نشریـه علمـی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
دوره ۱۵ / شماره ۴ (پیاپی ۵۶) / زمستان ۱۴۰۱
صفحه ۸۴ تا ۱۰۱

ارزیابی بازده سهام با بهره گیری از تلفیق الگوی چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تابع جریمه(پنالتی) در بازار بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه ان با الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ

علی اکبر فرزین فر*[1]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۰۹

چکیده

یکی از دغدغه‌های اصـلی سـرمایه‌گذاران، ارزیابی بازده سـرمایه‌گذاری اسـت که با اسـتفاده از الگوهای مختلف مانند الگوی تک عاملی $CAPM$، سـه و پنج عاملی فاما و فرنچ، و شـش عاملی روی و شـیجین و غیره که به الگوهای چندعاملی معروفند انجام می‌شـود. به رغم اسـتفاده گسـترده از الگوهای مزبور، اشـکالات اسـاسی آن‌ها شامل حساسیت به تغییرات غیرمترقبه، شوک‌های ناگهانی، تلاطم‌های شدید حبـاب قیمتی و غیره اسـت. برای رفع آن‌ها، الگوی چندعاملی بر پایه اسـتفاده از روش تابع پنالتی (جریمه) برآورد گردیده که به جای اسـتفاده از شـیوه میانگین‌گیری، بر اسـاس بهینه‌سـازی و اجتناب از تاثیر تغییرات غیرمتعارف و سـایر عوامل موثر در بازار سـرمایه، عمل می‌کند. برای ارزیابی بازده سـهام می‌توان از گزینش عوامل موثر و مدل‌سـازی و ارائه الگوی متناسـب با شرایط حاکم بر بازار سرمایه ایران اسـتفاده نمود. در این مقاله، با تشکیل سبد (پرتفوی) های سرمایه‌گذاری و شناسایی عوامل موثر و پالایش آن، دسته‌بندی و برآورد الگوی تلفیقی تابع جریمه و چندعاملی ($P\ \&\ PCA$) بر پایه داده‌های عملکردی در بازه زمانی انجام شـد. نتایج این تحقیق نشان داد که استفاده از الگوریتم شـبیه‌سـازی گسـترده تابع جریمه به شیوه تخمین($P\ \&\ PCA$) کارایی روش‌های چندعاملی را در ارزیابی بازده سهام بهبود می‌بخشـد و اسـتفاده از الگوریتم تلفیق تابع جریمه و چند عاملی نسـبت به الگوی ۵عاملی فاما وفرنچ در دوره زمانی موردبررسی از دقت وقدرت توضیح دهندگی بالاتری در برآورد بازده سهام برخوردار است.

کلمات کلیدی: الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ، قیمت گذاری دارایی سـرمایه‌ای، تابع جریمه، الگوی تلفیقی تابع جریمه و چندعاملی ($P\ \&\ PCA$)، ارزیابی بازده سهام.

[1] استادیار گروه حسابداری، واحد کاشان ، دانشگاه آزاد اسلامی، کاشان، ایران *farzinfar_47@yahoo.com*

۱. مقدمه

از روش‌های ارزیابی دارایی‌های سرمایه‌ای نظیر ارزیابی سهام، استفاده از الگوهای چند عاملی است. برای برآورد این الگوها معمولا از روش‌هایی چون حداکثر راست‌نمایی بهره گرفته و بر این اساس مرتبط‌ترین عوامل انتخاب می‌شود، مانند الگوی فاما-فرنچ و کارهارت. الگوهای چند عاملی و مشتقات آن‌ها، به جهت قابلیت بسط اطلاعات مفید از تعداد زیادی از متغیرهای مرتبط، به طرز گسترده‌ای در تحلیل‌های اقتصادی و پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این الگوها فرآیندهای تولید اطلاعات غالبا بر مبنای ترکیب خطی عوامل مشترک مرتبط و شرایط خطا صورت می‌پذیرد (ان جی[۱] ۲۰۰۹).برآورد الگوهای چند عاملی در مواردی که عوامل متعارف مرتبط نامشهود هستند، می‌تواند با اشکالاتی مواجه گردد. بدین جهت یکی از اهداف اساسی برآورد چنین الگوهایی، شناسایی عوامل متعارف پنهان و بار اطلاعاتی آن‌هاست. الگوها مشتمل بر شیوه حداکثر راست نمایی *(MLE)*، زنجیره مارکوف مونت کارلو *(MCMC)* و شیوه تحلیل اجزای اساسی *(PCA)* هستند. بر این اساس، شیوه تحلیل اجزای اساسی *(PCA)* به دلیل حجم محاسباتی کمتر در قیاس با روش‌های حداکثر راست نمایی *(MLE)* و زنجیره مارکوف مونت کارلو *(MCMC)*، دارای کاربرد بیشتری است. برخلاف سهولت محاسباتی روش تحلیل اجزای اساسی *(PCA)*، در صورت ظاهر شدن عوامل متعارف متعدد، قادر به برآورد دقیق عوامل پنهان و بار اطلاعاتی آن‌ها نیست (کلر[۲] و همکاران، ۲۰۰۷).برخلاف استفاده گسترده از الگوهای تحلیل چند عاملی در زمینه‌هایی چون ارزیابی دارایی‌های سرمایه‌ای، نبایستی اشکالات آن‌ها را از نظر دور داشت که در الگوی پیشنهادی (تلفیق الگوی چند عاملی و تابع جریمه) جهت رفع آن‌ها قدم برداشته شده است. اولا: اشکال اساسی الگوهای چند عاملی حساسیت به تغییرات غیرمترقبه نظیر شوک‌های ناگهانی و به تعبیری تغییرات غیر متعارف است (چو[۳] و همکاران، ۲۰۱۷). ثانیا: در الگوهای چندعاملی تعداد معینی از عوامل به عنوان متغیرهای توضیحی در برآورد بازده سهام مورد استفاده قرار گرفته که ممکن است تکیه بر همان عوامل در بازارهای مختلف سرمایه‌ای از توضیح‌دهندگی مناسبی برخوردار نباشد.

جهت حل مشکل برآورد دقیق عوامل پنهان و بار اطلاعاتی آن‌ها، در این تحقیق شیوه‌ای آسان و کارآمد پیشنهاد شد که هدف آن کاهش خطای در برآورد عوامل نهان متعارف و بارهای اطلاعاتی از طریق لحاظ کردن هم زمان و در عین حال برآورد اجزای متعارف و غیر متعارف است. در ابتدا مسئله برآوردی را در قالب یک الگوی حداقل مجذورات به همراه تابع جریمه‌ای برای اجزای غیر متعارف فرموله شد. پس از آن مسئله برآوردی از طریق ایجاد الگوریتمی منظم و منطقی جهت حل مسئله تحلیل اجزای اساسی *(PCA)* و مسئله برآورد تک متغیره، حل شد. الگوی پیشنهادی که تلفیقی از الگوی تحلیل اجزای اساسی *(PCA)* و تابع جریمه است به اختصار الگوی *(P&PCA)* یعنی الگوی تلفیقی تابع جریمه به روش حداقل مربعات و تحلیل اجزای اساسی نامیده شده است.

یکی از تفاوت‌های اساسی الگوهای چندعاملی و الگوی پیشنهادی در این تحقیق موسوم به *(P&PCA)*، آن است که بر مبنای شیوه‌ای از فرآیند تولید داده ها است که در آن برخی از عوامل غیر متعارف نیز وجود دارند. در فرآیند پردازش داده‌ها، به جهت تلاطم‌های شدید در بازار سهام نظیر حباب قیمتی، واقعیت‌ها تحت‌الشعاع قرار می‌گیرد. چنین تلاطم‌هایی را نمی‌توان به تغییرات مستمر عوامل یا بارهای عاملی آن‌ها مرتبط دانست. تحت مفروضات مناسبی در ارتباط با اجزای خاص و غیر متعارف است که فردی

[۱] *Ng*
[۲] *Keller*
[۳] *Chou*

می‌تواند عوامل و بارهای عواملی پایدار را با استفاده از شیوه تحلیل اجزای اساسی(*PCA*) برآورد نماید (بای و ان جی[1]، ۲۰۰۲).

این پژوهش با هدف اساسی پاسخ به این پرسش به انجام رسیده است که طراحی و به کارگیری الگوی مناسب چند عاملی ارزیابی بازده مبتنی بر تلفیق تابع جریمه و الگوی تحلیل چند عاملی، در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران ومقایسه ان با الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ چه نتایجی در بردارد؟

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

پژوهش انجام شده (اعلمی فر و همکاران ۱۳۹۹) توسعه مدل های عاملی قیمت گذاری فاما و فرنچ با استفاده از عامل های بنیادی مبتنی بر ویژگی های حسابداری یافته های این پژوهش بیانگر این مهم است که اطلاعات های صورت های مالی دارا ی محتوای اطلاعاتی بوده و در تعیین بازده مورد انتظار میتواند نقش انکارناپذیری داشته باشند.

در پژوهشی دیگر (عیوض لو و همکاران ۱۳۹۹) مدل قیمت گذاری چند عاملی در بازار سرمایه ایران که نتایج حاصل این پژوهش بیان می کند ترکیب دو عامل از میان عوامل، بررسی عرض از مبدأ نشان می‌دهد که ترکیب ریسک نقدشوندگی و مومنتوم باعث بهبود بیشتری شده‌است

۲,۱ الگوهای قیمت‌گذاری بر مبنای عوامل موثر

مطالعات مربوط به مدل‌های ارزش یا قیمت‌گذاری دارایی‌ها به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (*CAPM*) مبتنی بر پژوهش شارپ[2] (۱۹۶۴) بر می‌گردد که در آن بازده هر پورتفوی صرفا ناشی از ریسک سیستماتیک می‌باشد.

پس از آن مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۳)، با افزایش دو عامل جدید فرصت رشد و اندازه شرکت پیشنهاد شد. که تا حدودی ناتوانی الگوی تک عاملی *CAPM* را توجیه نماید اما قادر نبود که استراتژی مومنتوم مبنی بر خرید و نگهداری سهام با بازده بالا و فروش سهام با بازده کم که توسط جگادیش و تیتمن[3](۱۹۹۳) ابداع گردیده بود، توجیه نماید.

پس از آن، الگوی چهار عاملی کارهارت[4] (۱۹۹۷) با توسعه مدل سه عاملی توانست تا حد زیادی بی قاعدگی های مطرح شده در نقد الگوهای قبلی را کاهش دهند. بلک و اسکولز[5] (۱۹۷۳)، لینتنر[6] (۱۹۶۵)، موسین[7] (۱۹۶۶) و شارپ (۱۹۶۴)، در تبیین الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، توسعه روابط بین ریسک و بازده را انجام دادند.فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، یک الگوی پنج عاملی را با افزایش دو عامل جدید سرمایه‌گذاری و سودآوری به الگوی سه عاملی قبلی خود، برای تطبیق تنوع بازده دارایی در پورتفوی پیشنهاد دادند و به عنوان متغیرهایی که توان توضیحی بیشتری دارند در الگوی قیمت‌گذاری مورد استفاده قرار گرفتند.چیاه[8] و همکاران (۲۰۱۶)، بر پایه استدلال‌های نظری و شواهد تجربی خود نشان دادند که در شرایط رقابتی جهانی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، بهتر از سایر الگوهای تک یا چندعاملی قادر به تبیین تغییرات در بازده و ارزیابی دارایی‌های سرمایه‌ای می‌باشد.کوباتا و تاکهارا[9] (۲۰۱۸)، بر پایه یافته‌های پژوهش خویش نشان دادند که الگوی قیمت‌گذاری پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، در توضیح تغییرات بازده دارایی‌ها، به تبیین کمتر از واقع می‌پردازد. کمپبل[10] (۱۹۹۶) علاقه‌مند به یافتن راهبردهای ارزش‌گذاری و تعیین اندازه مرتبط با مولفه‌های تشکیل‌دهنده سرمایه انسانی بود.بر اساس یافته‌های کیم[11] و همکاران (۲۰۱۱)،

---

[1] *Bai & Ng*
[2] *Sharpe*
[3] *Jegadeesh & Titman*
[4] *Carhart*
[5] *Black & Scholes*
[6] *Lintner*
[7] *Mossin*
[8] *Chiah*
[9] *Kubota & Takehara*
[10] *Campbell*
[11] *Kim*

مولفه سرمایه انسانی، قدرت پیش‌بینی استراتژی‌های ارزش و اندازه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. مایرز[1] (۱۹۷۲)، طی پژوهش خویش نقش مولفه سرمایه انسانی را به عنوان جزء ارزشمند ثروت کل در پیش‌بینی بازده دارایی را شناسایی کرد.

طبق مطالعات روی و شیجین[2] (۲۰۱۸) در سطح بین‌المللی، پویایی مولفه سرمایه انسانی، عوامل مشترک و اغلب متغیرهای مالی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تغییرات پیش‌بینی سود بازده دارایی مورد بررسی قرار گرفت. که نشان داد مولفه سرمایه انسانی قدرت توضیح‌دهندگی استراتژی‌های اندازه و ارزش شرکت را در پیش‌بینی بازده سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کند.

روی و شیجین (۲۰۱۸)، بررسی قابلیت تبیین تغییرات و قدرت پیش‌بینی الگوی شش عاملی پیشنهادی خود را برای اولین بار در بازار سرمایه آمریکا مورد استفاده قرار داده و با استفاده از داده‌های عملکردی به کار گرفته شده در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، قدرت توضیح‌دهندگی الگوی ابداع شده شش عاملی را با الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ و حتی الگوی پنج عاملی راسیوکات و رنتز (۲۰۱۷) نیز مورد مقایسه قرار دادند.

۲,۲ تابع جریمه (پنالتی) در برآورد الگوی قیمت‌گذاری

روش‌های پنالتی یا استفاده از توابع جریمه، نوع خاصی از الگوریتم‌ها هستند که برای حل مسائل بهینه‌سازی (ریاضیات) مقید به کار می‌روند. روش تابع پنالتی یک مسئله بهینه‌سازی محدود را با مجموعه‌ای از مسائل بدون قید جایگزین می‌کند. مسائل بدون قید با افزودن یک شرط به تابع هدفی به وجود می‌آیند که متشکل از یک پارامتر پنالتی و میزانی از نقض قید و محدودیت‌ها هستند. زمانی که محدوده‌ها نقض شوند، میزان نقض مخالف صفر و زمانی که محدوده‌ها نقض نشوند، برابر با صفر می‌باشد.

استفاده از پارامترهای پنالتی منفی در سال ۱۹۹۹ در مدل‌سازی محدوده‌های سامانه‌های سازه‌ای، به منظور محاسبه بسامدهای طبیعی با استفاده از روش ریلی-ریتز[3](۱۹۹۹) معرفی شد. در یک الگوی کلی تابع پنالتی را می‌توان به صورت بهینه‌سازی شده به شرح زیر تعریف نمود.

فرض کنیم تابع کمینه‌سازی مقید زیر مفروض باشد:

$$Min\ f(x)$$
$$s.t:$$
$$c_i(x) \geq 0\ \forall i \in I. \qquad (۱)$$

بر مبنای یافته‌های اندو و بای (۲۰۱۴)، تابع پنالتی را می‌توان به صورت یک الگوی تابع پنالتی غیر مقید و در چارچوب یک الگوی داده‌کاوی بر پایه الگوریتم‌های فرا ابتکاری و به شرح زیر تعریف نمود:

$$min\ \emptyset_k(x) = f(x) + \sigma_k \sum_{i\in I} g(c_i(x)) \quad (۲)$$

که در این الگوی جدید خواهیم داشت:

$$g\big(c_i(x)\big) = min(0, c_i(x))^2 \qquad (۳)$$

در این صورت در الگوی جدید $displaystyle \}$ $g(Ci(x))\{(((\{\{g(c_\{i\}(\{\mathbf\{x$ یک تابع پنالتی است که در آن δk $\{\{displaystyle\ \sigma_\{k\}$ ضریب‌های پنالتی هستند. در هر تکرار k از الگوی بهینه‌سازی تابع پنالتی، ضریب پنالتی $\{\{displaystyle\ \sigma_\{k\}$ را افزایش داده (مثلاً با ضریب ۱۰ نسبت به قبل)، و مسئله جدید بدون قید را حل کرده و جواب به دست آمده در هر تکرار را به عنوان جواب پایه‌ای برای تکرار بعدی تا رسیدن به جواب بهینه به کار می‌رود.

یکی از این روش‌های یافتن مقادیر بهینه، استفاده از الگوریتم‌های فراابتکاری مانند الگوریتم ژنتیک است. برای درنظر گرفتن محدودیت نیز از تابع جریمه استفاده می‌شود. تابع جریمه مقدار تابع هدف را در هر تکرار کاهش داده و در نتیجه احتمال اینکه نقطه‌ای که در حدود محدودیت‌های مسئله نیست برای مرحله‌ی بعد انتخاب شود کاهش یافته اما از بین نمی‌رود. چرا که نقطه موجه و نزدیک به نقطه بهینه اطلاعات بسیار مفیدتری از نقطه موجه دور ازنقطه بهینه به

[1] *Mayers*

[2] *Roy & Shijin*

[3] *Reyleigh-Ritz Method*

دست خواهد داد.

درهر مسئله بهینه‌سازی، یک یا چند محدودیت وجود دارد. به عنوان مثال در ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، نباید بازده منفی بوده یا از حداکثر تعریف شده در دامنه داده‌ها تجاوز کند. در این مسئله تولید نقاط ناموجه محتمل است. در این صورت سوال اصلی پیدا کردن راه حل مسئله برای پیشگیری از بروز چنین نقاطی است.

چهار روش برای رفع این مشکل و حذف جواب‌های خارج از منطقه موجه ارائه شده است. که یکی از مهم‌ترین آنها استفاده از تابع جریمه برای حل مشکل نقاط ناموجه است (تاکاسز ۲۰۰۵).

چو و همکاران (۲۰۱۷)، با تکیه بر داده‌های عملکرد بازار سرمایه در شانگهای، استفاده از تابع جریمه را در برآورد بازده سهام مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) را با تعداد ی از عوامل در قالب یک تابع جریمه جهت برآورد بازده سهام مورد استفاده قرار دادند و کارآیی بیشتر الگوی مبتنی بر تابع جریمه را در قیاس با الگوی سه عاملی نشان دادند.

۳. روش پژوهش

این پژوهش مبتنی بر شیوه استنتاج نظری به دنبال تلفیق الگوی چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تابع جریمه در بازار بورس اوراق بهادار تهران جهت ارزیابی بازده سهام است که در زمره تحقیقات نظری قرار می‌گیرد. الگوی پیشنهادی بکارگیری آن در قالب طرح تجربی میدانی با هدف کمک به سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه در زمینه تصمیم‌گیری‌های بهتر سرمایه‌ای بوده و از لحاظ هدف از جمله تحقیقات کاربردی است.بخشی از جامعه آماری شرکت‌های بورسی به روش تصادفی و به عنوان نمونه تعمیم‌پذیر برای آزمون الگو انتخاب شد و به لحاظ شیوه استنتاج بیان مشاهدات نمونه‌ای توصیفی و در تعمیم به جامعه آماری شرکت‌های بورسی، استقرایی است.

به دلیل استفاده از داده‌های آماری عملکردی مربوط به آخرین مقاطع زمانی دوره‌ای و بازه زمانی گذشته، طرح تحقیق از نوع پس رویدادی، تجربی-میدانی، گذشته نگر یا توصیفی- تحلیلی مبتنی بر تجربیات گذشته است.

۴. مدل پژوهش

چارچوب کلی (الگو و الگوریتم) برآورد الگوی چند عاملی و تابعی از عوامل غیرمتعارف است، مورد بحث قرار گرفت. فرض بر این است که سری‌های زمانی N بعدی مشتمل بر متغیرهای برگزیده شده Xt جهت پیش‌بینی متغیر وابسته Yt، محدود به داده‌های تولید شده طی فرآیند ذیل باشد:

$$X_t = \wedge F_t + J_t + e_t \quad (۴)$$

$$Y_{t+h} = \beta_F^T F_t + \beta_W^T W_t + \varepsilon_{t+h} \quad (۵)$$

که به ازای $t:1,\ 2,\ \ldots..,\ T$ تعریف گردیده است. در این رابطه K ماتریس عوامل با رتبه $N\ *\ r$، F_t برداری با رتبه $r*1$ از عوامل پنهان، ε_t برداری با رتبه $r*1$ از خطاهای در اندازه‌گیری و J_t برداری با رتبه $r*1$ از عوامل ویژه پنهان است و در رابطه‌های مزبور b_F برداری با رتبه $r*1$ از ضرایب برآوردی رگرسیونی به ازای عوامل پنهان تعریف شده، W_t برداری با رتبه $m*1$ از متغیرهای مشهود برون‌زا (خارجی)، b_w برداری با رتبه $m*1$ از ضرایب برآوردی رگرسیونی به ازای W_t تعریف شده‌اند. شاخص h بیانگر افق پیش‌بینی، W_{t+h} و ε_{t+h} عبارت از متغیرهای پیش‌بینی و خطای در برآورد افق زمانی آتی هستند. روابط مزبور مبتنی بر الگوی چند عاملی مورد استفاده در تحقیق استوک و واتسون[۱] (۲۰۰۲) و متغیرهای تعدیل شده چو و همکاران (۲۰۱۷) تبیین گردیده‌اند با این تفاوت که در این تحقیق طی رابطه تعریف شده بردار متغیرهای X_t، در بردارنده اجزای غیرمتعارف متغیرها (عوامل) ویژه J_t باشند. بر مبنای این فرض که بروز متغیرهای غیرمتعارف به ندرت نمود یابد، J_t متغیرهای عموما یک بردار پراکنده است به این معنی که برخی از عناصر این بردار برابر صفر بوده و به طور خاص می‌تواند به عنوان نمودی از جهش در مقادیر می‌باشد.

۴,۱ الگوریتم برآورد الگوی چند عاملی مبتنی بر

[۱] *Stock & Watson*

تـابع جریمه:مراحل زیر جهت تشـــریح فرآیند الگوی چند عاملی یا PCA برای برآورد عوامل نهانی F_t و بارگذاری K عامل بارگذاری شده، در روش تحلیل عاملی انجام شد.

مرحله اول، شناسایی عوامل:متغیرهای توضیحی یا عوامل ممکن موثر بر بازده سـهام با استفاده از جمع‌بندی ادبیات (یا به کار الگوی تحقیق زمینه‌ای)، شـناسـایی و به صورت بردار متغیرهای $x = (x_1 \dots x_T)^T$ فهرست می‌گردد.

مرحله دوم، دســته بندی عوامل:متغیرهای توضــیحی یا عوامـل موثر مبتنی بر الگوی تحلیـل عـاملی بـه دو دســته متغیرهـای آشــکـار و نهان تقســیم‌بندی می‌گردد. در این تقســیم‌بندی متغیرها یا عوامل موثر به دســته عوامل موثر $F = (F_1 \dots F_T)^T$ و نهـان $J = (J_1 \dots J_T)^T$ تقســیم می‌گردند.

مرحله ســوم، برآورد الگو:با فرض تعداد متغیرها یا عوامل ممکن اقلا برابر تعداد عوامل موثر و به تعبیری $N \geq T$ بوده و نهـایـت تعـداد عوامل برگزیده به عنوان عوامل نهایی موثر یا متغیرهای توضـیحی (r) مجهول باشـد. در این صورت بدون اســتفاده از J_t می‌توان ماتریس عوامل F و ماتریس K را بر پایه حل مسئله بهینه‌سازی ذیل برآورد نمود:

$$min_{F,\Lambda} \frac{1}{TN} \|X - F\Lambda^T\|_F^2, subject\ to\ \frac{F^T F}{T} = I_r \quad (۶)$$

در این رابطـه $||.||F$ عبـارت از نرم فروبنیوس در این برآورد اسـت. مسـئله بهینه‌سـازی تعریف شده در رابطه شماره ۳ تا حـدود زیـادی به شــیوه برآورد چند عاملی نزدیک اســت. ماتریس عوامل برآوردی $\hat{F}$ می‌تواند از طریق ضــرب $\sqrt{T}$ در ماتریســی مشــتمل بر بردار ویژه مربوط به بزرگترین r از عوامل ویژه ماتریس XXT با رتبه $T*T$ به دســت آید. با به دســت آوردن $\hat{F}$، ماتریس عوامل بارگذاری $\hat{\Lambda}$ نیز می‌تواند با اســتفـاده از روش حـداقـل مجـذورات بـه صــورت $\bar{F} = X\bar{\Lambda}/N$ $((\bar{\Lambda}^T\bar{\Lambda})^{-1}\bar{\Lambda}^T X^T)^T$ به دســت آید. از طرف دیگر در مواردی که $N \geq T$ باشد، می‌توان با حل مدل مذکور هم عوامـل موثر و هم عوامـل نهـایی را از طریق جـایگزینی محـدودیت $FTF/T = Ir$ با عبارت $\Lambda T\Lambda/N = Ir$ تعیین نمود. ماتریس عوامل بارگذاری K می‌تواند با از طریق ضـرب $\sqrt{T}$ در ماتریسی مشتمل بر برداری ویژه مربوط به بزرگترین r از عوامل ویژه ماتریس XXT با رتبه $T*T$ به دســت آید.با فرض مـاتریس‌هـای Z، $\hat{Z}$ و $\bar{Z}$ بـه عنوان $Z=F\Lambda T$، $\hat{Z} = \hat{F}\hat{\Lambda}^T$ و $\bar{Z} = \bar{F}\bar{\Lambda}^T$ ، مـاتریس‌هـای $\hat{Z}$ و $\bar{Z}$ را می‌توان بـه عنوان پـایین‌ترین رتبـه‌هـای برآوردی به ازای ماتریس X در نظر و از این جهـت تابع هدف $\|X - F\Lambda^T\|_F^2/(TN)$ نیز به دو مقدار بهینه $(\widehat{F}, \hat{\Lambda})$ و$(\bar{F}, \bar{\Lambda})$ خواهد رسید.

۴،۲ تلفیق الگوی و تابع جریمه:

اگر بردار ویژه اجزای غیر متعارف J_t طی فرآیند تولید داده‌ها مبتنی بر رابطه شــماره ۱، در برآورد F و K مورد اســتفاده قرار گیرد و در تعیین عوامل موثر و نهایی موثر در پیش‌بینی بازده سـهام به کار گرفته شـود، ممکن اسـت در مواردی که شــیوه برآورد چند عاملی مســتقیما در برآورد ماتریس‌های XX^T یـا X^TX مورد اســتفـاده واقع شــود، از کارآیی لازم برخوردار نباشـد. اگر J معلوم باشـد، می‌توان به شیوه بهتری F و K را بر پـایـه الگوی چند عاملی مبتنی بر ماتریس‌های CC^T یـا C^TC برآورد نمود. در حـالی کـه $C = X - J$ می‌باشـد. اگر J مجهول باشـد، می‌توان F و K را در ابتدا با برآورد $\hat{J}$ بـه جـای J و بـه کـار گیری الگوی چنـد عاملی در محـاســبــه ماتریس $\widehat{C^T C}$ یا $\widehat{CC}$ برآورد نموده در حالی که $\hat{C} = X - \hat{J}$ ماتریسـی است که برآورد متفاوتی از $\hat{J}$ را برای ماتریس X برآورد می‌نماید.

استراتژی مورد استفاده در برآورد J بر پایه استفاده خاصیتی از J اسـت که در آن فرض می‌شود ماتریس پراکنده‌ای است. برای برآورد پارامتر J ضریب جریمه l_p به J نسبت داده شود در حالی که $0 \leq p \leq 1$ است. بر این اساس بر سطح جریمه l_1 در تابع جریمه تمرکز می‌شـود. فرض شـود که $N > T$ و تعداد عوامل r مجهول باشـد، لذا طی روش مورد استفاده در تحقیق F، K و J بـا حل الگوی پنالتی زیر بر پایه ســطح پنالتی یا جریمه l_1برآورد خواهد گردید:

$$\min_{F,\Lambda J} \frac{1}{TN} \|X - F\Lambda^T - J\|_F^2 + \frac{\delta}{TN}\|J\|_1, \text{subject to } \frac{F^T F}{T} = I_r \quad (۷)$$

در این الگو $\delta \in R^+$ یـک پارامتر جریمه بوده و $\|J\|_1$ برابر

با جمع قدر مطلق مقادیر هر یک از عناصر در بردار J است. در این الگو شاید سطح جریمه $l1$ در اکثر موارد سطح تابع جریمه را برآورد پراکنش داده‌ها به خود اختصاص دهد.مثال‌هایی از کاربرد این الگو را می‌توان در تحقیقاتی چون چو و همکاران (۲۰۱۷) مشاهده نمود. سطح جریمه $l1$ تابعی محدب (کوژ) از بردار ویژه J می‌باشد. خاصیت محدب بودن این بردار ویژه سبب می‌شود که مسئله برآورد تعدیل شده حتی اگر T و N خیلی بزرگ هستند، الگویی دست یافتنی باشد.

مدل پیشنهادی در برآورد الگوی چندعاملی ارزش‌گذاری بازده سهام با نماد ($P\ \&\ PCA$) نامگذاری شده است چرا که تلفیقی از شیوه برآورد چند عاملی و تابع جریمه است. در حل مدل بیان شده در رابطه اخیر، الگوریتمی ریاضی پیشنهاد گردیده که در هر تکرار از آن یکی از اجزای الگوی تحلیل چند عاملی به دست آمده و در هر تکرار به عنوان تابعی تک متغیره در نظر گرفته و حل می‌شود. خلاصه این الگوریتم در برآورد الگوی چند عاملی مبتنی بر تابع تلفیق و تابع جریمه به صورت زیر بیان گردیده است.

۴,۳ **انتخاب تعداد عوامل:**وفق الگوریتم پیشنهادی و طی فرآیند شبیه‌سازی از معیار ICp که توسط بای و انجی (۲۰۰۲) ابداع گردیده در برآورد تعداد پارامترهای موثر بر پیش‌بینی بازده یا r بهره گرفته شده است. فرض شود که $N > T$ و $\hat{F}(r)$ نیز برآوردی از ماتریس عوامل ویژه با رتبه $T*r$ باشد (ماتریسی که در بردارنده $\sqrt{T}$ به عنوان دفعات به ازای اولین مقدار r بردار ویژه $\hat{C}\hat{C}^T$ می‌باشد). علاوه بر این فرض شود که:

$$V\left(r,\hat{F}(r)\right)=min_{\Lambda}\frac{1}{NT}\left\|\hat{C}-\hat{F}(r)\Lambda^T\right\|_F^2 \quad (۸)$$

معیار سه‌گانه ICp بای و نگ (۲۰۰۲) به صورت زیر تعریف خواهد شد:

$$IC_{P^1(r)=lnV\left(r,\hat{F}(r)\right)+r\left(\frac{N+T}{NT}\right)ln\left(\frac{NT}{N+T}\right)}$$
$$IC_{P^2(r)=lnV\left(r,\hat{F}(r)\right)+r\left(\frac{N+T}{NT}\right)ln(min(N,T))}$$
$$IC_{P^3(r)=lnV\left(r,\hat{F}(r)\right)+r\left(\frac{ln(min(N,T))}{min(N,T)}\right)}$$

(۹)

با تعریف $\hat{r}_i = argmin_r IC_{p^i}(r)$ به ازای $i = 1, 2, 3$ یا معیارهای سه گانه، در آن صورت مقدار برآوردی r را به عنوان کمترین مقدار برآوردی از این معیارهای سه گانه قرار داده و به تعبیری فرض بر این است که $\hat{r}_{BN} = min(\hat{r}_1, \hat{r}_2, \hat{r}_3)$. در هر تکرار، شیوه تعیین معیار ICp نیز به اجرا درخواهد آمد. آن گاه $\hat{F}(\hat{r}_{BN})$ را مورد استفاده قرار داده که عبارت از ماتریسی مشتمل بر اولین بردار ویژه برآوردی $\hat{C}\hat{C}^T$ و $\hat{\Lambda}(\hat{r}_{BN}) = \hat{C}^T\hat{F}(\hat{r}_{BN})/T$ به عنوان ماتریس‌های عوامل برآوردی و عوامل بارگذاری شده هستند.

۴,۴ **تعیین پارامتر جریمه:**در الگوی پیشنهادی به ($P\ \&\ PCA$) عنوان تلفیقی از الگوهای برآورد چند عاملی و تابع جریمه، پارمتر جریمه δ از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است که قاعده مشخصی برای تعیین آن وجود ندارد. در این مقاله، پارامتر جریمه را به صورت $\delta^{naive} = \bar{\hat{\sigma}}\sqrt{8lnT}$ و $\bar{\hat{\sigma}} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\hat{\sigma}_i$ تعیین نموده در حالی که در این عبارت $\hat{\sigma}_i$ به عنوان برآورد "سرانگشتی" از پارامتر δ در الگوی پیشنهادی تلفیقی است.این برآورد انحراف معیار نمونه مورد مطالعه و برآوردی پارامتر جریمه است. استفاده از برآوردهای تقریبی به عنوان یکی از شیوه‌های مرسوم در شبیه‌سازی است. ایده این برآورد برگرفته از این است که زیان مطلوب در برآورد Jit می‌تواند در صورتی می‌تواند حاصل شود که آستانه برآورد کننده δ به مقدار مناسبی منجر شود (داناهو و جانستون، ۱۹۹۴).

فرض شود که $\omega it = Jit + eit$ بیان گر جزء غیر متعارف خطای ویژه در ماتریس داده‌های Xit باشد، هم چنین eit نیز مقدار معینی از انحراف باشد که از توزیع نرمال استاندارد برخوردار باشد. در این صورت فرض می‌شود Jit با صفر یا مقدار Xit برآورد می‌گردد. مقدار مطلوب متوسط مجذورات زیان مربوط به برآورد کننده به ازای $t = 1, 2, \dots, T$ برابر است با $Loss_i^{oracle} = \sum_{t=1}^{T} min(J_{it}^2, \sigma^2)$ در حالی که $|Jit| > \sigma$ مجهول است. بدون چنین اطلاعاتی، ثابت شده است که متوسط مجذورات زیان $\tilde{J}_{it}$ به ازای $t = 1, 2, \dots, T$ می‌تواند به زیان $Loss_i^{oracle}$ منجر شده در

حالی که $\tilde{J}_{it} = ST(\omega_{it}, \sigma\sqrt{2lnT})$ در برآورد Jit مورد استفاده قرار گرفته است (واسرمن، ۲۰۰۶).فرض شود که $\hat{L}_{it}$ مقدار محاسبه شده با کسر نمودن Xit از حاصل عوامل متعارف برآورد شده و بارگذاری شده باشد. توجه شود که برآورد Jit با $\tilde{J}_{it} = ST(\hat{L}_{it}, \sigma\sqrt{2lnT})$ به ازای برابر قرار دادن آن با $\delta = \sigma\sqrt{8lnT}$ در الگوی پیشنهادی $P\text{-}PCA$ می‌باشد. اگر عوامل متعارف و عوامل بارگذاری شده به دقت برآورد شوند، در آن صورت $\hat{L}_{it} \approx \omega_{it}$ و $\hat{J}_{it} \approx \tilde{J}_{it}$ به دست خواهد آمد. که به ازای $t = 1, 2, \dots, T$، متوسط مجذورات زیان $\hat{J}_{it}$ به تخمین متوسط مجذورات زیان $\tilde{J}_{it}$ منجر شده و بنابراین زیان $Loss_i^{oracle}$ به مقدار مناسبی رسیده است.مبانی نظری و بسط الگوی پیشنهادی نشان می‌دهد که تحت شرایط متفاوت ایجاد داده‌ها، الگوی (P & PCA) به خوبی کار می‌کند. از بسط جزییات و پیچیدگی‌های محاسباتی صرف نظر گردیده است. ممکن است شیوه تقریبی بهترین گزینه نباشد ولی می‌تواند به سهولت در نیل به شاخص‌ها و تعدیل بیشتر برای نیل به نتایج مطلوب، به کار گرفته شود.

۴،۵ **بسط الگوی پیشنهادی:**در الگوی پیشنهادی (P & PCA) می‌توان موارد دیگری از کاربرد داده‌های Xit را عنوان نمود که از فرآیند تولید داده‌های پیچیده‌تری برخوردار هستند. برای مثال می‌توان ماتریس Xit را در نظر گرفت به طوری که:

$$X_{it} = U_{it}^T\beta_{U+}F_t^T\lambda_i + J_{it} + e_{it} = X_{it}^{'} + J_{it} \quad (۱۰)$$

در حالی که Uit ماتریسی P * 1 از متغیرهای مشاهده شده و نیز Uβ برداری P * 1 از ضرایب متغیرهای مزبور است. فرآیند تولید داده‌ها به ازای ماتریس X0it (Xit بدون Jit) در الگوی بای (۲۰۰۹) لحاظ می‌گردد. فرض شود که Uit $= 1$ و $\beta U = \mu$ آن‌گاه خواهیم داشت:

$$X_{it} = \mu + F_t^T\lambda_i + J_{it} + e_{it} \quad (۱۱)$$

در رابطه شماره ۱۱ این فرض اضافی وجود دارد که μ در طول زمان ثابت بوده و $\bar{F} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} F_t = 0$ باشد، در آن صورت می‌توان در داده‌های X_{it} نسبت به آن بی‌تفاوت شده و آن را حذف کرد. در این داده‌ها پارامتر μ لحاظ نگردیده ولی با این وجود در بردارنده عامل $(F_t - \bar{F})$ پارامترهای خطا و جهش در رابطه هستند، می‌باشد. داده‌های ساده شده شکلی از ساختار عاملی صرف با عامل پرش ویژه هستند و در آن الگوی پیشنهادی $P\text{-}PCA$ مورد استفاده قرار گرفته است.استراتژی عمومی‌تر در برآورد β_U را می‌توان زمانی مد نظر قرار داد که J_{it} بتواند با تعدیل ساده‌ای روی الگوریتم پیشنهادی در بندهای قبل مورد استفاده قرار گیرد. بای (۲۰۰۹) نشان داد که اگر $X_{it}^{'}$ دست یافتنی باشد، الگوریتمی تلفیقی با ترکیب شیوه حداقل مجذورات و برآورد چند عاملی می‌تواند به منظور برآورد β_U، عامل F_t و عامل بارگذاری k_i مورد استفاده قرار گیرد. ایده اساسی در این برآورد آن است که F و Λ می‌تواند بر پایه برآورد رگرسیونی از $X_{it}^{'} - F_t^T\lambda_t$ مبتنی بر مشاهدات U_{it} برآورد شود.در حالی که $V^{'} = X^{'} - \Gamma U = F\Lambda^T + e$ می‌باشد. در صورتی که مقدار F و K را بدانیم می‌توان β_U را برآورد نموده و بالعکس. این شیوه برآورد می‌تواند در قالب تکرار یک الگوریتم از شیوه تلفیقی روش‌های برآورد چند عاملی و حداقل مجذورات تعریف گردیده و فرآیند شبیه‌سازی تا انجام برآوردها تداوم یابد.در صورتی که J_{it} مشخص باشد، می‌توان به جای برآورد چند عاملی از الگوی تلفیقی بهره جسته و آن‌ها را از سایر عوامل در ماتریس داده‌ها مجزی نمود. به ازای β_U می‌توان الگوی تلفیقی را به ازای ماتریس VV^T به کار گرفته در حالی که $V = X - \Gamma U = F\Lambda^T + J + e$ شکل ساده از ساختار عوامل خالص در ماتریس بردارهای ویژه بهبود یافته است. می‌توان الگوریتمی با دو حلقه تکرار تعریف نمود که حلقه خارجی آن به منظور برآورد ضرایب متغیرها یا β_U می‌باشد که در آن روش رگرسیونی حداقل مجذورات به منظور برآورد U_{it} و حلقه درونی نیز به منظور برآورد F، Λ و J مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۵. یافته‌های پژوهش

الگوی پیشنهادی پژوهش جهت ارزیابی بازده سهام مبتنی بر تلفیق الگوی چندعاملی ارزیابی دارایی‌های سرمایه‌ای و تابع

جریمه (پنالتی) در بازار بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه ان با الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ مورد استفاده قرار گرفت. پس از گزینش شرکت‌ها و تشکیل سبد (پورتفو)های سرمایه‌گذاری، عوامل موثر بر بازده سهام مبتنی بر تحلیل حوزه دانش شناسایی شد. با تعیین موثرترین عوامل، تابع جریمه بر پایه عوامل نهایی تعریف شده و شبیه‌سازی الگوی چند عاملی و اعتبارسنجی الگوی برآوردی صورت گرفت.

۵،۱ **تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری:** قلمرو مکانی تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس تهران بوده که در بازه زمانی پنج ساله مورد مطالعه قرار گرفت. برای ایجاد تجانس بین شرکت‌ها و امکان اندازه‌گیری متغیرها، شرایط زیر در تعیین شرکت‌های منتخب اعمال شد: الف) سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ بوده و در بازه زمانی مورد بررسی تغییر سال مالی نداده باشد. ب) قبل از بازه زمانی تحت بررسی به عضویت بورس درآمده و در بازه یاد شده از عضویت بورس خارج نشده باشد. ج) داده‌های مورد نیاز در اندازه‌گیری متغیرها به ویژه تغییرات روزانه قیمت‌های سهام آن‌ها در دسترس باشد. د) سهام آن‌ها در بازه مورد مطالعه مورد معامله قرار گرفته و بیش از سه ماه توقف معاملاتی نداشته باشد. ه) متعلق به شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباشد. بر این اساس ۱۱۸ شرکت انتخاب گردید. به منظور فراهم آوردن امکان اجرای فرآیند شبیه‌سازی از ترکیب‌های سه شرکتی در هر صنعت انتخاب و قیمت‌های سهام و تغییرات آن به طور ماهانه و به ازای هر شرکت گردآوری و مبتنی بر آن‌ها به ازای هر سبد سهام توسط نرم‌افزار *MATLAB* پردازش گردید.

۵،۲ **شناسایی عوامل موثر:** برخی از پژوهشگران عوامل موثر بر بازده سهام را در دو دسته طبقه‌بندی نموده‌اند: الف) متغیرهای بنیادی مشتمل بر سود هر سهم و نسبت قیمت به سود هر سهم و ب) متغیرهای فنی(تکنیکی) مشتمل بر: تورم، وضعیت صنعت، بازارهای جایگزین، معاملات عمده، شرایط سنی سرمایه‌گذاران، نقد شوندگی سهام و متغیرهای احساسی (ابراهیمی و سعیدی، ۱۳۸۹).بر مبنای پژوهش روی و شیجین (۲۰۱۸)، عوامل موثر بر ارزش‌گذاری دارایی‌های سهام که در الگوهای مختلف ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مورد استفاده قرار گرفته یا در پژوهش‌های مختلف به عنوان عوامل موثر بر بازده سهام تلقی گردیده‌اند را می‌توان به صورت جدول شماره ۱ خلاصه نمود.

جدول شماره ۱: خلاصه عوامل موثر بر ارزش‌گذاری یا بازده سهام (روی و شیجین، ۲۰۱۸)

نوع	شرح عوامل	معیارها (سنجه‌ها)
نسبت‌های مالی	نسبت های نقدینگی	نسبت جاری، نسبت آنی، نسبت دارایی‌های جاری، خالص سرمایه در گردش، نسبت‌های نقدشوندگی
	نسبت‌های فعالیت	دوره پرداخت بدهی، گردش دارایی های جاری، گردش دارایی های ثابت، گردش دارایی ها
	نسبت‌های سرمایه	نسبت مالکانه، نسبت پوشش بهره، نسبت بدهی، بدهی بلند مدت به سرمایه، بدهی جاری به سرمایه
	نسبت‌های سودآوری	سبت سود خالص به فروش، نسبت سود عملیاتی به فروش، نسبت سود ناویژه به فروش، نسبت سود ویژه به سود ناویژ بازده خالص دارایی‌ها *(ROA)*، بازده خالص حقوق صاحبان سهام (*ROE*)،
مدل های قیمت گذاری سهام	سولنیک (۱۹۷۴الف)، الگوی *CAPM*	نسبت بازده سرمایه در گردش، نسبت بازده دارایی‌های ثابت $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_1 + \beta\,(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}$ بتا یا صرف ریسک بازار اختلاف بین نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک
	مدل گوردن	r_m یا ریسک سیستماتیک = نرخ بازده مورد انتظار بازار از طریق *EPS* ، *DPS*، پیش‌بینی *EPS*، پوشش*EPS*، اختلاف بین *EPS* واقعی و پیش‌بینی شده، رشد *EPS* نسبت به سال قبل، $DPS = EPS * DPR$ در حالی که $P = \frac{DPS}{k-g}$
	مدل کمپل - شیلر مدل والتر	*P/E, P/S* $P = \frac{DPDPS + (EPS - DPS)r/k}{k}$ سود انباشته سهام
	الگوی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	صرف ریسک بازار، اندازه، فرصت‌های رشد، $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_1 + \beta_1\,(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2\,SMB_{i,t} + \beta_3\,HML_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

الگوهای ۴ عاملی کارهارت (۱۹۹۷)	صرف ریسک بازار، اندازه، فرصت‌های رشد، سودآوری، $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_1 + \beta_1 (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2 SMB_{i,t} + \beta_3 HML_{i,t} + \beta_4 WML_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
الگوهای ۵ عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳)	صرف ریسک بازار، اندازه، فرصت‌های رشد، سودآوری، سرمایه‌گذاری $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_1 + \beta_1 (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2 SMB_{i,t} + \beta_3 HML_{i,t} + \beta_4 RMW_{i,t} + \beta_5 CMA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
الگوی شش عاملی روی و شیجین (۲۰۱۸)	صرف ریسک بازار، اندازه، فرصت‌های رشد، سودآوری، سرمایه‌گذاری، سرمایه انسانی $-R_{f,t} = \alpha_1 + \beta_1 (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2 SMB_{i,t} + \beta_3 HML_{i,t} + \beta_4 RMW_{i,t} + \beta_5 CMA_{i,t} + \beta_6 LMA_{i,t} +$
گزارش سود و زیان	درآمد کل پیش‌بینی شده، نرخ رشد درآمد کل (درآمد کل واقعی به اختلاف بین درآمد کل پیش‌بینی شده و واقعی)، حاشیه سود پیش‌بینی شده، نرخ رشد حاشیه سود (حاشیه سود واقعی به اختلاف حاشیه سود واقعی و پیش بینی شده)، و کارآیی (درصد ارزش مبادله به ارزش شرکت در دوره قبل)

۵،۳ **پالایش عوامل موثر:** مطابق جدول شماره *1*، تعداد سنجه‌هایی که بر پایه اقلام ترازنامه‌ای، سود و زیانی یا نسبت‌های مالی و به عنوان عوامل موثر بر بازده سهام به اتکای تحلیل حوزه دانش تعریف شده‌اند به ده‌ها مورد رسید و به کارگیری تابع جریمه یا هر روش دیگری در برآورد الگوی چند عاملی دشوار و به جهت محدودیت حجم داده‌ها به نتایج قابل اتکایی منجر نشد. بر این اساس با استفاده از الگوریتم‌های پالایش نسبت به کاهش این عوامل و به تعبیری "پالایش" متغیرهای توضیحی مبادرت شد. با استفاده از الگوی پیشنهادی لین (۲۰۱۳)، از ماتریس تولرانس‌ها و همبستگی خطی بین عوامل موثر با متغیر وابسته بهره گرفته شد. بر اساس این الگو هر یک از عوامل که با متغیر وابسته عامل تولرانسی کمتر از ۱۰ نشان داد به عنوان متغیر توضیحی انتخاب و در غیر این صورت کنار گذاشته شد عوامل شش‌گانه مورد استفاده در الگوی روی و شیجین (۲۰۱۸)، با کمترین عامل تولرانس به عنوان موثرترین عوامل برگزیده شد (جدول *2*).

به طوری که یافته‌های به دست آمده از نرم‌افزار آماری *STATA* در جدول شماره ۳ نشان می‌دهد مقادیر واریانس‌ها به ازای عوامل شش کمتر از ۲ و علاوه بر این مقادیر عامل تولرانس در همه موارد شش گانه کمتر از ۵ است. عوامل فوق، موثرترین عوامل در ارزیابی بازده سهام است.

جدول شماره *2*: خلاصه نتایج تحلیل عامل تولرانس (یافته‌های محقق)

ردیف	شرح عامل	تعریف و اندازه گیری	نماد	واریانس	عامل تولرانس
۱	صرف ریسک بازار	اختلاف بین نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک	$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۹۸۲۵	۴/۳۶۲۵
۲	اندازه	اختلاف بین بازده متوسط سهام شرکت های بزرگ و کوچک	$SMB_{i,t}$	۱/۱۲۵۱	۲/۲۳۵۱
۳	فرصت‌های رشد	اختلاف بین بازده متوسط سهام دارای رشد بالا و پایین	$HML_{i,t}$	۱/۳۵۲۶	۱/۶۳۸۵
۴	سودآوری	اختلاف بین بازده متوسط سهام دارای مومنتوم بالا و پایین	$RMW_{i,t}$	۰/۹۹۳۲	۲/۹۵۲۴
۵	سرمایه‌گذاری	اختلاف بین بازده متوسط سهام دارای سودآوری بالا و پایین	$CMA_{i,t}$	۱/۳۶۲۵	۲/۳۳۵۲
۶	سرمایه انسانی	اختلاف بین بازده متوسط سهام دارای سرمایه انسانی بالا و پایین	$LMA_{i,t}$	۱/۰۰۱۲	۱/۶۳۸۵

۵،۴ **آزمون‌های تشخیصی:** به جهت استفاده از ترکیب‌های مختلف شرکت‌های منتخب بورسی به عنوان سبدهای مختلف سرمایه‌گذاری و گردآوری داده‌های ماهانه

در بازه زمانی الگوی مورد اســتفاده در برآورد بازده ســهام تحلیل داده‌های تابلویی بوده که آزمون‌های تشــخیصــی به عنوان پیش‌شــرط اســتفاده از این الگو صــورت گرفته اســت. ارزیابی استقلال خطی بین متغیرهای مستقل به عنوان اولین آزمون تشخیصی ارزیابی انجام شد (جدول۳):

نتایج ارزیابی اســتقلال خطی بین متغیرهای توضــیحی نشان می‌دهد که ضــرایب همبســتگی پیرســون خلاصــه شــده در جدول شــماره ۳ بین ۰/۱۴۱۲- تا ۰/۱۹۳۲ و تقریبا به صــفر میل کرده و همبســتگی خطی بســیار ضعیفی را نشان داده و بر حســب رویه متداول در علوم اجتماعی می‌توان آن را قابل اغمــاض تلقی و امکان برآورد رابطه خطی در بین متغیرها را پذیرفت.ســایر آزمون‌های تشــخیصــی با نرم‌افزار *STATA* در اســتفاده الگوی خطی مرکب جهت برآورد بازده ســهام انجام شد (جدول۴).

جدول شماره *3*: خلاصه نتایج ارزیابی استقلال خطی عوامل موثر بر بازده سهام (یافته‌های محقق)

متغیر	$R_{m,t}-R_{f,t}$	$SMB_{i,t}$	$HML_{i,t}$	$RMW_{i,t}$	$CMA_{i,t}$	$LMA_{i,t}$
$R_{m,t}-R_{f,t}$	۱					
$SMB_{i,t}$	۰/۰۹۳۱	۱				
	۰/۰۰۰۰					
$HML_{i,t}$	۰/۱۰۲۴	-۰/۱۱۰۴	۱			
	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰				
$RMW_{i,t}$	۰/۱۳۰۴	۰/۱۶۰۴	-۰/۱۴۱۲	۱		
	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰			
$CMA_{i,t}$	۰/۱۶۳۴	۰/۱۹۳۲	۰/۰۹۸۷	-۰/۰۹۷۷	۱	
	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰		
$LMA_{i,t}$	۰/۰۳۳۱	۰/۰۳۶۱	۰/۰۷۴۵	۰/۱۱۹۲	-۰/۰۹۲۸	۱
	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	

جدول شماره ۴: آزمون‌های تشخیصی در برآورد الگوی چندعاملی خطی بازده سهام (یافته‌های محقق)

پیش‌فرض مورد بررسی	آزمون تشخیصی	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	قاعده	قضاوت
نرمال بودن متغیر وابسته	کورموگروف	۵/۰۱۲۵	۰/۲۰۳۴	بیش از ۵ درصد	توزیع متغیر وابسته نرمال است.
استقلال خطی باقی‌مانده‌ها	دوربین واتسون	۱/۸۲۸۹	۰/۰۰۴۱	بین ۱/۵ تا ۲/۵	باقی‌مانده‌ها استقلال خطی دارند.
همسانی واریانس‌ها- فیشر	وایت	۵۴/۰۱۲۷	۰/۱۲۰۴	بیش از ۵ درصد	همسانی واریانس‌ها برقرار است.
همسانی واریانس‌ها- کای دو	وایت	۱۷/۴۲۶۱	۰/۱۷۴۰	بیش از ۵ درصد	همسانی واریانس‌ها برقرار است.
ارزیابی نوع الگوی تحلیل داده‌ها	چاو	۱۹/۰۲۵۱	۰/۰۱۲۵	کمتر از ۵ درصد	مناسبت الگوی تحلیل تابلویی
ارزیابی نوع الگوی تحلیل داده‌ها	هاسمن	۱۳/۲۸۱۴	۰/۲۰۱۲	بیش از ۵ درصد	مناسبت الگوی اثرات تصادفی

یافته‌ها در مورد آزمون‌های تشخیصی استفاده از الگوی خطی در برآورد ارتبــاط بین عوامل موثر و بازده ســـهام، در جدول شــماره ۵ نشان داد که امکان استفاده از الگوی خطی مرکب مبتنی بر تحلیــل داده‌هــای تابلویی با اثرات تصـــادفی وجود دارد.

۵،۵ برآورد الگوی پیشنهادی تلفیقی(*P & PCA*)

:با توجه به نتایج مربوط به پالایش عوامل موثر و نتایج آزمون-های تشخیصی (جدول ۵) مبتنی بر الگوی پیشنهادی تلفیق تابع جریمه و الگوی چند عاملی، الگوی پیشنهادی تعریف و برآورد گردیده که به اختصار توضیح داده شده است. از الگوی تلفیقی *P-PCA* محاسبه و بررسی اینکه آیا با تغییرات مقطعی، بازده مورد انتظار سهام را می‌توان با مولفه‌های پنهان

توضیح داد. با توجه به عوامل نهایی پالایش شده از الگوی روی و ریجین (۲۰۱۸)، در برآورد بازده مورد انتظار بهره گرفته شده است: (۱۲)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_1 + \beta_1 (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2 SMB_{i,t} + \beta_3 HML_{i,t} + \beta_4 RMW_{i,t} + \beta_5 CMA_{i,t} + \beta_6 LMA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در این رابطه متغیر وابسته همانند مدل‌های تک عاملی و سه عاملی قبلی صرف ریسک سهام (پورتفوی) است که با نماد ($Ri - Rf$) نشان داده می‌شود، از تفاوت نرخ بازده سهام یا پرتفوی Ri و نرخ بازده بدون ریسک Rf به دست آمده و محاسبه آن در الگوی تک عاملی عنوان گردید. اولین متغیر مستقل نیز همانند الگوی تک عاملی صرف ریسک بازار است که با نماد ($Rm - Rf$)نشان داده می‌شود از تفاضل نرخ بازده بازار Rm و نرخ بازده بدون ریسک Rf محاسبه گردیده و معمولا نرخ بازده بدون ریسک بر پایه نرخ سود سپرده بلند مدت بانکی، به دست می‌آید. $SMBi\ t$ به عنوان عامل اندازه و $HMLi\ t$ به عنوان عامل فرصت‌های رشد است که همانند الگوی سه عاملی محاسبه می‌گردد. $RMWi,\ t$ به عنوان عامل سودآوری بهره گرفته شده که بر مبنای تفاوت متوسط بازده شرکت‌های دارای مومنتوم بالا و متوسط بازده شرکت‌های دارای مومنتوم پایین تعیین گردیده و همانند الگوی ۴ عاملی کارهارت (۱۹۹۷) ، به دست آمده است. از $CMAi,t$ به عنوان نیز به عنوان عامل سرمایه‌گذاری بهره گرفته شده و بر پایه اختلاف بین متوسط بازده شرکت‌های با سودآوری بالا و پایین تعیین گردیده است. علاوه بر این از $LMAi,t$ نیز به عنوان عامل سرمایه انسانی بهره گرفته شده و بر پایه اختلاف بین متوسط بازده شرکت‌های با سرمایه انسانی بالا و پایین تعیین گردیده و مشابه دیگر عوامل مذکور در مدل‌های چند عاملی قبلی متوسط‌گیری گردیده است. علاوه بر عوامل شش‌گانه موثر، uit بخشی از عایدی مورد انتظار است که با عوامل شش‌گانه فوق بیان نشده انحراف استاندارد بازده سهام و نویز خالص در برآورد بازده تعریف شده که احتمالا ناشی از عوامل پنهان و منظور نشده در برآورد است. فرض براین است که uit به وسیله عوامل پنهان کنترل شده و در قالب رابطه زیر تعریف گردد:

$$u_{it} = F_t^T \lambda_i + \omega_{it} = F_t^T \lambda_i + J_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۳)$$

دراین رابطه ω_{it} مجموع جهش خاص Jit و ε_{it} نیز خالص نویز یا جمله اخلال نهایی باشد. براساس اینکه آیا شامل Jit است یا خیر، می‌توان دو تعریف جدید از $IVOL$ به عنوان نوسان در بازده برای سبد سهام i ارائه کرد: این متغیر می‌تواند بر مبنای انحراف استاندارد ω_{it} یا انحراف استاندارد ε_{it} تعریف شود. برای محاسبه ساختار پنهان u_{it} می‌توان اول $Ri,t - Rf,t$ را بر اساس داده‌های عملکردی سبدهای سرمایه‌گذاری تعریف شده در بازه زمانی با مقاطع ماهانه و بر اساس رابطه شماره ۱۲ و با استفاده از نرم‌افزار $STATA$ با کمک رگرسیون خطی مرکب و الگوی تحلیل داده‌های تابلویی و اثرات تصادفی برآورد گردیده و نتایج برآورد رگرسیونی به شرح جدول شماره ۵ خلاصه گردیده است:

جدول شماره ۵: برآورد رابطه بازده سهام بر پایه عوامل شش گانه (یافته‌های محقق)

شرح متغیر	نماد ریاضی	پارامتر	آماره تی	احتمال
عرض از مبداء	α_0	۰/۰۰۵۵	۱/۸۵۴۷	۰/۰۳۸۹
صرف ریسک بازار	$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۰۰۶۲	۱/۸۸۵۴	۰/۰۴۱۲
اندازه	$SMB_{i,t}$	۰/۰۱۲۸	۱/۷۵۴۲	۰/۰۳۳۳
فرصت‌های رشد	$HML_{i,t}$	۰/۰۳۲۱	۲/۰۰۲۱	۰/۰۴۸۲
سودآوری	$RMW_{i,t}$	۰/۰۱۷۱	۱/۷۸۵۴	۰/۰۳۶۵
سرمایه گذاری	$CMA_{i,t}$	۰/۰۰۴۶	۱/۷۷۷۲	۰/۰۳۴۱
سرمایه انسانی	$LMA_{i,t}$	۰/۰۰۰۳	۱/۹۹۸۵	۰/۰۴۶۲
اعتبار سنجی	ضریب تعیین	۰/۷۶۲۳	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۲۴۱
قابلیت تعمیم	آماره فیشر	۶۱/۱۱۴۲	سطح معنی‌دار فیشر	۰/۰۰۴۵

نتایج برآورد رگرسیونی به شرح جدول شماره ۵نشان داد که ارتباط بین عوامل شش‌گانه با صرف ریسک سهام به

عنوان سنجه بازده سهام در همه موارد مثبت بوده و به جهت کمتر از ۵ درصد بودن سطح معنی‌دار متناظر با تی استیودنت، ارتباط بین متغیرها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و رابطه برآوردی توانسته بین ۷۲/۴۱ تا ۷۶/۲۳ درصد از تغییرات بازده سهام را بر مبنای عوامل شش‌گانه: صرف ریسک بازار، اندازه، فرصت‌های رشد، سودآوری، سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی، برآورد کرده و از قدرت توضیح‌دهندگی نسبتا بالایی برخوردار باشد.

پس از برآورد پارامترهای رگرسیونی و جایگزینی در رابطه مذکور، از آن به عنوان رابطه‌ای ناپارامتری بهره گرفته و با جایگذاری مقادیر متغیرهای مستقل در سبدهای تعریف شده باقی‌مانده رابطه برآوردی به عنوان اختلاف بین صرف ریسک مورد انتظار و صرف ریسک واقعی به دست آمده و الگوریتم پیشنهادی در برآورد عوامل پنهان دنبال شده است. این الگوریتم در بررسی تاثیر عوامل پنهان بر نوسانات مورد انتظار در بازده سهام مورد استفاده قرار گرفته است.

محاسبات $\hat{\varepsilon}_{i\tau}$ و $\widehat{\omega}_{i\tau}, \hat{J}_{i\tau}$ را با کاربرد روش (P & PCA) با بقیه رگرسیون $\hat{u}_{i\tau}$ به دست آورده شده است. انحراف استاندارد نمونه $\widehat{\varepsilon}_{i\tau}$ و $\widehat{\omega}_{i\tau}, \hat{u}_{i\tau}$ با تعداد روزها در ماه t مقیاس‌بندی شده و به صورت محاسبات مختلف برای $IVOL$ از دارایی i در ماه t به کار رفته است. ما از $IVOLu$, $IVOLP\text{-}PCA$, $IVOLPCA$ جهت اشاره به این محاسبات استفاده شده است.

برای درک آیا ریسک $IVOL$ قیمت‌گذاری شده یا خیر، منطقی‌تر است از انتظارات شرطی $IVOL$ استفاده شود به جای $IVOL$ واقعی شده است. برای محاسبه انتظارات شرطی $IVOL$ دارایی i در ماه t اول باید تابع رگرسیونی زیر برآورد گردد:

$$IVOL_{it} = a_i + b_{i1}IVOL_{i,t-1} + b_{i2}IVOL_{i,t-1}^{6m} + b_{i3}IVOL_{i,t-1}^{24m} + \varepsilon_{it}^{IVOL} \quad (۱۴)$$

که در این رابطه $IVOL_{i,t-1}^{6m} = 1/6\sum_{k=0}^{5} IVOL_{i,t-1-k}$ و $IVOL_{i,t-1}^{24m} = 1/24$ رگرسیون برای $\sum_{k=0}^{23} IVOL_{i,t-1-k}$ محاسبه شده است. به علاوه، قلمرو زمانی مورد مطالعه بازه زمانی منتهی به ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ بوده است. محاسبات رگرسیونی با استفاده از نرم‌افزار $MATLAB$ صورت گرفته با استفاده از مقدار هماهنگ شده $IVOL$ از رگرسیون HAR به صورت محاسبه‌ای برای $Et\text{-}1[IVOLit]$ به کار می‌رود. رگرسیون HAR معمولاً در مدل‌سازی پویای واریانس واقعی عایدی دارایی به کار رفته و می‌تواند رفتار پی درپی خود را به دست آورد. انجام این محاسبات بر پایه الگوریتم شبیه‌سازی تا ۱۰۰ تکرار انجام شده و در تکرار ۱۰۰ که دیگر تغییرات نسبت به قبل روند تثبیت شده‌ای یافته است، متوقف می‌شود.

برای تعیین روابط بین مولفه‌های پنهان و تنوع مقطعی عایدی مورد انتظار سهام از رگرسیون فاما و مکث (FM) و نرم‌افزار $MATLAB$ استفاده شده است. فرض کنید عایدی i سهام تابع خطی از مجموعه متغیرهای کنترل $Vlit$ باشد و $l=1,\ldots,L$ و عبارت خطای تصادفی $\varepsilon_{\mathrm{it}}^{\mathrm{cross}}$، به صورت زیر برآورد گردیده است:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \sum_{l=1}^{L}\gamma_{lt}V_{lit} + \varepsilon_{it}^{cross} \quad (۱۵)$$

در این‌جا $E_{t-1}[\varepsilon_{it}^{cross}] = 0$ است. سپس عایدی مورد انتظار i سهام تابع خطی انتظار است و $E_{t-1}[R_{it}] = \gamma_0 + \sum_{l=1}^{L}\gamma_l E_{t-1}[V_{lit}]$ و متغیرهای کنترل اصلی که نوسانات بازده بر پایه آن‌ها تعریف گردیده عبارت از $\lambda_i, IVOL_{it}$ و مقادیر انتظاری آن‌ها می‌باشند. برای متغیرهای دیگر بتای سهام، الگوریتم میانگین مقدار بازار از سازه‌های آن در سهام و الگوریتم میانگین نسبت ارزش دفتری به بازار (BM) از سازه‌های آن در سهام و عایدی ناخالص جمعی از هفت ماه قبل به دو ماه، مورد استفاده قرار گرفته‌اند. به علاوه اطلاعاتی در مورد مولفه جهش خاص در رگرسیون فاما مک بث (FM) را در اختیار داشته و باید نحوه تاثیر آن بر عایدی مقطعی مورد انتظار، بررسی گردد. از $ABSJ_{it} = 1/\#\{\tau \in t\}\sum_{\tau\in t}|\hat{J}_{i\tau}|$ برای اندازه‌گیری بزرگی جهش خاص فعلی استفاده شده و از $E_{t-1}[ABSJ_{it}]$ برای محاسبه $1/6\sum_{k=0}^{5} ABSJ_{i,t-1-k}$ استفاده و همه محاسبات بر

پایه الگوریتم شبیه‌سازی تعریف شده در الگوی تحقیق و نرم‌افزار *MATLAB* انجام پذیرفته است.به ازای هر یک از ماه tام رگرسیون فاما مک بث (FM) با توجه به بازده واقعی و مقطعی سهام به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای کنترل خاص به عنوان متغیرهای توضیحی محاسبه می‌شود. برای درک آیا متغیر کنترل خاصی بر بازده مقطعی مورد انتظار سهام تاثیر دارد یا خیر؟ از آزمون تی استیودنت برای ضرایب محاسبه شده $\hat{\gamma}_{lt}$ و $l=0,...,L$ ، بهره گرفته شده است. با به صفر میل کردن اختلاف بین بازده واقعی و مورد انتظار، فرآیند شبیه‌سازی متوقف گردیده است.

۶. نتیجه‌گیری

به رغم کاربرد گسترده الگوهای چند عاملی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از جمله در ارزیابی بازده سهام، این الگوها به جهت تکیه بر برآورد رگرسیون‌های معمولی مبتنی بر حداقل مجذورات و تاثیرپذیری از داده‌های بسیار بزرگ یا کوچک، از تلاطم‌ها و شوک‌های ناگهانی تاثیر پذیرفته و از قابلیت تبیین در پیش‌بینی بازده سهام برخوردار نیستند. خصوصا اینکه در بازارهای نوپایی چون ایران که از طرفی از کارآیی مناسب برخوردار نبوده و از طرفی به جهت شرایط متلاطم سیاسی با نوسانات گسترده‌ای همراه است، نمی‌تواند مورد استفاده برای تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌ای قرار گیرد. در این پژوهش با تلفیقی از تابع جریمه و الگوی چند عاملی در ابتدا بر پایه تحلیل حوزه دانش عوامل موثر بر بازده سهام شناسایی و سپس با استفاده از تحلیل عامل تولرانس عوامل شش‌گانه: صرف ریسک بازار، اندازه، فرصت‌های رشد، سودآوری، سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی، که از عامل تولرانس کمتراز ۵ برخوردار بودند به عنوان موثرترین عوامل در پیش‌بینی بازده سهام بهره گرفته و به کمک داده‌های ماهانه در بازه زمانی در سبدهای سهام تعریف شده از شرکت‌های منتخب با رگرسیون خطی مرکب رابطه بازده مقطعی برآورد گردیده و با جایگذاری پارامترها و مقادیر متغیرهای توضیحی، از اختلاف بین بازده واقعی و مورد انتظار، باقیمانده‌های مدل برآورد گردید. سپس با استفاده از الگوریتم شبیه‌سازی، تابع جریمه و رگرسیون‌های ماهانه فاما مک بث، بازده مقطعی مورد انتظار سهام برآورد گردید. با حذف سرمایه انسانی از الگوی شش عامله در برآورد بازده، الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ(۲۰۱۳) به دست آمده که توانسته ۶۴/۵۶ تا ۶۸/۹۱ درصد از تغییرات بازده سهام را بر مبنای سنجه های بازار تبیین نماید. مقایسه این نتایج نشان می دهد الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ(۲۰۱۳) در دوره زمانی مورد بررسی از قدرت توضیح دهندگی کمتری در مقایسه با الگوی شش عامله برخوردار بوده است. به کارگیری الگوی تلفیقی مبتنی بر ترکیب الگوی شش عامله و تابع جریمه توانسته اولا تغییرات را به صورت پویا و مبتنی بر رگرسیون فاما – مک بث برآورد کرده و ثانیا با پوشش تغییرات ۱۶ ماهه(دو ماه قبل تا دو ماه بعد از دوره مورد مطالعه)، به ضریب تعیین تعدیل شده ۸۳/۶ درصد برسد که در مقایسه با الگوی ایستای ۵ عامله فاما و فرنچ(۲۰۱۳) قریب به بیست درصداز تغییرات بازده سرمایه گذاری را بیشتر تبیین نموده و از دقت به مراتب بیشتری برخوردار باشد.

استفاده از الگوریتم تلفیق تابع جریمه و چند عاملی (*P& PCA*) نسبت به الگوهای پنج عاملی صرف از دقت ازقدرت توضیح دهندگی بالاتری در برآورد بازده سهام نیزبرخوردار است.

منابع

* آلاله نرگس، تمیمی محمد، نعمت‌پور دزفولی علی محمد، (۱۳۹۲). "تبیین تغییرات بازده در سه مدل *FFPM, TFPM, CAPM* در بورس اوراق بهادار تهران." ۱۱۵-۱۲۸.

* ابراهیمی، محمد و سعیدی، علی (۱۳۸۹) تأثیر متغیرهای حسابداری و ویژگی‌های شرکت بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۷، شماره ۶۲، صص ۱تا ۱۶

* اعلمی فر و همکاران (۱۳۹۹) توسعه مدل های قیمت گذاری فاما و فرنچ با استفاده از عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی های حسابداری

* عیوض لو و همکاران (۱۳۹۹) مدل قیمت گذاری چند عاملی در بازار سرمایه ایران
* کاشانی‌پور، محمد، صالح نژاد، حسن، رضایی، اصعد و یوسفی منش، داود (۱۳۹۲) بررسی تاثیر تغییر میزان حد نوسان قیمت سهام بر بازده سهام و حجم معاملات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله دانش حسابداری، سال چهارم، ش ۱۲، ص ۱۵۵ تا ۱۷۴.
* مروتی شریف‌آبادی، علی و گلشن مریم، ۱۳۹۲، پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی و رگرسیون چند متغیره (مطالعه موردی: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، دومین کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری، گرگان، انجمن علمی و حرفه ای مدیران و حسابداران گلستان.
* مشایخی، ب و پناهی داوود، ۱۳۸۶، "بررسی رابطه بین بازده سهام و نسبت‌های مالی به تفکیک شرکت‌های هموار ساز و غیر هموار ساز سود"، تحقیقات مالی، دوره ۹، شماره ۲۴.
* مکیان، نظام الدین، موسوی، فاطمه‌السادات، (۱۳۹۱) پیش‌بینی قیمت سهام شرکت فرآورده‌های نفتی پارس با استفاده از شبکه‌های عصبی و روش رگرسیونی، مدلسازی اقتصادی، دوره ۶، شماره ۱۸، صص ۱۰۵-۱۲۱.
* منجمی، امیرحسین، ابزری، مهدی و رعیتی علیرضا (۱۳۹۳)، پیش‌بینی قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار با استفاده از شبکه عصبی فازی و الگوریتم‌های ژنتیک و مقایسه آن با شبکه عصبی مصنوعی، فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۶،شماره ۳، پاییز ۱۳۸۸،صفحات ۱- ۲۶.
* مهرآرا، اسدالـه؛ زهرا عطف و زهرا عسگری، ۱۳۹۱، تکنیک‌های داده‌کاوی در پیش‌بینی قیمت سهام بورس اوراق بهادار، کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه گذاری، گرگان، دانشگاه جامع علمی کاربردی استان گلستان.
* *Acharya, V.V., Pedersen, L.H. (2005), Asset Pricing with Liquidity Risk. Journal of Financial Economics, 77 (2), 375–410.*
* *Adler, M., Dumas, B. (1983), International Portfolio Choices and Corporation Finance: A Synthesis. The Journal of Finance, 38(3), 925-984.*
* *Ando, T., & Bai, J. (2014). Asset pricing with a general multifactor structure. Journal of Financial Econometrics, 13(3), 556-604.*
* *Bai, J., Ng, S., 2002. Determining the number of factors in approximate factor models. Econometrica 70, 191–221.*
* *Bai, J., 2009. Panel data models with interactive fixed effects. Econometrica 77, 1229–1279.*
* *Barberies, N. C. Thaler R.H. (2003). A Survey OF Behavioral Finance, In G.M .*
* *Bawa, V., Lindenberg, E. (1977), Capital Market Equilibrium in a mean, Lower Partial Moment Framework. Journal of Financial Economics, 5(2), 189-200.*
* *Benartzi, S., Thaler, R.H. (2001), Naive Diversification Strategies in Defined Contribution Savings Plan. American Economic Review, 91(1), 79-98.*
* *Black, F. (1972), Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. Journal of Business, 45(3), 444-54.*
* *Black, F., Scholes M. (1973), the Pricing of Options and Corporate Liabilities. Journal of Political Economy, 81 (May–June), 637–654.*
* *Breeden, D. T. (1979), An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. Journal of Financial Economics, 7 (3), 265-96.*
* *Brock, W. A. (1979), Asset Prices in a Production Economy. Social Science Working Paper 275, California Institute of Technology.*
* *Campbell, J. Y. (1996). Understanding risk and return. Journal of Political Economy, 104(2), 298e345. https://doi.org/10.1086/262026.*
* *Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. The Journal of Finance, 52(1), 57e82.*
* *Cheng, X., Liao, Z., Schorfheide, F., 2016. Shrinkage estimation of high-dimensional factor models with structural instabilities. The*

Economics, 117(3), 470e488. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2015.05.001.

- *Fang, H., Lai, T. (1997), Co-Kurtosis and Capital Asset Pricing. The Financial Review, 32(2), 293307.*
- *Francis, B. (2009). Low-Dimensional Geometry: From Euclidean Surfaces to Hyperbolic Knots. AMS Bookstore.*
- *Harlow, W.V., Rao, R. K. S. (1989), Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 24(3), 285311.*
- *Hogan, W., Warren, J. (1974), Toward the Development of an Equilibrium Capital Market Model Based on Semivariance. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 9(1), 1-11.*
- *Jagannathan, R., Wang, Z. (1996), The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. Journal of Finance, 51(1), 3-53.*
- *Jegadeesh, N. and Titman, S. (1993). ''Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency'', Journal of Finance, Vol. 48, pp. 65-91.*
- *Keller, C., Kunzel, P., Souto, M. (2007), Measuring Sovereign Risk in Turkey: An Application of the Contingent Claims Approach. IMF Working Paper, WP/07/233, International Monetary Fund.*
- *Kim, D., Kim, T. S., & Min, B. K. (2011). Future labor income growth and the cross-section of equity returns. Journal of Banking & Finance, 35(1), 67e81. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.07.014 .*
- *Kraus, A., Litzenberger, R.H. (1976), Skewness preference and the valuation of risk assets. Journal of Finance, 31(4), 1085-1100.*
- *Kubota, K., & Takehara, H. (2018). Does the Fama and French five-factor model work well in Japan? International Review of Finance, 18(1), 137e146. https://doi.org/10.1111/irfi.12126.*
- *Kuehn, L.-A., Simutin, M., & Wang, J. J. (2017). A labor capital asset pricing model. The Journal of Finance, 72(5), 2131e2178. Review of Economic Studies, forthcoming*
- *Chiah, M., Chai, D., Zhong, A., & Li, S. (2016). A better model? An empirical investigation of the Fama-French five-factor model in Australia. International Review of Finance, 16(4), 595e638. https://doi.org/10.1111/ irfi.12099.*
- *Chou, R. Y., Yen, T. J., & Yen, Y. M. (2017). Risk evaluations with robust approximate factor models. Journal of Banking & Finance, 82, 244-264.*
- *Cochrane, J. H. (1991), Production-Based Asset Pricing and the Link between Stock Returns and Economic Fluctuations. The Journal of Finance, 46(1), 209-37.*
- *Daniel, K. D., Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A. (1998), Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions. Journal of Finance, 53(6), 1839-1885.*
- *De Bondt, W. F. M., Thaler, R. (1985), Does the Stock Market Overreact? The Journal of Finance, 40(3), 793-805.*
- *Dittmar. R. R. (1999), Nonlinear Pricing Kernels, Kurtosis Preference, and Evidence from the CrossSection of Equity Returns. Working Paper, University of North Carolina at Chapel Hill.*
- *Fama, F., French, K.R. (1988), Permanent and Temporary Components of Stock Prices. The Journal of Political Economy, 96(2), 246-273.*
- *Fama, E.F., French, K.R. (1992), The Cross-Section of Expected Returns. Journal of Finance, 47(2), 427-465.*
- *Fama, E. F., French, K. R. (1993), Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. Journal of Financial Economics, 33(1), 3-56.*
- *Fama, E. F., K. R. French, (2013). A. Five-Factor Asset Pricing Model. "Fama-Miller Working Paper." Available at SSRN 2287202 (2013).*
- *Fama, E. F., & French, K. R. (2015a). A five-factor asset pricing model. Journal of Financial Economics, 116(1), 1e22. https://doi.org/10.1016/j. jfineco.2014.10.010.*
- *Fama, E. F., & French, K. R. (2015b). Incremental variables and the investment opportunity set. Journal of Financial*

https://doi.org/10.1080/13504851.2015.1080798.

* *Ross, S.A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing, Journal of Economic Theory, Vol. 13, PP 341-360 .*
* *Roy, R., & Shijin, S. (2018). Dissecting anomalies and dynamic human capital: The global evidence. Borsa Istanbul Review, 18(1), 1e32. https://doi.org/10.1016/j.bir.2017.08.005.*
* *Rubinstein, M. E. (1973), the Fundamental Theorem of Parameter-Preference Security Valuation. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 8(1), 61-69.*
* *Saunders, E. M. (1993), Stock Prices and Wall Street Weather. American Economic Review, 83(5), 1337-1345.*
* *Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. Journal of Finance, Vol. 19:3, PP 425-442.*
* *Shiller, R. J. (1998), Human Behavior and the Efficiency of the Financial System. John B. Taylor and Michael Woodford, Editors, Handbook ofMacroeconomics. www.nber.org, no: 6375.*
* *Shiller, R. J. (2003), From Efficient Market Theory to Behavioral Finance. The Journal of Economic Perspectives, 17(1), 83-104.*
* *Solnik, B. H. (1974), an Equilibrium Model of the International Capital Market. Journal of Economic Theory, 8(4), 500-24.*
* *Stock, J.H., Watson, M.W., 2002. Forecasting using principal components from a large number of predictors. Journal of the American Statistical Association 97, 1167–1179.*
* *Statman, M. (2002), Lottery Players/Stock Traders. Financial Analysts Journal, 58(1), 14-21.*
* *Tversky, A., Kahneman, D. (1974), Judgement under Uncertainity: Heuristics and Biases. Science, 185(4157), 1124-1131.*

https://doi.org/10. 1111/jofi.12504.

* *Khoo, H. (2011). Dynamic Penalty Function Approach for Ramp Metering With Equity Constraints. Journal of King Saud University - Science, 273–279.*
* *Lin, C. (2013). A Rough Penalty Genetic Algorithm for Constrained Optimization. Information Sciences, 119–137.*
* *Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, Review of Economics and Statistics, Vol.47, PP 13-37 .*
* *Lucas, R. (1978), Asset Prices in an Exchange Economy. Econometrica, 46(6), 1429-1445.*
* *Markowitz, H. M. (1952), Portfolio Selection. Journal of Finance, 7(1), 77-91.*
* *Markowitz, Harry. (1959). Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. Cowles Foundation Monograph No. 16. New York: John Wiley & Sons, Inc*
* *Mayers, D. (1972), Nonmarketable Assets and Capital Market Equilibrium under Uncertainty. Studies in the Theory of Capital Markets (edited by Michael C. Jensen), 223-48. Praeger Publishers, N.Y. (Cited in Jagannathan, R. and Z. Wang. (1996))*
* *Mehra, R., Prescott, E.C. (1985), the Equity Premium: A Puzzle. Journal of Monetary Economics, 15(2), 145-161.*
* *Merton, R. C. (1973), An Intertemporal Capital Assets Pricing Model. Econometrica, 41(5), 867-87.*
* *Mossin, J. (1966), Equilibrium in a Capital Asset Market. Econometrica, 34(4), 768-83.*
* *Ng, L. (2009), Tests of the CAPM with Time-Varying Covariances: A Multivariate GARCH Approach. The Journal of Finance, 46(4), 1507-1521.*
* *Racicot, F.-E., & Rentz, W. F. (2017). Testing FamaeFrench's new five-factor asset pricing model: Evidence from robust instruments. Applied Economics Letters, 23(6), 1e5.*

Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis
Vol. 15 / No. 56, Winter 2022

Evaluating stock returns using a combination of multi-factor pricing model for capital assets and the function of penalty in Tehran Stock Exchange market and its comparison with five factors Fama and French Model

Aliakbar Farzinfar[*۱]

Abstract
evaluating the return on investment is one of the main concerns of investors, which is conducted using different models including the single-factor model CAPM, three and five factors Fama and French, and six factors Roy and Shijin, etc. known as multifactorial models. In spite of the widespread use of the models, their main disadvantages include sensitivity to unexpected changes, sudden shocks, severe turbulence of price bubble, and so on. To solve the disadvantages, a multi-factor model is estimated based on the use of the penalty function method, instead of using the average method, which would act based on optimization and avoiding the impact of unusual changes and other factors affecting the capital market. It is possible to select effective factors and model to evaluate stock returns and present a model appropriate to the conditions prevailing in the Iranian capital market. In this article, the classification and estimation of the integrated model of penalty and multi-factor (P & PCA) was performed by forming investment portfolios and identifying the effective factors and refining it based on performance data over a period of time. The study results showed that the use of an extensive simulation algorithm for penalty function by estimation method (P & PCA) improves the efficiency of multifactorial methods in evaluating stock returns. The use of the finite and multi-factor combination algorithm has higher accuracy and explanatory power during the review period in estimating stock returns than the 5-factor Fama and French model.

Keywords*: Fama and French five factors model, capital asset pricing, penalty function, combination of fine and multi-factor model (P & PCA), stock return evaluation.*

[۱] *Assistant Professor, Department of Accounting, Kashan Branch, Islamic Azad University, Kashan, Iran farzinfar_47@yahoo.com*