تحقیقات مالی
دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

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

بررسی تأثیر مدیریت سود بر بازدهی بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه با استفاده از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس‌اوراق 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 به‌عنوان 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 متورم 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: مدیریت‌سود، اقلام‌تعهدی‌اختیاری‌جاری، عرضه‌های‌اولیه‌سهام، بازده‌تقویمی، عملکرد بلندمدت عرضه‌های‌اولیه.

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، اعتباردهندگان و سایر استفاده‌کنندگان جهت رفع نیازهای اطلاعاتی خود از آن‌ها استفاده می‌کنند. از آنجایی‌که اطلاعات به‌صورت یکسان در اختیار استفاده‌کنندگان قرار نمی‌گیرد، بین مدیران و سایر استفاده‌کنندگان عدم‌تقارن‌اطلاعات ایجاد می‌شود. همین امر باعث می‌شود، مدیران انگیزه و فرصت مدیریت‌سود را داشته باشند. شرکت‌های در شُرُف عرضه از عدم توجه سرمایه‌گذاران نسبت به ماهیت موقتی افزایش سود به واسطه‌ی اقلام‌تعهدی سوء استفاده می‌کنند و سهام را به قیمت بیش از ارزش واقعی معامله می‌کنند. با توجه به این موضوع که مدیران مجبورند که اقلام‌تعهدی را در دوره‌های بعد برگردانند، این امر بیانگر احتمال کاهش سود شرکت‌های با عملکردضعیف در دوره‌های‌آتی است. بنابراین، انتظار می‌رود که کشف مدیریت‌سود، سبب شود تا سرمایه‌گذاران در برداشت‌های خود از کیفیت سود بازنگری کنند و ارزیابی خود را از عرضه‌اولیه شرکت‌هایی که به مدیریت‌سود بر مبنای اقلام‌تعهدی می‌پردازند، تعدیل کنند.

ادبیات نظری

مدیران همواره دارای اطلاعات محرمانه در مورد جریانات نقدی آتی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و مهارت‌های مدیریتی خودشان هستند. سرمایه‌گذاران از سوی دیگر در مورد پیش‌بینی‌های خود در زمینه عرضه‌های اولیه سهام مطمئن نیستند. به‌دلیل عدم تقارن اطلاعات، شرکت‌های IPO ملزم به انتشار اعلامیه پذیره‌نویسی اوراق بهادار 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. به‌عنوان مثال، کیم و ریتر رابطه مثبت معناداری بین ارقام صورت‌های مالی و قیمت‌های عرضه سهام برای عرضه‌های اولیه شرکت‌ها در ایالات متحده به اثبات رساندند. به هر حال، این صورت‌های مالی، ارزیابی دارایی‌ها و بدهی‌ها را مانند شناسایی درآمد و هزینه که منعکس کننده انتخاب‌های اختیاری مجاز شمرده شده تحت اصول عمومی پذیرفته شده حسابداری (GAAP) هستند، گزارش می-کنند. آزادی عمل در حسابداری برای مدیران انگیزه‌هایی را جهت مدیریت سود شرکت در زمان عرضه اولیه سهام به‌عموم فراهم می‌کند [۱].

هیلی و واهلن [۱۰] مدیریت سود را " قضاوت در گزارشگری مالی و شکل‌دهی به معاملات به‌منظور دستکاری گزارش های مالی با هدف گمراه کردن برخی افراد ذی‌نفع 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 تجاری برابر شوند. بنابراین، هرگونه اقلام تعهدی بیش از حد معمول در یک دوره با اقلام تعهدی کمتر از حد معمول در دوره‌های دیگر باید تهاتر 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 بپردازند، 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 به‌دنبال خواهند داشت. از آنجایی‌که مدیران مجبورند اقلام تعهدی را در دوره‌های بعد برگردانند، احتمال کمی وجود دارد که بتوانند ارقام متورم سود را به‌طور نا مشخصی حفظ کنند. این موضوع در مورد شرکت‌هایی با عملکرد ضعیف بیشتر مصداق 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 می‌پردازند، تعدیل کنند.

پیشینه‌ی پژوهش

پژوهش‌های مختلف، استفاده از مدیریت سود در ارتباط با اوراق بهادار عرضه شده در ایالات متحده را به اثبات رسانده‌اند. ریتِر شواهد تجربی فراهم می‌کند که نشان می‌دهد بازده عرضه‌های اولیه سهام شرکت‌ها به میزان قابل‌توجهی کمتر از بازده سایر شرکت‌های بورسی در دوره سه ساله پس از عرضه است [۱۲]. فریدلَن نشان می‌دهد که شرکت‌های در شُرُف عرضه در صورت های‌مالی خود در اعلامیه پذیره‌نویسی اوراق‌بهادار از اقلام‌تعهدی افزاینده سود استفاده می‌کنند [۵]. مَگنان و کُرمیِر گزارش می‌کنند که شرکت‌های در شُرُف عرضه کانادایی گام‌های سنجیده و حساب‌شده‌ای در جهت جابه‌جایی ارقام سود گزارش‌شده در صورت‌های‌مالی سال‌عرضه خود

برداشته‌اند [۱۱]. نتایج پژوهش جِین و کِینی 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 عرضه‌اولیه شرکت‌ها و عملکرد بلندمدت آن‌ها برای یک نمونه متشکل از عرضه‌های اولیه شرکت‌های موجود در ایالات متحده طی دوره بین سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۶۹ دارد. او وجود یک عملکرد مثبت کلی در سال‌اول، عملکرد منفی در سه‌سال بعد و عملکرد مثبت در سال پنجم را گزارش کرد [۶].

نتایج پژوهشی که توسط سیفی با عنوان "بررسی ارتباط اقلام‌تعهدی 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 طول‌مدت سرمایه‌گذاری، اقلام‌تعهدی به اقلام‌تعهدی‌کل، جاری و غیرجاری تفکیک شده و رابطه آن با بازده‌سهام برای یک‌سال (سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت) و سه‌سال (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

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

روش پژوهش

این پژوهش، از نظر هدف کاربردی و در زمره‌ی پژوهش‌های پس‌رویدادی بـر اسـاس داده‌هـای مشاهده‌شده قرار دارد و عناصر و متغیرهای پژوهش و نحـوه‌ی ارتبـاط میـان آن‌هـا را توصـیف می‌کند.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به‌طور عمده از منابع اطلاعاتی شرکت بورس‌اوراق 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 اولیـه، فرضـیه پـژوهش به‌صورت زیر بیان می‌شود:

- عرضه اولیه شرکت‌های دارای اقلام تعهدی اختیاری جاری بالا، نسبت به عرضه اولیـه شرکت‌های دارای اقلام تعهدی اختیاری جاری پایین، بازدهی بلندمدت کم‌تری دارند.

تأیید فرضیه پژوهش، مستلزم وجود مدیریت سود در شرکت‌ها در زمان عرضـه و زودبـاوری سرمایه‌گذاران نسبت به ارقام سودهای اعلام شده توسط این شرکت‌هاست که بـا تأییـد فرضـیه پژوهش، وجود مدیریت سود و زودباوری 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 سهام 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 حداقل تا سه سال پس از زمان عرضه در بورس به‌دست آوریم، قلمرو زمانی آماری مورد نیـاز، محدوده زمانی ابتدای سال ۱۳۷۸ تا انتهای سال ۱۳۸۸ را در بر می‌گیرد.

نمونه 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 به‌عبارتی ۸۰ عرضه اولیه، مورد بررسی قرار می‌گیرند.

جدول ۲. حجم عرضه‌های انجام شده وعرضه‌های 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
۸٤	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 عرضه‌های‌اولیه پرداخته می‌شود.

نحوه محاسبه اقلام‌تعهدی (شاخص مدیریت‌سود):

متغیرهای اقلام‌تعهدی در این پژوهش عبارتند از:

۱) اقلام تعهدی‌اختیاری‌جاری(DCA)،

۲) اقلام تعهدی غیراختیاری جاری (NDCA).

برای بررسی فرضیه پژوهش، اقلام‌تعهدی اختیاری جاری (DCA) به‌عنوان شاخص مدیریت سود جهت تحلیل عملکرد شرکت استفاده می‌شود که با استفاده از مدل‌تعدیل‌شده جونز همراه با تعدیلاتی که توسط کوتاری[1] در این مدل انجام شده است، به‌شرح زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{CA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1\left(\frac{1}{TA_{i,t-1}}\right) + \beta_2\left(\frac{\Delta sales_{i,t} - \Delta TR_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱$$

که Δ sale عبارتست از تغییر در فروش، ΔTR تغییر در حساب‌های دریافتنی تجاری و TA، دارایی‌های‌کل است. اقلام‌تعهدی غیراختیاری جاری از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شوند:

$$NDCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\left(\frac{1}{TA_{i,t-1}}\right) + \beta_2\left(\frac{\Delta sales_{i,t} - \Delta TR_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right) \qquad (۲$$

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

$$DCA_{i,t} = \frac{CA_{i,t}}{TA_{i,t}} - NDCA_{i,t} \qquad (۳$$

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

---

1. Kothari

در مدل شماره ۱، β_1 عرض از مبدأ تخمینی مدل‌تعدیل‌شده جونز و β_2 ضریب‌های رگرسیون هستند.

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

۱) این مقدار ثابت یک کنترل اضافی به‌منظور تعدیل ناهمسانی‌واریانس در پسماندها است.
۲) اقلام‌تعهدی تخمین زده شده توسط مدل بدون مقدار ثابت تقارن کم‌تری دارد؛ بنابراین، معناداری ضرایب را دچار مشکل می‌کند.
۳) اضافه‌شدن مقدار ثابت ضمن ارایه برازش بهتر، مشکل ناشی از بزرگ‌شدن اندازهٔ پسماندها را رفع می‌کند [۹].

در این پژوهش بر اقلام تعهدی اختیاری جاری (DCA) به عنوان شاخص اصلی نشان دهنده‌ی مدیریت‌سود در شرکت‌ها تأکید می‌شود. اقلام‌تعهدی غیراختیاری، نشان‌دهنده‌ی اقلام تعهدی موردانتظار در واکنش به تغییر شرایط تجاری شرکت‌ها است و بنابراین به‌عنوان شاخص مدیریت‌سود در نظر گرفته نمی‌شوند.

میزان اقلام‌تعهدی اختیاری جاری (DCA) شرکت‌ها بیان‌گر مدیریت‌سود آن‌ها است. هرچه میزان DCA یک شرکت نسبت به شرکت دیگری پایین‌تر باشد، نشان‌دهنده‌ی این‌است که مدیریت آن نسبت به دیگری، محافظه‌کارتر است و برعکس.

نحوه محاسبه بازدهی عرضه‌های‌اولیه سهام

برای اندازه‌گیری عملکرد بلندمدت عرضه‌های‌اولیه انجام‌شده در بورس‌اوراق‌بهادار، در ابتدا باید بازدهی سه‌ساله سهام عرضه‌شده بین سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۴ (که از این به بعد به آن بازدهی بلندمدت عرضه‌های‌اولیه می‌گوییم) مشخص شود.

البته در این پژوهش، با توجه به اینکه در محاسبه عملکرد بلندمدت سهام از روش مبتنی بر زمان تقویمی استفاده می‌شود، در نتیجه برای همه عرضه‌ها عملا زمان شروع محاسبه بازده بلندمدت، ابتدای اولین ماه پس از انتشار صورت‌های‌مالی سال‌عرضه شرکت است.

برای محاسبه بازدهی بلندمدت سهام شرکت‌های مورد بررسی عواملی نظیر سودنقدی پرداخت‌شده هر سال، افزایش‌سرمایه، منبع افزایش‌سرمایه، زمان افزایش‌سرمایه، تجزیه‌سهام و تغییر نام شرکت باید مد نظر قرار می‌گیرد.

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

$$r_{i,t} = \ln\left(P_{i,t} / P_{i,t-1}\right) \quad (۴$$

در این فرمول ابتدا قیمت‌ها بر اساس سودتقسیمی و افزایش‌سرمایه تعدیل، سپس در فرمول وارد می‌شوند.

نرخ بازدهی بازار (m_{it}) یا شاخص‌مبنا، براساس تغییرات شاخص قیمت و بازده‌نقدی بورس اوراق‌بهادارتهران برای دوره سه‌ساله با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$m_{it} = \ln\left(tedpix_t / tedpix_{t-1}\right) \quad (۵$$

مدل رگرسیونی سه‌عاملی فاما و فرنچ

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

مدل رگرسیونی سه‌عاملی فاما و فرنچ به‌صورت زیر است:

$$\left(R_P - R_f\right)_t = a + b\left(R_m - R_f\right)_t + s.SMB_t + h.HML_t + \varepsilon_t \quad (۶$$

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

R_P: بازدهی پرتفوی ماهانه عرضه‌های‌اولیه 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 اولین‌ماه‌تقویمی که در آن صورت‌های‌مالی سال‌عرضه انتشار می‌یابد، محاسبه می‌شود. از آنجایی‌که بازده‌ها به‌صورت تقویمی محاسبه می‌شوند و اولین عرضه‌های‌اولیه 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 ارزش‌بازار شرکت در پایان سال‌عرضه است، از کوچک به بزرگ مرتب نموده و آن‌ها را به دو دسته شرکت‌های‌کوچک و شرکت‌های بزرگ تقسیم می‌کنیم، به‌طوری‌که در همه طبقات، تعداد مساوی از شرکت‌های‌بورس قرار گیرند. سپس شرکت‌ها را بر اساس نسبت ارزش‌دفتری به ارزش بازار آن‌ها در پایان سال‌عرضه، از کوچک به بزرگ مرتب نموده و آن‌ها را به سه‌دسته شرکت‌های با ارزش‌دفتری بالا، متوسط و پایین تقسیم می‌کنیم، به‌طوری‌که در هر طبقه، تعداد مساوی از شرکت‌ها قرار گیرند.

بدین ترتیب، کلیه عرضه‌های‌اولیه شرکت‌ها در یک ماتریس ۳×۲ قرار می‌گیرند که نشان دهنده‌ی ترکیبات مختلفی از ارزش‌بازار و نسبت ارزش‌دفتری به ارزش‌بازاری شرکت‌ها است. جدول شماره ۳، ترکیبات گفته شده را نشان می‌دهد:

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

BV/MV →

Size ↓			
	S/L	S/M	S/H
	B/L	B/M	B/H

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

$$SMB = \frac{1}{3}\left[R_{\frac{S}{L}} + R_{\frac{S}{M}} + R_{\frac{S}{H}}\right] - \frac{1}{3}\left[R_{\frac{B}{L}} + R_{\frac{B}{M}} + R_{\frac{B}{H}}\right] \quad (۷$$

$$HML = \frac{1}{2}\left[R_{\frac{S}{H}} + R_{\frac{B}{H}}\right] - \frac{1}{2}\left[R_{\frac{S}{L}} + R_{\frac{B}{L}}\right] \quad (۸$$

سپس شرکت‌ها را بر اساس میزان DCA آن‌ها بـه دسـته‌هـای محافظـه‌کارانـه و جسـورانه تقسیم می‌نماییم. در اینجا، روش چارک‌بندی شرکت‌ها به‌طریق 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 متوالی با اندازه مشابه، شرکتی که دارای کم‌ترین میزان DCA است در چارک محافظه‌کارانه و شـرکتی که دارای بیشترین میزان DCA است، در چارک جسورانه قرار می‌دهیم. بدین‌ترتیب، اثر تفـاوت اندازه‌ها به حداقل می‌رسد و در نتیجه اثر تفاوت اندازه شرکت‌ها را کنترل می‌نماییم.

در ادامه مجدد شرکت‌ها را بر اساس نسبت ارزش‌دفتری به ارزش‌بازار از بالا به پایین مرتـب نموده و برای هر چهار شرکت متوالی با نسبت BV/MV مشـابه، شـرکتی کـه دارای کـم‌تـرین مقدار DCA است، در چارک محافظه‌کارانه و شرکتی که دارای بیش‌ترین مقدار DCA است، در چارک جسورانه قرار می‌گیرد. بدین‌ترتیب، اثر تفاوت BV/MV شرکت‌ها به حداقل می‌رسد و در نتیجه، اثر این تفاوت را کنترل می‌نماییم.

بدین ترتیب چهاردسته پرتفوی به‌دست می‌آید:

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

همچنین گفتنی است، نحوه محاسبه بازدهی پرتفوی‌های بالا بـه دو شـیوه میـانگین‌سـاده و میانگین‌وزنی امکان‌پذیر است و به‌همین‌دلیل امکان ایجاد هشت پرتفوی وجود دارد.

در این مدل، میزان α به‌عنوان معیار عملکرد بلندمدت عرضه‌های‌اولیه در نظر گرفته می‌شود. در صورتی‌که عرض از مبدأ محاسبه‌شده برای هر دسته از پرتفوی‌هـا معنـادار بـوده و میـزان α برای چارک محافظه‌کارانه از میزان α برای چارک جسورانه بیشتر باشد، فرضیه‌پـژوهش تأییـد و در غیر این‌صورت فرضیه پژوهش رد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر در صورتی‌که تفـاوت عـرض‌ازمبـدأ محاسبه‌شده برای پرتفوی‌جسورانه از پرتفوی‌محافظه‌کارانه برای شرکت‌هـای بـا انـدازه‌مشـابه و

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

همچنین اگر مقدار α مثبت باشد نشان‌دهندهٔ این‌است که عملکرد بلندمدت عرضه‌های‌اولیه نسبت به عملکرد بلندمدت بازار بهتر است و مقدار منفی، نشان از عملکرد بلندمدت ضعیف‌تر نسبت به عملکرد بازار دارد.

یافته‌های پژوهش

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

جدول ٤. نتایج برازش مدل شماره ۱

متغیرها	ضریب	آماره t	مقدار بحرانی (Prob)
عرض از مبدأ (B_0)	۰.۲۴	۸.۹۵	۰.۰۰
ضریب 1/TA	۲۲۳۸.۰۸	۲.۷۶	۰.۰۰
ضریب (ΔSale-ΔTR)/TA	-۰.۰۷	-۲.۵۳	۰.۰۱
آمارهٔ F	۳.۴۳		۰.۰۳
ضریب همبستگی (R-Square)			۰.۰۸
ضریب دوربین- واتسون (Durbin-Watson)			۱.۵۲

همان‌طورکه در جدول شماره ۴ قابل‌ملاحظه است، با توجه به این‌که 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 همبستگی‌پیاپی و ناهمسانی واریانس و هم‌خطی وجود ندارد. در نهایت پسماندهای رگرسیون که نشان‌دهنده‌ی میزان اقلام تعهدی اختیاری جاری شرکت‌هاست، استخراج می‌شود و در ادامه به‌منظور چارک‌بندی شرکت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند.

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

جدول ۵. نتایج برازش مدل ٦ برای ترکیبات مختلف پرتفوی‌ها

شرکت‌ها		شرکت‌های با اندازه مشابه		شرکت‌های مشابه در ارزش دفتری به ارزش بازار	
آماره‌ها		محافظه‌کارانه	جسورانه	محافظه‌کارانه	جسورانه
پانل A: بازده پرتفوی به روش میانگین وزنی ارزش بازار (به شکل درصد)					
عرض از مبدأ (α)	ضریب	۰.۱۳۰۴	۰.۰۱۱۵	۰.۱۰۰۷	−۰.۰۲۰۴
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰.۰۷	۰.۸۹۱۰	۰.۲۰۵۳	۰.۸۱۱۱۵
ضریب b	ضریب	۱.۸۱۱۷	۱.۱۸۰۲	۱.۶۱۰۵	۰.۹۸۳۹
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰.۰۰۰۳	۰.۰۳۳۶	۰.۰۰۳۰	۰.۰۷۶۹
ضریب s	ضریب	−۰.۰۷۶۲	−۰.۱۱۵۴	−۰.۱۴۷۲	−۰.۰۹۱۱۵
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰.۱۰۰۱	۰.۰۵۵۵	۰.۰۰۹۱	۰.۱۱۷۱
ضریب h	ضریب	۰.۰۱۵۸	۰.۲۱۰۲	۰.۱۰۸۴	۰.۱۷۶۶
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰.۷۷۴۰	۰.۰۱۳۵	۰.۲۸۹	۰.۰۴۱۷
آماره F	ضریب	۵.۳۴۱۱	۲.۱۸۸۴	۴.۰۷۱۴	۱.۵۷۶۵
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰.۰۰۴۳	۰.۱۰۸۶	۰.۰۰۸۱	۰.۲۱۴۲
پانل B: بازده پرتفوی به روش میانگین ساده (به شکل درصد)					
عرض از مبدأ (α)	ضریب	۰.۰۴۱۴	۰.۰۰۴۹	۰.۱۶۴۴	−۰.۰۹۵۴
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰۶۵۸۳	۰.۹۱۳۳	۰.۱۷۸۵	۰.۰۴۳۳
ضریب b	ضریب	۱.۲۵۱۵	۱.۱۰۵۷	۲.۰۱۲۲	۰.۴۸۹۹
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰.۰۴۰۸	۰.۰۰۰۵	۰.۰۱۳۰	۰.۱۰۴۲
ضریب s	ضریب	۱.۰۵۲۷	−۰.۰۵۹۲	۰.۰۵۹۹	−۰.۰۰۱۹
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰.۰۰۰۰	۰.۰۳۰۳	۰.۷۶۰۵	۰.۹۵۳۵
ضریب h	ضریب	−۰.۴۵۱۵	۰.۱۲۵۵	۰.۴۴۸۲	۰.۰۹۵۳
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۸۶۱	۰.۰۰۰۹
آمارهٔ F	ضریب	۳۴.۸۸۴۳	۵.۰۴۹۹	۶.۹۶۸۵	۲.۰۳۳۳
	مقدار بحرانی (P-Value)	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۵۶	۰.۰۰۰۹	۰.۱۲۸۹

همان‌طورکه 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 عرض‌ازمبدأ در پرتفوی‌های محافظه‌کارانه نسبت به پرتفوی های جسورانه 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 عرضه‌های‌اولیه به‌صورت یک پرتفوی نسبت به عملکرد بازار به دو روش محاسبهٔ میانگین بازدهی ساده و وزنی پرداخته شده است. در جدول شمارهٔ ۵ نتایج حاصل از برازش مدل شمارهٔ ۶ برای پرتفوی متشکل از کلیه عرضه‌های‌اولیه به شیوه محاسبه میانگین بازدهی‌ساده آورده شده است:

جدول ٦. نتایج برازش مدل ٦ برای پرتفوی متشکل از کلیه عرضه‌ها به روش میانگین ساده

متغیرها	ضریب	آماره t	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 اندازهٔ 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 دوربین ـ 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 عرضه‌های‌اولیه نسبت به عملکرد بازار پرداخت.

همچنین جدول شماره ۷ نتایج برازش مدل شماره ۶ را برای پرتفوی متشکل از کلیه عرضه‌های اولیه که در آن بازدهی پرتفوی به روش میانگین‌وزنی محاسبه شده، آورده شده است.

جدول ۷. نتایج برازش مدل شماره ٦ برای پرتفوی متشکل از کلیه عرضه‌ها به روش میانگین‌وزنی

متغیرها	ضریب	آماره t	مقدار بحرانی (Prob)
عرض از مبدأ (α)	۰.۱۰	۲.۳۱	۰.۰۲
صرف ریسک بازار $(R_m - R_f)$	۱.۷۱	۵.۷۹	۰.۰۰
صرف ریسک شرکت‌های با اندازه کوچک نسبت به شرکت‌های بزرگ (SMB_t)	۰.۰۱	۰.۲۰	۰.۸۴
صرف ریسک شرکت‌های با میزان ارزش دفتری به ارزش بازار بالا نسبت به پایین (HML_t)	−۰.۰۴	−۰.۶۴	۰.۵۲
آماره F	۹.۵۳		۰.۰۰
(R-Square)			۰.۴۷
ضریب دوربین ـ واتسون			۱.۶۷

همان‌طورکه در جدول شماره ۷ قابل مشاهده است، ضریب α و کل مدل در سطح‌اطمینان ۹۵٪ معنادار است بنابراین، مقدار α نشان می‌دهد که عملکرد پرتفوی متشکل از کلیه عرضه‌های صورت‌گرفته در طی دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۴ که در آن بازدهی پرتفوی به روش میانگین‌وزنی محاسبه شده است، نسبت به عملکرد بازار بهتر است. گفتنی است، نتایج آزمون LM برای این مدل نشان از نبود همبستگی‌پیاپی در مدل است.

نتیجه‌گیری

نتایج آزمون فرضیه پژوهش با استفاده از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ نشان می‌دهد، از لحاظ آماری رابطهٔ معناداری بین مدیریت سود و عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه وجود ندارد. درحالی‌که نتایج پژوهش‌های انجام شده در سطح جهان از جمله پژوهش‌های فریدلَن [۵] و تِئو و همکاران [۱۲] بیانگر یک رابطه منفی بین مدیریت‌سود و عملکرد بلندمدت عرضه‌های اولیه سهام به عموم در نمونه شرکت‌های موجود در ایالات متحده است. نتایج پژوهش‌های انجام شده، ضمن تأیید وجود مدیریت‌سود 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 عرضه‌های‌اولیه سهام با استفاده از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ نشان‌دهنده‌ی این‌است که بازدهی بلندمدت پرتفوی متشکل از عرضه‌های اولیه سهام که به روش میانگین‌وزنی محاسبه شده است، نسبت به عملکرد بازار بهتر است.

منابع

۱. سیفی شهناز (۱۳۸۳). بررسی رابطه اقلام‌تعهدی با بازده سهام با تأکید بر طول مدت سرمایه‌گذاری، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، 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). Thepost-issue operating performance of IPO firms, Journal of Finance49: 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 foreward-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.