

تحقیقات‌مالی

دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

دوره ۱۳، شماره ۳۲
پاییز و زمستان ۱۳۹۰
صفحه ۵۷-۷۲

بررسی تأثیر مدیریت سود بر بازدهی بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه با استفاده از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران

سید جلال صادقی شریف^۱، سید محمد اکبرالسادات^۲

چکیده: در این پژوهش به بررسی تأثیر مدیریت سود بر عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه سهام به عموم در بازار سرمایه ایران پرداخته شده است. بدین منظور عرضه‌های انجام شده طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۴ به عنوان نمونه انتخاب و بازدهی بلندمدت آن‌ها در یک دوره سه‌ساله پس از عرضه محاسبه شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، شرکت‌هایی که هنگام عرضه با استفاده از روش‌های مدیریت سود، سود خود را متوجه نشان می‌دهند، نسبت به شرکت‌هایی که سود خود را واقع‌بینانه نشان می‌دهند، عملکرد بلندمدت ضعیفتری دارند، یافته‌های مذکور با نتایج پژوهش حاضر مغایر است.

واژه‌های کلیدی: مدیریت سود، اقلام تعهدی اختیاری جاری، عرضه‌های اولیه سهام، بازده تقویمی، عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه.

طبقه‌بندی JEL: G10

۱. دکترای مدیریت مالی و استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۱۲/۰۴

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۰/۰۵/۱۲

نویسنده مسئول مقاله: سید جلال صادقی شریف

E-mail: ssadeghisharif@yahoo.com

مقدمه

گزارش‌های مالی، منابع مهم اطلاعاتی برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی به شمار می‌روند که مدیران، سرمایه‌گذاران، اعتباردهنده‌گان و سایر استفاده‌کننده‌گان جهت رفع نیازهای اطلاعاتی خود از آن‌ها استفاده می‌کنند. از آنجایی که اطلاعات به صورت یکسان در اختیار استفاده‌کننده‌گان قرار نمی‌گیرد، بین مدیران و سایر استفاده‌کننده‌گان عدم تقارن اطلاعات ایجاد می‌شود. همین امر باعث می‌شود، مدیران انگیزه و فرصت مدیریت‌سود را داشته باشند. شرکت‌های در شُرف عرضه از عدم توجه سرمایه‌گذاران نسبت به ماهیت موقعی افزایش سود به واسطه‌ی اقلام تعهدی سوء استفاده می‌کنند و سهام را به قیمت بیش از ارزش واقعی معامله می‌کنند. با توجه به این موضوع که مدیران مجبورند که اقلام تعهدی را در دوره‌های بعد برگردانند، این امر بیانگر احتمال کاهش سود شرکت‌های با عملکرد ضعیف در دوره‌های آتی است. بنابراین، انتظار می‌رود که کشف مدیریت‌سود، سبب شود تا سرمایه‌گذاران در برداشت‌های خود از کیفیت سود بازنگری کنند و ارزیابی خود را از عرضه‌ای اولیه شرکت‌هایی که به مدیریت‌سود بر مبنای اقلام تعهدی می‌پردازند، تعديل کنند.

ادبیات نظری

مدیران همواره دارای اطلاعات محترمانه در مورد چریانات نقدی آتی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و مهارت‌های مدیریتی خودشان هستند. سرمایه‌گذاران از سوی دیگر در مورد پیش‌بینی‌های خود در زمینه عرضه‌های اولیه سهام مطمئن نیستند. به دلیل عدم تقارن اطلاعات، شرکت‌های IPO ملزم به انتشار اعلامیه پذیره‌نویسی اوراق بهادر هستند که شامل صورت‌های مالی حسابرسی شده است. این صورت‌های مالی ممکن است به سرمایه‌گذاران کمک کنند تا بتوانند تصمیم بگیرند و تعیین کنند که چه قیمتی را جهت خرید عرضه‌های اولیه شرکت‌ها در نظر دارند. به عنوان مثال، کیم و ریتر رابطه مثبت معناداری بین ارقام صورت‌های مالی و قیمت‌های عرضه سهام برای عرضه‌های اولیه شرکت‌ها در ایالات متحده به اثبات رسانند. به هر حال، این صورت‌های مالی، ارزیابی دارایی‌ها و بدھی‌ها را مانند شناسایی درآمد و هزینه که منعکس کننده انتخاب‌های اختیاری مجاز شمرده شده تحت اصول عمومی پذیرفته شده حسابداری (GAAP) هستند، گزارش می‌کنند. آزادی عمل در حسابداری برای مدیران انگیزه‌هایی را جهت مدیریت سود شرکت در زمان عرضه اولیه سهام به عموم فراهم می‌کند [۱].

هیلی و واهلن [۱۰] مدیریت سود را "قضاوی در گزارشگری مالی و شکل‌دهی به معاملات به منظور دستکاری گزارش‌های مالی با هدف گمراه کردن برخی افراد ذی نفع در رابطه با عملکرد اقتصادی شرکت" تعریف می‌کنند. یکی از دلایل اهمیت سیستم گزارشگری مالی این است که اجزای نقدی و تعهدی سود حسابداری را تعیین می‌کند.

یک ویژگی مهم مدیریت سود بر مبنای اقلام تعهدی، این است که اقلام تعهدی در بلندمدت صفر می‌شوند، چون مجموع سود باید با مجموع جریانات نقدی در طول عمر واحد تجارتی برابر شوند. بنابراین، هرگونه اقلام تعهدی بیش از حد معمول در یک دوره با اقلام تعهدی کمتر از حد معمول در دوره‌های دیگر باید تهاصر شوند تا مدیران شرکت‌ها نتوانند سود را بدون اینکه موضوع کشف شود، برای مدت زمان طولانی بیش از میزان واقعی گزارش کنند. بنابراین انتظار می‌رود که عرضه‌های اولیه شرکت‌هایی که از آزادی عمل در حسابداری استفاده می‌کنند، حداقل در صورت‌های مالی مربوط به زمان عرضه به مدیریت سود پردازنده، چون این صورت‌های مالی بیشترین تأثیر را بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران خواهد داشت. با این وجود رویارویی با تصمیماتی که سود را برای مدت کوتاهی افزایش می‌دهند، هزینه‌های بلندمدتی را به دنبال خواهند داشت. از آنجایی که مدیران مجبورند اقلام تعهدی را در دوره‌های بعد برگردانند، احتمال کمی وجود دارد که بتوانند ارقام متورم سود را به طور نامشخصی حفظ کنند. این موضوع در مورد شرکت‌هایی با عملکرد ضعیف بیشتر مصدق دارد، چون شرکت‌های با عملکرد خوب احتمالاً نیاز به گزارش بیش از میزان واقعی سود خود ندارند. بنابراین، انتظار داریم که کشف مدیریت سود باعث شود که سرمایه‌گذاران در برداشت خود از کیفیت سود آتی بازنگری کنند و ارزیابی خود را از عرضه اولیه شرکت‌هایی که به مدیریت سود بر مبنای اقلام تعهدی می‌پردازنده، تغییل کنند.

پیشینه‌ی پژوهش

پژوهش‌های مختلف، استفاده از مدیریت سود در ارتباط با اوراق بهادر عرضه شده در ایالات متحده را به اثبات رسانده‌اند. ریتِر شواهد تجربی فراهم می‌کند که نشان می‌دهد بازده عرضه‌های اولیه سهام شرکت‌ها به میزان قابل توجهی کمتر از بازده سایر شرکت‌های بورسی در دوره سه ساله پس از عرضه است [۱۲]. فریدلن نشان می‌دهد که شرکت‌های در شُرف عرضه در صورت های مالی خود در اعلامیه پذیره‌نويسي اوراق بهادر از اقلام تعهدی افزاینده سود استفاده می‌کند [۵]. مَگنان و گُرمپِر گزارش می‌کنند که شرکت‌های در شُرف عرضه کانادایی گام‌های سنجیده و حساب‌شده‌ای در جهت جایه‌جایی ارقام سود گزارش شده در صورت‌های مالی سال عرضه خود

برداشته‌اند [۱۱]. نتایج پژوهش جین و کینی نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاران بالقوه ممکن است در ابتدا انتظارات زیادی از رشد آتی سود داشته باشند که در آینده تحقق نمی‌یابد [۷]. نتایج پژوهش ایباتسون نشان از وجود یک رابطه منفی بین بازده‌های کوتاه‌مدت عرضه‌اویله شرکت‌ها و عملکرد بلندمدت آن‌ها برای یک نمونه مشکل از عرضه‌های اویله شرکت‌های موجود در ایالات متحده طی دوره بین سال‌های ۱۹۶۹ تا ۱۹۶۰ دارد. او وجود یک عملکرد مثبت کلی در سال اول، عملکرد منفی در سه سال بعد و عملکرد مثبت در سال پنجم را گزارش کرد [۶].

نتایج پژوهشی که توسط سیفی با عنوان "بررسی ارتباط اقلام تعهدی و بازده سهام با تأکید بر طول مدت سرمایه‌گذاری" انجام شده، به شرح زیر است [۱]:

در این پژوهش بهمنظور بررسی رابطه اقلام تعهدی و بازده سهام با تأکید بر طول مدت سرمایه‌گذاری، اقلام تعهدی به اقلام تعهدی کل، جاری و غیرجاری تفکیک شده و رابطه آن با بازده سهام برای یک سال (سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت) و سه سال (سرمایه‌گذاری بلندمدت) مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش رابطه بین اقلام تعهدی کل جاری و غیر جاری با بازده سرمایه‌گذاری معنادار نبود. نتایج آزمون‌های انجام شده در مورد فرضیه‌ها در جدول شماره ۱ به‌طور کامل ارایه شده است:

جدول ۱. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج آزمون	فرضیه
رابطه معنادار نیست.	رابطه بین اقلام تعهدی کل با بازده سرمایه‌گذاری معنادار است.
رابطه معنادار نیست.	رابطه بین اقلام تعهدی جاری با بازده سرمایه‌گذاری معنادار است.
رابطه معنادار نیست.	رابطه بین اقلام تعهدی غیر جاری با بازده سرمایه‌گذاری معنادار است.
تفاوت معنادار نیست.	تأثیر اقلام تعهدی جاری بر بازده سرمایه‌گذاری نسبت به مجموع اقلام تعهدی بیشتر است.
قوی‌تر است.	در سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت میزان تأثیر اقلام تعهدی بر بازده سهام قوی‌تر است.
ضعیف‌تر است.	در سرمایه‌گذاری بلندمدت میزان تأثیر اقلام تعهدی بر بازده سهام ضعیف‌تر است.

روش پژوهش

این پژوهش، از نظر هدف کاربردی و در زمره‌ی پژوهش‌های پس‌رویدادی بر اساس داده‌های مشاهده‌شده قرار دارد و عناصر و متغیرهای پژوهش و نحوه‌ی ارتباط میان آن‌ها را توصیف می‌کند.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به‌طور عمده از منابع اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده که شامل شاخص قیمت و بازده‌نقدی و اطلاعات شرکت‌های عرضه شده برای فروردین ۷۸ تا اسفند ۸۸ است.

فرضیه پژوهش

به‌منظور بررسی رابطه بین مدیریت سود و عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه، فرضیه پژوهش به‌صورت زیر بیان می‌شود:

- عرضه اولیه شرکت‌های دارای اقلام تعهدی اختیاری جاری بالا، نسبت به عرضه اولیه شرکت‌های دارای اقلام تعهدی اختیاری جاری پایین، بازدهی بلندمدت کمتری دارند. تأیید فرضیه پژوهش، مستلزم وجود مدیریت سود در شرکت‌ها در زمان عرضه و زودبازاری سرمایه‌گذاران نسبت به ارقام سودهای اعلام شده توسط این شرکت‌هاست که با تأیید فرضیه پژوهش، وجود مدیریت سود و زودبازاری سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران تأیید می‌شود.

قلمرو پژوهش

- از لحاظ موضوعی، قلمرو این پژوهش در ارتباط با بررسی رابطه بین مدیریت سود و عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه سهام در بورس اوراق بهادار تهران است.
- قلمرو مکانی پژوهش، عرضه‌های اولیه انجام شده در بورس اوراق بهادار تهران است.
- از لحاظ زمانی، شرکت‌هایی که سهمان آن‌ها از ابتدای سال ۱۳۷۸ تا انتهای سال ۱۳۸۴ برای اولین بار در بورس اوراق بهادار تهران عرضه شده‌اند، نمونه آماری پژوهش حاضر را تشکیل می‌دهند.

تذکر: با توجه به اینکه در این پژوهش قصد بر آن است که بازده بلند مدت عرضه‌های اولیه را حافظل تا سه سال پس از زمان عرضه در بورس به‌دست آوریم، قلمرو زمانی آماری مورد نیاز، محدوده زمانی ابتدای سال ۱۳۷۸ تا انتهای سال ۱۳۸۸ را در بر می‌گیرد.

نحوه پژوهش

در دوره زمانی این پژوهش، ۱۳۷ شرکت بین سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند که از این تعداد ۸۰ شرکت با داشتن شرایط لازم، انتخاب شدند. در جدول شماره ۲، حجم کل عرضه‌های انجام شده طی سال‌های ۷۸-۸۴ و تعداد شرکت‌های انتخاب شده در نمونه، نشان داده شده است.

بدین ترتیب، حدود ۵۸ درصد از کل عرضه‌های اولیه در طی دوره پژوهش و به عبارتی ۸۰٪ عرضه اولیه، مورد بررسی قرار می‌گیرند.

جدول ۲. حجم عرضه‌های انجام شده و عرضه‌های موجود در نمونه

سال	تعداد کل عرضه‌های اولیه	تعداد عرضه‌های اولیه در نمونه	درصد نمونه به کل عرضه‌ها
۷۸	۱۲	۳	%۲۵
۷۹	۹	۷	%۷۸
۸۰	۹	۷	%۷۸
۸۱	۱۳	۱۲	%۹۲
۸۲	۴۸	۳۰	%۶۳
۸۳	۳۳	۱۷	%۵۲
۸۴	۱۳	۴	%۳۱
مجموع	۱۳۷	۸۰	%۵۸

۱. تعداد ۵۷ شرکت به دلایل زیر حذف شدند:
۲. عدم دسترسی به قیمت‌ها و اطلاعات مورد نیاز سهام جهت محاسبه بازدهی.
۳. معامله نشدن سهام شرکت برای مدت بیش از یک سال در دوره سه‌ساله تقویمی بعد از عرضه اولیه آن (چون وقفه‌های معاملاتی، به مخدوش نمودن قابلیت اتکا به نتایج پژوهش منجر می‌شود).
۴. شرکت‌های خارج شده از لیست بورس اوراق بهادار، قبل از اتمام سه سال تقویمی پس از عرضه، با رعایت بند ۲.
۵. شرکت‌هایی که صورت‌های مالی آن‌ها در سال عرضه موجود نیستند.

مدل‌های مفهومی

در این بخش ابتدا به بررسی مدل‌های محاسبه شاخص‌های مدیریت‌سود و در ادامه به روش‌های محاسبه بازده بلندمدت عرضه‌های اولیه پرداخته می‌شود.

نحوه محاسبه اقلام تعهدی (شاخص مدیریت‌سود):

متغیرهای اقلام تعهدی در این پژوهش عبارتند از:

- (۱) اقلام تعهدی اختیاری جاری (DCA)،
- (۲) اقلام تعهدی غیراختیاری جاری (NDCA).

برای بررسی فرضیه پژوهش، اقلام تعهدی اختیاری جاری (DCA) به عنوان شاخص مدیریت سود جهت تحلیل عملکرد شرکت استفاده می‌شود که با استفاده از مدل تعديل شده جونز همراه با تعدیلاتی که توسط کوتاری^۱ در این مدل انجام شده است، به شرح زیر به دست می‌آید:

$$\frac{CA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{TA_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta sales_{i,t} - \Delta TR_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که $\Delta sale$ عبارتست از تغییر در فروش، ΔTR تغییر در حساب‌های دریافتی تجاری و TA دارایی‌های کل است. اقلام تعهدی غیراختیاری جاری از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شوند:

$$NDCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{TA_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta sales_{i,t} - \Delta TR_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right) \quad (2)$$

اقلام تعهدی اختیاری جاری (DCA_{i,t}) یک عرضه اولیه (i) در سال t به وسیله‌ی پسماند رگرسیون محاسبه می‌شود.

$$DCA_{i,t} = \frac{CA_{i,t}}{TA_{i,t}} - NDCA_{i,t} \quad (3)$$

در مدل بالا، کلیه متغیرها asset-scaled هستند. به عبارت دیگر کلیه متغیرها بر میزان دارایی‌های کل با یک وقفه زمانی تقسیم شده‌اند که این امر به دلیل تعديل ناهمسانی واریانس در پسماندها انجام شده؛ بنابراین، $TA_{i,t-1}$ در دو مدل یادشده، عامل تعديل‌کننده ناهمسانی واریانس در پسماندها است.

1. Kothari

در مدل شماره ۱، β_1 عرض از مبدأ تخمینی مدل تعديل شده جونز و β_2 ضریب های رگرسیون هستند.

وجه تمایز این پژوهش با سایر پژوهش های انجام شده در این حوزه مدیریت سود این است که در این پژوهش، یک مقدار ثابت (β_0) نیز به دلایل زیر به مدل تعديل شده جونز اضافه شده است:

- (۱) این مقدار ثابت یک کنترل اضافی به منظور تعديل ناهمسانی واریانس در پسماندها است.
- (۲) اقلام تعهدی تخمین زده شده توسط مدل بدون مقدار ثابت تقاضن کمتری دارد؛ بنابراین، معناداری ضرایب را دچار مشکل می کند.
- (۳) اضافه شدن مقدار ثابت ضمن ارایه برآش بہتر، مشکل ناشی از بزرگ شدن اندازه پسماندها را رفع می کند [۹].

در این پژوهش بر اقلام تعهدی اختیاری جاری (DCA) به عنوان شاخص اصلی نشان دهنده مدیریت سود در شرکت ها تأکید می شود. اقلام تعهدی غیراختیاری، نشان دهنده اقلام تعهدی موردنظر توقع در واکنش به تغییر شرایط تجاری شرکت ها است و بنابراین به عنوان شاخص مدیریت سود در نظر گرفته نمی شوند.

میزان اقلام تعهدی اختیاری جاری (DCA) شرکت ها بیان گر مدیریت سود آن ها است. هرچه میزان DCA یک شرکت نسبت به شرکت دیگری پایین تر باشد، نشان دهنده ای این است که مدیریت آن نسبت به دیگری، محافظه کارتر است و بر عکس.

نحوه محاسبه بازدهی عرضه های اولیه سهام

برای اندازه گیری عملکرد بلندمدت عرضه های اولیه انجام شده در بورس اوراق بهادار، در ابتدا باید بازدهی سه ساله سهام عرضه شده بین سال های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۴ (که از این به بعد به آن بازدهی بلندمدت عرضه های اولیه می گوییم) مشخص شود.

البته در این پژوهش، با توجه به اینکه در محاسبه عملکرد بلندمدت سهام از روش مبتنی بر زمان تقویمی استفاده می شود، در نتیجه برای همه عرضه ها عملاً زمان شروع محاسبه بازده بلندمدت، ابتدای اولین ماه پس از انتشار صورت های مالی سال عرضه شرکت است.

برای محاسبه بازدهی بلندمدت سهام شرکت های مورد بررسی عواملی نظیر سود نقدی پرداخت شده هر سال، افزایش سرمایه، منبع افزایش سرمایه، زمان افزایش سرمایه، تجزیه سهام و تغییر نام شرکت باید مد نظر قرار می گیرد.

برای محاسبه بازده ماهانه هر سهم، از فرمول زیر استفاده می‌شود:

$$r_{i,t} = \ln \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right) \quad (4)$$

در این فرمول ابتدا قیمت‌ها بر اساس سود تقسیمی و افزایش سرمایه تعديل، سپس در فرمول وارد می‌شوند.

نرخ بازدهی بازار (m_{it}) یا شاخص مبنا، براساس تغییرات شاخص قیمت و بازده‌نقدی بورس اوراق بهادار تهران برای دوره سه‌ماهه با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$m_{it} = \ln \left(\frac{tedpix_t}{tedpix_{t-1}} \right) \quad (5)$$

مدل رگرسیونی سه‌عاملی فاما و فرنج

در این روش برای آزمون فرضیه پژوهش، به دنبال تعیین میزان عرض از مبدأ در مدل رگرسیونی سه‌عاملی فاما و فرنج به عنوان معیاری برای ارزیابی عملکرد عرضه‌های اولیه هستیم. فاما و فرنج در چندین مقاله، مدل فاما و مکب [۴] را توسعه دادند و به یک مدل رگرسیونی توضیح‌دهنده بازده‌های بلندمدت رسیدند. کارهای اخیر فاما و فرنج نشان داد، این مدل می‌تواند بازده‌های سری زمانی میانگین سهام را توضیح دهد.

مدل رگرسیونی سه‌عاملی فاما و فرنج به صورت زیر است:

$$(R_P - R_f)_t = a + b(R_m - R_f)_t + s.SMB_t + h.HML_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$R_m - R_f$: معادل همان صرف ریسک بازار است و پاداشی است که توسط بازار سرمایه به طور متوسط به تمامی سرمایه‌گذاران در سهام پرداخت شده است.

R_P : بازدهی پرتفوی ماهانه عرضه‌های اولیه در هر یک از چارک‌ها

R_f : نرخ بهره بدون ریسک ماهانه که در این پژوهش از نرخ سود علی‌الحساب اوراق مشارکت برای محاسبه آن استفاده شده است.

α : عرض از مبدأ مدل رگرسیونی

R_m : بازدهی ماهانه شاخص قیمت و بازده‌نقدی بازار

SMB : تفاوت بین میانگین بازدهی شرکت‌های کوچک از شرکت‌های بزرگ
HML : تفاوت بین میانگین بازدهی پرتفوی دارای بالاترین میزان نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از پرتفوی دارای کمترین میزان ارزش دفتری به ارزش بازار.
برای هر عرضه‌اولیه، بازدهی آن تا ۳۶ ماه پس از اولین ماه تقویمی که در آن صورت‌های مالی سال عرضه انتشار می‌باید، محاسبه می‌شود. از آنجایی که بازده‌ها به صورت تقویمی محاسبه می‌شوند و اولین عرضه‌های اولیه در دوره پژوهش در سال ۱۳۷۸ انجام شده‌اند، بازده عرضه‌های اولیه از سال ۱۳۷۹ تا پایان سال ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در این روش ابتدا کلیه شرکت‌ها را بر اساس معیار اندازه شرکت که مقیاس آن ارزش بازار شرکت در پایان سال عرضه است، از کوچک به بزرگ مرتب نموده و آن‌ها را به دو دسته شرکت‌های کوچک و شرکت‌های بزرگ تقسیم می‌کنیم، به طوری که در همه طبقات، تعداد مساوی از شرکت‌های بورس قرار گیرند. سپس شرکت‌ها را بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها در پایان سال عرضه، از کوچک به بزرگ مرتب نموده و آن‌ها را به سه دسته شرکت‌های با ارزش دفتری بالا، متوسط و پایین تقسیم می‌کنیم، به طوری که در هر طبقه، تعداد مساوی از شرکت‌ها قرار گیرند.

بدین ترتیب، کلیه عرضه‌های اولیه شرکت‌ها در یک ماتریس 3×3 قرار می‌گیرند که نشان دهنده ترکیبات مختلفی از ارزش بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری شرکت‌ها است. جدول شماره ۳، ترکیبات گفته شده را نشان می‌دهد:

جدول ۳. ترکیبات مختلف شرکت‌ها بر اساس Size و نسبت BV/MV

Size	BV/MV		
	S/L	S/M	S/H
B/L	B/M	B/H	

نحوه محاسبه SMB و HML برای هر ماه تقویمی به صورت زیر است [۳]:

$$SMB = \frac{1}{3} \left[R_S^L + R_S^M + R_S^H \right] - \frac{1}{3} \left[R_B^L + R_B^M + R_B^H \right] \quad (7)$$

$$HML = \frac{1}{2} \left[R_S^H + R_B^H \right] - \frac{1}{2} \left[R_S^L + R_B^L \right] \quad (8)$$

سپس شرکت‌ها را بر اساس میزان DCA آن‌ها به دسته‌های محافظه‌کارانه و جسورانه تقسیم می‌نماییم. در اینجا، روش چارکبندی شرکت‌ها به طریق زیر است:

در این مدل ابتدا شرکت‌ها را بر اساس اندازه شرکت از کوچک به بزرگ مرتب نموده و آن‌ها را به دو دسته شرکت‌های کوچک و بزرگ تقسیم می‌نماییم. سپس برای هر چهار شرکت متولی با اندازه مشابه، شرکتی که دارای کمترین میزان DCA است در چارک محافظه‌کارانه و شرکتی که دارای بیشترین میزان DCA است، در چارک جسورانه قرار می‌دهیم. بدین ترتیب، اثر تفاوت اندازه‌ها به حداقل می‌رسد و در نتیجه اثر تفاوت اندازه شرکت‌ها را کنترل می‌نماییم.

در ادامه مجدد شرکت‌ها را بر اساس نسبت ارزش‌دفتری به ارزش بازار از بالا به پایین مرتب نموده و برای هر چهار شرکت متولی با نسبت BV/MV مشابه، شرکتی که دارای کمترین مقدار DCA است، در چارک محافظه‌کارانه و شرکتی که دارای بیشترین مقدار DCA است، در چارک جسورانه قرار می‌گیرد. بدین ترتیب، اثر تفاوت BV/MV شرکت‌ها به حداقل می‌رسد و در نتیجه، اثر این تفاوت را کنترل می‌نماییم.

بدین ترتیب چهار دسته پرتفوی به دست می‌آید:

- پرتفوی شرکت‌های با مدیریت سود محافظه‌کارانه و اندازه شرکت مشابه
- پرتفوی شرکت‌های با مدیریت سود جسورانه و اندازه شرکت مشابه
- پرتفوی شرکت‌های با مدیریت سود محافظه‌کارانه و نسبت BV/MV مشابه
- پرتفوی شرکت‌های با مدیریت سود جسورانه و نسبت BV/MV مشابه

همچنین گفتنی است، نحوه محاسبه بازدهی پرتفوی‌های بالا به دو شیوه میانگین‌ساده و میانگین وزنی امکان‌پذیر است و به همین دلیل امکان ایجاد هشت پرتفوی وجود دارد.

در این مدل، میزان α به عنوان معیار عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه در نظر گرفته می‌شود.

در صورتی که عرض از مبدأ محاسبه شده برای هر دسته از پرتفوی‌ها معنادار بوده و میزان α برای چارک محافظه‌کارانه از میزان α برای چارک جسورانه بیشتر باشد، فرضیه پژوهش تأیید و در غیر این صورت فرضیه پژوهش رد می‌شود. به عبارت دیگر در صورتی که تفاوت عرض از مبدأ محاسبه شده برای پرتفوی جسورانه از پرتفوی محافظه‌کارانه برای شرکت‌های با اندازه مشابه و

نسبت BV/MV مشابه، منفی باشد و از لحاظ آماری معنادار باشد، فرضیه پژوهش تأیید و در غیر این صورت فرضیه پژوهش رد می‌شود.

همچنین اگر مقدار α مثبت باشد نشان دهنده این است که عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه نسبت به عملکرد بلندمدت بازار بهتر است و مقدار منفی، نشان از عملکرد بلندمدت ضعیفتر نسبت به عملکرد بازار دارد.

یافته‌های پژوهش

نتایج برآش مدل شماره ۱ در جدول شماره ۴ به شرح زیر آورده شده است:

جدول ۴. نتایج برآش مدل شماره ۱

مقدار بحرانی (Prob)	آماره t	ضریب	متغیرها
...	۸.۹۵	۰.۲۴	عرض از مبدأ (B_0)
...	۲.۷۶	۲۲۳۸.۰۸	ضریب ۱/TA
۰.۰۱	-۲.۵۳	-۰.۰۷	ضریب $(\Delta \text{Sale}-\Delta \text{TR})/\text{TA}$
۰.۰۳	۳.۴۳		آماره F
۰.۰۸			ضریب همبستگی (R-Square)
۱.۵۲			ضریب دوربین-واتسون (Durbin-Watson)

همان‌طور که در جدول شماره ۴ قابل ملاحظه است، با توجه به این که Prob کلیه متغیرهای مدل و همچنین کل مدل کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین، کلیه متغیرهای پژوهش و کل مدل معنادار است. همچنین آزمون‌های اضافی نشان می‌دهد، در مدل بالا همبستگی پیاپی و ناهمسانی واریانس و هم خطی وجود ندارد. در نهایت پسماندهای رگرسیون که نشان دهنده میزان اقلام تعهدی اختیاری جاری شرکت‌های است، استخراج می‌شود و در ادامه به منظور چارک‌بندی شرکت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند.

نتایج حاصل از برآش مدل شماره ۶ برای ترکیبات مختلف پرتفوی‌ها در جدول شماره ۵ آورده شده است.

جدول ۵. نتایج برآش مدل ۶ برای ترکیبات مختلف پرتفوی‌ها

شرکت‌های مشابه در ارزش دفتری به ارزش بازار		شرکت‌های با اندازه مشابه		شرکت‌ها	
جسورانه	محافظه‌کارانه	جسورانه	محافظه‌کارانه	آماره‌ها	
پانل A: بازده پرتفوی به روش میانگین وزنی ارزش بازار (به شکل درصد)					
-۰۰۰۲۰۴	۰۰۰۱۰۷	۰۰۱۱۱۵	۰۰۰۱۳۰۴	ضریب	عرض از مبدأ (a)
۰.۸۱۱۱۱۵	۰.۰۲۰۵۳	۰.۸۹۱۰	۰۰۰۰۷	مقدار بحرانی (P-Value)	
۰.۹۸۳۹	۱.۶۱۰۵	۱.۱۸۰۲	۱.۸۱۱۷	ضریب	ضریب b
۰.۰۰۷۶۹	۰.۰۰۰۳۰	۰.۰۰۳۳۶	۰.۰۰۰۰۳	مقدار بحرانی (P-Value)	
-۰۰۰۹۱۱۵	-۰.۱۴۷۲	-۰.۱۱۱۵۴	-۰.۰۰۷۶۲	ضریب	ضریب s
۰.۱۱۷۱	۰.۰۰۰۹۱	۰.۰۰۵۵۵	۰.۱۰۰۱	مقدار بحرانی (P-Value)	
۰.۱۷۶۶	۰.۱۰۸۴	۰.۲۱۰۲	۰.۰۱۵۸	ضریب	ضریب h
۰.۰۴۱۷	۰.۲۸۹	۰.۰۱۳۵	۰.۰۷۷۴۰	مقدار بحرانی (P-Value)	
۱.۵۷۶۵	۴.۰۷۱۴	۲.۱۸۸۴	۵.۳۴۱۱	ضریب	آماره F
۰.۲۱۴۲	۰.۰۰۰۸۱	۰.۱۰۸۶	۰.۰۰۰۴۳	مقدار بحرانی (P-Value)	
پانل B: بازده پرتفوی به روش میانگین ساده (به شکل درصد)					
-۰۰۰۹۵۴	۰.۱۶۴۴	۰.۰۰۰۴۹	۰.۰۰۰۱۴	ضریب	عرض از مبدأ (a)
۰.۰۰۴۳۳	۰.۰۱۷۸۵	۰.۹۱۳۳	۰.۶۵۸۳	مقدار بحرانی (P-Value)	
۰.۴۸۹۹	۲.۰۱۲۲	۱.۱۰۵۷	۱.۲۵۱۵	ضریب	ضریب b
۰.۱۰۴۲	۰.۰۰۱۳۰	۰.۰۰۰۰۵	۰.۰۰۰۰۸	مقدار بحرانی (P-Value)	
-۰.۰۰۰۱۹	۰.۰۰۵۹۹	-۰.۰۰۵۹۲	۱.۰۰۵۲۷	ضریب	ضریب s
۰.۹۵۳۵	۰.۷۶۰۵	۰.۰۰۳۰۳	۰.۰۰۰۰۰	مقدار بحرانی (P-Value)	
۰.۰۹۵۳	۰.۴۴۸۲	۰.۱۲۵۵	-۰.۴۵۱۵	ضریب	ضریب h
۰.۰۰۰۹	۰.۰۰۸۶۱	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰	مقدار بحرانی (P-Value)	
۲.۰۳۳۳	۶.۹۶۸۵	۵.۰۰۴۹۹	۳۴.۸۸۴۳	ضریب	آماره F
۰.۱۲۸۹	۰.۰۰۰۹	۰.۰۰۰۵۶	۰.۰۰۰۰۰	مقدار بحرانی (P-Value)	

همان طور که در جدول شماره ۵ قابل مشاهده است، مقدار بحرانی (Prob) کلیه عرض از مبدأها در کلیه پرتفوی‌ها بیشتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار نیستند. بنابراین، با اینکه در مجموع میزان عرض از مبدأ در پرتفوی‌های محافظه کارانه نسبت به پرتفوی‌های جسوزرانه در طبقه مشابه بیشتر است ولی از لحاظ آماری دلیلی بر تأیید فرضیه پژوهش وجود ندارد.

همچنین در این بخش با استفاده از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ به بررسی عملکرد کلیه عرضه‌های اولیه به صورت یک پرتفوی نسبت به عملکرد بازار به دو روش محاسبه میانگین بازدهی ساده و وزنی پرداخته شده است. در جدول شماره ۵ نتایج حاصل از برآش مدل شماره ۶ برای پرتفوی متشكل از کلیه عرضه‌های اولیه به شیوه محاسبه میانگین بازدهی ساده آورده شده است:

جدول ۶. نتایج برآش مدل ۶ برای پرتفوی متشكل از کلیه عرضه‌ها به روش میانگین ساده

متغیرها	ضریب	t آماره	مقدار بحرانی (Prob)
عرض از مبدأ (α)	۰.۰۴	۱.۲۵	۰.۲۱
صرف ریسک بازار ($R_m - R_f$)	۱.۳۲	۵.۵۲	۰.۰۰
صرف ریسک شرکت‌های با اندازه کوچک نسبت به شرکت‌های بزرگ (SMB_t)	۰.۳۷	۸.۲۷	۰.۰۰
صرف ریسک شرکت‌های با میزان ارزش دفتری به ارزش بازار بالا نسبت به پایین (HML_t)	۰.۰۸	۳.۴۷	۰.۰۰
آماره F	۴۰.۱۰		۰.۰۳
(R-Square)			۰.۷۸
ضریب دورین - واتسون			۱.۸۴

همان‌طور که در جدول شماره ۶ قابل مشاهده است، ضریب α معنادار نیست و در نتیجه از لحاظ آماری نمی‌توان با استفاده از این روش به بررسی مقایسه‌ای عملکرد عرضه‌های اولیه نسبت به عملکرد بازار پرداخت.

همچنین جدول شماره ۷ نتایج برآش مدل شماره ۶ را برای پرتفوی متشكل از کلیه عرضه‌های اولیه که در آن بازدهی پرتفوی به روش میانگین وزنی محاسبه شده، آورده شده است.

جدول ۷. نتایج برآش مدل شماره ۶ برای پرتفوی مشکل از کلیه عرضه‌ها به روش میانگین وزنی

متغیرها					
مقدار بحرانی (Prob)	آماره t	ضریب			
عرض از مبدأ (α)	۲.۳۱	۰.۱۰			۰.۰۲
صرف ریسک بازار ($R_m - R_f$)	۵.۷۹	۱.۷۱			۰.۰۰
صرف ریسک شرکت‌های با اندازه کوچک نسبت به شرکت‌های بزرگ (SMB_t)	۰.۲۰	۰.۰۱			۰.۸۴
صرف ریسک شرکت‌های با میزان ارزش دفتری به ارزش بازار بالا نسبت به پایین (HML_t)	-۰.۶۴	-۰.۰۰۴			۰.۵۲
F آماره		۹.۵۳			۰.۰۰
(R-Square)					۰.۴۷
ضریب دوربین - واتسون					۱.۶۷

همان‌طور که در جدول شماره ۷ قابل مشاهده است، ضریب α و کل مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار است بنابراین، مقدار α نشان می‌دهد که عملکرد پرتفوی مشکل از کلیه عرضه‌های صورت گرفته در طی دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۴ که در آن بازدهی پرتفوی به روش میانگین وزنی محاسبه شده است، نسبت به عملکرد بازار بهتر است. گفتنی است، نتایج آزمون LM برای این مدل نشان از نبود همبستگی پیاپی در مدل است.

نتیجه‌گیری

نتایج آزمون فرضیه پژوهش با استفاده از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ نشان می‌دهد، از لحاظ آماری رابطه معناداری بین مدیریت سود و عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه وجود ندارد. در حالی که نتایج پژوهش‌های انجام شده در سطح جهان از جمله پژوهش‌های فریدن [۵] و تئو و همکاران [۱۲] بیانگر یک رابطه منفی بین مدیریت سود و عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه سهام به عموم در نمونه شرکت‌های موجود در ایالات متحده است. نتایج پژوهش‌های انجام شده، ضمن تأیید وجود مدیریت سود در زمان عرضه و همچنین قبل و پس از عرضه، بیانگر از عملکرد بلندمدت منفی عرضه‌ها در سه سال پس از عرضه در نمونه شرکت‌های موجود در ایالات متحده است. همچنین بررسی بازدهی بلندمدت عرضه‌های اولیه سهام با استفاده از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ نشان دهنده این است که بازدهی بلندمدت پرتفوی مشکل از عرضه‌های اولیه سهام که به روش میانگین وزنی محاسبه شده است، نسبت به عملکرد بازار بهتر است.

منابع

۱. سیفی شهناز (۱۳۸۳). بررسی رابطه اقلام تعهدی با بازده سهام با تأکید بر طول مدت سرمایه‌گذاری، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه شهید بهشتی
2. Aharony J, Lin C.J, Loeb M.P (1993). Initial public offerings, accounting choices and earning management, *Contemporary Accounting Research* 10(1): 61-81.
3. Fama E.F, French K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33: 3-56.
4. Fama E.F, MacBeth J (1973). Risk, return and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy* 81: 607-636.
5. Friedlan J.M (1994). Accounting choices of issuers of initial public offerings, *Contemporary Accounting Research* 11(1): 1-31.
6. Ibbotson R.G (1975). Price performance of common stock new issues, *Journal of Financial Economics* 2: 235-272.
7. Jain B, Kini O (1994). The post-issue operating performance of IPO firms, *Journal of Finance* 49: 1699-1726.
8. Jones J (1991). Earning management during import relief investigation, *Journal of Accounting Research* 29: 193-228.
9. Kothari S.P, Leone A.J, Wasley C.E (2005). Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics*; 39: 163-197.
10. Healy p.m, wahlen j.m. A review of the earnings mgt literature and implications for standard setting. *Accounting Horizon* 1999; 13; 365-383
11. Magnan M, Cormier D (1997). The impact of forward-looking financial data in IPOs on the quality of financial reporting, *Journal of Financial Statement Analysis*; 3(2): 6-17.
12. Ritter J.R (1991). The long-run performance of initial public offerings. *The Journal of Finance*; 46: 3-27.
13. Teoh S.H, Welch I, Wong T.J. (1998). Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings, *Journal of Finance*; 50: 63-99.