابی مدل‌ها شرکت‌ها را در ۱۰ گروه قرار داده و آزمون‌ها انجام شده‌اند. همانطور که گفته شد این پرتفوی‌ها باید به گونه‌ای باشند که ویژگی‌های شرکت‌هایی که در آن‌ها قرار گرفته‌اند، را به خوبی نشان دهند. در این پژوهش به دلیل کم بودن تعداد شرکت‌های نمونه (۱۳۲ شرکت)، در صورتی که ۱۰ گروه تشکیل می‌شد، تعداد کمی (حدود ۱۳) شرکت در هر گروه قرار می‌گرفت. بنابراین پرتفوی‌ها نماینده خوبی برای دارایی‌ها نمی‌شدند. به همین دلیل در ادامه شرکت‌ها در ۴ گروه قرار گرفتند.

برای تعیین مناسب بودن پرتفوی برای انجام آزمون‌ها، از آزمون مقایسه زوجی استفاده شد. P-value کمتر از ۵٪ به این معنی است که میانگین بازده پرتفوی ۱ (کمترین مقدار از معیار موردنظر) و میانگین بازده اضافی پرتفوی ۴ (بیشترین مقدار از معیار موردنظر) تفاوت معناداری با یکدیگر دارند. بنابراین می‌توان از این معیار برای آزمون مدل‌ها استفاده کرد.
نتایج آزمون مقایسه زوجی در جدول (۱) گزارش شده است.

1 Blum

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

جدول (۱): میانگین بازده اضافی پرتفوی‌های آزمون

پرتفوی	اندازه	نسبت B/M	سرمای ه‌گذار ی	نسبتR OA	عدم اطمینان	بازدهی ۱۲ ماهه	بازدهی ۳٦ ماهه	نقد شوندگی
۱	۰/۸۷۹۲	۰/۹٤۰۹	۰/۸۷۹۲	۰/۸۱۷۳	۰/۹۲۷۷	۰/٦۸۸۰	۰/۷٦۹۳	۱/۰۱۱۱
۲	۰/۹۰٦٦	۰/۹۳۲۱	۰/۹۰٦٦	۰/۸۹٦۰	۰/۹۲۲۹	۰/۸۸۷۲	۰/۸۷۵۰	۱/۰۱۵۰
۳	۰/۹۱٤٦	۰/۸۷٦۷	۰/۹۱٤٦	۰/۹۵۳۹	۰/۹۲۱۹	۰/۹۹۲۰	۰/۹۵۹۱	۱/۰۱۳۱
٤	۰/۹۱٦۱	۰/۸٦٦۹	۰/۹۱٦۱	۰/۹٤۹۳	۰/۸٤٤۱	۱/۰٤۹٤	۱/۰۱۳۳	۱/۰۱٦۵
P٤ -P۱	۰/۰۳٦۸	۰/۰۷۳۹ -	۰/۰۳٦۸	۰/۱۳۱۹	-۰/۰۸۳٦	۱/۳٦۱۳	۰/۲٤۳۹	۰/۰۰۵٤
آماره t	۳/۲٦٤	-٦/٦۵۳	۳/۲٦٤	۱۰/۹٦٤	-۷/۷۲۵	۱۸/۵۰٤	*۱۵/۹۱۳	۰/۸٤
معناداری	۰/۰۰۲	۰۰۰	۰/۰۰۲	۰۰۰	۰۰۰	۰۰۰	۰۰۰	۰/٤۰٤

منبع: یافته های پژوهشگران

* مثبت بودن این تفاوت نشان دهنده این است که ناهنجاری مربوط به برگشت قیمت طی دوره مورد مطالعه وجود نداشته است.

با توجه به تفاوت‌های بدست آمده، متوسط بازده‌ها با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عدم اطمینان درباره سود، رابطه منفی دارد و با اندازه، سرمایه‌گذاری، نسبت ROA، بازده تجمعی و نقدشوندگی رابطه مثبت دارد. به عبارت دیگر سرمایه‌گذاران برای شرکت‌هایی با اندازه، سرمایه‌گذاری، نسبت ROA، بازدهی گذشته و نقدشوندگی بالا ارزش دفتری به ارزش بازار و عدم اطمینان انتظار بازدهی بیشتر دارند.

روش های مختلفی برای برآمود مدل ها وجود دارد. یکی از روش های موجود روش GMM می باشد. این روش تخمین زننده قدرتمندی است که برخلاف روش حداکثر راستنمایی، نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال ندارد.

به کار بردن روش GMM پانل دیتای پویا مزیت‌های همانند لحاظ نمودن ناهمسانی فردی و اطلاعات بیشتر، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه آن

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و همخطی کمتر در GMM خواهد بود. به طور کلی روش GMM پویا نسبت به روشهای دیگر دارای مزایای به شکل زیر است:

حل مشکل درون‌زا بودن متغیرهای نهادی: مزیت اصلی تخمین GMM پویا آن است که تمام متغیرهای رگرسیون که همبستگی با جزء اخلال ندارد (از جمله متغیرهای با وقفه و متغیرهای تفاضلی) می‌توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند (گرین[۱]،۲۰۰۸).

کاهش یا رفع هم‌خطی در مدل: استفاده از متغیرهای وابسته وقفه‌دار باعث از بین رفتن همخطی در مدل می‌شود.

افزایش بعد زمانی متغیرها: هر چند ممکن است تخمین برش مقطعی بتواند رابطه بلندمدت بین متغیرها را به دست آورد اما این نوع تخمین‌ها، مزیت‌های سری‌های زمانی آمارها را ندارند که کارآمدی برآوردها را افزایش دهد.

هنسن در سال ۱۹۸۲ اظهار داشت با تعریف ماتریس وزن دهنده بهینه میزان خطای برآورد را به صفر نزدیک کرد.J- statistic (آماره سارگان) محاسبه شده در این برآورد نشان دهنده اعتبار مدل یا به عبارت دیگر اعتبار ابزارهای به کار گرفته شده در مدل می‌باشد. درصورتی که مدل به درستی تشریح نشده باشد یا برخی شرایط گشتاوری آن رعایت نشده باشد این آماره خیلی بزرگ می‌شود. البته صرفا با توجه به این آماره نمی‌توان درمورد کارایی مدل‌ها اظهار نظر کرد. برای این منظور از احتمال آن استفاده شده است. بنابراین در این مقاله برای برآورد مدل ها از روش GMM و برای قضاوت درباره اعتبار و مقایسه آنها از احتمال آماره سارگان استفاده شده است.

جامعه، روش نمونه گیری و حجم نمونه

این پژوهش در قلمرو زمانی از ابتدای سال ۸۵ تا پایان سال ۹۰ انجام شده است. جامعه پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که تا سال ۸۵ به عضویت بورس در آمده باشند و تا پایان سال ۹۰ از عضویت بورس خارج نشده باشند.

---

۱ Green

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

در نمونه‌گیری شرکت‌هایی که ویژگی‌های زیر را نداشتند حذف شدند:

- اطلاعاتشان در دسترس نباشد.
- شرکت‌های مالی، سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و موسسات اعتباری، لیزینگ و هلدینگ
- شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها منفی باشد.
- پایان سال مالی آنها غیر از ۲۹ اسفند باشد.
- سال مالی خود را تغییر داده باشند.

از ۳۴۳ شرکتی که تا پایان سال ۹۰ عضو شرکت بورس اوراق بهادار تهران بودند، پس از حذف شرکت‌هایی که دارای ویژگی‌های یاد شده نبودند، ۱۳۲ شرکت باقی ماند.

۴-یافته‌های پژوهش

به منظور شناخت بهتر ماهیت جامعه‌ای پژوهش خود و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش، قبل از تجزیه و تحلیل‌های آماری لازم است داده‌ها توصیف شوند. این امر منجر به تشخیص الگوی حاکم بر آنها و پایه‌ای برای تبیین روابط بین متغیرهای پژوهش است (خورشیدی و قریشی، ۱۳۸۱).

لذا قبل از اقدام به آزمون فرضیه ها، آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش ارائه شده است. از بین شاخص‌های پراکندگی و مرکزی، از میانگین و انحراف معیار برای توصیف داده‌ها استفاده شده است.

جدول(۲): آمار توصیفی متغیرهای مستقل

	حداکثر	حداقل	میانگین	انحراف معیار
اندازه	۰/۱۰۳۶	-۰/۲۷۴۶	-۰/۰۲۳۹۳	۰/۰۶۱۰۹۳۴۱
نسبت B/M	۰/۰۸۸۶	-۰/۲۷۴۷	-۰/۰۶۷۱۶	۰/۰۹۰۰۵۱۶۶
سرمایه‌گذاری	۰/۱۲۸۳	-۰/۱۹۳۶	-۰/۰۳۰۱۳	۰/۰۷۹۴۱۸۲۶
ROA	۰/۳۸۵۶	-۰/۰۲۲۹	۰/۱۲۶۱۳	۰/۰۹۴۷۷۵۵

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

ریسک نکول	۰/۳۵۸۰	-۰/۰۸۵۳	۰/۰۸۲۳۰۲	۰/۰۹۰۷۰۰۱۴
عدم اطمینان	۰/۱۳۷۱	-۰/۲۸۴۳	-۰/۰۶۹۰۶	۰/۰۸۱۰۲۷۹۲
نقد شوندگی	۰/۱۹۲۵	-۰/۱۱۳۴	۰/۰۰۳۸۳۵	۰/۰۵۴۷۲۰۵۶
شتاب قیمت	۰/۷۸۷۷	۰/۷۸۵۷	۰/۳۳۰۷۰۷	۰/۱۵۳۹۸۲۰۵
ریسک دوره	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۲۳۶۱	۰/۰۰۰۶۷۰۷۶
GDP	۰/۳۴۱۷	-۰/۲۵۰۸	۰/۰۴۱۰۷۱	۰/۱۱۴۰۰۷۴۱
نیروی کار	۰/۳۵۴۰	+-۰/۲۹۴۶	-۰/۰۶۳۵۳	۰/۱۱۴۴۵۸۹۶
مصرف	۰/۳۲۰۱	-۰/۲۴۱۱	۰/۰۰۵۴۲۲	۰/۱۲۰۳۷۹۷
بازار	۰/۰۱۱۷	-۰/۴۹۲۳	۰/۰۰۶۵۹	۰/۰۵۴۳۶۶۹۴

منبع: یافته های پژوهشگران

برای محاسبه متغیرهای هر مدل پس از پرتفوی بندی شرکت‌ها تفاوت میانگین بازده پرتفوی با ریسک پایین و بالا محاسبه شد. بنابراین میانگین۰/۰۲۳۹۳- برای متغیر اندازه بدین معنی است که شرکت‌های میانگین بازده بزرگتر بهتر از شرکت‌های کوچکتر بوده است. برای محاسبه عامل ارزش، میانگین بازده شرکت‌هایی با نسبت B/M پایین از میانگین بازده شرکت‌هایی با نسبت B/M بالا کم شد. بنابراین منفی شدن این میانگین بیانگر عملکرد بهتر شرکت‌هایی با نسبت B/M پایین می‌باشد. به همین ترتیب شرکت‌هایی با سرمایه‌گذاری، ریسک نکول، عدم اطمینان و بتای نیروی کار کمتر و با ROA، نقدشوندگی، بازدهی گذشته و بتای مصرف و GDP بیشتر میانگین بازده بیشتری داشته‌اند.

آزمون ریشه واحد:

پیش از برآورد مدل تحقیق، لازم است مانایی تمام متغیّرهای مورد استفاده در تخمین‌ها، مورد آزمون قرار گیرد. زیرا مانایی متغیّرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. از میان آزمون های بررسی مانایی، در این مقاله نتایج دو روش ایم، پسران و شیم و فیشر استفاده شده است.

جدول (۳): بررسی مانایی متغیرهای مستقل

منبع: یافته های پژوهشگران

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

نام متغیر	آزمون	آماره	prob	نتیجه آزمون
CONS	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۵/۶۶۰۷۹	۰۰۰۰	مانا در سطح
	ADF - Fisher Chi-square	۴۷/۴۵۱۶	۰۰۰۰	
	PP - Fisher Chi-square	۹۶/۶۵۶۰	۰۰۰۰	
DEF	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۲/۳۱۶۴۶	۰/۰۰۳۳	مانا در سطح
	ADF - Fisher Chi-square	۱۶/۸۳۷۹	۰/۰۱۰۰	
	PP - Fisher Chi-square	۷۵/۷۸۴۱	۰۰۰۰	
EIU	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۶/۰۵۹۷۲	۰۰۰۰	مانا در سطح
	ADF - Fisher Chi-square	۵۱/۸۳۶۸	۰۰۰۰	
	PP - Fisher Chi-square	۱۱۴/۲۴۲	۰۰۰۰	
GDP	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۵/۶۰۱۲۶	۰۰۰۰	مانا در سطح
	ADF - Fisher Chi-square	۴۶/۸۰۸۱	۰۰۰۰	
	PP - Fisher Chi-square	۱۱۲/۱۹۱	۰۰۰۰	
HML	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۳/۴۸۸۶۹	۰/۰۰۰۲	مانا در سطح
	ADF - Fisher Chi-square	۲۶/۲۹۴۲	۰/۰۰۰۹	
	PP - Fisher Chi-square	۵۰/۳۶۶۲	۰۰۰۰	
INV	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۵/۰۴۱۹۲	۰۰۰۰	مانا در سطح
	ADF - Fisher Chi-square	۴۰/۹۲۷۵	۰۰۰۰	
	PP - Fisher Chi-square	۱۰۳/۲۹۲	۰۰۰۰	
LABOR	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۳/۹۷۱۶۷	۰۰۰۰	مانا در سطح
	ADF - Fisher Chi-square	۳۰/۵۵۶۱	۰۰۰۰	
	PP - Fisher Chi-square	۸۵/۵۹۹۱	۰۰۰۰	
LIQ	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۵/۵۹۷۴۲	۰۰۰۰	مانا در سطح
	ADF - Fisher Chi-square	۴۶/۷۶۶۸	۰۰۰۰	
	PP - Fisher Chi-square	۱۲۷/۸۵۵	۰۰۰۰	
MKT	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۶/۸۶۸۰۶	۰۰۰۰	مانا در سطح
	ADF - Fisher Chi-square	۶۱/۱۳۱۱	۰۰۰۰	
	PP - Fisher Chi-square	۷۸/۴۰۸۱	۰۰۰۰	

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

MOMENT	Im, Pesaran and Shin W-stat ADF - Fisher Chi-square PP - Fisher Chi-square	-۲/۷۵۸۷۶ ۲۰/۳۹۷۰ ۲۷/۱۶۲۱	۰/۰۲۱۹ ۰/۰۵۹۹ ۰۰۰۰	مانا در سطح
ROA	Im, Pesaran and Shin W-stat ADF - Fisher Chi-square PP - Fisher Chi-square	-۵/۱۵۶۷۵ ۳۹/۲۴۰۴ ۱۰۱/۱۴۱	۰۰۰۰ ۰۰۰۰ ۰۰۰۰	مانا در سطح
SMB	Im, Pesaran and Shin W-stat ADF - Fisher Chi-square PP - Fisher Chi-square	۰/۳۲۳۲۳ ۴/۳۳۳۰۴ ۱۰۹/۷۴۸	۰/۶۲۶۷ ۰/۸۲۵۹ ۰۰۰۰	مانا در سطح
TERM	Im, Pesaran and Shin W-stat ADF - Fisher Chi-square PP - Fisher Chi-square	-۶/۸۸۸۸۹ ۵۶/۲۶۱۶ ۱۳۸/۲۲۹	۰۰۰۰ ۰۰۰۰ ۰۰۰۰	مانا در سطح

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌ها مشخص گردید که تمام متغیّرها در سطح مانا هستند. بنابراین مشکل مدل کاذب وجود نخواهد داشت.

۵- نتایج برآورد مدل‌ها

به منظور بهینه کردن ماتریس وزن دهنده در این مقاله برای برآورد مدل‌های مورد نظر از روش OGMM استفاده شد.

همانطور که بیان شد برای برآورد مدل‌ها در این پژوهش از روش پرتفوی بندی استفاده شده است. برای پرتفوی بندی معیارهای مختلفی وجود دارند که با توجه به ادبیات موجود و نتایج جدول (۱)، شش معیار اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سرمایه‌گذاری، عدم اطمینان، نسبت ROA و بازدهی گذشته در نظر گرفته شد.

نتایج برآورد مدل‌های مورد برآورد به تفکیک هر معیار پرتفوی بندی در جدول (۴) بیان شده است: در صورتی که مقدار احتمال آماره سارگان کمتر از ۰/۰۵ باشد، مدل مورد نظر اعتبار ندارد. یا به عبارت دیگر ابزارهای استفاده شده مناسب نبوده‌اند.

جدول (٤): نتایج برآورد مدل با استفاده از معیار اندازه

منبع: یافته های پژوهشگران

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مدل	آماره سارگان (J)	رتبه گشتاور (ابزارها)	احتمال آماره سارگان	نتیجه
CAPM	۱۷۴/۱۹۴۸	۱۳۹	۰/۰۲۰۵۶۷	نامعتبر
FF3	۱۶۵/۲۶۶۳	۱۳۹	۰/۰۴۵۸۲۸	نامعتبر
FF5	۱۰۲/۰۵۸۹	۷۰	۰/۰۰۲۳۰۴	نامعتبر
CNZ3	۱۷۴/۳۲۶۴	۱۳۹	۰/۰۱۵۴۴۷	نامعتبر
MKT+LIQ	۱۰۹/۹۵۰۲	۷۰	۰/۰۰۱۱۸۱	نامعتبر
MKT+ MOMENT	۱۶۷/۱۸۴۷	۱۳۹	۰/۰۴۱۴۲۶	نامعتبر
MKT+ GDP	۱۷۰/۰۶۴۶	۱۳۹	۰/۰۲۹۲۲۱	نامعتبر
MKT+ CONS	۱۶۷/۶۸۱۵	۱۳۹	۰/۰۵۷۶۸۷	معتبر
MKT+ LABOR	۱۷۱/۱۲۴۹	۱۳۹	۰/۰۲۵۹۱۰	نامعتبر
MKT+ EIU	۱۷۲/۲۰۴۲	۱۳۹	۰/۰۲۲۹۲۹	نامعتبر

احتمال آماره سارگان آزمون مدل‌ها با معیار اندازه نشان می‌دهد که از بین ۱۰ مدل مورد نظر فقط مدل دو عاملی دربرگیرنده عامل مصرف معتبر می‌باشد یا به عبارت دیگر فقط در این مدل ابزارهای استفاده شده مناسب بوده‌اند.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل در پرتفوی آزمون نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار

مدل	آماره سارگان (J)	رتبه گشتاور (ابزارها)	احتمال آماره سارگان	نتیجه
CAPM	۱۶۸/۶۵۲۴	۱۳۹	۰/۰۳۶۹۴۹	نامعتبر
FF3	۲۱۳/۴۱۸۰	۲۰۴	۰/۳۰۱۵۰۱	معتبر
FF5	۱۶۱/۸۱۰۳	۱۳۹	۰/۰۵۵۹۱۲	معتبر
CNZ3	۱۶۳/۷۳۵۵	۱۳۹	۰/۰۶۴۱۵۹	معتبر
MKT+LIQ	۱۷۰/۶۸۲۶	۱۳۹	۰/۰۲۹۲۲۱	نامعتبر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

MKT+ MOMENT	۱۴۸/۶۱۳۵	۱۳۹	۰/۲۴۵۸۶۴	معتبر
MKT+ GDP	۱۶۹/۰۳۲۴	۱۳۹	۰/۰۰۳۴۰۸	نامعتبر
MKT+ CONS	۱۸۷/۷۶۴۷	۱۳۹	۰/۰۰۲۹۳۵	نامعتبر
MKT+ LABOR	۱۶۹/۰۴۳۲	۱۳۹	۰/۰۳۲۸۹۱	نامعتبر
MKT+ EIU	۱۶۸/۴۷۴۰	۱۳۹	۰/۰۳۶۹۴۹	نامعتبر

منبع: یافته های پژوهشگران

در این پرتفوی آزمون مدل‌های فاما و فرنچ سه عاملی و پنج عاملی، سه عاملی چن و همکاران (۲۰۱۰) و دو عاملی شامل شتاب قیمت اعتبار لازم را دارند. در بین این مدل‌ها مدل فاما و فرنچ سه عاملی با احتمال ۰/۳۰۱۵۰۱ برتر از بقیه می‌باشد.

جدول (۶): نتایج برآورد مدل در پرتفوی آزمون عدم اطمینان

مدل	آماره سارگان (J)	رتبه گشتاور (ابزارها)	احتمال آماره سارگان	نتیجه
CAPM	۱۷۵/۲۴۵۸	۱۳۹	۰/۰۱۸۱۴۳	نامعتبر
FF3	۱۶۳/۶۲۷۱	۱۳۹	۰/۰۶۴۱۵۹	معتبر
FF5	۱۵۱/۷۱۸۲	۱۳۹	۰/۱۴۹۶۷۳	معتبر
CNZ3	۱۶۸/۲۹۶۴	۱۳۹	۰/۰۳۲۴۶۱	نامعتبر
MKT+LIQ	۱۷۰/۰۷۶۱	۱۳۹	۰/۰۳۷۸۷۲	معتبر
MKT+ MOMENT	۱۵۸/۴۲۱۲	۱۳۹	۰/۱۰۵۸۵۵	معتبر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

MKT+ GDP	۱۵۷/۱۸۷۷	۱۳۹	۰/۱۱۶۲۷٤	معتبر
MKT+ CONS	۱٦۷/٥٦۰۷	۱۳۹	۰/۰٤۱٤۲٦	نامعتبر
MKT+ LABOR	۱۷۳/۰۹٥٦	۱۳۹	۰/۰۲۰۲٥۳	نامعتبر
MKT+ EIU	۱۷٥/۲٤۳۸	۱۳۹	۰/۰۱٥۷۱۰	نامعتبر

منبع: یافته های پژوهشگران

در پرتفوی آزمون عدم‌اطمینان مدل‌های فاما و فرنچ سه و پنج عاملی، مدل‌های دو عاملی شامل شتاب قیمت و GDP معتبر می‌باشند. مدل فاما و فرنچ پنج عاملی با احتمال ۰/۱۴۹۶۷۳ نسبت به بقیه برتری دارد.

جدول (۷): نتایج برآورد مدل در پرتفوی آزمون سرمایه‌گذاری

مدل	آماره سارگان (J)	رتبه گشتاور (ابزارها)	احتمال آماره سارگان	نتیجه
CAPM	۱۷٤/۱۹۸٤	۱۳۹	۰/۰۲۰٥٦۷	نامعتبر
FF3	۲۱۲/۰۲۱۹	۲۰۷	۰/۳۳٥۸۱۸	معتبر
FF5	۱٦۲/۰٤۱۱	۱۳۹	۰/۰٥۰۰۸۷	معتبر
CNZ3	۱۷٤/۳۲٦٤	۱۳۹	۰/۰۱٥٤٤۷	نامعتبر
MKT+LIQ	۱۰۹/۹٥۰۲	۷۰	۰/۰۰۱۱۸۱	نامعتبر
MKT+ MOMENT	۱٦۷/۱۸٤۷	۱۳۹	۰/۰٤۱٤۲٦	نامعتبر
MKT+ GDP	۱۰۸/۹۳۹٤	۷۰	۰/۰۰۱۱۸۱	نامعتبر
MKT+ CONS	۱۰۸/٤٤٤۰	۷۰	۰/۰۰۱٤٥۳	نامعتبر
MKT+ LABOR	۱۷۱/۱۲٤۹	۱۳۹	۰/۰۲٥۹۱۰	نامعتبر
MKT+ EIU	۱۷۲/۲۰٤۲	۱۳۹	۰/۰۲۲۹۲۹	نامعتبر

منبع: یافته های پژوهشگران

در این پرتفوی آزمون مدل‌های فاما و فرنچ ۳ و ۵ عاملی معتبر شده‌اند و مدل سه عاملی با احتمال ۰/۳۳۵۸۱۸ بهتر از پنج عاملی با احتمال ۰/۰۵۰۰۸۷ می‌باشد.

جدول (۸): نتایج برآورد مدل در پرتفوی آزمون بازده تجمعی گذشته

منبع: یافته های پژوهشگران

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مدل	آماره سارگان (J)	رتبه گشتاور (ابزارها)	احتمال آماره سارگان	نتیجه
CAPM	۱۶۱/۲۸۶۰	۱۳۹	۰/۰۷۶۵۰۹	معتبر
FF3	۱۵۴/۹۷۰۹	۱۳۹	۰/۱۳۸۵۹۰	معتبر
FF5	۱۴۷/۱۴۳۸	۱۳۹	۰/۲۰۸۹۱۲	معتبر
CNZ3	۱۵۷/۷۶۵۶	۱۳۹	۰/۱۰۵۰۹۴	معتبر
MKT+LIQ	۸۹/۵۲۷۷۶	۷۰	۰/۰۴۴۶۷۸	نامعتبر
MKT+ MOMENT	۱۴۹/۶۶۷۷	۱۳۹	۰/۲۱۷۹۸۳	معتبر
MKT+ GDP	۱۵۶/۴۳۳۸	۱۳۹	۰/۱۲۷۴۵۰	معتبر
MKT+ CONS	۱۶۱/۳۸۳۸	۱۳۹	۰/۰۷۸۸۷۵	معتبر
MKT+ LABOR	۱۶۱/۶۸۴۳	۱۳۹	۰/۰۷۸۸۷۵	معتبر
MKT+ EIU	۱۶۰/۲۱۲۶	۱۳۹	۰/۰۸۷۱۸۴	معتبر

فقط مدل دو عاملی شامل نقد شوندگی معتبر می‌باشند. مدل دو عاملی شامل شتاب قیمت با احتمال آماره سارگان ۰/۲۱۷۹۸۳ برتر از بقیه می‌باشد.

در این پرتفوی آزمون، مدل‌های فاما و فرنچ ۳ عاملی و مدل دو عاملی با عامل نقدشوندگی با احتمالات کمتر از ۰/۰۵ معتبر نشدند. مدل فاما و فرنچ ۵ عاملی با احتمال ۰/۱۱۳۹۱۵ نسبت به بقیه مدل‌ها توان بالاتری دارد.

جدول (۹): نتایج برآورد مدل در پرتفوی آزمون نسبت ROA

مدل	آماره سارگان (J)	رتبه گشتاور (ابزارها)	احتمال آماره سارگان	نتیجه
CAPM	۱۶۴/۲۰۸۷	۱۳۹	۰/۰۶۴۷۸۰	معتبر
FF3	۱۰۴/۹۵۸۱	۷۰	۰/۰۰۲۰۸۰	نامعتبر
FF5	۱۵۴/۲۴۳۹	۱۳۹	۰/۱۱۳۹۱۵	معتبر
CNZ3	۱۵۹/۷۶۹۱	۱۳۹	۰/۰۸۶۴۷۲	نامعتبر
MKT+LIQ	۱۰۲/۸۴۷۵	۷۰	۰/۰۰۴۷۹۱	نامعتبر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

MKT+ MOMENT	۱۶۰/۴۹۲۸	۱۳۹	۰/۰۸۷۱۸۴	معتبر
MKT+ GDP	۱۶۲/۲۹۶۰	۱۳۹	۰/۰۷۱۲۱۰	معتبر
MKT+ CONS	۱۶۱/۳۱۳۹	۱۳۹	۰/۰۷۸۸۷۵	معتبر
MKT+ LABOR	۱۶۴/۴۶۸۷	۱۳۹	۰/۰۵۷۶۸۷	معتبر
MKT+ EIU	۱۶۴/۰۷۹۷	۱۳۹	۰/۰۵۷۶۸۷	معتبر

منبع: یافته های پژوهشگران

همانطور که مشاهده شد برخی مدل‌ها در اکثر پرتفوی‌های آزمون، معتبر و برخی دیگر نامعتبر شدند که به شرح زیر می‌توان آنها را خلاصه کرد:

مدل فاما و فرنچ ۵ عاملی و مدل دو عاملی شامل شتاب قیمت در ۵ پرتفوی مورد آزمون (ارزش، سرمایه‌گذاری، نسبت ROA، عدم اطمینان و بازدهی گذشته) اعتبار لازم را داشتند و پس از آنها مدل فاما فرنچ سه عاملی قرار دارد که در ۴ پرتفوی آزمون (ارزش، سرمایه‌گذاری، عدم اطمینان و بازدهی گذشته) معتبر بود. پس از آن مدل سه عاملی چن و همکاران(۲۰۱۰) در ۳ پرتفوی نسبت ROA، بازدهی تجمعی گذشته و ارزش، مدل دو عاملی شامل GDP در ۳ پرتفوی نسبت ROA، بازدهی تجمعی گذشته و عدم اطمینان، مدل دو عاملی شامل مصرف در ۳ پرتفوی نسبت ROA، بازدهی تجمعی گذشته و اندازه، مدل دو عاملی شامل نیروی کار و عدم اطمینان در دو پرتفوی نسبت ROA و بازدهی تجمعی گذشته معتبر می‌باشند.

۶-نتیجه گیری کلی

با توجه به اهمیت ریسک و بازده در تصمیم گیری‌های مربوط به سرمایه‌گذاری، پژوهش های تجربی تعداد زیادی مدل معرفی کرده‌اند تا سرمایه‌گذاران بتوانند با استفاده از ابزارهای مناسب تصمیمات بهینه‌ای بگیرند و به نحو صحیحی منابع کمیاب را تخصیص دهند. در این پژوهش با هدف کمک به سرمایه‌گذاران برای تشخیص ابزار دقیق‌تر برای تصمیم گیری به ارزیابی و مقایسه برخی مدل‌های قیمت‌گذاری پرداخته شد. ارزیابی مدل‌ها به روش‌های متفاوت انجام می‌شود. بیشترین روشی که در اکثر پژوهش ها استفاده می‌شود استفاده از رگرسیون و بررسی همبستگی

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

بین عوامل می‌باشد. روش مورد استفاده در این پژوهش، روش GMM می‌باشد، که توسط هنسن در سال ۱۹۸۲ معرفی شد اشاره کرد. در این روش می‌توان با تعریف ماتریس وزن دهنده بهینه خطای برآورد مدل را به حداقل رساند. همچنین برای انجام برآورد مدل‌ها از روش پرتفوی بندی استفاده شد. برای انجام این پرتفوی بندی ۶ معیار با توجه به پیشینه موجود در نظر گرفته شد. این ۶ معیار عبارتند از اندازه، نسبت B/M، سرمایه‌گذاری، عدم اطمینان، بازدهی گذشته و نسبت ROA. در نتیجه ۱۰ مدل با بکار گیری پرتفوی‌های تشکیل شده براساس این معیارها از نظر بازده اضافی مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در صورت برآورد با استفاده از معیارهای مختلف، کارایی متفاوتی را نشان می‌دهند.

پس از مشخص شدن اعتبار مدل‌ها در هر یک از پرتفوی‌های آزمون، با توجه به احتمال آماره سارگان محاسبه شده مدل‌های معتبر رتبه بندی شدند.

رتبه هر یک از مدل‌ها در گروه‌های مختلف پرتفوی به شرح جدول ۱۰ می‌باشد.

جدول (۱۰): رتبه بندی مدل‌ها در گروه‌های مختلف پرتفوی بندی شده

معیار / مدل	اندازه	ارزش دفتری به ارزش بازار	سرمایه‌گذاری	عدم اطمینان	بازدهی گذشته	ROA
فاما و فرنچ ۳ عاملی	-*	۱	۱	٤	۳	-
فاما وفرنچ ۵ عاملی	-	٤	۲	۱	۲	۱
دو عاملی شامل شتاب قیمت	-	۲	-	۳	۱	۲

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

دو عاملی شامل عدم اطمینان	–	–	–	–	۷	۷
دو عاملی شامل GDP	–	–	–	۲	۵	۵
دو عاملی شامل مصرف	۱	–	–	–	۸	٤
دو عاملی شامل نیروی کار	–	–	–	–	۸	۷
مدل ۳ عاملی چن و همکاران (۲۰۱۰)	–	۳	–	–	٦	۳
CAPM	–	–	–	–	۹	٦
دو عاملی شامل نقدشوندگی	–	–	–	–	–	–

منبع: یافته های پژوهشگران *مدل معتبر نمی‌باشد.

با توجه به جدول (۱۰) می‌توان گفت مدل فاما و فرنچ ۵ عاملی و ۳ عاملی و مدل ۲ عاملی شامل شتاب قیمت در اکثر پرتفوی‌ها توانسته‌اند با دقت بیشتری نسبت به بقیه برآورد نمایند. با اینکه مدل فاما و فرنچ ۵ عاملی نسبت به ۲ مدل ذکر شده در تعداد بیشتری از پرتفوی‌ها معتبر بوده، ولی با توجه به احتمال آماره سارگان، مدل فاما و فرنچ ۳ عاملی و مدل ۲ عاملی شامل شتاب قیمت میزان خطای برآورد کمتری نسبت به فاما و فرنچ ۵ عاملی دارند. مدل دو عاملی شامل نقدشوندگی با هیچ یک از معیارهای پرتفوی بندی نتوانست اعتبار لازم را کسب کند.

جدول (۱۱): مقایسه نتیجه رتبه‌بندی مدل‌ها با پژوهش های پیشین

پژوهش پیشین	نتیجه	مقایسه
دیویس،فاما و فرنچ (۲۰۰۰)، واکشوسل و لوبه (۲۰۱۱)، پرومبر و همکاران (۲۰۱۲)، کیم و همکاران (۲۰۱۱)،رباط میلی (۱۳۸٦) و احمدپور و رحمانی (۱۳۸٦)	برتری مدل فاما و فرنچ	مشابه
نتایج پائلو مایو، ۲۰۰۸ ،کن و همکاران، ۲۰۱۲	برتری مدل CAPM چند دوره ای	متفاوت
چن و همکاران، ۲۰۱۰	رد فاما و فرنچ سه عاملی	
کیم، ۲۰۱۲	برتری مدل CAPM مصرفی	

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

هودریک و ژانگ ۲۰۰۱	**برتری مدل کمپل**	

منبع: یافته های پژوهشگران

منابع:

۱- تهرانی، رضا، گودرزی، مصطفی و مرادی، هادی. (۱۳۸۷). ریسک و بازده: "آزمون مدل CCAPM در مقایسه با مدل CAPM در بورس اوراق بهادار تهران". **تحقیقات اقتصادی**، شماره ۸۵.

۲- خدادادی، ولی اله، دستگیر، محسن و نصر اصفهانی، حمید. (۱۳۸۹). "بررسی دقت پیش بینی دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل بتای پاداشی در بورس اوراق بهادار تهران". **پژوهشنامه علوم اقتصادی**، سال دهم(۲).

۳- رباط میلی، مژگان. (۱۳۸۶). "مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش بینی بازده مورد انتظار در بورس تهران". **پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری**، دانشگاه الزهرا (س).

۴- رهنمای رودپشتی، فریدون و مرادی، محمدرضا. (۱۳۸۴). "بررسی گونگی سازوکار قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از تحلیل عاملی در بورس اوراق بهادار تهران". **تحقیقات مالی**، ۱۹، ۶۵-۹۵.

۵- ظریف فرد، احمد و قائمی، محمدحسین. (۱۳۸۲)." آزمون تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران". **مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز**، ۱۹(۲).

۶- عرب مازار یزدی، محمد و مشایخ، شهناز. (۱۳۸۲). "بازده اضافی مدیریت حرفه‌ای (فعال) به شرکت‌های سرمایه‌گذاری". **مطالعات تجربی حسابداری مالی**، شماره ۴, ۱-۲۴.

۷- فدایی نژاد، محمداسماعیل و صادقی، محسن. (۱۳۸۵). "بررسی سودمندی استراتژی‌های مومنتوم و معکوس". **پیام مدیریت**، شماره ۱۷ و ۱۸, ۷-۳۱.

۸- کردستانی، غلامرضا و آشتاب، علی. (۱۳۸۹). "بررسی رابطه بین خطای پیش بینی سود و بازده غیر عادی سهام شرکت‌های جدیدالورود به بورس اوراق بهادار تهران". **فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی**، دوره ۱۷(شماره ۶۰)، ۹۳-۱۰۸.

۹- محسنی دمنه، قاسم. (۱۳۸۶). "چگونه تئوری قیمت‌گذاری مبتنی بر آربیتراژ راآزمون کنیم؟". **پژوهشنامه اقتصادی**، ۷(۴)، ۲۱۹-۲۴۵.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۱۰- نبوی شقاقی، زهرا. (۱۳۸۸). "انتخاب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها برای تخمین هزینه سهام". **پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت مالی**، دانشگاه علامه طباطبایی.

۱۱- یحیی زاده فر، محمود و خرمدین، جواد. (۱۳۸۷). "نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران". **فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی**، دوره ۱۵(شماره ۵۳)، ۱۰۱-۱۱۸.

12- Amihud, Yakov. (2002). "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects". **Journal of Financial Markets**, *5*.

13- Avramov, Doron, & Ghordia, Tarun. (2006). "Asset Pricing Models and Financial Market Anomalies". **The Review of Financial Studies**, 19(3). doi: 10.1093/rfs/hhj025

14- Bali, Turan G., & Zhou, Hao. (2011). "Risk, Uncertainty ,and Expected Returns". Paper presented at the Sixth Singapore International Conference on Finance 2012 Paper, Singapore

15- Breeden, Douglas. (1979). "An international asset picing model with stochastic consumption and investment opportunities". Journal of Financial Economics,7,1.

16- Chen, Long, Novy-Marx, & Zhang, Lu. (2010). An Alternative Three-Factor Model., available at; http:// papers.ssrn.com /sol3/papers .cfm ?abstract _id = 1418117

17- Choudhary, Kapil, & Choudhary, Sakshi. (2010). "Testing Capital Asset Pricing Model: Empirical Evidences from Indian Equity Market". **International Journal of Management Prudence**, *1*(2) .

18- De PeÑa, Francisco, Forner, Carlos, & LÓpez-Espinosa, Germán .(2010) "Fundamentals and the Origin of Fama-French Factors: The Case of the Spanish Market". **journal of economics and finance**, *60*(5), 426-446 .

19- Fama, Eugene F., & French, Kenneth R. (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds". **Journal of Financial Economics**, *33*, 3-56 .

20- Gray, Philip, & Johnson, Jessica. (2011). "The relationship between asset growth and the cross-section of stock returns". **Journal of Banking & Finance,** *35*(3), 670-680. doi: 10.1016/j.jbankfin.2010.06.005

21- Hansen, Lars Peter) .(1982). "larg sample properties of generalized method of moments estimators". **econometrica**, *50*(4), 1029-1054 .

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

22- Iqbal, Javed, Brooks, Robert, & Galagedera, Don U. A. (2010). "Testing conditional asset pricing models: An emerging market perspective". **Journal of International Money and Finance**, *29*(5), 897-918. doi: 10.1016/j. jimonfin. 2009.12.004

23- Jagannathan, Ravi, & Wang, Zhenyu. (1996). "The Condittional CAPM and the cross-section of expected returns".**Journal of finance,** *51*(1), 3-53 .

24- Jegadeesh, Narasimhan, & Titman, Sheridan (1993). "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency". **The Journal of Finance,** *48*(1), 65-91 .

25- Kan, Raymond, Robotti, Cesare & ,Shanken, J. A. Y. (2013). "Pricing Model Performance and the Two-Pass Cross-Sectional Regression Methodology". **The Journal of Finance**, *68*(6), 2617-2649. doi: 10.1111/jofi.12035

26- Kim, Dongcheol. (2006). "On the Information Uncertainty Risk and the January Effect". **The Journal of Business,** *79*(4), 2127-2162 .

27- Kim, Dongcheol, Kim, Tong Suk, & Min, Byoung-Kyu. (2011)." Future labor income growth and the cross-section of equity returns". **Journal of Banking & Finance**, *35*(1), 67-81. doi: 10.1016/j.jbankfin.2010.07.014.

28- Kim, Jinyong. (2012). "Evaluating time-series restrictions for cross-sections of expected returns: Multifactor CCAPMs". **Pacific-Basin Finance Journal,** *20*(5), 688-706. doi: 10.1016/j.pacfin.2012.02.001

29- Kim, Soon-Ho, Kim, Dongcheol, & Shin, Hyun-Soo. (2012). "Evaluating asset pricing models in the Korean stock market"**. Pacific-Basin Finance Journal**, *20*(2), 198-227. doi: 10.1016/j.pacfin.2011.09.001

30- Perdana, Wahyu Santosa. (2011)."Probability of Price Reversal and Intraday Trading Activity on Tick Size-25 at Indonesia Stock Exchange". **Indonesian Journal for the Science of Management**, *10*(3).

31- Perold, Andre F. (2004). "The Capital Asset Pricing Model". **Journal of Economic Perspectives**, *18*(3), 3-24 .

32- Prombutr, Wikrom, Phengpis, Chanwit, & Zhang, Ying. (2012). "What explains the investment growth anomaly?". **Journal of Banking & Finance** ,*36*)9 ,(2532-2542 .doi: 10.1016/j.jbankfin.2012.05.010

33- Yasmeen, Masood, Sarwar, Saghi, Ghauri, & Waqas, Muhammad. (2012). "The Capital Asset Pricing Model: Empirical Evidence from Pakistan". MPRA Paper, no. 41961(posted 16) .

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]