

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

فصلنامه علمی - پژوهشی

# مدیریت دارایی و تأمین مالی

سال سوم - شماره سوم - شماره پانزدهم (دوم)

پاییز ۱۳۹۴

فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی بر اساس ابلاغیه شماره  
۳/۱۸/۳۵۹۹۳ مورخ ۱۳۹۲/۳/۱۳ کمیسیون بررسی نشریات علمی وزارت  
علوم تحقیقات و فناوری دارای درجه علمی - پژوهشی است.  
مجوز فوق بر اساس عقد تفاهم‌نامه بین دانشگاه اصفهان و دانشگاه‌های  
یزد، شیراز، امام صادق (ع)، شهید بهشتی، الزهراء و دانشگاه علامه  
طباطبایی صادر گردیده است.

متن کامل فصلنامه در پایگاه‌های اطلاع رسانی زیر نمایه می‌شود.

<http://www.magiran.com>

<http://www.sid.ir>

<http://www.isc.gov.ir>

<http://www.ulrichsweb.com>

<http://www.scholar.google.com>

بانک اطلاعات نشریات کشور

سایت جهاد دانشگاهی (SID)

پایگاه علوم استنادی جهان اسلام (ISC)

راهنمای بین‌المللی نشریات ادواری

گوگل اسکولار

چاپ و لیتوگرافی: انتشارات دانشگاه اصفهان

ناشر: دانشگاه اصفهان

شمارگان: ۳۰۰ نسخه

تاریخ انتشار: پاییز ۱۳۹۴

#### فصلنامه

مدیریت دارایی و تأمین مالی

صاحب امتیاز: معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه اصفهان  
سال سوم- شماره سوم- شماره پیاپی (دهم)- پاییز ۱۳۹۴  
شماره استاندارد بین المللی ۱۱۷۰-۲۳۸۳  
شماره استاندارد الکترونیکی ۱۱۸۹-۲۳۸۳  
علمی - پژوهشی

سر دبیر: رضوان حجازی  
استاد دانشگاه الزهراء  
Email:hejazi33@yahoo.com

ویراستار ادبی: بهزاد حکیمی نیا  
Email:hakiminya@gmail.com

صفحه آرا: بهزاد حکیمی نیا  
Email:hakiminya@gmail.com

مدیر مسؤول: حسین رضایی دولت آبادی  
استادیار گروه مدیریت دانشگاه اصفهان  
Email:ho.rezaie@gmail.com

ویراستار انگلیسی (علمی - تخصصی): محمود بت شکن  
دکتری مالی از دانشگاه فو امستردام  
Email:mabotshekan@yahoo.com

کارشناس نشریه: روح الله بلوچیان زاده  
کارشناس ارشد مدیریت  
Email:balochianzadeh@yahoo.com  
تلفن: ۰۳۱-۳۶۶۹۹۵۱۴

#### اعضای هیأت تحریریه

دانشگاه اصفهان	استاد	مهدی ابزری
دانشگاه تربیت مدرس	استاد	علی اصغر انواری رستمی
دانشگاه تربیت مدرس	دانشیار	حسین اعتمادی
دانشگاه الزهراء	استاد	رضوان حجازی
دانشگاه علامه طباطبایی	دانشیار	محسن خوش طینت
دانشگاه اصفهان	استادیار	حسین رضائی دولت آبادی
دانشگاه یزد	دانشیار	سعید سعید اردکانی
دانشگاه اصفهان	دانشیار	سعید فتحی
دانشگاه شهید بهشتی	دانشیار	محمد اسماعیل فدایی نژاد
دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	غلامرضا گودرزی
دانشگاه شیراز	دانشیار	علی نقی مصلح شیرازی

\*این فصلنامه مسؤول آرا و دیدگاه‌های مندرج در مقالات نیست.

نقل مطالب با ذکر نام فصلنامه و نویسنده بلامانع است.

**نشانی پستی فصلنامه:** اصفهان - خیابان هزار جریب - دانشگاه اصفهان - سازمان مرکزی - معاونت پژوهش و فناوری - طبقه دوم - اداره چاپ،

انتشارات و مجلات - دفتر فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی

کد پستی: ۷۳۴۴۱-۸۱۷۴۶

تلفن: ۰۳۱-۳۶۶۹۹۵۱۴ - دورنگار: ۰۳۱-۳۷۹۳۲۱۷۷

نشانی پست الکترونیکی: amf@res.ui.ac.ir

نشانی سایت مجله: www.uijs.ui.ac.ir/amf

همکاران علمی این شماره (سال سوم- شماره سوم- شماره پیاپی (دهم)- پاییز ۱۳۹۴)

اعضای محترم هیأت علمی دانشگاه‌ها و مؤسسات آموزشی و پژوهشی کشور که در داوری و ارزیابی مقالات این شماره با مجله مدیریت دارایی و تأمین مالی، همکاری داشته‌اند، معرفی شده و از خدمات علمی آنها تقدیر می‌شود.

ناصر ایزدی نیا	دانشیار	دانشگاه اصفهان
احمد بدری	استادیار	دانشگاه شهید بهشتی
سعید جهانیان	استادیار	دانشگاه اصفهان
رضوان حجازی	استاد	دانشگاه الزهراء(س)
کرامت الله حیدری رستمی	دانشجوی دکتری	دانشگاه مازندران
عبدالله خانی	استادیار	دانشگاه اصفهان
روح الله رهنما فلاورجانی	دکتری	دانشگاه تهران
عبدالمجید عبدالباقی	استادیار	دانشگاه شیخ بهایی
باقر عسگرنژاد نوری	استادیار	دانشگاه محقق اردبیلی
سعید فتحی	دانشیار	دانشگاه اصفهان
محمد نمازی	استاد	دانشگاه شیراز
عباس هاشمی	دانشیار	دانشگاه اصفهان

## راهنمای تنظیم و نگارش مقاله

### برای جلوگیری از تأخیر در داوری و انتشار به موقع فصلنامه، لطفاً به نکات زیر توجه فرمایید.

۱- موضوع مقاله در ارتباط با پژوهش در زمینه مباحث مدیریت داریی ها و تامین مالی بهینه سازی سبد سرمایه گذاری، بازارها و نهادهای مالی، مهندسی مالی و مدیریت ریسک، ارزیابی عملکرد مالی، تحلیل بنیادی و تکنیکال، بودجه بندی سرمایه ای، مدیریت سرمایه در گردش، مدیریت سرمایه گذاری در دارایی های ثابت و نامشهود، تامین مالی اسلامی، تامین مالی بین المللی، تامین مالی پروژه ای، ساختار سرمایه، ارزش گذارس اوراق و شرکتهای، ابزارهای تامین مالی) باشد.

۲- مقاله قبلاً برای هیچ یک از نشریه‌ها (داخلی یا خارجی) ارسال یا در هیچ یک از نشریه‌ها (یا مجموعه مقالات همایش‌ها) چاپ نشده باشد.

۳- مقاله با استفاده از نرم افزار word2007 و بالاتر بر روی کاغذ A4 (حاشیه‌ها از بالا و راست ۳ و چپ و پائین ۲/۵) تایپ شود. برای متن فارسی از قلم B zar با فونت ۱۳ و برای متن انگلیسی از قلم Times New Roman و فونت ۱۲ استفاده شود.

۴- چارچوب مقاله به صورت استاندارد زیر است:

۴-۱- صفحه جلد مقاله شامل: عنوان کامل مقاله، نام نویسنده یا نویسندگان (نام نویسنده عهده‌دار مکاتبات با علامت ستاره مشخص شود)، مرتبه علمی و نام دانشگاه یا مؤسسه محل اشتغال، نشانی کامل نویسنده عهده‌دار مکاتبات شامل: نشانی پستی، شماره تلفن، نمابر و پست الکترونیک.

۴-۲- صفحه اول مقاله شامل عنوان و چکیده مقاله به زبان فارسی (در یک پاراگراف) مشتمل بر: موضوع مقاله، روش پژوهش، طرح بحث و نتیجه‌گیری (حداکثر ۱۷۵ کلمه) و واژگان کلیدی (حداکثر ۵ واژه).

۴-۳- صفحه دوم تا انتهای مقاله مشتمل بر: مقدمه (شامل: بیان مسأله، اهمیت آن و هدف پژوهش، تاریخچه، مروری بر پیشینه پژوهش و چارچوب نظری، پرسش‌ها و فرضیه‌های پژوهش)؛ روش پژوهش (شامل: روش پژوهش، ابزار گردآوری اطلاعات، فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات، تعریف متغیرهای مورد مطالعه و تعریف عملیاتی آنها، جامعه آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری)؛ یافته‌های پژوهش (شامل: رایج یافته‌ها، مقایسه آن با یافته‌های سایر پژوهش‌ها و انطباق یافته‌ها با نظریه‌ها)؛ نتیجه‌گیری و پیشنهادها (شامل: خلاصه مسأله و هدف پژوهش، ارائه خلاصه نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارائه پیشنهادها)؛ فهرست منابع.

۴-۴- چکیده در یک پاراگراف و واژه‌های کلیدی حداکثر ۵ مورد به زبان انگلیسی بر روی صفحه‌ای جداگانه، شامل: نام نویسنده یا نویسندگان، مرتبه علمی و نام دانشگاه یا مؤسسه محل اشتغال، همراه مقاله ارسال شود.

۵- ارجاعات در متن مقاله به صورت شماره‌ای و در داخل [ ] آورده شود.

۶- در پایان مقاله، منابع مورد استفاده در متن مقاله، به ترتیب حروف الفبایی تنظیم شود و بر اساس شماره ایجاد شده، در بخش منابع شماره در متن مقاله داخل [ ] نوشته شود. توجه شود که در مقالاتی که از این شماره به بعد ارسال می‌شود همه منابع پایانی باید به زبان انگلیسی باشند و منابع فارسی نیز باید به انگلیسی ترجمه شوند. برای این منظور باید به اصل مطلب چکیده انگلیسی مقالات یا پشت جلد کتاب مراجعه شود و ترجمه‌های شخصی یا تخصصی قابل قبول نیست.

۶-۱- مقاله: نام خانوادگی، نام. (سال انتشار). عنوان مقاله. نام نشریه (حروف کج)، دوره (جلد)، شماره صفحه‌ها.

۶-۲- کتاب: نام خانوادگی، نام. (سال انتشار). نام کتاب (حروف کج). محل انتشار: نام ناشر.

۶-۳- کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی، نام نویسنده. (سال تألیف). نام کتاب به فارسی (حروف کج). نام و نام خانوادگی مترجم. محل

نشر: نام ناشر.

۶-۴- در مورد گزارش‌ها و سایر منابع نیز اطلاعات کافی و کامل ارائه شود.

۷- جدول‌ها، شکل‌ها و نمودارها یک سطر فاصله از متن ماقبل و مابعد خود داشته باشند و به صورت سیاه و سفید، دقیق، روشن و اصل باشند. در متن مقاله به شماره‌جدول‌ها و نمودارها اشاره شود. اعداد داخل جداول فارسی باشند و از گذاشتن نقطه و کاما به جای ممیز در بین اعداد اعشاری جلوگیری نمایید.

۸- مقاله‌هایی که بر اساس این راهنما تنظیم نشده باشد، در هیأت تحریریه مورد بررسی قرار نمی‌گیرد.

۹- مقاله حداکثر در ۲۰ صفحه به نشانی [www.uijs.ui.ac.ir/amf](http://www.uijs.ui.ac.ir/amf) ارسال گردد .

۱۰- نامه‌ای مبنی بر اینکه این مقاله تاکنون برای نشریه دیگری ارسال نشده از طریق فایل‌های ضمیمه ارسال شود.

## فهرست مطالب

صفحه	عنوان
۱-۲۰	● بررسی تأثیر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری نقدی و غیر نقدی در تعیین قیمت سهام و عملکرد آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مهدی بهار مقدم، سیده سحر داودی، نسرین یوسف زاده، زینب اعظمی
۲۱-۳۶	● تصمیم‌های تأمین مالی و زمان‌سنجی مدیریت، شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران رضا داغانی، حسین اعتمادی، مسعود عزیزخانی، علی اصغر انواری رستمی
۳۷-۴۸	● بررسی آفاتومیک رابطه بازده سهام و نوسان پذیری غیرسیستماتیک؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران مریم دولو، عظیم رجبی
۴۹-۶۶	● تأثیر ارزش‌گذاری بیش از حد سهام بر مدیریت سود واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مهدی عربصالحی، نرگس حمیدیان، زیبا قجاوند
۶۷-۸۲	● بررسی حافظه بلندمدت در نوسان‌های بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران اکبر کمیجانی، اسماعیل نادری، نادیا گندلی علیخانی
۸۳-۱۰۴	● شبیه‌سازی الگوی تأثیر اهرم مالی بر ارزش شرکت با رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی (مطالعه موردی: شرکت ملی صنایع مس ایران) محمد هاشم موسوی حقیقی، مجتبی خلیفه
۱۰۵-۱۱۶	● بررسی توان ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی بر اساس ارقام اصلی در مقابل ارقام تجدید آرایه شده برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی هاشم ولی‌پور، احسان زحمت‌کش، غلامرضا بحرانی‌فرد





## بررسی تأثیر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری نقدی و غیر نقدی در تبیین قیمت سهام و عملکرد آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مهدی بهار مقدم<sup>۱</sup>، سیده سحر داودی<sup>۲\*</sup>، نسرین یوسف زاده<sup>۳</sup>، زینب اعظمی<sup>۴</sup>

۱- هیأت علمی گروه حسابداری دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران

m.bahar330@yahoo.com

۲- مدرس دانشگاه پیام نور مرکز رامهرمز، رامهرمز، ایران

sahar\_davoody@yahoo.com

۳- هیأت علمی گروه حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه ولیعصر (عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران

n.yousefzadeh@vru.ac.ir

۴- هیأت علمی گروه حسابداری دانشکده مدیریت و اقتصاد بافت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، بافت، کرمان، ایران

ze.aazami@gmail.com

### چکیده

در این پژوهش نقش جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی در ارزیابی قیمت سهام و عملکرد آتی شرکت‌ها بررسی و مطالعه شده است. در راستای دستیابی به هدف مذکور فرضیه‌های پژوهش با استفاده از داده‌های تلفیقی ۹۰ شرکت پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران که اطلاعات مورد نیاز پژوهش برای دوره یازده ساله پژوهش (۱۳۸۰-۱۳۹۱) در خصوص آنها قابل دسترسی بود، مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. نتایج این پژوهش، نشان دهنده دو واقعیت است؛ اول این که، جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری اطلاعات ارزشمندی در خصوص سرمایه‌گذاری‌های شرکت به منظور کمک به استفاده کنندگان از صورت‌های مالی در ارزیابی قیمت سهام و عملکرد آتی شرکت فراهم می‌کند و دوم این که، اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی شرکت نیز اگر چه در متن صورت‌های مالی منعکس نمی‌شوند، لیکن برای مقاصد ارزیابی وضعیت آتی شرکت اطلاعات سودمند و مربوطی هستند. افزون بر این، نتایج آزمون تأثیر ضرایب در مدل‌های تفکیکی اجزای جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری نیز حاکی از تفاوت معناداری بین ضرایب مورد استفاده برای هر یک از عناصر مزبور است، به این معنی که محتوای اطلاعاتی هر یک از اجزای جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها متفاوت از یکدیگر است.

**واژه‌های کلیدی:** جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی، قیمت سهام، عملکرد آتی شرکت.

## مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی، نیازمند برخورداری از بازار سرمایه گسترده و کاراست. بازار سرمایه، سازوکاری فراهم می کند که امکان تبدیل پس اندازهای اندک به سرمایه گذاری های کلان اقتصادی براساس تخصیص بهینه منابع فراهم شود [۶]. از عناصر مهم بازار سرمایه، سرمایه گذاران هستند. هدف نهایی هر سرمایه گذار از به جریان انداختن سرمایه خود، کسب حداکثر سود و بازدهی از آن است. برای این که سرمایه گذاران ترغیب به سرمایه گذاری در دارایی های مالی شوند، باید بازدهی متناسب با ریسک این دارایی ها، از سایر گزینه ها بیشتر باشد [۱]. از سوی دیگر ارزش یک شرکت، تابع سودآوری سرمایه گذاری های آن شرکت است، لذا مدیران با هدف حداکثر سازی ثروت سهامداران، باید با شناخت عوامل موثر بر سطح سرمایه گذاری، بین انتظارات سهامداران و فرصت های سرمایه گذاری مطلوب شرکت، تعامل برقرار نمایند تا هم فرصت های سودآور سرمایه گذاری را از دست ندهند و هم رضایت سهامداران را جلب کنند [۲۰].

پژوهش های پیشین صورت گرفته در حوزه مالی شواهد گسترده ای پیرامون تأثیر سرمایه گذاری های شرکت ها و فروش این سرمایه گذاری ها بر عملکرد آتی شرکت ها فراهم آورده اند. پژوهش های مزبور حاکی از شواهدی مبنی بر وجود رابطه معناداری بین بازده سهام و مخارج سرمایه ای، تحصیل شرکت های فرعی، و خروج شرکت ها از پروژه های سرمایه گذاری است [۴۵]. از جمله این پژوهش ها می توان به پژوهش شلیفر و ویشنی<sup>۱</sup> (۲۰۰۳)؛ مولر<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۰۴)؛ آنتونیو<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۷)؛ لی<sup>۴</sup> (۲۰۱۰) و جاکنی<sup>۵</sup> و

همکاران (۲۰۱۱) اشاره نمود. در بسیاری از شرکت ها، تصمیم های سرمایه گذاری از جمله فعالیت های کلیدی برای حفظ یا بهبود موقعیت شرکت در بازار محصولات به شمار می رود. شرکت هر جا قصد توسعه عملیات خود از طریق ایجاد خط تولیدی جدید یا نفوذ به بازارهای جدید را داشته باشد، ناگزیر از انجام نوعی سرمایه گذاری است، چه به صورت مخارج سرمایه ای و چه به صورت تحصیل یک واحد تجاری فعال برای این منظور، این گونه سرمایه گذاری ها در نهایت بر عملکرد شرکت اثرگذار خواهند بود که این امر نیز به نوبه خود بیانگر چرایی حجم بالای پژوهش های انجام شده با تمرکز بر بررسی اثر مخارج سرمایه ای، تحصیل شرکت های فرعی، و همچنین فروش سرمایه گذاری در سایر شرکت ها بر عملکرد شرکت هاست [۴۵].

به رغم شواهد ذکر شده در بالا، اطلاعات مربوط به سرمایه گذاری های انجام شده توسط شرکت ها طی دوره مالی همیشه به روشنی در صورت های مالی تهیه شده بر اساس استانداردهای حسابداری موجود ارایه نمی شوند. بخش فعالیت های سرمایه گذاری در صورت جریان وجوه نقد اطلاعات مربوط به آن دسته از سرمایه گذاری های شرکت که به صورت نقدی تامین مالی شده است (عمدتاً به صورت جریان های نقدی ورودی و خروجی ناشی از فعالیت های سرمایه گذاری) را فراهم می آورد. با این حال، معاملات سرمایه گذاری که به صورت غیرنقدی انجام شده در متن صورت های مالی ارایه نمی شود و استفاده کنندگان ناگزیر از بررسی یادداشت های همراه صورت های مالی به منظور دستیابی به اطلاعات مزبور هستند. به همین ترتیب، جریان های نقدی حاصل از فعالیت های سرمایه گذاری در مواردی

1. Shleifer & Vishny  
2. Moeller  
3. Antoniou

4. Li  
5. Juknevičius

سودمندی محتوای اطلاعاتی جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری بود که این شواهد تجربی با نتایج پژوهش‌هایی که نقش با اهمیت سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها در تشریح نتایج عملکرد آن‌ها را مستند نموده‌اند، ناسازگار است. از این گذشته، تفاوت‌ها و تناقض‌های موجود در هر دو شاخه از پژوهش‌های یاد شده نشان‌گر وجود اطلاعاتی سودمند در خصوص سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها است که در متن صورت‌های مالی منعکس نمی‌شود. این کمبود اطلاعاتی در مواردی که بخش قابل توجهی از سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها غیر نقدی است به طور خاص حادث‌تر نمود پیدا می‌کند.

با توجه به موارد مطرح شده در بالا، پژوهش حاضر در صدد ارائه شواهد بیشتری در تأیید این ادعا، از طریق بررسی سودمندی اطلاعات افشا شده در صورت‌های مالی در خصوص سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها است. وجه تمایز این پژوهش محدود نمودن اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها به متن صورت جریان وجوه نقد، و به جای آن استفاده از سایر اطلاعات افشا شده در صورت‌های مالی، بویژه یادداشت مبادلات غیر نقدی، است. بر این اساس، در این پژوهش از متغیر اضافی برای سنجش محتوای اطلاعاتی سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی شرکت‌ها نیز استفاده گردیده است. هدف از استفاده از متغیر مزبور لحاظ نمودن محتوای اطلاعاتی یادداشت مبادلات غیر نقدی شرکت‌ها است که مراجع تدوین استانداردهای حسابداری در سال‌های اخیر بر افشای هر چه بیشتر این گونه اطلاعات تأکید داشته‌اند. پژوهش حاضر به عنوان اولین پژوهشی که به بررسی محتوای اطلاعاتی سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی شرکت‌های

که بخش عمده‌ای از فعالیت‌های مزبور به صورت غیر نقدی انجام شده باشد (برای نمونه تحصیل دارایی‌های سرمایه‌ای از طریق ایجاد بدهی‌های مستقیم یا تحصیل شرکت‌های جدید از طریق انتشار سهام جدید) شاخص‌های ضعیفی برای انعکاس فعالیت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها هستند.

مطابق با پژوهش لیونات و زاروین<sup>۱</sup> (۱۹۹۰) کمبود اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی شرکت‌ها می‌تواند به عنوان یکی از توجیه‌های ممکن برای سودمندی اندک بخش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در صورت جریان وجوه نقد شرکت‌ها و همچنین علت توجه اندک به این مسأله در حوزه پژوهش‌های حسابداری باشد. لیونات و زاروین (۱۹۹۰) در پژوهش خود به بررسی محتوای اطلاعاتی جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و عناصر آن پرداختند. آنان با استفاده از نمونه‌ای مشتمل بر شرکت‌های آمریکایی رابطه‌ای معکوس و معنادار بین خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و بازده سهام شرکت‌ها یافتند. با این حال، لیونات و زاروین (۱۹۹۰) وقتی خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری را به تفکیک تحصیل دارایی ثابت مشهود، تحصیل شرکت‌های فرعی، عواید حاصل از واگذاری دارایی‌های ثابت مشهود، سرمایه‌گذاری در شرکت‌های وابسته، و تحصیل حقوق اقلیت مورد بررسی قرار دادند نتایج پژوهش نشان داد که ضرایب هر یک از عناصر مزبور به طور معناداری قابل تفکیک از یکدیگر نیستند، و تمامی ضرایب، به استثنای سرمایه‌گذاری در شرکت‌های وابسته، به لحاظ آماری معنادار نبودند. در مجموع، نتایج پژوهش مزبور حاکی از محدود بودن

صورت‌های مالی، برای ارزیابی قیمت سهام و عملکرد آتی شرکت ارایه می‌کند.

### مبانی نظری

در صورتی اطلاعات صورت‌های مالی برای سرمایه گذاران ارزش دارد که به شواهدی دال بر تأثیر آن بر قیمت اوراق بهادار در دست باشد، در صورت وقوع چنین رویدادی می‌توان اظهار داشت که ارقام مزبور دارای محتوای اطلاعاتی است. منظور از محتوای اطلاعاتی یک متغیر حسابداری، میزان فایده آن متغیر در فرایند تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان و تصمیم‌گیرندگان بازار سرمایه است [۴].

صورت‌های مالی اساسی (محصول نهایی سیستم حسابداری)، ابزار اصلی انتقال اطلاعات به استفاده‌کنندگان است. طبق استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران، همه شرکت‌ها باید صورت جریان وجوه نقد را به عنوان یک صورت مالی مستقل به همراه سایر صورت‌های مالی ارایه نمایند. ارزیابی فرصت‌ها و مخاطرات فعالیت‌های تجاری و وظیفه مباشرت مدیریت مستلزم درک ماهیت فعالیت تجاری از جمله نحوه ایجاد و مصرف وجوه نقد توسط شرکت است. هدف اصلی صورت جریان وجوه نقد ارایه اطلاعات در رابطه با جریان‌های ورودی و خروجی نقدی طی یک دوره مالی است. همچنین یکی دیگر از اهداف صورت جریان وجوه نقد کمک به ارزیابی وظیفه مباشرت مدیریت در ارتباط با فعالیت‌های سرمایه‌گذاری است.

امیر<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۷) مخارج سرمایه‌ای شرکت‌ها را به عنوان یکی از عناصر کلیدی رشد آتی شرکت و ارزش بازار آن در آینده تشریح نمودند و

ایرانی پرداخته، در این محدوده، موضوع پژوهشی بدیعی به شمار می‌رود.

همچنین به سبب اهمیتی که جریان‌های نقدی در سلامت اقتصادی و تداوم فعالیت واحدهای تجاری دارد، پیش‌بینی آن به عنوان یکی از اجزای لاینفک برنامه‌ریزی مالی و نیز آثاری که بر دیگر عناصر صورت‌های مالی دارد، از موضوع‌های مهمی است که مدیران واحدهای اقتصادی توجه خاص به آن دارند [۵]. بنابراین در این پژوهش ابتدا به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که آیا اطلاعات ارایه شده در مورد سرمایه‌گذاری در صورت‌های مالی اصلی اطلاعاتی علاوه بر سود خالص شرکت برای تبیین قیمت آتی سهام و عملکرد آتی شرکت (جریان نقد عملیاتی) ارایه می‌کند؟

از آنجا که جریان نقد ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به جریان‌های ورودی ناشی از فروش و خروجی ناشی از خرید سرمایه‌گذاری‌های شرکت در طی دوره مالی تقسیم می‌شود (به عنوان مثال، جریان خروجی ناشی از خرید دارایی‌های سرمایه‌ای، جریان ورودی ناشی از فروش دارایی‌های ثابت، جریان خروجی مرتبط با خرید واحدهای فرعی و...)، تجمیع این مؤلفه‌ها حاکی از آن است که همه این مؤلفه‌ها در تبیین عملکرد شرکت وزن یکسانی دارند، در نتیجه سودمندی بعضی از اطلاعات ارایه شده توسط این مؤلفه‌ها پنهان می‌ماند [۱۲]. سپس با تجزیه خالص جریان نقد حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به اجزای آن به بررسی این مسأله پرداخته می‌شود که آیا این تفکیک به تبیین روشن‌تر مدل کمک می‌کند؟

به علاوه در این پژوهش به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که آیا متغیر سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی داده‌های ارزشمندی برای استفاده‌کنندگان

شرکت‌های تحصیل شونده، هم در زمان اعلام تحصیل و هم در بلندمدت، تحت تأثیر این رویداد قرار می‌گیرند، اگر چه شدت و جهت این تأثیرپذیری با توجه به ویژگی‌های شرکت‌های فروشنده و شرکت‌های هدف، اندازه شرکت تحصیل کننده، یا روش پرداخت ما به ازای معامله متفاوت بوده است. برای نمونه، فولر و همکاران (۲۰۰۲) شواهدی ارائه نمودند که نشان می‌داد سهام‌داران شرکت تحصیل کننده در زمان خرید یک شرکت سهامی خاص یا یک شرکت فرعی منتفع می‌شوند، اما در زمان تحصیل یک شرکت سهامی عام متضرر خواهد شد. با این حال، در همان زمان مولر و همکاران (۲۰۰۴) مشاهده نمودند که بازده تاریخ‌های پیرامون اعلام رسمی معاملات عمده تحصیل یک شرکت در مورد شرکت‌های کوچک‌تر به طور قابل ملاحظه‌ای بالاتر از شرکت‌های بزرگ بوده است.

در نهایت، فروش سرمایه‌گذاری (نظیر فروش اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات، دارایی‌های نامشهود، دارایی‌های مالی، واگذاری شرکت‌های فرعی یا سایر انواع سرمایه‌گذاری‌ها) نیز احتمالاً بر عملکرد شرکت‌ها تأثیر دارد. پژوهش‌های موجود در این زمینه شواهدی دال بر وجود بازده غیرعادی مثبت و قابل ملاحظه در تاریخ‌های پیرامون اعلام واگذاری سرمایه‌گذاری در شرکت‌های فرعی (لاسفر<sup>۷</sup> و همکاران (۱۹۹۶)؛ دیتمار و شیوداسانی<sup>۸</sup> (۲۰۰۸)، و نیز افزایش سودآوری شرکت‌ها پس از خروج از سرمایه‌گذاری‌ها (برگ<sup>۹</sup> (۱۹۹۵)؛ هاینز<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۰۲)؛ گاداد و توماس<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۴)) فراهم آورده‌اند. این بهبودهای مشاهده شده

نشان دادند که مخارج سرمایه‌ای به طور مثبت و با اهمیتی با ارزش آتی شرکت در ارتباط است. پژوهش‌های تجربی موجود شواهدی در تأیید این ادعا ارائه می‌کنند که مخارج سرمایه‌ای دارای رابطه مستقیم و معناداری با بازده سهام شرکت‌هاست. از جمله این پژوهش‌ها می‌توان به مک‌کنل و ماسکارلا<sup>۱</sup> (۱۹۸۵) کرسیتین و کیم (۱۹۹۵)، لی و نوهل<sup>۲</sup> (۱۹۹۷) اشاره نمود. رابطه مزبور را می‌توان با اتکا به این واقعیت توجیه نمود که مخارج سرمایه‌ای نشان دهنده اخبار خوب در رابطه با فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت است. در صورت مشاهده تصمیم مدیریت مبنی بر افزایش مخارج سرمایه‌ای، چنین فرض می‌شود که مدیریت با این تصمیم‌گیری اطلاعات نهانی خود در رابطه با سطوح تقاضا و هزینه‌ها در آینده را نمایان می‌سازد [۳۳]. با فرض این که مدیران به دنبال حداکثر کردن ارزش شرکت هستند، افزایش در مخارج سرمایه‌ای شرکت به صورت علامتی مبنی بر بهبود مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری پیش روی شرکت تفسیر می‌شود [۴۲].

به همین ترتیب، شاخه‌ای گسترده و پربار از پژوهش‌های حوزه مالی به تجزیه و تحلیل نتایج مالی ادغام و تحصیل سایر شرکت‌ها اختصاص یافته است. از آن جمله می‌توان به پژوهش‌های صورت گرفته توسط فولر<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۲)؛ مولر و همکاران (۲۰۰۴)؛ اولر<sup>۴</sup> (۲۰۰۸)؛ باسو<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۰۹)؛ ساوور و لو<sup>۶</sup> (۲۰۰۹)؛ و لی (۲۰۱۰) اشاره نمود. به طور کلی، نتایج این شاخه از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که عملکرد

7. Lasfer  
8. Dittmar & Shivdasani  
9. Bergh  
10. Haynes  
11. Gadad & Thomas

1. Mcconnell & Muscarella  
2. Lee & Nohel  
3. Fuller  
4. Oler  
5. Basu  
6. Savor & Lu

می‌توان انتظار داشت اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی شرکت‌ها نیز برای استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی سودمند باشند. از این گذشته، پژوهش‌ها نشان داده‌اند که تأثیر سرمایه‌گذاری‌ها بر عملکرد شرکت‌ها بسته به نحوه پرداخت و تأمین مالی آن‌ها متفاوت خواهد بود. برای نمونه، پژوهش‌های تجربی آگراوال<sup>۵</sup> و همکاران (۱۹۹۲)؛ لوگران و ویجه<sup>۶</sup> (۱۹۹۷)؛ رائو و ورمالن<sup>۷</sup> (۱۹۹۸) نشان می‌دهند بازده بازار سهام شرکت تحصیل‌کننده در مواردی که تحصیل شرکت فرعی به صورت نقدی انجام شده باشد، بالاتر خواهد بود.

مطابق با شواهد تجربی، شلیفر و ویشنی (۲۰۰۳) نشان دادند که بازده بلندمدت تحصیل‌کننده در صورت تحصیل از طریق معاوضه سهام منفی و در صورت تحصیل نقدی شرکت دیگر مثبت خواهد بود. مدل ارائه شده توسط شلیفر و ویشنی (۲۰۰۳) پیش‌بینی می‌کند احتمال تحصیل از طریق معاوضه سهام در مواردی که شرکت تحصیل‌کننده بیش از واقع ارزش‌گذاری شده باشد بیشتر است. در صورتی که مدیریت اطلاعات بیشتری در مقایسه با بازار نسبت به وضعیت آتی شرکت در اختیار داشته باشد، چنانچه شرکت بیش از واقع ارزش‌گذاری شده باشد تمایل به تحصیل از طریق معاوضه سهام، و در سایر موارد به تحصیل نقدی شرکت دیگر تمایل دارند. افزون بر این، نحوه پرداخت در رویدادهای تحصیل شرکت دیگر به عوامل مختلفی هم‌چون فرصت‌های سرمایه‌گذاری، اندازه، یا ساختار مالکیت هر یک از دو شرکت تحصیل‌کننده و شرکت هدف، یا وضعیت مالی شرکت تحصیل‌کننده بستگی دارد. برای نمونه، مارتین (۱۹۹۶)

در عملکرد شرکت‌ها را می‌توان به نقش فروش سرمایه‌گذاری‌ها برای مقاصدی همچون حذف پیامدهای ناشی از مشکلات نمایندگی موجود (جنسن<sup>۱</sup>)، (۱۹۹۳)، تعدیل و اصلاح بیش‌سرمایه‌گذاری‌های گذشته شرکت (هوبارد و پالیا<sup>۲</sup>)، (۱۹۹۹)، افزایش تمرکز در حوزه‌های کسب و کار شرکت به گونه‌ای که دارایی‌های باقیمانده شرکت سودآوری بیشتری به همراه داشته باشد (جان و اوفک<sup>۳</sup>)، (۱۹۹۵)، و/یا کاهش هزینه‌های ورشکستگی (لاسفر و همکاران، ۱۹۹۶) مربوط دانست.

در مجموع، شواهد ارائه شده در پژوهش‌های پیشین نشان‌دهنده تأثیر قابل ملاحظه مخارج سرمایه‌ای، تحصیل شرکت‌ها، و فروش سرمایه‌گذاری بر عملکرد شرکت‌ها بوده است.<sup>۴</sup> بر همین اساس، می‌توان انتظار داشت اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های شرکت به استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی در ارزیابی عملکرد آتی شرکت‌ها کمک کند. در حال حاضر، مطابق با استانداردهای حسابداری فعلی، اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های نقدی شرکت‌ها در بخش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در صورت جریان وجوه نقد ارائه می‌شود. انتظار می‌رود اطلاعات مزبور برای استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی سودمند باشند، با این حال این اطلاعات به تنهایی تصویر کاملی از سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها ارائه نمی‌دهد. در نتیجه،

1. Jensen
2. Hubbard & Palia
3. John & ofek

۴. همان‌گونه که شواهد بالا نشان می‌دهد، با مرور ادبیات پیشین این موضوع می‌توان دریافت که فعالیت‌های سرمایه‌گذاری لزوماً همیشه به افزایش ارزش شرکت‌ها منجر نمی‌شوند و در مواردی ممکن است به افت ارزش شرکت منجر شوند. ادبیات موجود شواهدی در تأیید جایگاه کلیدی محافظه‌کاری و کیفیت حسابداری در بهبود توانایی سرمایه‌گذاران برای نظارت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیریت شرکت‌ها، و در نتیجه، جلوگیری از بیش‌سرمایه‌گذاری آن‌ها ارائه می‌نماید (هوب و توماس، ۲۰۰۸؛ پیدل و همکاران، ۲۰۰۹؛ گارسیا لازا و همکاران، ۲۰۱۰).

5. Agrawal  
6. Loughran & Vjih  
7. Rau & Vermaelen

### پیشینه پژوهش

در این قسمت، نتایج برخی از مهمترین پژوهش‌های مرتبط با موضوع، تشریح می‌گردد.

العطار و حسین<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) توانایی داده‌های حسابداری جاری را در پیش بینی جریان‌های نقدی آتی شرکت‌های آمریکایی طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۰ مورد آزمون قرار دادند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن بود که سود حسابداری توان کمتری نسبت به جریان‌های نقدی برای پیش بینی جریان‌های نقدی آتی دارد [۸]. هم راستا با این پژوهش کاسوما<sup>۳</sup> (۲۰۱۴) به بررسی و ارزیابی محتوای اطلاعاتی فزاینده صورت جریان وجه نقد در بازار بورس و اوراق بهادار استرالیا پرداخت. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های این پژوهش نشان می‌دهد جریان‌های نقدی شرکت‌ها دارای محتوای اطلاعاتی بیش از آن چه به تنهایی از طریق سود حسابداری به بازار مخابره می‌شود هستند و این که جریان‌های نقدی از محتوای اطلاعاتی نسبی، علاوه بر سود حسابداری، برخوردار هستند. این نتایج حاکی از آن است که اطلاعات گزارش شده در صورت گردش وجوه نقد شرکت‌ها می‌تواند یک منبع اطلاعاتی اصلی برای تصمیم‌گیری‌ها، و مستقل از صورت سود و زیان، باشد [۳۵].

امیر و همکاران (۲۰۰۷)، ارتباط بین سرمایه‌گذاری در هزینه‌های پژوهش و توسعه و دارایی‌های سرمایه‌ای را با تغییرات سود پس از سرمایه‌گذاری بررسی کردند. آنها خرید دارایی‌های سرمایه‌ای را به عنوان عامل اصلی رشد آتی و ارزش شرکت در نظر می‌گیرند و نشان می‌دهند خرید دارایی‌های سرمایه‌ای به طور مثبت و با اهمیتی با ارزش آتی شرکت در ارتباط است. این ارتباط به واسطه تأثیر مثبتی که سیگنال‌های مربوط

رابطه مستقیمی بین فرصت‌های رشد و تامین مالی از طریق سهام مستند نمود. فاجیو و ماسولیس<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) نیز در اروپا مشاهده نمودند که تصمیم‌گیری نسبت به نحوه تامین مالی تحصیل شرکت‌های دیگر تا حد زیادی به ملاحظات راهبری شرکت و شرایط مالی شرکت تحصیل‌کننده بستگی دارد. ایشان دریافته‌اند که شرکت‌های اروپایی تحصیل‌کننده در مواردی که شرایط مالی آن‌ها ضعیف است تمایل بیشتری به تامین مالی تحصیل شرکت دیگر از طریق معاوضه سهام خود دارند. در مقابل، ایشان در مواردی که حق کنترل سهام داران اصلی آن‌ها تهدید می‌شود تمایل بیشتری به تامین مالی از طریق منابع نقدی دارند [۴۵].

در نتیجه، با توجه به شواهد یاد شده در بالا، می‌توان ادعا نمود که سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی اطلاعات اضافی و تکمیلی سودمندی نسبت به جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری برای استفاده کنندگان از صورت‌های مالی قلمداد می‌شوند.

با توجه به شواهد موجود پیرامون تأثیر سرمایه‌گذاری بر عملکرد شرکت‌ها و نیز نقش نحوه تامین مالی سرمایه‌گذاری‌ها در این بین، انتظار می‌رود اطلاعات مربوط به هر دوی سرمایه‌گذاری‌های نقدی (یعنی جریان‌های حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری که در صورت جریان وجوه نقد به طور جداگانه ارائه می‌شود) و سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی (که در یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی افشا می‌شود) داده‌های ارزشمندی برای استفاده کنندگان از صورت‌های مالی در ارزیابی عملکرد آتی شرکت‌ها به شمار آیند.

2. Al-Attar  
3. Kusuma

1. Faccio & Masulis

حاصل از فعالیت‌های عملیاتی مطابق با استاندارد بین‌المللی حسابداری شماره ۷، مورد مقایسه قرار دادند. یافته‌های پژوهش نشان داد که جریان وجوه نقد عملیاتی مطابق با استاندارد ایران توان پیش‌بینی بالاتری نسبت به جریان وجوه نقد عملیاتی مطابق با استاندارد بین‌المللی حسابداری دارد [۲].

### فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه مطرح شده در بالا، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تبیین می‌شوند:

فرضیه اصلی اول: بخش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در صورت جریان وجوه نقد اطلاعات سودمندی برای استفاده کنندگان از صورت‌های مالی به منظور ارزیابی قیمت سهام و عملکرد آتی شرکت فراهم می‌آورد.

فرضیه فرعی اول: بخش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در صورت جریان وجوه نقد اطلاعات سودمندی برای استفاده کنندگان از صورت‌های مالی به منظور پیش‌بینی جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی آتی شرکت فراهم می‌آورد.

فرضیه فرعی دوم: بخش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در صورت جریان وجوه نقد اطلاعات سودمندی برای استفاده کنندگان از صورت‌های مالی به منظور تبیین قیمت آتی سهام شرکت فراهم می‌آورد.

فرضیه اصلی دوم: فعالیت‌های سرمایه‌گذاری غیرنقدی اطلاعات اضافی سودمندی، مازاد بر اطلاعات مستتر در جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، به منظور ارزیابی عملکرد آتی شرکت فراهم می‌آورند.

فرضیه فرعی اول: فعالیت‌های سرمایه‌گذاری غیرنقدی اطلاعات اضافی سودمندی، مازاد بر اطلاعات مستتر در جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های

به خرید دارایی‌های سرمایه‌ای بر ارزش فعلی پروژه‌ها می‌گذارد، تبیین می‌شود [۹]. همچنین رودریگز<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۲) ارتباط فعالیت‌های سرمایه‌گذاری نقدی و غیر نقدی را با عملکرد آتی شرکت بررسی کردند. در این پژوهش آنها متغیر سرمایه‌گذاری (نقدی و غیر نقدی) را به منظور تبیین قیمت آتی و جریان نقد عملیاتی آتی شرکت در نظر گرفتند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که جریان نقد حاصل از سرمایه‌گذاری برای پیش‌بینی جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی آتی نقش مهمی ایفا می‌کند و با تفکیک جریان نقد حاصل از سرمایه‌گذاری به اجزایش، ضریب تعیین مدل افزایش (هرچند محدود) یافت. زمانی که قیمت آتی سهام شرکت بررسی می‌شود، نیز شواهد مشابهی به دست آمد. نتایج همچنین نشان دادند که معیار سرمایه‌گذاری غیر نقدی اطلاعاتی علاوه بر سود و سرمایه‌گذاری‌های نقدی در پیش‌بینی جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی و قیمت آتی سهام شرکت ارائه می‌کند [۴۵]. در همین راستا دستگیر و خدا بنده (۱۳۸۲) به بررسی ارتباط بین محتوای اطلاعاتی اجزای اصلی صورت جریان وجوه نقد با بازده پرداختند. آزمون فرضیات نشان داد که روابط بین تغییرات اجزای اصلی صورت جریان وجوه نقد با تغییرات بازده سهام در کلیه سال‌ها جز سال ۱۳۷۹، تأیید نشده و یا در سطح ضعیفی تأیید شده است. بررسی اجزای اصلی صورت جریان وجوه نقد نشان می‌دهد که دلایل اصلی عدم تأیید فرضیات، ناشی از خنثی شدن اثرات اجزا توسط یکدیگر بوده است [۳].

پور حیدری و همکاران (۱۳۸۹) توانایی جریان نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی تهیه شده طبق استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران را با توان پیش‌بینی جریان نقد



عملکرد آتی شرکت را دارد. معنادار بودن تفاوت ضرایب تعیین حاصل از مدل‌ها به کمک آزمون Z وونگ سنجیده شده است. نتایج آزمون وونگ برای مقایسه ضرایب تعیین مدل‌ها و بررسی معنادار بودن تفاوت ضرایب تعیین بررسی می‌شوند.

### متغیرهای پژوهش

همان گونه که پیش‌تر تشریح شد، در این پژوهش سودمندی محتوای اطلاعاتی جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی شرکت‌ها به لحاظ توانایی آن‌ها در تخمین و تبیین جریان‌های نقدی عملیاتی آتی شرکت‌ها و همچنین ارتباط ارزشی آن‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، متغیرهای وابسته در این پژوهش عبارتند از جریان‌های نقدی عملیاتی یک سال آینده شرکت مطابق با مدل‌های تخمینی، و همچنین قیمت بازاری سهام شرکت در دوره مشابه بر اساس مدل‌های ارتباط ارزشی [اطلاعات با قیمت سهام]. وجود رابطه معنادار بین اطلاعات حسابداری و قیمت‌های بازار سهام نشان دهنده مربوط (سودمند) بودن اطلاعات مزبور برای سرمایه‌گذاران است [۴۹]، در حالی که توانایی معیارهای حسابداری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی هم برای سرمایه‌گذاران و هم برای اعتبار دهندگان شرکت حایز اهمیت است [۸].

در این مطالعه، جریان‌های نقدی عملیاتی (CFO) عبارت است از مبلغ مربوطه در صورت گردش وجوه نقد، مطابق با استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران (و شماره ۱ بین‌المللی).

قیمت بازار سهام یا بازده بازار سهام متغیر وابسته رایج مورد استفاده در پژوهش‌های ارتباط ارزشی است (برای نمونه، کولینز و همکاران، ۱۹۹۷؛ بارث و

سرمایه‌گذاری، به منظور پیش‌بینی جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی آتی شرکت فراهم می‌آورند. فرضیه فرعی دوم: فعالیت‌های سرمایه‌گذاری غیر نقدی اطلاعات اضافی سودمندی، مازاد بر اطلاعات مستتر در جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، به منظور تبیین قیمت آتی سهام شرکت فراهم می‌آورند.

### روش پژوهش

جامعه آماری پژوهش، همه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بازه زمانی این پژوهش به سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۰ محدود می‌شود، که برای محاسبه متغیرهای قیمت سهام و جریان نقد عملیاتی از اطلاعات یک سال آتی شرکت استفاده می‌شود و بازه به سال ۱۳۹۱ گسترش می‌یابد. نمونه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است که ویژگی‌های زیر را داشته باشند: شرکت قبل از سال ۱۳۸۰ در بورس پذیرفته شده باشد و از نوع تولیدی باشد، همچنین سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند باشد و دوره مالی شرکت‌ها تغییر نکرده باشد، علاوه بر این نماد معاملاتی شرکت نباید وقفه بیش از ۴ ماه داشته باشد و داده‌های مورد نیاز برای پژوهش در دسترس و کامل باشد. با توجه به شرایط پیش گفته، ۹۰ شرکت طی فاصله زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۰ برای آزمون فرضیه‌ها انتخاب گردید.

این پژوهش، یک پژوهش همبستگی از نوع تحلیل رگرسیون است و هدف اصلی آن، تعیین میزان و نوع رابطه‌ی بین متغیرها است. برای آزمون مدل‌ها از داده‌های تلفیقی استفاده شده است و برای مقایسه قدرت تبیین مدل‌ها،  $R^2$  مد نظر قرار گرفت. بیشترین  $R^2$  نشان‌دهنده مدلی است که بیشترین قدرت تبیین

با توجه به موارد فوق، خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در مواردی که عواید حاصل از واگذاری سرمایه‌گذاری‌ها بیشتر از جریان‌های نقدی خروجی برای سرمایه‌گذاری‌های جدید باشد، مثبت خواهد بود. در مقابل، آن دسته از شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری‌های بالایی را به صورت نقدی تأمین مالی می‌نمایند، خالص جریان نقدی خروجی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری خواهند داشت. در این پژوهش همچنین در مدل‌های تفصیلی، از عناصر اصلی تشکیل دهنده جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری (به شرح جدول فوق) به عنوان متغیرهای توضیحی استفاده شده است. به منظور تسهیل در تفسیر یافته‌های پژوهش، تمامی متغیرهای مربوط به جریان‌های نقدی شرکت به صورت خالص ارائه شده، به این معنی که جریان‌های نقدی ورودی به صورت اعداد مثبت و جریان‌های نقدی خروجی به صورت اعداد منفی نشان داده شده است.

در نهایت، متغیر جانشین مورد استفاده برای سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی (NC-INV) شرکت به صورت تغییر در مجموع دارایی‌های غیرحاری بعلاوه خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری تعریف می‌شود. به این منظور از تغییر مجموع دارایی‌های غیرحاری (به صورت تغییرات در مجموع دارایی‌ها به کسر تغییر در مجموع دارایی‌های جاری، بعلاوه هزینه استهلاک طی دوره (که از یادداشت‌های پیوست صورت‌های مالی استخراج شده است) به عنوان متغیر جانشین برای مجموع (خالص ورودی و خروجی) سرمایه‌گذاری‌های انجام شده توسط شرکت طی دوره استفاده می‌شود. آن گاه با اضافه نمودن خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به رقم مزبور، در واقع

همکاران، ۱۹۹۹). در این پژوهش از قیمت بازار سهام شرکت در پایان دوره مالی به عنوان متغیر وابسته استفاده گردیده است. این متغیر از بابت افزایش و کاهش سرمایه‌های سهام شرکت‌ها تعدیل شده است، با این فرض که تمامی سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته توسط شرکت طی دوره مالی در قیمت‌های مزبور لحاظ گردیده است.

متغیرهای توضیحی اصلی مورد استفاده در مدل‌های این پژوهش عبارتند از خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و عناصر اصلی تشکیل دهنده آن، و همچنین متغیر جانشین مورد استفاده برای آن دسته از سرمایه‌گذاری‌های شرکت که تأمین مالی آن‌ها به صورت غیرنقدی انجام شده است. خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری (CFI)<sup>۱</sup> نشان دهنده جریان‌های نقدی ورودی حاصل از واگذاری سرمایه‌گذاری‌ها به کسر جریان‌های نقدی خروجی مربوط به سرمایه‌گذاری‌های جدید شرکت طی دوره مالی است. به بیان دیگر، این متغیر و اجزای آن به شرح زیر مورد استفاده قرار گرفته است:

$$CFI = STFIXA - CAPX - ACQ + DISP + OTHER$$

که در این رابطه CAPX خالص جریان نقد ناشی از خرید دارایی‌های ثابت، STFIXA خالص جریان نقد ناشی از فروش دارایی‌های ثابت، ACQ خالص جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری در سایر شرکت‌ها، DISP خالص جریان نقد ناشی از فروش سرمایه‌گذاری در سایر شرکت‌ها، OTHER خالص جریان نقد ناشی از سایر سرمایه‌گذاری‌ها و CFI خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری است.

پیش‌بینی جریان وجه نقد عملیاتی سال آتی شرکت،  
نقشی ایفا می‌کنند از مدل پایه زیر شروع شد:  
مدل (۱)

$$CFO_{it+1} = \alpha_i + \beta_1 NIBE_{it} + \varepsilon_{it}$$

از این مدل به‌عنوان مدل پایه برای مقایسه با  
مدل‌هایی که در آنها ترکیبی از اطلاعات مربوط به  
سرمایه‌گذاری‌ها ارایه شده است، استفاده شده است.  
در مدل زیر جریان نقد ناشی از فعالیت‌های  
سرمایه‌گذاری به مدل وارد شده و قدرت تبیین این  
مدل با مدل ۱ مقایسه خواهد شد:

مدل (۲)

$$CFO_{it+1} = \alpha_i + \beta_1 NIBE_{it} + \beta_2 CFI_{it} + \varepsilon_{it}$$

از آنجا که جریان نقد ناشی از فعالیت‌های  
سرمایه‌گذاری به جریان‌های ورودی ناشی از فروش و  
خروجی ناشی از خرید سرمایه‌گذاری‌های شرکت در  
طی دوره مالی تقسیم می‌شود (به‌عنوان مثال، جریان  
خروجی ناشی از خرید دارایی‌های سرمایه‌ای، جریان  
ورودی ناشی از فروش دارایی‌های ثابت، جریان  
خروجی مرتبط با خرید واحدهای فرعی و...).  
تجمیع این مؤلفه‌ها حاکی از آن است که همه این مؤلفه‌ها در  
تبیین عملکرد شرکت وزن یکسانی دارند، در نتیجه  
سودمندی بعضی از اطلاعات ارایه شده توسط این  
مؤلفه‌ها پنهان می‌ماند [۱۲]. برای ارزیابی این که آیا  
تجمیع اطلاعات باعث از دست رفتن بعضی از  
اطلاعات این مؤلفه‌ها می‌شود یا خیر مدل ۲ به صورت  
زیر بازنویسی می‌شود:

مجموع سرمایه‌گذاری‌های نقدی شرکت از این رقم  
خارج شده و در نتیجه رقم باقیمانده نشان دهنده  
سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی شرکت‌ها خواهد بود. در  
محاسبات مزبور، مشابه با جریان‌های نقدی حاصل از  
فعالیت‌های سرمایه‌گذاری [همان‌گونه که در بالا  
تشریح شد]، از رقم منفی برای مقاصد تجزیه و تحلیل‌ها  
استفاده می‌گردد. به این ترتیب، ارقام منفی همیشه نشان  
دهنده سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته توسط  
شرکت، چه به صورت نقدی و چه به صورت  
غیرنقدی، خواهد بود.

$$NC\_INV = -\{(\Delta ta - \Delta ca + dep) + CFI\}$$

که  $NC\_INV$  سرمایه‌گذاری غیر نقدی،  $\Delta ta$   
تغییر در مجموع دارایی‌ها،  $\Delta ca$  تغییر در دارایی‌های  
جاری،  $dep$  استهلاک و  $CFI$  جریان نقدی ناشی از  
فعالیت‌های سرمایه‌گذاری است.  
دو متغیر مستقل دیگر مورد استفاده ارزش دفتری  
حقوق صاحبان سهام ( $BV$ ) و سود خالص بعد از اقلام  
غیر مترقبه ( $NIBE$ ) است.

### مدل‌های پژوهش

نقشی که اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های  
ارایه شده در صورت‌های مالی برای تبیین عملکرد  
شرکت بازی می‌کنند، از دو طریق بررسی شد:

#### ۱- نقشی که در پیش‌بینی جریان نقد آتی بازی می‌کنند:

در این پژوهش به پیروی از رادریگوتز و همکاران  
(۲۰۱۲) به منظور بررسی این که آیا سرمایه‌گذاری‌های  
نقدی و غیر نقدی علاوه بر سود خالص، در ارتباط با

مدل (۳)

$$CFO_{it+1} = \alpha_i + \beta_1 NIBE_{it} + \beta_3 CAPX_{it} + \beta_4 STFIXA_{it} + \beta_5 ACQ_{it} + \beta_6 DISP_{it} + \beta_7 OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

در نهایت برای آزمون فرض اصلی دوم، مدل قبل با وارد کردن متغیری برای نشان دادن سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی، به صورت زیر برآورد شد، که هدف از آوردن این متغیر تعیین این است که آیا سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی اطلاعاتی علاوه بر سرمایه‌گذاری‌های نقدی در پیش‌بینی CFO ارایه می‌کند؟

مدل (۴)

$$CFO_{it+1} = \alpha_i + \beta_1 NIBE_{it} + \beta_3 CAPX_{it} + \beta_4 STFIXA_{it} + \beta_5 ACQ_{it} + \beta_6 DISP_{it} + \beta_7 OTHER_{it} + \beta_8 NC\_INV_{it} + \varepsilon_{it}$$

## ۲- نقشی که در مدل ارزشگذاری بازی می‌کنند

در این بخش با مبنا قرار دادن مدل اولسون (۱۹۹۵)، به منظور بررسی این که آیا جریان نقد ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری‌ها و سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی داده‌های سودمندی برای ارزشگذاری شرکت ارایه می‌کند، از مدل پایه زیر شروع می‌نماییم:

مدل (۵)

$$PRICE_{it+1} = BV_{it} + \alpha_1 NIBE_{it} + \alpha_2 OtherInfo_{it}$$

در گام اول از تحلیل‌ها مدل ۵ به این صورت برآورد می‌شود که ابتدا یک عرض از مبدأ به آن اضافه شده و سپس عامل OtherInfo از آن حذف شده به گونه‌ای که ضریب BV غیر از یک باشد. از این رو مدل بالا به صورت زیر برآورد می‌شود:

مدل (۶)

$$PRICE_{it+1} = \alpha_i + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 NIBE_{it} + \varepsilon_{it}$$

سپس همان شیوه به کار گرفته شده در بالا را تکرار کرده و به صورت گام به گام متغیرهای مربوط به جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری، اجزای تفکیک شده جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری و عامل سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی به مدل اضافه می‌شود. مدل‌های برآورد شده به صورت زیر است:

مدل (۷)

$$PRICE_{it+1} = \alpha_i + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 NIBE_{it} + \beta_3 CFI_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۸)

$$PRICE_{it+1} = \alpha_i + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 NIBE_{it} + \beta_4 CAPX_{it} + \beta_5 STFIXA_{it} + \beta_6 ACQ_{it} + \beta_7 DISP_{it} + \beta_8 OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۹)

$$PRICE_{it+1} = \alpha_i + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 NIBE_{it} + \beta_4 CAPX_{it} + \beta_5 STFIXA_{it} + \beta_6 ACQ_{it} + \beta_7 DISP_{it} + \beta_8 OTHER_{it} + \beta_9 NC\_INV_{it} + \varepsilon_{it}$$

همه متغیرها در بالا تعریف شده‌اند و همه متغیرها بر اساس هر سهم محاسبه شده‌اند.

## یافته‌های پژوهش

جدول شماره یک خلاصه آمار توصیفی ۹۹۰ مشاهده را نشان می‌دهد.

جدول (۱) نتایج آمار توصیفی

متغیرها (بر اساس هر سهم)	میانگین (ریال)	انحراف معیار (ریال)	حداقل (ریال)	حداکثر (ریال)	میانه (ریال)	کشیدگی (ریال)	چولگی (ریال)
CFO	۶۵۵/۰۳	۱۳۵۴/۹۴۸	-۵۹۱۹/۳۸	۹۸۴۳/۹۹	۳۸۵/۲۹	۴/۳۶	۱/۷۸۸
PRICE	۴۹۶۹/۳۷	۲۱۱۰/۲۱۵	۲۱۴	۹۲۵۰۲	۳۱۵۹/۵	۹/۳۳۷	۲/۳۴۷
NIBE	۹۹۷/۹۸۷۱	۱۳۷۳/۱۷۸	-۳۸۱۷/۲۷	۱۹۲۰۷/۲۲	۶۶۸/۳۶	۴/۹۸۲	۱/۹۱۷
BV	۲۲۵۳/۱۱۳	۲۱۳۰/۲۷	-۵۷۸۴/۶۵	۳۶۱۲۱/۰۲	۱۸۵۰/۷۴	۷/۴۹۶	۲/۲۳۰
CFI	-۵۷۴/۴۶۴	۱۹۳۵/۹۲۱	-۷۱۶۴/۷	۱۹۸۶/۲۸	-۲۵۳/۴۲	۱۰/۷۰۴	-۲/۵۰۷
CAPX	۴۰۴/۲۳۷۹	۶۵۸/۵۹۷۷	۰	۸۸۵۶/۳۲۱۴	۲۱۱/۸۴	۵/۰۱۳	۲/۱۲
STFIXA	۴۶/۵۱۷۸۷	۱۴۳/۳۹۵۲	۰	۱۴۹۱/۶۶۷	۵/۵۳	۱۹/۷۲۱	۴/۱۸۴
ACQ	۲۴۵/۶۱۷	۷۴۳/۱۲۰۸	۰	۷۵۴۹/۹۶۰۵	۶/۷۷	۱۱/۲۵۶	۳/۱۹۶
DISP	۱۲۵/۲۳۸۸	۵۴۹/۳۴۱۵	۰	۸۶۱۰/۵۴	۰	۱۷/۲۳۵	۳/۹۵۹
NC_INV	۸۷/۴۲۳۶	۲۰۹۳/۹۸۱	-۲۹۲۸۲/۶	۲۳۶۲۱/۵	۱۴/۹۱	۱۹/۷۹۸	۰/۸۲۲

۰/۰۷۴ تغییرات جریان نقد عملیاتی ناشی از تغییرات درآمد بوده است. از مدل بالا به عنوان پایه‌ای برای مقایسه با مدل ترکیبی داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری و درآمد استفاده می‌کنیم.

در مدل (۲) که نتایج برآورد آن در جدول ۲ نشان داده شده است متغیر تبیینی CFI به مدل ۱ اضافه شده است. نتایج با انتظارات سازگار هستند و نشان می‌دهند که جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری به طور منفی با جریان نقد عملیاتی آتی مرتبط است، به این معنا که جریان‌های خروجی ناشی از سرمایه‌گذاری‌های جاری به ایجاد سطوح بالاتر جریان نقد عملیاتی آتی کمک می‌کند. ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۵ نشان می‌دهد که با اضافه شدن جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری به مدل، این ضریب افزایش یافته، اما این افزایش چشمگیر نیست و همچنین با توجه به معنادار بودن آماره Z وونگ (۰/۰۰۴) که نشان دهنده معنادار بودن تفاوت بین ضرایب تعیین مدل‌های ۱ و ۲ است، می‌توان ادعا کرد که جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری اطلاعاتی علاوه بر درآمد در پیش‌بینی جریان نقد

برای تشخیص انتخاب بین ترکیبی یا تابلویی بودن داده‌های مورد استفاده در مدل‌های پژوهش از آزمون F لیمر استفاده شده است و از آنجایی که برای همه مدل‌ها سطح معناداری نزدیک به صفر حاصل شد (از سطح خطا کمتر شد) از روش تلفیقی استفاده شد.

سپس برای تعیین و انتخاب یکی از دو الگوی اثرات ثابت یا تصادفی (در مورد داده‌های تلفیقی) از آزمون هاسمن استفاده شده و از آنجا که برای همه مدل‌ها سطح معناداری نزدیک به صفر و کمتر از سطح خطا (۰/۰۵) حاصل شد، مشخص شد که می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر سازگاری ضرایب رد نمود، لذا روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود و نتایج در جداول زیر آمده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل ۱ در جدول ۲ نشان داده شده است. t آماره برابر با ۱۸/۵۲ و سطح معناداری برابر با ۰/۰۰۰ در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار است. آماره دوربین و استون نیز بر عدم وجود خود همبستگی دلالت دارد. بنابراین همانطور که انتظار می‌رود، درآمد شرکت بطور مثبت و با اهمیتی با جریان نقد عملیاتی آتی مرتبط است. ضریب تعیین مدل نشان می‌دهد که

عملیاتی ارایه می‌دهد. در نتیجه فرضیه فرعی اول از فرضیه اصلی اول تأیید می‌شود.

### جدول (۲) نتایج آزمون‌های مربوط به مدل‌های پیش‌بینی CFO

	مدل (۱)			مدل (۲)			مدل (۳)			مدل (۴)		
	ضرایب	آماره سطح معناداری	سطح معناداری	ضرایب	آماره سطح معناداری	سطح معناداری	ضرایب	آماره	سطح معناداری	ضرایب	آماره سطح معناداری	سطح معناداری
NIBE	۰/۶۹	۱۸/۵۲ ۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۶۸	۱۵/۰۴ ۰/۰۰۶	۰/۰۰	۰/۷۰	۱۴/۵۳ ۰/۰۴	۰/۰۰۰	۰/۷۱	۱۷/۵۶ ۰/۰۴	۰/۰۰۰
CFI				-۰/۱۶	-۳/۶۸ ۰/۰۳	۰/۰۰						
CAPX							-۰/۱۳	-۲/۶۲ ۰/۰۴	۰/۰۰۰	-۰/۱۴	-۴/۲۲ ۰/۰۴	۰/۰۰۰۴
STFIXA							-۰/۰۴	-۳/۳۶ ۰/۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۴	-۳/۳۶ ۰/۰۱	۰/۰۰۱۶
ACQ							-۰/۰۳	-۳/۲۷ ۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	-۰/۰۱	-۳/۳۵ ۰/۰۰۷	۰/۰۰۵۸
DISP							-۰/۰۵	-۵/۸۹ ۰/۰۰۷	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۴	-۵/۴۲ ۰/۰۰۸	۰/۰۰۰
NC_INV										-۰/۰۳	-۵/۳۵ ۰/۰۰۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۰۷۴			۰/۰۷۵			۰/۰۷۷			۰/۰۷۸		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۷۲			۰/۰۷۴			۰/۰۷۵			۰/۰۷۶		
F	۵۲/۰۸			۲۴/۳۰			۱۰/۶۶			۹/۱۱		
دوربین واتسون	۲/۱۰			۲/۱۲			۲/۱۳			۲/۱۶		

فروش سرمایه‌گذاری‌های شرکت به کاهش عملکرد آتی شرکت منجر می‌شود.

به طور کلی، نتایج نشان می‌دهند که اجزای جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری اطلاعاتی علاوه بر سود در تبیین جریان نقد عملیاتی ارایه می‌کنند. بر همین اساس، نمی‌توان نتیجه گرفت زمانی که همه معیارها ترکیب می‌شوند، بخشی از اطلاعات آنها پنهان می‌ماند (ضایع می‌شود).

یافته‌های مزبور با نتایج گزارش شده توسط لیونات و زاروین (۱۹۹۰) که در پژوهش خود نشان دادند ضرایب برازش شده برای اجزای جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به لحاظ آماری معنادار نبودند و در مجموع، نتایج پژوهش مزبور

نتایج برآورد مدل ۳ در جدول ۲ با عنوان مدل ۳ گزارش شده است، که در آن می‌توان مشاهده کرد که تمامی اجزای خالص جریان وجه نقد ناشی از سرمایه‌گذاری با جریان نقد عملیاتی آتی مرتبط هستند و ضریب تعیین مدل نسبت به مدل قبل افزایش یافته و از آنجا که سطح معناداری مربوط به آماره وونگ (۰/۰۱۴۳) نیز کمتر از سطح خطا (۰/۰۵)، پس این اختلاف معنادار است.

ضرایب برای همه اجزا منفی هستند و این حاکی از آن است که در حالی که خرید دارایی‌های ثابت و ادغام شرکت‌ها (خرید شرکت دیگر توسط شرکت) با سطوح بالاتر جریان نقد عملیاتی آتی مرتبط است،

سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی است که بخش زیادی از سرمایه‌گذاری‌های آن‌ها به صورت نقدی تامین مالی می‌شوند.

نتایج برآورد مدل ۴ نیز در جدول ۲ و با عنوان مدل ۴ آمده است. این نتایج نشان می‌دهند که معیار سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی با جریان نقد عملیاتی آتی به طور منفی مرتبط است. ضریب منفی متغیر نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی به افزایش عملکرد آتی شرکت کمک می‌کند. با این حال ضریب تعیین مدل ۴ نسبت به مدل ۳ تغییر چندانی با اهمیتی نداشته است که این تغییر اندک از تغییر ناچیز در آماره وونگ (از ۱/۱۱- به ۱/۰۱-) نیز قابل برداشت است، اما به هر حال این تفاوت معنادار بوده و می‌توان نتیجه گرفت که شواهد محدودی در مورد قدرت پیش‌بینی جریان نقد عملیاتی به واسطه سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی وجود دارد. حدس می‌زنیم که محدودیت سودمندی اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی در این مطالعه به دلیل نبود اطلاعات کامل و در دسترس در مورد این متغیر در صورت‌های مالی اساسی است. چرا که ما این متغیر را با استفاده از اطلاعات موجود در ترازنامه و صورت جریان وجه نقد محاسبه کردیم. با توجه به تمامی این اطلاعات می‌توان نتیجه گرفت که فرضیات فرعی اول هر دو فرضیه اصلی مبنی بر سودمندی اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های نقدی و غیر نقدی برای پیش‌بینی جریان نقد عملیاتی آتی، تأیید می‌شوند و این نتایج، با نتایج رودریگز و همکاران (۲۰۱۲) مطابقت دارد.

### نتایج مرتبط با مدل‌های ارزش‌گذاری

همانطور که انتظار می‌رود ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و سود به طور مثبت و معناداری با قیمت

حاکمی از محدود بودن سودمندی محتوای اطلاعاتی جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری بود و تمامی آن‌ها به استثنای سرمایه‌گذاری انجام شده در شرکت‌های فرعی - از حداقل معناداری آماری برخوردار نبودند، متفاوت است. تفاوت در یافته‌های پژوهش حاضر با پژوهش ایشان ممکن است ناشی از تفاوت در داده‌های مورد استفاده در تجزیه و تحلیل‌های این دو پژوهش باشد، چرا که لیونات و زاروین جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری را با استفاده از اطلاعات مندرج در ترازنامه، صورت سود و زیان، و صورت تغییرات در وضعیت مالی شرکت‌ها به صورت برآوردی محاسبه نمودند، در حالی که در پژوهش حاضر جریان‌های نقدی واقعی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها به طور مستقیم از صورت گردش وجوه نقد حسابرسی شده آن‌ها استخراج شده و مبنای تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. افزون بر این، دلیل دیگر متفاوت بودن نتایج می‌تواند ناشی از تفاوت‌های موجود در نحوه تامین مالی فعالیت‌های سرمایه‌گذاری توسط شرکت‌های آمریکایی (نمونه مورد بررسی لیونات و زاروین) و شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس و اوراق بهادار تهران باشد، چرا که سهم سرمایه‌گذاری‌های نقدی از مجموع سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته توسط شرکت‌های آمریکایی (اکثراً از طریق انتشار ابزارهای مشتقه مختلف) به طور قابل ملاحظه‌ای کمتر از شرکت‌های انگلیسی (اکثراً به صورت نقدی) است [۴۵]؛ و با توجه به آمار توصیفی ارائه شده می‌توان نتیجه گرفت که بخش عمده سرمایه‌گذاری‌ها در ایران نیز به صورت نقدی هستند. در نتیجه، یافته‌های این پژوهش نشان دهنده سودمندی بیشتر جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های

و عملکرد آتی شرکت ارایه می‌کند و فرضیه اصلی اول ما تأیید می‌شود.

هنگامی که جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری به اجزای اصلی تفکیک می‌شود، مشخص شد که این ۵ جزء ضریب تعیین مدل را بهبود بخشیدند و معنادار بودن آماره وونگ معناداری این بهبود ضریب تعیین را تأیید می‌نماید. در نهایت، زمانی که متغیر سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی را وارد مدل می‌کنیم، نتایج نشان دادند که با قیمت سهام در ارتباط است. از آنجا که ضریب تعیین مدل بهبود یافت و با توجه به معنادار بودن آماره وونگ، نتیجه می‌گیریم که سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی اطلاعاتی علاوه بر سود، BV و جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری در تعیین قیمت سهام ارایه می‌کند. یافته‌ها نشان می‌دهند که فرضیه فرعی دوم فرضیه اصلی دوم تأیید می‌شود. از این رو فرضیه اصلی دوم ما نیز مبنی بر نقش سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی در تعیین قیمت سهام و عملکرد آتی شرکت تأیید می‌گردد که این نتایج نیز با نتایج رودریگز و همکاران (۲۰۱۲) هم راستا است.

سهام مرتبط هستند. روی هم رفته، این متغیرها ۰/۱۱۲ تغییرات در قیمت را تبیین می‌کنند. مدل ۳ مبنای ما برای مقایسه با مدل‌های ۴، ۵ و ۶ است.

نتایج مربوط به تخمین معادله‌های ۷، ۸ و ۹ در جدول ۳ با عنوان مدل ۷، ۸ و ۹ به ترتیب ارایه شده است. با مدل ۶ شروع می‌کنیم، ضریب جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری منفی و از لحاظ آماری معنادار است که نشان می‌دهد که جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری اطلاعاتی علاوه بر درآمد خالص و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در تبیین قیمت سهام ارایه می‌کند. این نتایج با معنادار بودن آماره وونگ نیز تأیید می‌شود و آماره وونگ مربوط به تفاوت ضرایب تعیین مربوط به مدل‌های ۷ و ۸ نشان‌دهنده معنادار بودن این تفاوت است. در نتیجه فرضیه فرعی دوم فرضیه اصلی اول ما نیز تأیید می‌شود.

با توجه به تأیید فرضیات فرعی مربوط به فرضیه اصلی اول، نتیجه می‌گیریم که جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری اطلاعات با ارزشی در تبیین قیمت سهام

جدول (۳) نتایج آزمون‌های مربوط به مدل‌های تبیین قیمت سهام

variable	مدل (۶)			مدل (۷)			مدل (۸)			مدل (۹)		
	ضریب	آماره؛ سطح معناداری	سطح معناداری	ضریب	آماره؛ سطح معناداری	سطح معناداری	ضریب	آماره؛ سطح معناداری	سطح معناداری	ضریب	آماره؛ سطح معناداری	سطح معناداری
BV	۰/۸۸	۱۲/۴۲ ۰/۰۵	۰/۰۰۰	۰/۵۱	۱۰/۷۶ ۰/۰۳	۰/۰۰۰	۰/۸۵	۱۱/۳۲ ۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۱۸۳	۳/۹۹ ۰/۰۱۸	۰/۰۰۰
NIBE	۰/۱۱	۴/۸۱ ۰/۰۲	۰/۰۰۰	۰/۲۳	۵/۳۷ ۰/۰۴	۰/۰۰۱	۰/۱۹	۴/۶۵ ۰/۰۴	۰/۰۰۳	۰/۶۱	۵/۰۱ ۰/۰۳	۰/۰۰۰
CFI				-۰/۲۰	-۶/۸۳ ۰/۰۳	۰/۰۰۰						
CAPX							-۰/۲۳	-۵/۹۸ ۰/۰۳	۰/۰۰۰	-۰/۱	-۲/۶۲ ۰/۰۵	۰/۰۳
STFXA							-۰/۱۴	-۴/۰۸ ۰/۰۲	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۸۴۶	-۳/۴۳ ۰/۰۲	۰/۰۰۱



ادامه جدول (۳) نتایج آزمون‌های مربوط به مدل‌های تبیین قیمت سهام												
variable	مدل (۶)			مدل (۷)			مدل (۸)			مدل (۹)		
	ضریب	سطح معناداری	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	سطح معناداری
ACQ							-۰/۰۹	-۱۱/۲۳ ۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۶۲	-۲/۹۷ ۰/۰۱	۰/۰۲۴
DISP							-۰/۰۴	-۱/۱۹ ۰/۰۱	۰/۰۰۶	-۰/۰۵۴	-۲/۰۸ ۰/۰۱	۰/۰۶۲
NC_INV										-۰/۰۴۸	-۳/۰۱ ۰/۰۱	۰/۰۳۸
دوربین واتسون	۲/۱			۲/۲۴			۱/۷۹			۲/۲۱		
ضریب تعیین	۰/۱۱۲			۰/۱۲۱			۰/۱۳			۰/۱۳۸		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۹			۰/۱۱			۰/۱			۰/۱۲		
F	۲۹/۸۵			۲۹/۱۹			۱۵/۹۲			۱۳/۳۳		

### نتیجه‌گیری

در این پژوهش تأثیر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری نقدی و غیر نقدی در تبیین عملکرد آتی شرکت (پیش‌بینی جریان نقد عملیاتی و قیمت آتی سهام) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که:

۱- سرمایه‌گذاری‌های نقدی اطلاعات با ارزشی در ارتباط با جریان نقد عملیاتی و قیمت آتی سهام ارائه می‌کند و تفکیک اجزای جریان نقد مربوط به فعالیت‌های سرمایه‌گذاری قدرت تبیین مدل را بهبود می‌بخشد، در نتیجه فرضیه اصلی اول پژوهش تأیید شد.

۲- سرمایه‌گذاری‌های غیر نقدی اطلاعات با ارزشی در ارتباط با جریان نقد عملیاتی و قیمت آتی سهام ارائه می‌کند در نتیجه فرضیه اصلی دوم پژوهش تأیید شد.

به طور کلی نتایج این پژوهش نشان می‌دهد جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در کنار سود حسابداری شرکت‌ها به تشریح جریان‌های نقدی عملیاتی و قیمت آتی سهام شرکت کمک

می‌کند. همچنین بر خلاف نتایج پژوهش لیونات و زاوین (۱۹۹۰)، در بررسی خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به تفکیک هر یک از عناصر اصلی آن، یافته‌های این پژوهش نشان‌گر ضرایب معنادار غیرصفر و متفاوتی برای هر یک از عناصر مزبور بود. به این معنی که محتوای اطلاعاتی هر یک از اجزای جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها متفاوت از یکدیگر است. یافته دیگر این پژوهش نشان می‌دهد متغیر سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی نیز به جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و سود حسابداری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی شرکت‌ها و همچنین قیمت‌های بازار آتی شرکت‌ها کمک می‌کند. این یافته‌ها با نتایج پژوهش رودریگز و همکاران (۲۰۱۲) مطابقت دارد. این نتایج نشان می‌دهد که اطلاعات مهمی در رابطه با سرمایه‌گذاری‌های شرکت در صورت گردش وجوه نقد گزارش نمی‌شوند. برغم اهمیت سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی شرکت برای

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه حسابداری و حسابرسی، ۱۱، ۳۶، ۴۶-۲۷.

[۲] پور حیدری، امید؛ افلاطونی، عباس؛ نیکبخت، زهرا. (۱۳۸۹). بررسی توانایی وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی در پیش‌بینی وجوه نقد آتی. فصلنامه مطالعات حسابداری، ۲۶، ۴۵-۲۹.

[۳] دستگیر، محسن؛ خداپنده، رامین. (۱۳۸۲). بررسی ارتباط بین محتوای اطلاعاتی اجزای اصلی صورت جریان وجه نقد با بازده سهام. مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، ۱۹، ۲، ۱۱۲-۱۰۰.

[۴] شباهنگ، رضا. (۱۳۸۱). تئوری حسابداری، جلد اول، انتشارات مرکز تحقیقات تخصصی حسابداری و حسابرسی سازمان حسابرسی، تهران.

[۵] فروغی، داریوش؛ فرزادی، سعید. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر تغییرات جریان‌های نقدی بر سطح نگهداشت وجه نقد با در نظر گرفتن محدودیت تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۴، ۳۶-۲۱.

[۶] ولی زاده لاریجانی، اعظم؛ مجتهدزاده، ویدا؛ حجازی، رضوان. (۱۳۹۲). تأثیر کیفیت افشا بر رابطه ارزشی ارقام صورت‌های مالی. فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۱، ۲۶-۱۳.

[7] Agrawal, A.; Jaffe, J. F., and Mandelker, G. N. (1992). The Post-Merger Performance of Acquiring Firms: A Re-Examination of an Anomaly. *The Journal of Finance* 47 (4): 1, 605-1,621.

[8] Al-Attar, A., and Hussain, S. (2004). Corporate Data and Future Cash Flows. *Journal of Business Finance and Accounting* 31: 861-903.

[9] Amir, E.; Guan, Y., and Livne, G. (2007). The Association of R&D and Capital Expenditures with Subsequent Earnings

استفاده کنندگان از صورت‌های مالی، ایشان برای دستیابی به اطلاعات مزبور ناگزیر از مراجعه به یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی هستند. کمرنگ بودن این اطلاعات در متن صورت‌های مالی احتمال از قلم افتادن آن‌ها در تجزیه و تحلیل صورت‌های مالی و در نتیجه کاهش سودمندی صورت‌های مالی در تصمیم‌گیری‌های استفاده کنندگان از آن‌ها را افزایش می‌دهد.

بر این اساس، نتایج این پژوهش می‌تواند برای مقاصد استانداردگذاری و تعیین خط مشی‌های حسابداری و گزارش‌گری مالی کاربردهای مهمی داشته باشد، چرا که این نتایج با استانداردهای بین‌المللی حسابداری و استانداردهای حسابداری شماره ۲ ایران در خصوص نحوه رایه صورت‌های مالی مبنی بر الزامی نمودن افشای اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی در یادداشتی به پیوست صورت گردش وجوه نقد شرکت‌ها سازگاری دارد. همچنین با توجه به نتایج پژوهش که سرمایه‌گذاری‌های غیرنقدی در کنار اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های نقدی شرکت‌ها به تبیین و تشریح عملکرد آتی شرکت‌ها کمک می‌نمایند، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌گردد که اطلاعات مزبور را از یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی استخراج و در تصمیم‌گیری‌های خود استفاده نمایند. افزون بر این، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌گردد به محتوای اطلاعاتی اجزای ورودی و خروجی هر یک از اجزای ورودی و خروجی جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری توجه نمایند.

## منابع

[۱] بهرامفر، نقی؛ مهرانی، کاوه. (۱۳۸۳). رابطه بین سود هر سهم، سود تقسیمی و سرمایه‌گذاری در

- Make Many Acquisitions. *The Journal of Finance* 57 (4): 1,763-1,793.
- [22] Gadad, A.-M., and Thomas, H. M. (2004). Do Asset Sales Lead To Improvements in Operating Performance. *Applied Economics* 36: 865-871.
- [23] Garca Lara, J. M, Garca Osmá, B., And Penalva, F. (2010). Accounting Conservatism and Firm Investment efficiency, Working Paper Available at [Http://Papers.Ssrn.Com/Sol3/Papers.Cfm?Abstract\\_Id=1383642](http://Papers.Ssrn.Com/Sol3/Papers.Cfm?Abstract_Id=1383642) (Access on 8 May 2012).
- [24] Haynes, M.; Thompson, S., and Wright, M. (2002). The Impact of Divestment on Firm Performance: Empirical Evidence from a Panel of UK Companies. *Journal of Industrial Economics* 50: 173-196.
- [25] Healy, P. M.; Palepu, K. G., and Ruback, S. (1992). Does Corporate Performance Improve After Mergers?, *Journal of Financial Economics* 31: 135-175.
- [26] Hillier, D.; Mccolgan, P., And Werema, S. (2009). Asset Sales and Firm Strategy: An Analysis of Divestitures by UK Companies. *The European Journal of Finance* 15 (1): 71-87.
- [27] Hirshleifer, D, and Teoh, S. H. (2003). Limited Attention, Information Disclosure, and Financial Reporting. *Journal of Accounting and Economics* 36: 337-386.
- [28] Hope, O. K., and Thomas, W. B. (2008). Managerial Empire Building and Firm Disclosure. *Journal of Accounting Research* 46 (3): 591-626.
- [29] Hubbard, R., and Palia, D. (1999). A Re-Examination of the Conglomerate Merger Wave of the 1960s: an Internal Capital Market View. *Journal of Finance* 54: 1,131-1,152.
- [30] Jensen, M. (1993). The Modern Industrial Revolution: Exit and Failure of Internal Control Mechanisms. *The Journal of Finance* 48: 831-880.
- [31] John, K., and ofek, E. (1995). Asset Sales and Increase in Focus. *Journal of Financial Economics* 37:105-126.
- [32] Juknevičius, M., Minzararu, D. (2011). The Relevance of Earnings and Cash Flows Measures in Explaining Security Returns over Long Intervals: Evidence from Sweden. *Msc Thesis in Variability. Journal of Business Finance And Accounting* 34 (1 & 2): 222-246.
- [10] Antoniou, A.; Petmezas, D., And Zhao, H. (2007). Bidder Gains and Losses of Firms Involved In Many Acquisitions. *Journal of Business Finance And Accounting* 34: 1,221-1,244.
- [11] Barth, M.; Beaver, W. H.; Hand, J. R. M., and Landsman, W. R. (1999). Accruals, Cash Flows and Equity Values. *Review Of Accounting Studies* 3: 205-229.
- [12] Barth, M.; Cram, D., and Nelson, K. (2001). Accruals and the Prediction of Future Cash Flows. *The Accounting Review* 76: 27-58.
- [13] Basu, N.; Dimitrova, L., And Paeglis, I. (2009). Family Control and Dilution in Mergers. *Journal of Banking and Finance* 33: 829-841.
- [14] Bergh, D. D. (1995). Size And Relatedness of Units Sold: An Agency Theory and Resource-Based Perspective. *Strategic Management Journal* 16: 221-239.
- [15] Biddle, G. C.; Hilary, G., and Verdi, R. S. (2009). How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? *Journal of Accounting And Economics* 48: 112-131
- [16] Bowen, R., Burgstahler, D., & Daley, L. (1986). Evidence on the Relationships between Earnings and Various Measures of Cash Flow. *The Accounting Review*, 61(4), 713-725.
- [17] Collins, D.; Maydew, E., and Weiss, I. (1997). Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years. *Journal of Accounting and Economics* 24: 39-67.
- [18] Dittmar, A., and Shivdasani, A. (2008). Divestitures and Divisional Investment Policies. *The Journal of Finance* ,58 (6): 2,711-2,743.
- [19] Faccio, M., Masulis, R. (2005). The Choice of Payment Method in European Mergers and Acquisitions. *The Journal of Finance* 60 (3): 1,345-388.
- [20] Fazzari, S.R., (2000), Investment-Cash Flow Sensitivities Are Useful: A Comment on Kaplan and Zingales. *The Quarterly Journal of Economics*, 115, 595-705.
- [21] Fuller, K.; Netter, J., and Stegemoller, M. (2002). What Do Returns to Acquiring Firms Tell Us? Evidence from Firms That

- Investment Opportunities, and Management Ownership. *The Journal of Finance* 51 (4): 1,227-1,246.
- [42] McConnell, J. J., Muscarella, C. J. (1985). Corporate Capital Expenditure Decisions and the Market Value of the Firm. *Journal of Financial Economics* 14: 399-422
- [43] Moeller, S. B.; Schlingemann, F. P., and Stulz, R. M. (2004). Firm Size and the Gains from Acquisitions. *Journal of Financial Economics* 73: 201-228.
- [44] Oler, D. K. (2008). Does Acquirer Cash Level Predict Post-Acquisition Returns? *Review of Accounting Studies* 13: 479-511.
- [45] Rodriguez, M., and Stonegrinder, F., and Lamas, R. (2012). Do Investing Cash Flow Help In Explaining Future Corporate Performance?. *Spanish Journals Financing Accounting* 154: 185-208.
- [46] Rau, P. R., and Vermaelen, T. (1998). Glamour, Value and The Post-Acquisition Performance of acquiring Firms. *Journal Of Financial Economics* 49: 223-253.
- [47] Savor, P., And Lu, Q. (2009). Do Stock Mergers Create Value For Acquirers? *The Journal of Finance* ,64 (3): 1,061-1,097.
- [48] Shleifer, A, And Vishny, R. W. (2003). Stock Market Driven Acquisitions. *Journal of Financial Economics* 70: 295-311.
- [49] Song, C. J.; Thomas, W. B., And Yi, H. (2010). Value Relevance of FAS N; 157 Fair Value Hierarchy Information and the Impact of Corporate Governance Mechanisms. *The Accounting Review*, 85 (4): 1,375-1,410.
- Accounting and Financial Management, Stockholm School of Economics.*
- [33] Kerstein, J., And Kim, S. (1995). The Incremental Information Content of Capital Expenditures. *The Accounting Review*, 70 (3): 513-526.
- [34] Kim, M., and Kross, W. (2005). The Ability of Earnings to Predict Future Operating Cash Flows Has Been Increasing-Not Decreasing. *Journal of Accounting and Economics* 43: 753-780.
- [35] Kusuma, H. (2014). The Incremental Information Content of the Cash Flow Statement: an Australian Empirical Investigation. *International Journal of Business Administration* 4:90-102.
- [36] Lasfer, M.; Sudarsanam, S., and Taffler, R. (1996). Financial Distress, Asset Sales and Lender Monitoring. *Financial Management* 25: 57-66.
- [37] Lee, B. S., Nohel, T. (1997). Value Maximization and the Information Content of Corporate Investment With Respect to Earnings. *Journal of Banking and Finance* 21: 661-683.
- [38] Li, D. (2010). Financial Constraints: R&D Investment, and Stock Returns. *Rady School of Management University of Colifornia Sandiego* 1-6,22-24
- [39] Livnat, J., and Zarowin, P. (1990). The Incremental Information Content of Cash-Flow Components. *Journal of Accounting and Economics* 13: 25-46.
- [40] Loughran, T., and Vijh, A. M. (1997). Do Long-Term Shareholders Benefit From Corporate Acquisitions? *The Journal of Finance* 52 (5): 1,765-1,790.
- [41] Martin, K. J. (1996). The Method of Payment in Corporate Acquisitions,

## تصمیم‌های تأمین مالی و زمان سنجی مدیریت، شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

رضا داغانی<sup>۱</sup>، حسین اعتمادی<sup>۲\*</sup>، مسعود عزیز خانی<sup>۳</sup>، علی اصغر انواری رستمی<sup>۴</sup>

۱- دانشجوی دکتری حسابداری دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

reza.daghani@gmail.com

۲- هیأت علمی گروه حسابداری دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

etemadiah@modares.ac.ir

۳- هیأت علمی گروه حسابداری دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه ایلام، ایلام، ایران

mazizkhani53@yahoo.com

۴- هیأت علمی گروه مدیریت دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

anvary@modares.ac.ir

### چکیده

از جمله عوامل برجسته در ادبیات مالی، پیگیری تصمیم‌های مدیریت هنگام تأمین منابع مورد نیاز و بررسی شرایط متفاوت مالی شرکت در هنگام این رویداد است. به طوری که این پرسش مطرح شده است که آیا با پی‌جویی تصمیم مدیریت در هنگام تأمین منابع مالی، می‌توان وضعیت شرکت (از نظر ساختار مالی و عملکرد آن) را پی‌گیری نمود. در این پژوهش با بررسی وضعیت تأمین مالی، برای توصیف شرایط شرکت‌ها از مبانی نظری و ادبیات مالی نظیر زمان سنجی مدیریت و نظریه ترجیحی استفاده شده است. با استفاده از نمونه شامل بر ۱۵۰۶ سال - شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۱ - ۱۳۹۰ نتایج پژوهش شواهدی را در مورد پذیرش فرضیه زمان سنجی مدیریت برای شرکت‌های مورد مطالعه فراهم نکرده است. همچنین، نتایج نشان دهنده تأثیر منفی تأمین مالی بر بازده بازار، برای شرکت‌های با خالص تأمین مالی منفی بود. در بررسی شرایط شرکت‌ها در عرضه اولیه و کنترل آنها در مدل پژوهش، نتایج مشخص ساخته است که تأمین مالی خالص مثبت این شرکت‌ها، تأثیر با اهمیتی بر بازده آنها داشته است. همچنین سایر نتایج پژوهش نشان داده است شرکت‌هایی که توانایی بهتری در استفاده از منابع داخلی دارند، عملکرد بهتری نیز در بازار داشته‌اند.

**واژه‌های کلیدی:** فرضیه زمان سنجی، تأمین مالی، انتخاب، عملکرد شرکت.

## مقدمه

مشخص با حداقل هزینه مالی کنند، عملکرد مطلوب سرمایه گذاری است.

در این راستا، نحوه عمل مدیران در انتخاب رویکردهای مختلف تأمین مالی، زمینه مساعد را برای دستیابی به هدف افزایش ثروت سهامداران، فراهم خواهد کرد.

بنابراین در این پژوهش به بررسی تأثیر خالص تأمین مالی شرکت، بر عملکرد آن در بازار پرداخته می شود. این پژوهش به دنبال پاسخ به این پرسش است که آیا شیوه تأمین مالی انتخاب شده توسط مدیریت بر عملکرد شرکت تأثیر گذار بوده است و در پرسش دیگر مطرح می شود که آیا فرضیه زمان سنجی می تواند به توصیف شرایط خاص شرکت پردازد؟. به همین علت در مسیر پژوهش های گذشته [۴۳، ۱۱، ۲۸] با بررسی عملکرد شرکت در بازار سرمایه در هنگام تأمین مالی، رویکرد انتخاب مدیریت مورد تحلیل قرار می گیرد و تأثیر تصمیم وی بر عملکرد شرکت بررسی خواهد شد.

## پیشینه و ادبیات پژوهش

تأمین مالی شرکت از محل منابع برون و درون سازمانی همواره از جمله چالش های تصمیم گیری مدیریت است.

بسیاری از نظریه های مالی در دو دهه اخیر، سعی داشته اند که به توضیح و پیش بینی رفتار مدیریت در مورد انتخاب شیوه تأمین منابع مالی پردازند. از جمله نتایج این پژوهش ها این بوده است که برای دستیابی به عملکرد مورد انتظار سهامداران، ساختار سرمایه شرکت از طریق تصمیم های مناسب و به موقع مالی، مدیریت شود. ساختار سرمایه ترکیبی از بدهی بلند مدت، سهام

بحث انتخاب منابع مالی و توجیه انتخاب بهترین ساختار سرمایه در شرایط مختلف تجاری، زمینه را برای بررسی نگرش مدیریت در انتخاب و توزیع مناسب منابع مالی در ادبیات مالی گشوده است [۳۸، ۳۳، ۹، ۲۹، ۴۳].

به طوری که برخی از پژوهشگران انتخاب بهترین نوع منابع مالی را بر عهده مدیریت براساس درک وی از شرایط فعلی و نیاز مالی شرکت می دانند [۴۳، ۹] و برخی شرایط بازار را در انتخاب بین منابع مالی موجود موثر می دانند [۳۳، ۱۸]. طبق مطالعات بیکر و ورگلر<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) و وانگ<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۳)، انتخاب و بررسی میزان منابع مالی در سبد تأمین مالی شرکت از وظایف اصلی مدیریت است. انتخاب از بین منابع مالی علاوه بر آنکه در کسب بازده مناسب برای شرکت و سرمایه گذاران نقش دارد، مسلماً تعهداتی برای شرکت به همراه خواهد داشت. نوع تأمین مالی و تعهدات ایجاد شده، خود می تواند مدیریت را با محدودیت در تصمیم گیری مواجه سازد. به طوری که حد انتخاب منابع، تأثیر با اهمیتی عملکرد شرکت خواهد داشت. اگر به بررسی وضعیت شرکت در هنگام تأمین مالی پرداخته شود، می توان به مهترین عواملی که مدیریت شرکت در انتخاب بین منابع مالی در نظر می گیرد را مشخص نمود و نیز به این پرسش پاسخ داد که چگونه شرکت می تواند با بکارگیری مناسب منابع مالی (از نظر سطح و نوع آن)، ثروت سهامداران را حفظ و یا حتی گسترش دهد [۱۰]. از طرفی دیگر مودیگلیانی و میلر<sup>۳</sup> [۳۱] مطرح کرده اند آنچه که تأمین کنندگان منابع مالی را تشویق می کند تا منابع خود را صرف فعالیت

1. Baker & Wurgler

2. Wang

3. Modigliani & Miller

آتی است. از آن به عنوان یک رویداد مالی تأثیر گذار بر عملکرد شرکت نام برده می‌شود [۲۸، ۱۰، ۲۱، ۳۹، ۹].

با توجه به مباحث مطرح شده، فرضیه این پژوهش بدین صورت قابل طرح خواهد بود که سطح و ترکیب منابع مالی داخلی و خارجی تأثیر با اهمیتی بر عملکرد بازار شرکت، نسبت به ساختار مالی فعلی آن در زمان وقوع این رویداد مالی دارد. بدین ترتیب در این پژوهش عوامل تأثیر گذار بر عملکرد بازار شرکت برای تفکیک بین سطح و نوع تأمین مالی، مورد تحلیل قرار خواهد گرفت. در توضیح طرح این فرضیه می‌توان بیان داشت هنگامی که شرکت ترکیبی از منابع برون و درون سازمانی را در سبد تأمین مالی خود قرار داده باشد، باید بتواند تعادلی بین میزان منابع مالی دریافتی و عملکرد شرکت نیز ایجاد نماید و به نوعی اقدام به زمان سنجی این رویداد مالی نماید [۱۹]، زیرا در تأمین مالی خارجی، دو گروه از ذی‌نفعان بطور خاص (تأمین کنندگان خارجی منابع)، تحت تأثیر قرار خواهند گرفت. سهامداران فعلی و بستانکاران، همواره مدیریت شرکت را در تأمین مالی برون سازمانی با محدودیت مواجه خواهند ساخت [۱۵، ۱۸]. در بخش دیگر این مقاله، به بررسی نظریه‌های مالی پرداخته می‌شود که به تشریح وضعیت ساختار مالی شرکت در بازار سرمایه می‌پردازند. در تفسیر رفتارهای مدیریت در تشکیل ساختار سرمایه، می‌توان به سه نظریه در مورد شیوه تأمین مالی رجوع نمود که عبارتند از؛ زمان‌سنجی بازار، خوش‌بینی مدیریت و ترجیحی.

طبق فرضیه زمان‌سنجی بازار، مدیران بر پایه روند بازار، انتشار سهام یا دریافت بدهی را در سبد تأمین مالی خود قرار می‌دهند [۹، ۴].

عادی و میزان منابع متعلق به سهامداران تشکیل شده است [۲۱].

بنابراین می‌توان گفت فرآیند تامین مالی و ترکیب بهینه ساختار سرمایه، تحت تأثیر تصمیم‌های خاص مدیریت قرار دارد که براساس وضعیت و نیاز شرکت اتخاذ شده است.<sup>۱</sup>

در مورد منابع خارجی، انتشار سهام، افزایش سرمایه، انتشار اوراق مشارکت، اوراق صکوک و دریافت تسهیلات را می‌توان نام برد. در این خصوص دو منبع برون سازمانی انتشار سهام و بدهی‌های مالی از اهمیت بیشتری در ساختار سرمایه شرکت برخوردار است [۹، ۲۳، ۳۳] استفاده کنندگان از اطلاعات مالی برای قضاوت درباره واحد تجاری مشخصاً رویدادها و فعالیت‌هایی مرتبط با ورود منابع مالی به شرکت را مورد توجه قرار می‌دهند. سرمایه‌گذاران نیز همواره به خرید سهام آن گروه از واحدهای تجاری که ساختار مالی متوازنی دارند، علاقه نشان داده و از سرمایه‌گذاری در آن گروه از واحدهای انتفاعی که ساختار سرمایه مدیریت نشده دارند، پرهیز می‌نمایند. آنچه که در مطالعات گذشته به آن تأکید شده است پیگیری تصمیم مدیریت در نحوه تأمین منابع مالی و نحوه شکل‌دهی ساختار سرمایه در جهت بهبود وضعیت مالی و بهره‌برداری از آنها برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی است [۲۸، ۱۰، ۲۱، ۳۹، ۹]. آنچه که در مطالعات گذشته به آن تأکید شده است پیگیری تصمیم مدیریت در نحوه تأمین منابع مالی و نحوه شکل‌دهی ساختار سرمایه در جهت بهبود وضعیت مالی و بهره‌برداری از آنها برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری

۱ برای مثال، افزایش ثروت سهامداران زمانی محقق خواهد شد که بازده حاصل از به کارگیری منابع مالی ناشی از انتشار سهام بیش از هزینه‌های فرصت ناشی از پروژه‌های سرمایه‌ای مورد اجرا و نیز هزینه تأمین مالی باشد [۲۱، ۲۹، ۳۱]

اشاره کرد. به طوری که لافوان و ریتز<sup>۳</sup> [۲۸] (۱۹۹۵) در بررسی بازده بلند مدت شرکت، شواهدی را مبنی بر کاهش بازده در هنگام انتشار سهام و افزایش آن در هنگام بازخرید سهام ارائه داده‌اند که نشان از موفقیت مدیران در زمان‌سنجی سهام در بازار دارد

مال‌مندی و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۱)، بیان می‌دارند در زمانی که مدیران ارزش شرکت را بیشتر ارزیابی نمایند از تأمین مالی خارجی (به طور خاص انتشار سهام) استفاده می‌کنند و در زمان رکود به جای اخذ بدهی بر تأمین مالی داخلی تأکید دارند. از سوی دیگر، ریچاردسون و اسلوان<sup>۵</sup> (۲۰۰۶) [۳۶] بر ارتباط منفی بین تغییرات در خالص تأمین مالی و بازده سهم تأکید دارند. هگاب<sup>۶</sup> (۲۰۰۹) [۲۱] نیز در بررسی تأثیر تأمین مالی خارجی بر عملکرد بازار آمریکا، فرضیه خوش-بینی مدیریت را تأیید نموده است، شواهد این پژوهش نشان می‌دهد افزایش سطح بدهی، دارای تأثیر منفی و با اهمیت بر عملکرد بازار شرکت است. علاوه بر این، وانگ<sup>۷</sup> و همکاران (۲۰۱۳) [۴۲] در بررسی عملکرد شرکت و تأمین مالی از محل بدهی با انتشار سهام در تایوان، شواهدی در تأیید نظریه خوش‌بینی مدیریت در تصمیم‌گیری مالی نسبت به فرضیه زمان‌سنجی فراهم نموده‌اند.

با توجه به مجموعه مطالعات و پژوهش‌های فوق می‌توان پیش‌بینی نمود که فرضیه زمان‌سنجی مدیریت، مبانی مناسبی برای تشریح وضعیت شرکت در هنگام تأمین مالی برای شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران خواهد بود. بنابراین، در ارتباط با بررسی فرضیه زمان‌سنجی و نظریه ترجیحی در بورس اوراق بهادار

برخی از اهداف که در فرضیه زمان‌سنجی مدیریت در مطالعات گذشته [۲۸، ۱۰، ۲۰، ۹، ۲۹، ۳۹] مطرح شده است به شرح زیر قابل طبقه‌بندی است: تعیین میزان منابع مالی مورد نیاز از داخل و خارج شرکت، بررسی و ارزیابی ابزارهای موجود تأمین مالی بر عملکرد شرکت، تعیین سطح تأمین مالی مورد نیاز، تعیین هزینه هر یک از منابع مالی موجود، تعادل بین هزینه هر منبع مالی و عملکرد شرکت برای پاسخگویی به تعهدات، تعیین طرح تأمین مالی مناسب شرکت و نیز پیش‌بینی زمان تحقق این رویداد. از سویی دیگر در نظریه خوش‌بینی مدیریت، در انتخاب منابع مالی، انتشار بدهی نسبت به انتشار سهام ارجحیت دارد و مدیریت از بدهی بیشترین استفاده را خواهد کرد [۲۱، ۴۳]. همچنین در مطالعات بسیاری، ساختار سرمایه شرکت را محصولی از تاریخچه تصمیم‌های مدیریت، مورد بحث در نظریه ترجیحی می‌دانند [۲۶]. البته فرانک و گویال (۲۰۰۳)<sup>۱</sup> [۱۸] و فاما و فرنچ (۲۰۰۵)<sup>۲</sup> [۱۶] به این نظریه نقدهایی را وارد نموده‌اند. به طور مثال فرانک و گویال بیان می‌دارند، تأمین مالی شرکت از محل افزایش سرمایه به عنوان یک منبع مالی جایگزین، در شرایط عدم دسترسی به بازار بدهی صورت می‌گیرد نه ترجیح مدیریت و یا بررسی هزینه‌ای که منابع مالی بر شرکت تحمیل می‌کنند. همچنین فاما و فرنچ در نقد دیگر، اخذ بدهی یا افزایش سرمایه را در شرایط نامناسب مالی، تأیید نمی‌کنند. در خصوص تأثیر تصمیم‌های مالی مدیریت بر عملکرد بازار شرکت می‌توان به پژوهش‌های اخیر که شواهدی را برای فرضیه زمان‌سنجی [۲۸، ۲۲] و نیز پذیرش نظریه خوش‌بینی مدیریت [۲۱، ۴۳] در تأمین مالی فراهم شده است،

3. Loughran & Ritter

4. Malmendier

5. Richardson & Sloan

6. Hegab

7. Wang

1. Frank & Goyal

2. Fama & French



به طور خلاصه نتایج پژوهش‌های قبلی، فرضیه‌زمان سنجی و خوش بینی مدیریت، مبانی مناسبی برای توجیه تصمیم‌های مالی در هنگام انتشار سهام یا اخذ بدهی هستند. به طوری که دو فرضیه مذکور نقش اطلاعات مالی و حسابداری را در پیگیری عملکرد بازار شرکت پررنگ نموده و ارتباط بین تصمیم‌گیری مالی شرکت و رفتار مدیریت را در عرصه تأمین منابع مالی توجیه نموده است. براساس مباحث مذکور، در این پژوهش، به بررسی رفتار مدیریت در هنگام تأمین منابع مالی پرداخته خواهد شد، البته این امر به نوعی ارزیابی وی نیز محسوب می‌شود. بنابراین با توجیه رفتار مدیریت در قالب سه فرضیه مطرح شده، علاوه بر آنکه به ارزیابی وی در استفاده از فرصت‌های موجود در بازار سرمایه در جهت کسب بازده معقول و مناسب برای سرمایه‌گذاران پرداخته می‌شود، از سوی دیگر به کاهش رفتارهای فرصت طلبانه وی نیز، پس از پی‌گیری شرایط شرکت کمک خواهد نمود.

### متغیرها و مدل پژوهش

جهت پی‌گیری فرضیه زمان‌سنجی مدیریت طبق پژوهش‌های گذشته [۱۹، ۲۹، ۲۱] در بررسی نوع تأمین مالی نسبت به ساختار فعلی و وضعیت بازار شرکت، مدل پژوهش ارائه شده است. در این مدل متغیرهایی مورد بهره‌برداری قرار گرفته است که معرف وضعیت مالی فعلی و گذشته شرکت از یک سو باشد و از سوی دیگر موقعیت آن در بازار در هنگام تأمین مالی از منابع داخلی و خارجی را نشان دهد. در این پژوهش با بهره‌گیری از متغیرهای مورد استفاده در پژوهش‌های گذشته [۲۱، ۱۰، ۹، ۲۹] عملکرد مدیریت شرکت مورد ارزیابی قرار گرفته است.

تهران می‌توان به پژوهش‌های باقرزاده (۱۳۸۲) [۲]، نصیرزاده و مستقیمیان (۱۳۸۹) [۵]، ایزدی‌نیا و دستجردی (۱۳۸۸) [۱] و کردستانی و پیرداوری (۱۳۹۱) [۴] و خانی و همکاران (۱۳۹۲) [۳] اشاره کرد.

کردستانی و پیرداوری (۱۳۹۱) با به کارگیری مدل موزون تأمین مالی بیکر و وگلر (۲۰۰۲)، نشان دادند که ارتباط مثبت بین ارزش‌های گذشته با ساختار سرمایه و تغییرات در ساختار سرمایه وجود ندارد که این نتایج شواهدی در تأیید فرضیه زمان‌سنجی بازار مدیریت نشان نمی‌دهد. خانی و همکاران (۱۳۹۲)، نظریه‌های زمانبندی بازار و سرمایه‌گذاری واقعی در مورد ارتباط بین تأمین مالی برون سازمانی از طریق بدهی و سرمایه با بازده سهام براساس روش پژوهش باتلر و همکاران (۲۰۱۱) در طی دوره ۵ ساله تا ۱۳۸۹ بررسی کردند چنان که مشخص شده است رابطه منفی بین تأمین مالی برون سازمانی و بازده سهام وجود دارد، به طوری که فرضیه زمان‌سنجی در این دوره مالی مورد پذیرش قرار نگرفته است.

باقرزاده (۱۳۸۲)، شواهدی در مورد تأیید فرضیه سلسله مراتب روش‌های تأمین مالی (براساس ارتباط مثبت بین سودآوری و نسبت بدهی) ارائه نموده است. با این وجود نصیرزاده و مستقیمیان (۱۳۸۹)، شواهد متقاعدکننده‌ای در مورد فرضیه این فرضیه به دست نیاورده‌اند. ایزدی‌نیا و دستجردی (۱۳۸۸) نیز، ارتباط معناداری بین نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام و بدهی به کل دارایی‌ها با تغییرات بازده سهم پیدا نکردند. اما به طور منفرد در مورد متغیر بدهی به حقوق صاحبان سهام و بازده سهم، ارتباط معناداری در این پژوهش مشاهده شده است.

سرمایه شرکت و تغییرات در خالص بدهی شرکت است به شرح زیر بهره‌برداری شده است.

$$NF_t = ND_t + NQ_t$$

$ND_t$  خالص بدهی که برابر است با تغییرات کل بدهی در طی دوره  $t-1$  و  $t$ ،  $NQ_t$  خالص ارزش ویژه: افزایش سرمایه در طی دوره (افزایش در بازار سرمایه) - سود سهام پرداختی بین سهامداران پس از تعدیل هر گونه تغییرات ناشی از تصمیم‌های مدیریت در سرمایه شرکت؛  $POSN$  متغیر مجازی است برابر یک خواهد بود هنگامی که خالص تأمین مالی مثبت باشد و در غیر این صورت صفر، استفاده از این متغیر برای بررسی اثر تعامل تغییرات در بدهی و تغییرات در سرمایه است.  $NF \times POSN$  نیز برای پیگیری شرایط شرکت‌هایی که خالص تأمین مالی مثبت داشته‌اند از تعامل این دو متغیر استفاده شده است طبق نظریه زمان‌سنجی انتظار می‌رود ارتباط بین بازده بلندمدت با سطح تأمین مالی منفی باشد [۲۹، ۴۳].  $RE_{it}$  نشان‌دهنده منابع داخلی شرکت است که طبق نظریه ترجیحی، مدیریت در ابتدا از منابع داخلی و سپس منابع برون سازمانی استفاده می‌کند. در این پژوهش از منابع داخلی شرکت در ساختار سرمایه، سود انباشته و ذخایر به جمع حقوق صاحبان سهام استفاده شده است. دیانجلو و استولز<sup>۱</sup> (۲۰۰۶) [۱۳] بیان می‌دارند میزان منابع داخلی در دسترس در هنگام توزیع منابع شرکت، رویکرد شرکت را در انتخاب شیوه تأمین مالی مشخص می‌کند.  $CH_{it}$  سطح نگهداشت وجوه نقد، این نسبت میزان جریان نقد در دسترس شرکت در طی دوره مالی نشان می‌دهد که شامل وجوه نقد، سرمایه‌گذاری‌های جاری قابل تبدیل به نقد و شبه نقد است. براساس پژوهش‌های میکلسن و پارتچ<sup>۲</sup>

$$CRET_{it} = b_{it} + b_1 NF_{it} + b_2 NF_{it} \times POSN + b_3 POSN + b_4 RE_{it} + b_5 CH_{it} + b_6 IPO_{it} + b_7 ISSUER_{it-1} + b_8 ROA_{it-1} + b_9 GROWTH_{it-1} + b_{10} PTS_{it-1} + \sum IND + Year_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این مدل  $CRET$  معرف بازده تجمیعی شرکت در سال مالی و  $NF$  نیز نشان‌دهنده خالص تأمین مالی که در ادامه توضیح داده خواهد شد؛  $POSN$  برابر یک است اگر خالص تأمین مالی مثبت باشد و در غیر این صورت صفر؛  $RE$  میزان منابع انباشته داخلی است؛  $CH$  معرف سطح نگهداشت وجه نقد؛  $ISSUE$  متغیر مصنوعی در مورد افزایش با اهمیت سرمایه است؛  $IPO$  نیز متغیر مجازی برای عرضه اولیه است؛  $ROA$  معرف میزان سودآوری شرکت است؛  $Growth$  نیز بیان‌گر رشد شرکت و در نهایت  $PTS$  بازده قیمتی،  $IND$  و  $Year$  نیز به ترتیب برای کنترل صنعتی که شرکت در آن فعالیت دارد و سال مالی استفاده شده است.

در ادامه به تشریح استفاده از این متغیرها پرداخته می‌شود. شایان ذکر است متغیرهای اصلی این پژوهش سطح تأمین مالی و منابع مالی داخلی و سایر متغیرها، نقش کنترل در مدل را دارند و همچنین برای پیگیری ساختار مالی شرکت مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در این پژوهش همانند پژوهش‌های گذشته [۴۲، ۲۰، ۴۳] بازده سهام در یک سال مالی ( $CRET$ ) برای بررسی فرضیه زمان‌سنجی مدیریت استفاده شده است، زیرا برای پیگیری رفتار مدیریت در بازار و نیز بهترین شاخص برای بررسی عملکرد بازار شرکت، بازده تجمیعی شرکت در یک سال مالی مناسب خواهد بود. از سوی دیگر، برای بررسی خالص تأمین مالی طبق پژوهش‌های گذشته [۲۱، ۲۹، ۴۳] از متغیر تأمین مالی خالص استفاده شده است. علت استفاده از این متغیر، بررسی ترکیب منابع مالی است، زیرا در محاسبه این متغیر از خالص تأمین مالی که ترکیبی از تغییرات در

پایین این نسبت، چشم‌انداز بهتری را برای افزایش قیمت در آینده داشته باشند [۸] متغیر IND بر اساس طبقه‌بندی صنایع توسط سازمان بورس اوراق بهادار و YEAR به تفکیک هر سال در مدل پژوهش وارد شده است.

### روش پژوهش

برای آزمون مدل پژوهش از اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره مالی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۰ استفاده شده است. شرکت‌های گروه بانک‌ها و مؤسسات مالی به علت متفاوت بودن نوع تأمین مالی (به طور خاص در مورد بدهی‌ها) و نیز نسبت‌های مالی مورد استفاده در این پژوهش برای مثال در مورد سطح نگهداشت وجوه نقد (CH)، نسبت قیمت به فروش (PTS) و در نهایت میزان اثر گذاری هر یک از این مؤسسات در هنگام افزایش سرمایه بر بازده بازار شرکت در نمونه پژوهش قرار نگرفته است. پس از جمع‌آوری متغیرهای بازار شرکت، تجمیع آنها و با حذف داده‌های از دست رفته که مرتبط با وقفه‌های طولانی یک شرکت در بازار و محاسبات متغیرهای حسابداری پژوهش بود در نهایت ۱۵۰۶ سال-شرکت در مدل، استفاده شده است. در جدول ۱، آمار توصیفی متغیرها ارائه شده است. از آنجایی که به بررسی عملکرد بازار هر شرکت در دوره زمانی فوق پرداخته می‌شود، بنابراین تحلیل داده‌ها براساس روش ترکیبی خواهد بود.

### بخش اول، نتایج آماری مدل پژوهش

طبق اطلاعات جدول ۱، میانگین متغیر خالص تأمین مالی مشخص ساخته است که در نمونه پژوهش شرکت‌ها، بطور میانگین ۳۷ درصد کل دارایی، تأمین

(۲۰۰۳) [۳۰] و سیموتین<sup>۱</sup> (۲۰۱۰) [۳۹] شرکت‌های که سطح وجوه نقد مناسب دارند، امکان دستیابی به بازده دارایی‌های عملیاتی و بازده بازار بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها برای آنها وجود دارد. ریچاردسن (۲۰۰۶) [۳۶] میزان وجوه نقد در دسترس شرکت را در عملکرد آتی مدیریت مورد بررسی قرار داده است و بیان می‌دارد مدیریت در هنگام بهره برداری از جریان نقد بیشتر و با فرض عدم وجود مسایل نمایندگی، تمایل به سرمایه گذاری بیشتر خواهد داشت. IPO در جهت کنترل اولین عرضه عمومی و تأثیر آن بر بازده شرکت در طی دوره مالی، شرکت‌های که اولین عرضه عمومی را داشته‌اند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر در نظر گرفته می‌شود [۴۳، ۱۵].  $ISSUER_{it-1}$  همانند پژوهش‌های گذشته [۲۵، ۱۲] در جهت در نظر گرفتن میزان افزایش سرمایه با اهمیت شرکت نسبت به ساختار مالی آن از میزان افزایش سرمایه به جمع دارایی‌های شرکت استفاده شده است؛ به طوری که این افزایش سرمایه بیشتر از پنج درصد ارزش دارایی‌های شرکت باشد، به عنوان افزایش بااهمیت سرمایه شرکت در نظر گرفته می‌شود.  $ROA_{it-1}$  معیار سودآوری شرکت است که براساس میزان سود عملیاتی شرکت قبل از مالیات و هزینه مالی به جمع دارایی‌هاست که پیش بینی می‌شود شرکت‌های سودآور، توانایی کسب بازده بیشتری داشته باشند، از طرفی این شرکت‌ها از منابع داخلی بیشتر بهره خواهند برد [۹].  $Growth_{it-1}$  میزان رشد شرکت، نیاز به منابع مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، رشد شرکت براساس تغییرات در جمع دارایی شرکت نظیر پژوهش‌های پیشین [۹، ۱۰] محاسبه شده است.  $PTS_{it-1}$  میزان رشد قیمتی شرکت را در قبال فروش‌های آن نشان می‌دهد. انتظاری‌رود شرکت‌های با میزان

داخلی شامل سطح نگهداشت وجوه نقد و سود انباشته برای شرکت‌های نمونه پژوهش به ترتیب ۹ و ۳۷ درصد بوده است. بنابراین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بیشترین سطح تأمین مالی داخلی را از محل سود انباشته داشته‌اند. همچنین بطور میانگین ۲۱ درصد نمونه دارای افزایش سرمایه با اهمیت بوده است. در مورد سایر متغیرهای پژوهش میانگین رشد دارایی‌ها، در حدود ۲۲ درصد است و میانگین سودآوری شرکت در حدود ۱۶ درصد کل دارایی بوده است که با شرکت‌های بورس نیویورک مشابه است. در ادامه با توجه به مفروض‌های پژوهش، نسبت به ارایه نتایج حاصل از اجرای مدل پژوهش پرداخته می‌شود.

مالی داشته‌اند. در حالی که طبق پژوهش لوئیس و تن<sup>۱</sup> (۲۰۱۴) [۲۷] در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس نیویورک، نزدک و آمکس برابر با ۶ درصد، باتلر و همکاران (۲۰۱۱) [۱۰] در بورس نیویورک ۸ درصد و طبق پژوهش آدمانیا (۲۰۱۳) [۷] در بریتانیا در حدود ۴/۶ درصد و در آلمان ۰/۸ درصد دارایی‌ها را شامل می‌شود. (شایان ذکر است که مجموعه مشاهده‌ها در پژوهش‌های مورد بررسی به ترتیب لوئیس و تن (۲۰۱۴) ۱۰۳/۵۵۷، باتلر و همکاران (۲۰۱۱) ۱۱۶/۷۷۸ و آدمانیا (۲۰۱۳) در بریتانیا ۱۰۸۴ و در آلمان ۲۳۷ مشاهده بوده است) همچنین در شرایطی که تأمین مالی از محل بدهی منفی بوده است، کمترین میزان تأمین مالی با مقدار ۰/۷۱- است که در بورس نیویورک در حدود ۰/۱۱- بوده است. میزان تأمین مالی از منابع

جدول (۱) آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میان	انحراف معیار	بیشترین مقدار	کمترین مقدار
بازده تجمیعی	۱/۳۲	۱/۱۳	۰/۷۶	۴/۷۱	-۰/۰۱
خالص تأمین مالی	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۲۷	۱/۷۱	-۰/۷۱
میزان منابع انباشته داخلی	۰/۳۷	۰/۳۷	۰/۲۱	۰/۸۹	۱- <sup>۴</sup>
نگهداشت وجه نقد	۰/۰۹	۰/۰۵	۰/۱۳	۰/۹۴	۳- <sup>۴</sup>
انتشار با اهمیت سهام	۰/۲۱	-	-	۱	۰
رشد در دارایی‌ها	۰/۲۲	۰/۱۶	۰/۳	۱/۷۷	-۰/۴
نسبت قیمت به فروش	۱/۷۵	۰/۸۵	۲/۲۹	۳/۱۵	۰/۰۷
سودآوری	۰/۱۶	۰/۱۴	۰/۱۱	۰/۵۱	-۰/۱۳

مدل استفاده شده است<sup>۲</sup>. به منظور بررسی اثر سطح خالص تأمین مالی بر عملکرد بازار شرکت مدل پژوهش یکبار براساس متغیر خالص تأمین مالی که نتایج آزمون در ستون سوم جدول ۲ ارایه شده و بار

در راستای بررسی فرضیه پژوهش، با استفاده از داده‌های ترکیبی و با کنترل نمودن اثر نوع صنعت و سال مالی مدل پژوهش برآورد شده است. البته یکی از مسائلی مربوط به استفاده از داده‌های ترکیبی در رگرسیون، مسأله خود همبستگی زمانی و ناهمسانی واریانس‌ها است، بنابراین در این پژوهش از روش خطای استاندارد در رگرسیون خوشه‌ای برای برآورد

۲ لازم به ذکر است آماره دورین واتسن با مقدار ۲/۰۹ و ۱/۵۳ برای بررسی وجود خود همبستگی بین باقی مانده‌ها در مدل‌ها گزارش شده است که در سطح مطلوبی قرار دارد. همچنین قابل ذکر است برای اطمینان بیشتر نسبت به نتایج مدل (جهت دستیابی به بهترین تخمین خطی بدون تورش (BLUE) از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) نیز استفاده شده است که نتایج در مورد متغیرهای پژوهش پایدار است.

نتایج این مدل با پژوهش‌های کردستانی و پیرداوری (۱۳۸۹) [۱۹،۲۹] مطابقت نداشته، اما با پژوهش خانی و همکاران (۱۳۹۲) [۲۱،۴۳] در مورد عدم پذیرش فرضیه زمان سنجی سازگار است. این نتایج همچنین نشان می‌دهد که کسب منابع مالی از طریق بازار بدهی و سرمایه، موجب افزایش ریسک برای سهامداران خواهد شد [۳۱]. این افزایش ریسک ناشی از استفاده بیشتر از منابع مالی برونی، بازده بیشتر را به همراه داشته است. از سوی دیگری می‌توان بیان داشت تأمین مالی شرکت به نوعی تابع بازار سرمایه است، زیرا ارتباط این متغیر و بازده بازار شرکت نشان دهنده آن است که مدیریت فرصت‌های بازارهای بدهی و سرمایه را زمان سنجی نموده است.

دیگر نتایج برآورد مدل پژوهش برای شرکت‌های با تأمین مالی خالص مثبت و اثر تعامل آنها طبق متغیرهای تعریف شده، اجرا شده است که نتایج آزمون در ستون ششم در جدول ۲ قابل مشاهده<sup>۱</sup> نتایج برآورد مدل پژوهش نشان می‌دهد که علاوه بر معناداری مدل ( $F$ )، ضریب تعدیل شده آنها به ترتیب برای مدل اول ۱۵/۵۴ درصد و برای مدل دوم ۱۶/۲۳ درصد بوده که قابل مقایسه با پژوهش‌های گذشته است<sup>۲</sup>. براساس نتایج مدل پژوهش، شخص شده است که میزان تأمین مالی خالص در مدل (۱) دارای تأثیر مثبت بر بازده تجمیعی شرکت است (ضریب ۰/۲۸ و معنادار). بنابراین می‌توان بیان داشت که با افزایش در سطح تأمین مالی، بازده تجمیعی شرکت نیز افزایش یافته است. این نتایج برخلاف شرایط پیش بینی شده فرضیه پژوهش است.

جدول (۲) نتایج آزمون‌های پژوهش

متغیرها	علامت پیش بینی شده	ضریب	مقدار آماره	سطح معنادار	ضریب	مقدار آماره	سطح معناداری
مقدار ثابت		۱/۴۳	۹/۴۵	۰/۰۰۰	۱/۴۲۷	۱۰/۱۹	۰/۰۰۰
خالص تأمین مالی (۱)	-	۰/۲۸	۳/۷۲	۰/۰۰۰	-۰/۹۵۳	-۲/۶۹	۰/۰۰۷
اثر تداخل متغیرهای ۱ و ۲	-	-	-	-	۱/۳۵	۳/۶۸	۰/۰۰۰
متغیر مجازی تأمین مالی مثبت (۲)	-	-	-	-	۰/۰۶۹	۱/۱۸	۰/۲۳۹
سطح نگهداشت وجه نقد	+	۰/۹۴	۵/۸۳	۰/۰۰۰	۰/۸۸۸	۵/۴۸	۰/۰۰۰
سود انباشته	+	۰/۲۹	۲/۹۱	۰/۰۰۴	۰/۲۷۲	۲/۷۸	۰/۰۰۵
عرضه اولیه	?	۰/۴۲	۰/۸۲	۰/۴۱۳	۰/۳۶۳	۰/۷۲	۰/۴۷۳
انتشار سهام با اهمیت	?	-۰/۰۹	-۱/۸۷	۰/۰۶۲	-۰/۰۷۷	-۱/۶۸	۰/۰۹۴
سودآوری	+	۰/۱	۰/۵۱	۰/۶۰۹	۰/۱۵۶	۰/۷۷	۰/۴۴۲
قیمت به فروش	-	-۰/۰۴	-۴/۵۳	۰/۰۰۰	-۰/۰۴۷	-۴/۸۸	۰/۰۰۰
رشد خالص دارایی‌ها	-	۰/۰۰۰	۰/۱۳	۰/۸۹۷	-۰/۰۱۷	-۰/۲۶	۰/۷۹۴
اثر سال				لحاظ شده		لحاظ شده	
اثر صنعت				لحاظ شده		لحاظ شده	
مشاهدات		۱۵۰۶			۱۵۰۶		
احتمال آماره (F)		۰/۰۰۰			۰/۰۰۰		
ضریب تعیین تعدیل شده		٪۱۵/۵۴			٪۱۶/۲۳		

پژوهش به دو بخش تفکیک شده است که تعداد مشاهده‌ها در این دو گروه پژوهش به ترتیب ۱۱۴۶ سال- شرکت برای شرایط خالص تأمین مالی مثبت ( $NF > 0$ ) و برای شرکت‌های با خالص تأمین مالی منفی ( $NF < 0$ ) ۳۶۰ سال- شرکت است. نتایج این آزمون در جدول ۳ ارائه شده است همانطور که مشاهده می‌شود. در مورد شرکت‌های با تأمین مالی خالص مثبت و منفی رفتارهای متفاوتی از نظر تأثیر تغییرات در نحوه تأمین مالی بر عملکرد آنها در بازار مشاهده شده است. به طوری که شرکت‌های با تأمین مالی مثبت، افزایش متغیر سطح تأمین مالی دارای تأثیر مثبت و بااهمیت بر بازده داشته است و در مورد سایر شرکت‌ها در گروه دوم، اثر منفی بر بازده شرکت مشاهده می‌شود. این نتایج طبق پیش‌بینی فرضیه زمان‌سنجی است. در بحث متغیرهای دیگر میزان سطح نگهداشت وجه نقد و منابع داخلی در ساختار سرمایه در هر دو نمونه تأثیر مثبت بر بازده تجمیعی داشته‌اند که نشان دهنده تأثیر منابع داخلی شرکت بر عملکرد شرکت در بازار است. رشد شرکت نیز، دارای تأثیر منفی بر بازده شرکت‌های با تأمین مالی منفی است و در مورد متغیر قیمت به فروش در هر دو گروه نمونه، تأثیر منفی بر بازده طبق انتظار قبلی مشاهده می‌شود. این نتایج گویای این است شرکت‌های که رشدی قیمتی بیشتری را نسبت به رشد فروش تجربه کرده‌اند، در دوره بعد بازده کمتری را بدست آورده‌اند نتایج مدل پژوهش، نشان داده است که در شرکت‌های که خالص تأمین مالی منفی بوده است، منابع مالی داخلی تأثیر با اهمیت و مثبتی بر بازده شرکت داشته‌اند. در حالی که در نمونه دیگر، فقط وجه نقد انباشته که احتمالاً ناشی از منابع مالی دریافتی بوده است بر بازده شرکت تأثیر گذار است.

در مدل ۲، در پی‌گیری شرایط بازار شرکت‌های با تأمین مالی مثبت و منفی، نتایج نشان می‌دهد که با آنکه متغیر خالص تأمین مالی دارای اثر منفی و معنادار بر بازدهی شرکت است، اما ارتباط معناداری بین متغیر مجازی تأمین مالی و بازده تجمیعی وجود ندارد. در مورد متغیرهای کنترل میزان منابع داخلی در ساختار سرمایه و میزان سطح نگهداری وجوه نقد، بر بازده شرکت در هر دو مدل دارای تأثیر با اهمیت و معنادار بوده‌اند. بنابراین شرکت‌های با منابع داخلی بیشتر، بازده مناسبی کسب کرده‌اند و در شرکت‌های که میزان سطح نگهداشت وجوه نقد بیشتری داشته‌اند با احتمال بالا بازده بازار بهتری را کسب نموده‌اند که نشان‌دهنده توانایی این شرکت‌ها برای پرداخت سود سهام یا امکان عمل به تعهدات خود در شرایط نامناسب مالی است. ضریب متغیر انتشار با اهمیت سهام با مقدار  $0.09$  - در مدل اول و  $0.07$  - در مدل دوم، با اهمیت و معنادار است، بنابراین شرکت‌هایی که افزایش سرمایه بالایی نسبت به جمع دارایی‌های خود در دوره گذشته داشته‌اند، ارتباط منفی با بازده آنها مشاهده شده است. طبق این شواهد و براساس ارجاع به پژوهش گریگری و همکاران (۲۰۱۰) [۲۰] می‌توان شواهدی برای برقراری فرضیه زمان‌سنجی را پی‌گیری نمود. در مورد سایر متغیرهای پژوهش نظیر عرضه اولیه، مقدار ضریب متغیر در مدل معنادار نبوده است.

### بخش دوم، اجرای مدل پژوهش براساس متغیر خالص تأمین مالی

به منظور بررسی وضعیت شرکت‌هایی که در طی دوره مالی اقدام به تسویه بدهی نموده‌اند. به طوری که متغیر خالص تأمین مالی منفی شده است و در شرکت‌هایی که خالص تأمین مالی مثبتی داشته‌اند، نمونه

جدول (۳) خلاصه نتایج آزمون براساس متغیر تأمین مالی خالص

خالص تأمین مالی منفی			خالص تأمین مالی مثبت			
NF<0			NF>0			
سطح معناداری	مقدار آماره	ضریب در مدل	سطح معناداری	مقدار آماره	ضریب در مدل	
۰/۰۰۸	-۲/۶۷	-۰/۹۷۱۱۱	۰/۰۰۰	۴/۰۶	۰/۳۸۴۴۹۲	سطح تأمین مالی
۰/۰۱۹	۲/۳۵	۰/۸۹۵۱۴۱	۰/۰۰۰	۴/۶۷	۰/۸۵۱۲۹۷	سطح نگهداشت وجه نقد
۰/۰۰۴	۲/۹۲	۰/۵۷۱۵۷۴	۰/۱۴۶	۱/۴۵	۰/۱۶۷۹۲۵	سود انباشته
-		-۱	۰/۴۴۴	۰/۷۷	۰/۳۹۷۱۱۱	عرضه اولیه
۰/۸۵۱	۰/۱۹	۰/۱۸۲۷۱	۰/۰۴۲	-۲/۰۴	-۰/۱۰۹۱۴	انتشار با اهمیت سهام
۰/۵۵۸	۰/۵۹	۰/۲۴۹۶۲۹	۰/۶۶۸	۰/۴۳	۰/۱۰۱۵۹۴	سودآوری
۰/۰۰۶	-۲/۷۶	-۰/۰۵۴۰۳	۰/۰۰۰	-۴/۵۳	-۰/۰۵۲۵	قیمت به فروش
۰/۰۱۴	-۲/۴۶	-۰/۳۰۳۰۲	۰/۳۱۸	۱/۰۰	۰/۰۸۲۷۲۱	رشد در دارایی‌ها
۰/۰۰۰	۳/۷	۱/۱۳۷۰۱۵	۰/۰۰۰	۷/۱۲	۱/۰۷۰۱۷	مقدار ثابت
		لحاظ شده	لحاظ شده			اثر صنعت
		لحاظ شده	لحاظ شده			اثر سال
		۳۶۰		۱۱۴۶		مشاهدات
		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		احتمال آماره (F)
		٪۱۹/۸۷		٪۱۵/۲۵		ضریب تعیین تعدیل شده

### بخش سوم، آزمون‌های تکمیلی و حساسیت

برای بررسی اثرات تداخل بین متغیرهای پژوهش، در شرایط عرضه عمومی، نحوه استفاده از منابع داخلی و میزان سطح نگهداشت وجوه نقد، آزمون‌های تکمیلی زیر صورت گرفته است<sup>۱</sup>.

الف- در بررسی شرایط تأمین مالی شرکت‌هایی که اولین عرضه عمومی در بورس اوراق بهادار داشته‌اند با استفاده از متغیرهای فوق و افزودن آن در مدل مشخص شده است که شرکت‌ها که در طی دوره عرضه اولیه دارای تأمین مالی خالص مثبتی بوده‌اند، بازده تجمیعی بیشتری را تجربه نموده کرده‌اند (ضریب متغیر فوق به همراه سایر متغیرها مثبت و معنادار بوده است).

ب- براساس نظریه ترجیحی، مدیریت تأمین منابع مالی از داخل را نسبت به منابع خارج شرکت ترجیح می‌دهد [۱۴]. بنابراین، منابع مورد نیاز ابتدا از منابع داخلی و سپس از منابع خارجی (بدهی و سرمایه) تأمین می‌شود، در راستای بررسی نظریه فوق، از تداخل متغیرهای منابع داخلی و تأمین مالی مثبت مشخص شده است که شرکت‌هایی که تأمین مالی مثبت داشته‌اند و از منابع داخلی نیز استفاده کرده‌اند، به بازده مناسبی در بازار دست نیافته‌اند (ضریب متغیر فوق در مدل ۰/۳۴ معنادار و مثبت بوده است). ج- طبق مطالعات گذشته [۶، ۱۷] زمان‌بندی تسویه تعهدات می‌تواند بر تصمیم‌گیری مربوط به دارایی‌های مالی نقدی تأثیر گذار باشد، به طوری که شرکت‌هایی که تأمین مالی کوتاه مدت دارند، در هنگام وقوع بحران مالی تمایل به

۱ به دلیل همبستگی خطی در هنگام ورود کلیه متغیرهای تعریف شده در بخش‌های "الف"، "ب" و "ج" با سایر متغیرها، بنابراین متغیرهای هر مرحله به طور منفرد به مدل وارد و نتایج تفسیر شده است.

نگهداری وجوه نقد بیشتری خواهند داشت. همچنین میر و ماجلوف (۱۹۸۴) [۳۳] با رجوع به نظریه ترجیحی، شرکت‌ها را در انتخاب منابع مالی، متمایل به استفاده از وجوه نقد ایجاد شده در درون واحد تجاری می‌دانند. برای بررسی این دیدگاه از تداخل متغیرهای تأمین مالی مثبت و سطح نگهداشت وجه نقد در مدل پژوهش، اثر معناداری بین تأمین مالی مثبت و سطح نگهداشت وجه نقد با عملکرد بازار شرکت مشاهده نشده است.

برای پی‌گیری شرایط جاری شرکت از متغیرهای بازده دارایی‌های شرکت، رشد دارایی‌ها و قیمت به سود سالجاری در مدل استفاده شده است و نتایج پژوهش، نسبت به این تغییر پایدار بوده است.

### بحث نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، با ارجاع به نظریه و فرضیه‌های مالی زمان‌سنجی و ترجیحی در هنگام تأمین منابع مالی شرکت در پژوهش‌های گذشته [۳۷، ۱۹، ۲۹، ۴۳، ۲۷] سعی شد به بررسی و ارزیابی تصمیم‌های تأمین مالی مدیریت و پی‌گیری وضعیت شرکت در هنگام این رویداد مالی پرداخته شود. طبق نتایج پژوهش، فرضیه زمان‌سنجی مدیریت برای شرکت‌های مورد مطالعه اثبات نشد، اما تأثیر منفی تأمین مالی بر بازده بازار، برای شرکت‌های با خالص تأمین مالی منفی برقرار بود که می‌توان فرضیه زمان‌سنجی، برای پیگیری تصمیم‌های مدیریت را در هنگام افزایش سرمایه و تسویه تعهدات مالی مورد توجه قرار داد. نتایج فوق‌سازگار با نتیجه پژوهش کردستانی و پیر داوری (۱۳۹۱) [۴] بود، البته در پژوهش ایشان بر حقوق مالکانه در ساختار سرمایه نظیر بیکر و ورگلر (۲۰۰۲) [۹] تأکید شده است که متفاوت با این پژوهش است. همچنین، در این پژوهش

شواهدی در مورد فرضیه خوش‌بینی مدیریت فراهم شده است که سازگار با مطالعه وانگ و همکاران (۲۰۱۳) [۴۳] و هگاب (۲۰۰۹) [۲۰] است. نتایج دیگری که در این پژوهش که به آن می‌توان استناد نمود، در مورد تأثیر میزان منابع داخلی در ساختار سرمایه بر بازده شرکت است، به طوری که طبق پیش‌بینی نظریه ترجیحی مشخص شده شرکت‌هایی که توانایی بهتری در استفاده از منابع داخلی دارند، به احتمال بالایی در بازار عملکرد بهتری را خواهند داشت. البته نتایج این پژوهش در مورد شرکت‌های با عرضه اولیه هم‌مصادق دارد، به طوری که مشاهده شده است شرکت‌هایی که عرضه اولیه در طی دوره پژوهش داشته‌اند به بازده مناسبی طی دوره نیاخته‌اند، اما تأمین مالی خالص مثبت مرتبط با عرضه‌های اولیه تأثیر با اهمیتی بر بازده تجمعی این شرکت‌ها داشته است، بنابراین توجه به سطح و میزان بدهی این شرکت‌های قبل و بعد از رویداد تأمین مالی دارای اهمیت است. با توجه به ادبیات مالی و نتایج این پژوهش می‌توان بیان داشت، انتخاب منابع مالی، محدودیت‌هایی برای شرکت‌های بورس اوراق بهادار نسبت به تمرکز بر بازار بدهی ایجاد نموده است. محدودیت‌هایی که می‌توان برای این شرکت‌ها قایل شد عبارتند از عدم گسترش بازار اوراق مشارکت و صکوک، عدم رتبه‌بندی اعتباری شرکت‌ها توسط یک نهاد مستقل از سازمان‌های نظارتی و عدم گسترش ابزارهای مالی پیچیده در بحث تأمین مالی است. البته با توجه به آنکه کاهش سرمایه طبق طبق ماده ۱۸۹ اصلاحی قانون تجارت در دو شیوه (دستیابی به اهداف شرکت (برداشت) و کاهش اجباری سرمایه در هنگامی که زیان‌های وارده به اندازه نصف سرمایه شرکت باشد) مجاز است، اما در مورد سایر روش‌های کاهش سرمایه بطور خاص در



است بازخرید سهام را به پرداخت سود سهام بالاتری که احساس اطمینان نسبت به تداوم آن وجود ندارد، ترجیح دهد یا در هنگام ادغام شرکت‌ها، باز خرید سهام و کاهش تعداد سهام در بازار می‌تواند مؤثر باشد. بنابراین می‌توان امکان‌پذیری کاهش سرمایه در بورس تهران مورد مطالعه و نقاط ضعف یا قوت آن را بررسی نمود. در پایان پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی به وضعیت اعتباری شرکت و تأمین مالی خارج از ترازنامه پرداخته شود.<sup>۲</sup>

### منابع

- [۱] ایزدی‌نیا، ناصر؛ رحیمی‌دستجردی، محسن. (۱۳۸۸). تاثیر ساختار سرمایه بر نرخ بازده سهام و درآمد هر سهم، تحقیقات حسابداری، ۱ (۳): ۱۶۱-۱۳۶
- [۲] باقرزاده، سعید. (۱۳۸۲). تبیین الگوی ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های مالی، ۱: ۲۳-۴۸
- [۳] خانی، عبدالله؛ افشاری، حمیده؛ حسینی، میرهادی. (۱۳۹۲). آزمون تصمیمات تأمین مالی، زمانبندی بازار و سرمایه‌گذاری واقعی در بورس اوراق بهادار تهران، مدیریت‌داری و تأمین مالی، ۱ (۱): ۱۰۹-۱۲۲
- [۴] کردستانی، غلامرضا؛ پیرداوری، طنناز. (۱۳۹۱). ساختار سرمایه، آزمون تجربی نظریه زمانبندی بازار، دانش حسابداری، ۳ (۹): ۱۴۲-۱۲۳

هنگام ترکیب، تلفیق یا ادغام شرکت‌ها و شرایط جاری بازار، بحث نشده است. طبق مباحث ارائه شده، که از بازار سرمایه ایران انتظار می‌رود، که اقدام به متنوع سازی روش‌های تأمین مالی برای شرکت‌های بورسی که برای انجام پروژه‌های سرمایه‌ای نماید، به صورتی که دسترسی سریع به ابزارهای مالی متنوع برای تأمین مالی نسبت به سطح ریسک قابل تحمل شرکت فراهم شود. در پژوهش‌های آتی می‌توان به بررسی سطح ریسک اعتباری شرکت‌ها بر شیوه تأمین مالی و بررسی این رتبه بندی در مدیریت منابع مالی پرداخته شود [۲۹]، [۲۶]. از نکاتی است که این پژوهش را در حیطه بررسی این متغیرها با محدودیت مواجه ساخته است. موضوع دیگر افشای اطلاعات در مورد منحنی زمانی بدهی شرکت‌هاست به صورتی که در بانک‌های اطلاعاتی به طور جامع در دسترس نیست. از دلایل این امر می‌توان به عدم وجود شرکت رتبه بندی اعتباری مستقل که زمینه ساز تهیه بانک جامع اطلاعاتی است، اشاره نمود. مورد دیگر که در این پژوهش به آن پرداخته نشده است و به صورت پیشنهاد مطرح شده است، بررسی باز خرید سهام است.<sup>۱</sup> بسیاری از پژوهشگران به بررسی باز خرید سهام در شرایط مختلف بازار پرداخته‌اند. به طوری که در پژوهش بیل و همکاران (۲۰۱۱) [۱۱] و باتلر و همکاران (۲۰۱۱) [۱۰] در محاسبه متغیرها مطرح شده است. البته باز خرید سهام، مزایای را نیز به همراه دارد. به طور مثال اگر در شرکت به صورت موقت جریان نقد مازادی وجود داشته باشد، مدیریت ممکن

۲ تأمین مالی از محل انتشار صکوک و سایر ابزارهای مالی در حدود ۳ درصد کل شرکت‌های پذیرفته شده است (سازمان بورس و اوراق بهادار، ۱۳۹۱). شایان ذکر است در هنگام انجام این پژوهش، دو مطالعه در سازمان بورس و اوراق بهادار و نیز دانشگاه الزهراء در مورد رتبه بندی اعتباری شرکت‌ها در حال انجام است که در صورت تلفیق نتایج این پژوهش و رتبه‌های اعتباری شرکت‌ها به عنوان یک متغیر مستقل می‌تواند بر پایایی این پژوهش بیفزاید.

۱ باز خرید سهام دارای اهداف متنوعی است. صندوق بین‌المللی پول از جمله اهداف باز خرید سهام را حفظ قیمت سهام در شرایط بحرانی می‌داند. این شرایط به دلیل انتشار اطلاعات نامطلوب یا فعالیت‌های هیجانی بازار روی می‌دهد. در سال‌های اخیر در بازار پیشرفته (نظیر نیویورک، هلند، انگلیس و آلمان) و در حال توسعه (نظیر هند، تایوان و مالزی) مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین مقررات مالی در این کشورها اجازه استفاده از سهام خزانه را به شرکت‌ها داده‌اند.

- Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies, *Journal of Finance*, 66(5), 1687-1733.
- [17]. Mikkelson, W., and M. Partch. (2003). Do Persistent Large Cash Reserves Hinder Performance? *Journal of Financial And Quantitative Analysis* 32( 2),275-294
- [18]. Modigliani, F and Miller, M.H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and The Theory of Investment, *American Economical Review*, 261-297.
- [19]. Modigliani, F. And Miller M. H. (1963). Corporate Income Taxes And The Cost of Capital: A Correction, *American Economic Review*, 53: 433-443
- [20]. Myers, S. C. (2001). Capital Structure, *The Journal of Economic Perspectives*, 15(2); 81-102.
- [21]. Myers, S. C. And Majulf, N. S. (1984). Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do not Have, *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221
- [22]. Neck H. M. (2001). Firm Growth Following The Initial Public Offering: The Impact of Organizational Slack on the Productive Opportunity of High-Technology Entrepreneurial Firms, University of Colorado at Boulder, *Dissertations Publishing*, No3034333.
- [23]. Richardson S. (2006). Over-Investment of Free Cash Flow, *Review of Accounting Studies*, 11(2-3), 159-189
- [24]. Richardson S. A. And Sloan R. G. (2003). External Financing And Future Stock Returns, Working Paper, The Rodney L. White Center For Financial Research, Wharton School, University of Pennsylvania, *Philadelphia*.US.
- [25]. Schultz, P. (2003). 'Pseudo Market Timing and The Long-Run Underperformance of Ipos', *Journal Of Finance*, 58(2); 483-518.
- [26]. Simutin, M. (2010). Excess Cash and Stock Returns. *Financial Management*, 39 (3): 1197 1222.
- [27]. Sloan R.G., Scott A. R. (2003) External Financing and Future Stock Returns, the Rodney L. White Centre for Financial Research University of Pennsylvania, *Philadelphia*, USA.
- [28]. Sodjahn, William R. (2013) Change in Cash-Holding Policies and Stock Return Predictability in the Cross Section, *Financial Analysts Journal* 69(1).
- [۵] نصیرزاده، فرزانه؛ مستقیمیان، علیرضا. (۱۳۸۹).  
آزمون نظریه‌های ساختار سرمایه توازی ایستا  
(مصالحه ایستا) و سلسله مراتبی در شرکت‌های  
پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، پیشرفت‌های  
حسابداری، ۲: ۱۳۳-۱۵۸
- [6]. Acharya, A. H. Almeida, and M. Campello. (2007) Is Cash Negative Debt? Ahedging Perspective on Corporate Financial Policies. *Journal of Financial Intermediation*, 16, 515-554.
- [7]. Admandia R. (2013). Q Comparison Between Timing and Pseudo Timing, *Journal of Business Finance & Accounting*, 37(5-6), 612-647.
- [8]. Hegab B.C. (2009). External Financing: Market Timing or Magerial Optimism, A Dissertation Presented In For The Degree Doctor of Business Administration - Finance, College of Business Louisiana Tech University.
- [9]. Hovakimian, A., G. Hovakimian and H. Tehranian. (2004). Determinants of Target Capital Structure: The Case of Dual Debt and Equity Issues, *Journal of Financial Economics*, 71,517-540.
- [10]. Jensen, Michael C. And William H. Meckling. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics* 3(4): 305-360.
- [11]. Kevin K. Li. (2008). Expected Holding of Cash, Future Performance and Stock Return, Working Paper, University of Toronto.
- [12]. Leary, M.T. And M.R. Roberts. (2005). Do Firms Rebalance Their Capital Structures? *Journal of Finance*, 60(6), 2575-2619.
- [13]. Lemmon M L. and Zender J. F. (2010). Debt Capacity and Tests of Capital Structure Theories., 45(5), 1161-1187.
- [14]. Lewis, Craig M. and Tan, Y. (2014). Debt-Equity Choices, Growth Options and Market Timing, Working Paper, Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University, United States.
- [15]. Loughran, T. And Ritter, J.R. (1995). 'The New Issues Puzzle', *Journal of Finance*, 50, 23-51.
- [16]. Malmendier, U. G. Tate, J. Yan. (2011). Overconfidence and Early-Life

- [30]. Welch L. (2004). Capital Structure and Stock Returns, *Journal of Political Economy*, 112(1), 106-131.
- [31]. Van Horn, J.C., (1995). Fundamentals of Financial Management, *Practice Hall*, 9th Edition.
- [29]. Wang Chih-Yung, Yu-Fen Chen, Chia-Wen Yu. (2013), Managerial Optimism and Post-Financing Stock Performance in Taiwan: A Comparison of Debt and Equity Financing, *Economics Letters*, 119 (3), 332-335.



## بررسی آنا تومیک رابطه بازده سهام و نوسان پذیری غیرسیستماتیک؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

مریم دولو<sup>۱</sup>، عظیم رجبی<sup>۲\*</sup>

۱- هیأت علمی گروه مدیریت مالی دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

ma\_davallou@yahoo.com

۲- کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

rajabi.azim1367@gmail.com

### چکیده

هدف پژوهش حاضر توضیح خلاف قاعده نوسان پذیری غیرسیستماتیک بر مبنای تجزیه نوسان‌های غیرسیستماتیک به دو مؤلفه نوسان‌های غیرسیستماتیک مورد انتظار (EIV) و نوسان‌های غیرسیستماتیک غیرمنتظره (UIV) و بررسی اثر تفکیکی آن در توضیح تغییرات بازده مقطعی سهام منفرد است. رابطه اخیر در نمونه‌ای متشکل از ۹۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ با استفاده از مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) و رویکرد تحلیل سبد سرمایه گذاری بررسی می‌شود. شواهد به دست آمده حاکی از آن است که EIV به تنهایی قادر به تبیین تغییرات بازده نیست، لیکن با احتساب همزمان EIV و UIV، ضریب مثبت UIV به لحاظ آماری معنادار می‌گردد. نتایج به دست آمده پس از احتساب تأثیر متغیرهای کنترل و نیز در صورت استفاده از رویکرد تحلیل سبد سرمایه گذاری، کماکان برقرار است. لذا به نظر می‌رسد منشأ بروز خلاف قاعده نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران ناشی از اثرگذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک غیرمنتظره است.

**واژه‌های کلیدی:** نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک کل، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مورد انتظار، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک غیرمنتظره، بازده مقطعی سهام.

## مقدمه

مطابق CAPM که یکی از بنیادی‌ترین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی محسوب می‌شود، صرفاً ریسک سیستماتیک قیمت‌گذاری شده و محق انتظار کسب بازده است. با این وجود، مرتون<sup>۱</sup> (۱۹۸۷) استدلال می‌کند سرمایه‌گذاران مالک سبد سرمایه‌گذاری‌های غیرمتنوع که به دلیل وجود موانع بازار قادر به تنوع‌بخشی سبد سرمایه‌گذاری خود نگردیده‌اند، انتظار دارند از حیث تحمل نوسان‌های غیرسیستماتیک نیز جبران شوند. بدین ترتیب، مبانی نظری خلاف قاعده نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک؛ یعنی رابطه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده شکل گرفت. شواهد تجربی ارایه شده در بازارهای توسعه‌یافته پیرامون رابطه بازده و نوسان‌های غیرسیستماتیک حاکی از نتایج متناقض و بعضاً چالش‌برانگیزی است. به نحوی که برخی پژوهش‌های رابطه مثبت متغیرهای اخیر را تأیید نموده (مانند فو<sup>۲</sup>، ۲۰۰۹) و برخی دیگر بر رابطه منفی آنها صحنه می‌نهند (نظیر آنگک<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۰۶ و گیو و ساویکاس<sup>۴</sup>، ۲۰۰۵) و برخی نیز قایل به وجود هیچ رابطه معناداری بین متغیرهای مذکور نیستند (چوآ و همکاران، ۲۰۱۰). بنابر شواهد تجربی، وجود یافته‌های متفاوت و بعضاً متناقض، می‌تواند ناشی از کاربرد روش‌ها و مدل‌های مختلف مورد استفاده باشد. به نحوی که چوآ، گاو و ژانگ<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) دلیل بروز یافته‌های متفاوت را به نحوه اندازه‌گیری نوسان‌های غیرسیستماتیک نسبت داده و به منظور بررسی دقیق رابطه مورد نظر، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را به دو جزو نوسان‌های غیرسیستماتیک مورد انتظار<sup>۶</sup> (EIV) و

نوسان‌های غیرسیستماتیک غیرمنتظره<sup>۷</sup> (UIV) تجزیه نمودند. با تجزیه نوسان‌های غیرسیستماتیک به مؤلفه‌های مورد انتظار و غیرمنتظره، می‌توان از نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک غیرمنتظره، UIV، برای کنترل بخش غیرمنتظره بازده استفاده نمود (چوآ و همکاران، ۲۰۱۰).

چالش‌های مطروحه باعث گردید دولو (۱۳۹۱) برای بررسی رابطه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان بازاری در حال توسعه، قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را بر مبنای روش‌شناسی‌های متعدد آزموده و شواهدی دال بر همسویی تغییرات بازده سهام انفرادی و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک ارایه نماید (دولو، ۱۳۹۱). وی در آزمون جامع قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک که برای نخستین بار در بورس اوراق بهادار تهران انجام شد، از چهار سنج مختلف برای اندازه‌گیری نوسان‌های غیرسیستماتیک استفاده می‌نماید که همگی شاخص اندازه‌گیری نوسان‌های غیرسیستماتیک کل است. لذا به منظور مذاقه رابطه بازده سهام انفرادی و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران به تاسی از چوآ و همکاران (۲۰۱۰)، در پژوهش حاضر رابطه متغیرهای اخیر بر مبنای تجزیه مؤلفه‌های نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک به اجزا مورد انتظار و غیرمنتظره مورد بررسی قرار می‌گیرد.

## پیشینه پژوهش

گیو و ساویکاس (۲۰۰۵) شواهدی ارایه می‌کنند که نشان می‌دهد نوسان‌های غیرسیستماتیک موزون، از قدرت بالایی برای پیش‌بینی بازده اضافی بازار سهام برخوردار است. آنها برای محاسبه نوسان‌های

1. Merton
2. Fu
3. Ang
4. Guo & Savickas
5. Chua, Goh & Zhang
6. Expected Idiosyncratic Volatility

7. Unexpected Idiosyncratic Volatility

غیر سیستماتیک از میانگین موزون جزو خطای حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده کردند. بررسی آنها نشان داد، رابطه بین نوسان های غیر سیستماتیک و بازده آتی بازار سهام منفی است (گیو و ساویکاس، ۲۰۰۵: ۶ و ۲۴). یکی از پژوهش های نسبتاً جامع در رابطه با نوسان های غیر سیستماتیک و بازده مورد انتظار، پژوهش بالی و کاکسی<sup>۱</sup> (۲۰۰۶) است. آنها نشان دادند فراوانی داده های مورد استفاده (روزانه یا ماهانه) برای محاسبه نوسان پذیری غیر سیستماتیک، روش وزن دهی محاسبه بازده سبد سرمایه گذاری، داده های مورد استفاده و مستثنا نمودن سهام شرکت های کوچک، سهام دارای حداقل قیمت و حداقل نقدشوندگی، نقش مهمی در وجود و معناداری ارتباط بین بازده مورد انتظار و ریسک غیر سیستماتیک دارد. آنها با بررسی حالت های مختلف نشان دادند تنها در حالتی که از داده های روزانه، روش میانگین موزون و کل سهام NYSE، AMEX و NASDAQ استفاده شود، رابطه منفی بین متغیرهای مذکور برقرار است که آن هم به دلیل عدم اطمینان به داده های روزانه قابل اطمینان نیست. بدین ترتیب آنها استدلال کردند هیچ رابطه منفی بین بازده مورد انتظار و ریسک غیر سیستماتیک وجود ندارد (بالی و کاکسی، ۲۰۰۶). آنگ، هادریک، زینک و زنک<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) با بررسی رابطه میانگین بازده و نوسان پذیری غیر سیستماتیک نشان دادند، سهام با نوسان های غیر سیستماتیک بالا، از بازده پائینی برخوردار است. آنها این آزمون را با کنترل اثرات اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، مومنتوم و نقدشوندگی نیز انجام دادند و دریافتند، نتایج فوق کماکان برقرار است. بدین ترتیب، نتایج آنها این نظریه اقتصادی که بیان می داشت، "نوسان های

غیر سیستماتیک با بازده مورد انتظار به طور مثبت در ارتباط است،" را مردود کرد (آنگ و همکاران، ۲۰۰۶). مالکیل و زوو<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) نیز به بررسی رابطه بازده و نوسان پذیری غیر سیستماتیک در بازار سهام ایالات متحده و ژاپن طی دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۰ پرداختند. آنها نشان دادند در صورتی که سایر شرایط ثابت باشد، اگر سرمایه گذاران قادر به نگهداری سبد سرمایه گذاری بازار نباشند، ریسک غیر سیستماتیک بر بازده دارایی ها اثر می گذارد. این نتایج حتی بعد از کنترل اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی برقرار بود. مهمتر اینکه، این نتایج حاکی از این بود که نوسان های غیر سیستماتیک از قدرت توضیح دهندگی بیشتری نسبت به هر کدام از معیارهای بتا و اندازه شرکت برخوردار است (مالکیل و زوو، ۲۰۰۶). در سال ۲۰۱۰ چوآ و همکاران، استفاده از کل بازده تحقق یافته را به عنوان معیار بازده مورد انتظار، عامل ایجاد یافته های تجربی متناقض دانسته و نوسان پذیری غیر سیستماتیک را به مؤلفه های مورد انتظار و غیر منتظره تجزیه نموده و از IVOL غیر منتظره برای کنترل بازده غیر منتظره استفاده نمودند. به گونه ای که رابطه IVOL و بازده مورد انتظار با صراحت بیشتری قابل رویت گردد. بدین ترتیب، به وجود رابطه مثبت معنادار IVOL و بازده مورد انتظار پی بردند. آنها برای تجزیه نوسان پذیری غیر سیستماتیک از مدل خود توضیح مرتبه دوم (AR(2)، استفاده نمودند. در افق زمانی ماهانه، اثرات بازده غیر منتظره می تواند بر بازده مورد انتظار غلبه کرده و رابطه واقعی بازده و IVOL مورد انتظار را غیر واقعی جلوه دهد. با تجزیه IVOL به مؤلفه های مورد انتظار و غیر منتظره، می توان از نوسان پذیری غیر سیستماتیک غیر منتظره، UIV، برای

1. Bali & Cakici

2. Ang, Hodrick, Xing & Zhang

3. Malkiel & Xu

دست آمده با تاکید بر اهمیت نسبی اثر متقابل متغیرهایی نظیر کشیدگی و عامل صنعت، نقش پدیده معاملات اندک و سنجه‌های نوسان‌های غیرسیستماتیک را نیز حایز اهمیت می‌داند، اما به نظر نمی‌رسد قیمت‌گذاری نوسان‌های غیرسیستماتیک از الگوی وزنی بازده سبد سرمایه‌گذاری، متأثر باشد. به عقیده او اظهار نظر در خصوص چرایی اثر ریسک غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران همانند بازارهای توسعه یافته، کماکان با تردید مواجه است (دوگو، ۱۳۹۱).

### روش پژوهش

نمونه مورد بررسی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده است. دوره زمانی پژوهش ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ است. نمونه شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به استثنای موارد زیر است: سهام شرکت‌های که بعد از سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه، واسطه‌گری‌های مالی و هلدینگ، شرکت‌های دارای ارزش دفتری منفی و سهام شرکت‌هایی که در بازه زمانی مورد بررسی دارای وقفه معاملاتی بیش از سه ماه باشد.

بدین ترتیب نمونه مورد بررسی شامل ۹۵ شرکت است. لازم به ذکر است، داده‌های مورد نیاز مربوط به فواصل زمانی سه ماهه<sup>۱</sup> منتهی به فروردین، تیر، مهر و دی بوده و از بانک اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران

کنترل بخش غیرمنتظره بازده استفاده نمود. لذا رابطه مثبت و معنادار UIV و بازده مورد انتظار ناشی از رابطه آن با بازده غیرمنتظره است. بنابراین، UIV به عنوان متغیر کنترل اثرات بازده غیرمنتظره عمل می‌کند. UIV و EIV مشترکاً برای بازده مقطعی سهام حایز اهمیت است. آنها نقش‌های متفاوتی در توضیح بازده سهام ایفا می‌کند و لذا تمایز آنها لازم و ضروری است. UIV نباید به بازده مورد انتظار مربوط باشد، بنابراین رابطه مثبت و معنادار UIV ناشی از رابطه آن با بازده غیرمنتظره نتیجه می‌شود. بدین ترتیب، رابطه EIV و بازده مورد انتظار شفاف‌تر می‌گردد. به علاوه، این پژوهشگران رابطه بازدهی و نوسان‌های غیرسیستماتیک را ضمن کنترل اثر متغیرهای اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نقدشوندگی، مومنتوم و بازده تأخیری نیز مورد بررسی قرار دادند که نتایج نشان داد دو عامل EIV و UIV همچنان معنادار است (چوآ و همکاران، ۲۰۱۰).

دوگو (۱۳۹۱) بر وجود صرف ریسک مثبت نوسان‌های غیرسیستماتیک صحنه گذاشته و قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران را تأیید می‌کند. در عین حال، به زعم وی توان توضیحی نوسان‌های غیرسیستماتیک صرفاً بر اساس برخی توضیح‌های ارایه شده در بازارهای توسعه یافته نظیر اندازه، نسبت B/M، بحران مالی، چولگی، کشیدگی، نقدشوندگی، تداوم، مالکیت نهادی، اهرم مالی، حجم معاملات و محتوای اطلاعاتی قابل تبیین نیست. هیچ‌یک از توضیح‌های مذکور به تنهایی شواهد کافی دال بر توضیح اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک فراهم نمی‌سازد. او نشان می‌دهد اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک تحت تأثیر شیوه آزمون قیمت‌گذاری نوسان‌های غیرسیستماتیک نیست. نتایج به

۱. برای محاسبه ریسک غیرسیستماتیک باید انحراف معیار بازده محاسبه شود، لذا بازه‌های زمانی باید به گونه‌ای انتخاب می‌شدند که ضمن وجود مشاهده‌های کافی برای محاسبه انحراف معیار، فراوانی ریسک غیرسیستماتیک محاسبه شده که متغیر اصلی مورد بررسی پژوهش است، کاهش نیابد. با توجه به این ملاحظات، دوره زمانی سه ماهه مبنای محاسبات قرار گرفت.



استخراج گردیده است.

همانطور که اشاره شد، پژوهش دوگو (۱۳۹۱) حاکی از قیمت گذاری ریسک غیر سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران است. وی برای بررسی رابطه بازدهی و نوسان پذیری غیر سیستماتیک، از ریسک غیر سیستماتیک کل به عنوان شاخص نوسان های غیر سیستماتیک استفاده کرد. در این پژوهش به منظور بررسی دقیق تر این رابطه، نوسان های غیر سیستماتیک کل به دو جزو نوسان های غیر سیستماتیک مورد انتظار (EIV) و نوسان های غیر سیستماتیک غیر منتظره (UIV) تفکیک شده و رابطه آن با بازدهی سهام بررسی شده است. تجزیه نوسان های غیر سیستماتیک به مؤلفه های مورد انتظار و غیر منتظره به روش زیر صورت گرفته است:

در گام نخست باید نسبت به محاسبه کل نوسان های غیر سیستماتیک اقدام نمود تا بتوان آن را به مؤلفه های مورد انتظار و غیر منتظره تجزیه کرد. برای این منظور، انحراف معیار روزانه هر یک از سهام نمونه برای بازه سه ماهه منتهی به فروردین، تیر، مهر و دی در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ محاسبه شده سپس در جذر تعداد روزهای معاملاتی دوره سه ماهه ضرب شده است که بدین ترتیب کل نوسان های غیر سیستماتیک سه ماهه به دست می آید:

مدل (۱)

$$IV_{i,m} = S_{i,m} * \sqrt{T_{i,m}}$$

که  $IV_{i,m}$  نوسان های غیر سیستماتیک کل سهم  $i$  در سه ماهه  $m$  است.  $T$  تعداد روزهای معاملاتی سهم  $i$  در سه ماهه  $m$  است.

سپس برای تجزیه مؤلفه های نوسان های

غیر سیستماتیک، مدل خود رگرسیون مرتبه اول<sup>۱</sup> با استفاده از داده های ۴۱ سه ماهه دوره زمانی دی ماه ۱۳۸۰ تا فروردین ۱۳۹۱ برای هر سهم برازش می گردد:

مدل (۲)

$$IV_{i,m} = \Phi_0 + \Phi_1 IV_{i,m-1} + u_{i,m}$$

با استفاده از ضرایب بدست آمده از معادله (۲) و بر اساس رابطه (۳) نوسان های غیر سیستماتیک مورد انتظار سهم  $i$  در سه ماهه  $m+1$  محاسبه می گردد:

مدل (۳)

$$EIV_{i,m+1} = \Phi_0 + \Phi_1 IV_{i,m}$$

نوسان های غیر سیستماتیک غیر منتظره سهم  $i$  در سه ماهه  $m+1$  با استفاده از تفاوت  $IV$  و  $EIV$  محاسبه می شود:

مدل (۴)

$$UIV_{i,m+1} = IV_{i,m+1} - EIV_{i,m+1}$$

پس از تجزیه نوسان های غیر سیستماتیک به  $EIV$  و  $UIV$ ، برای بررسی رابطه اجزای نوسان های غیر سیستماتیک و بازده سهام از مدل رگرسیون فاما-مک بث (۱۹۷۳) استفاده شده و معادلات (۵) و (۶) در چارچوب مدل یاد شده برازش می گردد:

مدل (۵)

$$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m-1} + u_{i,m}$$

مدل (۶)

$$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m-1} + \varphi_2 UIV_{i,m-2} + u_{i,m}$$

شواهد تجربی پیرامون عوامل تبیین کننده تغییرات بازده سهام حاکی از نقش عواملی همچون اندازه،

۱ برای تعیین مرتبه خود رگرسیونی از آماره آکانیک استفاده شده است، برای مبنای مقدار آماره آکانیک بدست آمده، بهترین مرتبه خود رگرسیونی، استفاده از خود رگرسیونی مرتبه اول است، لازم به ذکر که مرتبه خود رگرسیونی استفاده شده در پژوهش چوآ و همکاران (۲۰۱۰) مدل خود رگرسیون مرتبه دوم است.

مدل (۱۲)

$$Liq_{i,m} = \sum_{n=1}^t \left( \frac{|R_{it}|}{VOL_{it}} \right)$$

$Liq_{i,m}$  نقدشوندگی سهم  $i$  در سه ماهه  $m$ ،  $R_{it}$  بازده سهم  $i$  در روز  $t$  و  $VOL_{it}$  حجم معاملاتی سهم  $i$  در روز  $t$  است.

برای بررسی دقیق‌تر تأثیر نوسان‌های غیرسیستماتیک غیرمنتظره بر بازده سهام از رویکرد تحلیل سبد سرمایه‌گذاری مبتنی بر طبقه‌بندی دوگانه استفاده می‌شود. ذیل این روش، نخست کل سهام نمونه برحسب EIV در سه سبد سرمایه‌گذاری مساوی طبقه‌بندی شده، سپس سهام موجود در هر یک از سبد سرمایه‌گذاری‌های سه‌گانه مبتنی بر EIV، بر اساس UIV مرتب و به سه سبد سرمایه‌گذاری مساوی دیگر منقسم می‌گردد. میانگین بازده سبد سرمایه‌گذاری‌ها محاسبه می‌شود. بازده سبد سرمایه‌گذاری‌های دارای کمیته UIV در هر یک از سبد سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر EIV با یکدیگر جمع می‌شود تا بدین نحو سبد سرمایه‌گذاری با کمیته UIV تشکیل شود که از پراکندگی مناسب EIV نیز برخوردار باشد. بازده سبد سرمایه‌گذاری‌های دارای کمیته UIV نیز در هر یک از طبقات EIV با یکدیگر جمع می‌شود. بدین ترتیب می‌توان در خصوص روند بازده ناشی از تفاوت UIV اظهار نظر نمود.

### یافته‌ها

در جدول ۱ آماره توصیفی بازده، نوسان‌های غیرسیستماتیک کل (IV)، نوسان‌های غیرسیستماتیک مورد انتظار و نوسان‌های غیرسیستماتیک غیرمنتظره ملاحظه می‌گردد.

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M)، مومنتوم، نقدشوندگی و بازده تأخیری در توضیح تغییرات بازده است، لذا به منظور بررسی تأثیر عوامل فوق بر رابطه بازده و مؤلفه‌های نوسان‌های غیرسیستماتیک، اثر عوامل فوق به صورت مجزا و توأمان کنترل می‌گردد:

مدل (۷)

$$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 Size + \varphi_4 btm + u_{i,m}$$

مدل (۸)

$$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 R_{-3-9} + u_{i,m}$$

مدل (۹)

$$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 R(-1) + u_{i,m}$$

مدل (۱۰)

$$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 Liq + u_{i,m}$$

مدل (۱۱)

$$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 Size + \varphi_4 btm + \varphi_5 R_{-3-9} + \varphi_6 R(-1) + \varphi_6 Liq + u_{i,m}$$

### متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر به شرح ذیل اندازه‌گیری می‌گردد: اندازه: برای محاسبه اندازه شرکت از لگاریتم حاصلضرب قیمت روز هر سهم در تعداد سهام جاری شرکت استفاده شده است، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: از تقسیم ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر ارزش روز شرکت محاسبه شده است، مومنتوم: برای محاسبه عامل مومنتوم نیز از میانگین بازده ۳ الی ۹ ماه قبل از سه ماهه  $m$  استفاده شده است و نقدشوندگی: از مجموع قدرمطلق نسبت بازدهی بر حجم معاملات روزانه هر دوره سه ماهه بدست آمده است:

### جدول (۱) آمار توصیفی

نوسان های غیر سیستماتیک غیر منتظره UIV	نوسان های غیر سیستماتیک مورد انتظار EIV	نوسان های غیر سیستماتیک IV	بازده	
-۰/۵۸۰/۵۸	۹۱/۱۲	۱۲/۳۳	۰/۱۸	میانگین
-۲/۵۵	۱۱/۹۶	۹/۰۸	۰/۰۶	میانه
۵۱۱/۷۶	۴۳۷/۷۴	۵۱۹/۷۴	۸۹/۶۸	بیشینه
-۴۳۵/۶۶	-۱۹/۸۳	۰/۰۰	-۴۱/۹۱	کمینه
۲۰/۱۵	۱۱/۰۹	۱۷/۹۱	۳/۰۵	انحراف معیار
۵/۲۲	۲۱/۳۱	۱۲/۸۲	۱۴/۵۹	چولگی
۲۴۹/۵۸	۶۷۳/۰۰	۲۹۸/۰۵	۳۹۳/۸۸	کشیدگی

ضریب UIV در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. ضریب متغیر EIV در هیچ یک از حالت های مورد بررسی معنادار نیست، اما ضریب عامل UIV مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار است. مقدار  $R^2$  تعدیل شده مدل ۲ به ۹/۲ درصد افزایش می یابد. نتایج به دست آمده متناقض یافته های چوآ و همکاران (۲۰۱۰) است. مطابق پیش بینی آنها، EIV بازده مورد انتظار را تبیین می نمود و UIV بازده غیر منتظره را. این در حالی است که نتایج این پژوهش نشان می دهد در بورس اوراق بهادار تهران تنها عامل نوسان های غیر سیستماتیک غیر منتظره قادر به تشریح تغییرات بازدهی سهام است. به عبارت دیگر می توان گفت، هر دو بازده مورد انتظار و بازده غیر منتظره ناشی از ریسک غیر سیستماتیک غیر منتظره است.

میانگین و انحراف معیار بازده به ترتیب برابر با ۰/۱۸ و ۳/۰۵ است. میانگین IV ۱۲/۳۳ و انحراف معیار آن ۱۷/۹۱ بدست آمده است. IV دارای چولگی مثبت با دنباله توپر است. میانگین EIV بیشتر از میانگین IV، ولی انحراف معیار آن کمتر از انحراف معیار IV و به ترتیب برابر با ۱۲/۹۱ و ۱۱/۰۹ بدست آمده است. EIV نیز همانند IV دارای چولگی مثبت با دنباله توپر است. میانگین UIV - که از تفاضل IV و EIV بدست آمده است - منفی ۰/۵۸ است. همانند IV و EIV، UIV نیز دارای چولگی مثبت و دارای دنباله توپر است.

نتایج حاصله در جدول ۲ مشاهده می شود. در مدل ۱ رابطه بازده و EIV بررسی شده است. همان طور که ملاحظه می گردد، ضریب EIV برابر ۰/۰۰۴ - و آماره t برابر با ۰/۷۸۱ بدست آمده که از نظر آماری معنادار نیست. میانگین ضریب EIV در مدل ۲ برابر ۰/۰۰۵ و میانگین ضریب UIV معادل ۰/۰۱۰ است که تنها

### جدول (۲) نتایج مدل رگرسیون فاما-مک بث (۱۹۷۳)

عرض از مبدأ	نوسان های غیر سیستماتیک مورد انتظار EIV	نوسان های غیر سیستماتیک غیر منتظره UIV	$R^2$ تعدیل شده	
۰/۲۳۵	-۰/۰۰۴		۰/۰۰۰	مدل (۱)
۰/۰۹۹	۰/۰۰۵	۰/۰۱۰***	۰/۰۹۲	مدل (۲)
				مدل (۱) $R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m-1} + u_{i,m}$
				مدل (۲) $R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m-1} + \varphi_2 UIV_{i,m-2} + u_{i,m}$

\*\* و \*\*\* به ترتیب سطح معناداری ده درصد، پنج درصد و یک درصد را نشان می دهد.

از سوی دیگر، می‌توان استدلال نمود مؤلفه‌های نوسان‌های غیرسیستماتیک شاخص متغیر سومی است که بروز رابطه بازده و نوسان‌های غیرسیستماتیک نمود ظاهری عدم احتساب متغیر مفقود است. از این رو، تأثیر متغیرهایی نظیر اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، مومنتوم، نقدشوندگی و بازده تأخیری کنترل می‌گردد که اثرات متعامل آنها در پژوهش‌های پیشین به تأیید رسیده است. نتایج حاصل از کنترل اثر متغیرهای فوق در جدول ۳ ملاحظه می‌گردد.

همچنان که در جدول ۳ ملاحظه می‌گردد مقدار ضریب UIV در مدل ۱ برابر ۰/۰۳۰ بوده و در سطح خطای یک درصد از نظر آماری معنادار است. بنابراین

توان توضیحی عامل UIV بعد از کنترل عوامل اندازه و B/M همچنان معنادار است. نتایج حاصل از برازش مدل ۲ که با احتساب مومنتوم صورت گرفته است حاکی از آن است که ضریب UIV مثبت است و آماره  $t$  برابر با ۲/۴۷۱ می‌رسد که در سطح خطای یک درصد معنادار است. بررسی تأثیر بازده تأخیری بر رابطه بازده و UIV نیز دال بر محکم بودن توان توضیحی UIV در سطح خطای یک درصد است. با منظور نمودن نقدشوندگی در مدل ۴ ضریب UIV برابر ۰/۰۰۹ و آماره  $t$  ۲/۸۸۴ است و در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است.

جدول (۳) نتایج حاصل از مدل فاما-مک‌بث با احتساب متغیرهای کنترل

مدل	عرض از مبدا <sup>۱</sup>	نوسان‌های غیرسیستماتیک مورد انتظار EIV	نوسان‌های غیرسیستماتیک غیرمنتظره UIV	اندازه	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	مومنتوم	بازده تأخیری	نقد شونده‌گی	R <sup>2</sup> تعدیل شده
(۱)	-۰/۰۵۹***	۰/۰۱۰*	۰/۰۳۰***	۰/۰۲۸	۰/۰۲۸				۰/۱۱۹
(۲)	۰/۰۷۷	۰/۰۰۴	۰/۰۱۰***			-۰/۰۱۰			۰/۰۸۷
(۳)	۰/۱۲۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹***				۰/۰۳۸		۰/۱۰۷
(۴)	۰/۰۹۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۹***					-۱۳۳/۰	۰/۰۸۸
(۵)	۰/۱۹۸	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰***	-۰/۰۱۱	-۰/۲۶۳	-۰/۰۰۲	۰/۰۷۶	۰۰۵/۰	۰/۱۵۶
(۱)	$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 Size + \varphi_4 btm + u_{i,m}$								
(۲)	$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 R_{-3-9} + u_{i,m}$								
(۳)	$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 R(-1) + u_{i,m}$								
(۴)	$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 Liq + u_{i,m}$								
(۵)	$R_{i,m} = \varphi_0 + \varphi_1 EIV_{i,m} + \varphi_2 UIVS_{i,m} + \varphi_3 Size + \varphi_4 btm + \varphi_5 R_{-3-9} + \varphi_6 R(-1) + \varphi_6 Liq + u_{i,m}$								

\*\* و \*\*\* به ترتیب سطح معناداری ده درصد، پنج درصد و یک درصد را نشان می‌دهد.

علاوه بر بررسی مجزای اثر متغیرهای کنترل بر توان توضیحی تغییرات بازده توسط UIV، اثر توامان متغیرهای یادشده بر رابطه بازده و UIV بررسی می‌شود که نتایج آن ذیل مدل ۵ مشاهده می‌شود. در اینجا نیز ضریب UIV کماکان در سطح اطمینان ۹۹

درصد از نظر آماری معنادار است. بنابراین عامل ریسک غیرسیستماتیک غیرمنتظره پس از کنترل اثر اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، مومنتوم، بازده تأخیری و نقدشوندگی همچنان قادر به توضیح تغییرات بازده است. این نتایج از این جهت که با

نتایج مذکور با کنترل اثر متغیرهای مذکور همچنان برقرار بود.

### نتایج تحلیل سبد سرمایه گذاری

همانطور که گفته شد، به منظور بررسی دقیق تر نقش عامل نوسان های غیر سیستماتیک غیر منتظره در تشریح تغییرات بازدهی، سهام نمونه بر حسب EIV به سه سبد سرمایه گذاری مساوی طبقه بندی شده، سپس سهام موجود در هر سبد سرمایه گذاری بر اساس UIV مرتب گردیده و به سه سبد سرمایه گذاری مساوی دیگر تخصیص می یابد. بازده هر یک از سبد سرمایه گذاری ها محاسبه شده و روند آن بررسی می شود. نتایج حاصل از رویکرد تحلیل سبد سرمایه گذاری در جدول ۴ مشاهده می شود. همان طور که در جدول ۴ ملاحظه می شود، با افزایش UIV میانگین بازده از ۰/۱۴۶ به ۰/۳۲۴ افزایش می یابد. این در حالی است که مقدار بازده سبد سرمایه گذاری با UIV پایین از نظر آماری معنادار نبوده، لیکن با افزایش UIV بازده سبد سرمایه گذاری معناداری آماری خود را بازمی یابد.

افزودن متغیرهای کنترل کماکان معنادار است، مشابه نتایج چوآ و همکاران (۲۰۱۰) است.

لازم به ذکر است، در پژوهش حاضر نخست همانند چوآ و همکاران (۲۰۱۰) از مدل خودرگرسیون مرتبه دوم برای پیش بینی نوسان های غیر منتظره استفاده شد. یافته های حاصله مشابه چوآ و همکاران (۲۰۱۰) بوده و رابطه بازده و EIV از نظر آماری معنادار نبود، لیکن بررسی همزمان دو عامل EIV و UIV در تبیین تغییرات بازدهی نشان داد هر دو عامل EIV و UIV در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بوده و با بازده رابطه مثبت دارند. به علاوه، رابطه فوق در صورت کنترل اثر اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M)، مومنتوم، نقدشوندگی و بازده تأخیری کماکان معنادار بود که از این جهت نیز نتایج مشابه نتایج پژوهشگران مذکور بود. اما از آنجا که بهترین مدل خودرگرسیون مبتنی بر داده های بورس اوراق بهادار تهران، مدل خودرگرسیون مرتبه اول است، در مرحله بعد از مدل خودرگرسیون مرتبه اول برای محاسبه IV هر سهم استفاده شد که در این حالت ضریب EIV غیر معنادار و ضریب UIV در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار بود و

جدول (۴) میانگین موزون مساوی بازده سبد سرمایه گذاری های مبتنی بر UIV پس از کنترل اثر EIV

بازده	سبد سرمایه گذاری
۰/۳۲۴	UIV بالا
۰/۰۱۸	احتمال
۰/۰۴۴	UIV متوسط
۰/۴۴۰	احتمال
۰/۱۴۶	UIV پایین
۰/۴۱۷	احتمال

(۱۱۶) تأیید می شود. نتایج پژوهش های آنها نشان می دهد با حرکت از سبد سرمایه گذاری با UIV پایین

لذا تحلیل سبد سرمایه گذاری نیز رابطه مثبت UIV و بازده را تأیید کرده و بر عدم اثرگذاری EIV صحه می نهد. به این ترتیب، یافته چوآ و همکاران (۲۰۱۰):

به سبب سرمایه گذاری با UIV بالا، بازده سبب سرمایه گذاری‌ها به طور یکنواختی افزایش می‌یابد.

### نتیجه‌گیری

ظهور هر خلاف قاعده‌ای موجد پژوهش‌های تجربی است که درصدد توضیح دلایل بروز آن برمی‌آید. خلاف قاعده نوسان‌پذیری نیز از این قاعده مستثنا نیست. مبانی مالی کلاسیک نافی وجود هر گونه رابطه میان نوسان‌های غیرسیستماتیک و بازده سهام است حال آن‌که شواهد تجربی بسیاری رابطه متغیرهای یاد شده را تأیید می‌کند. پس از پژوهش دولو (۱۳۹۱) مبنی بر تأیید رابطه مستقیم بازده سهام و نوسان‌های غیرسیستماتیک، توضیح ظهور این پدیده در بورس اوراق بهادار تهران اهمیت می‌یابد. یکی از نخستین چالش‌های یافته حاصله، نحوه اندازه‌گیری نوسان‌های غیرسیستماتیک است. لذا نوسان‌های غیرسیستماتیک کل به دو جزو نوسان‌های غیرسیستماتیک مورد انتظار (EIV) و نوسان‌های غیرسیستماتیک غیرمنتظره (UIV) تفکیک شده است. سپس رابطه بازده با EIV بررسی شد که نتایج حاکی از عدم توانایی این عامل در توضیح بازده سهام است. در مرحله بعد نقش دو عامل EIV و UIV در تشریح بازدهی سهام بررسی شده است. نتایج نشان داد، در این حالت نیز EIV همچنان غیرمعنادار است، ولی UIV در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. بنابراین عامل توضیح‌دهنده بازده در بورس اوراق بهادار تهران UIV است.

به منظور اطمینان از اینکه توضیح‌دهندگی بازده توسط UIV ناشی از متغیرهای اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، مومنتوم، نقدشوندگی و بازده تأخیری نیست، رابطه بازدهی و UIV ضمن کنترل متغیرهای مذکور بررسی شده است. نتایج نشان داد با کنترل این متغیرها نیز عامل UIV در سطح اطمینان ۹۹

درصد معنادار است. در بررسی دقیق‌تر رابطه بازده و UIV با استفاده از تحلیل سبب سرمایه‌گذاری، مشخص شد، پس از کنترل اثر EIV رابطه بازده و UIV کماکان برقرار است. یافته اخیر نتایج مطالعات چوآ و همکاران (۲۰۱۰) را به چالش می‌کشد، زیرا ایشان دلیل رابطه مثبت نوسان‌های غیرسیستماتیک و بازده را ناشی از تأثیر نوسان‌های غیرسیستماتیک مورد انتظار بر بازده مورد انتظار دانستند، در حالی که پژوهش حاضر، رابطه مذکور را ناشی از اثرگذاری نوسان‌های غیرسیستماتیک غیرمنتظره می‌داند.

با عنایت به وجود سنج‌های متعددی که برای اندازه‌گیری ریسک غیرسیستماتیک وجود دارد، پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی برای محاسبه نوسان‌های غیرسیستماتیک کل از جز اخلاص مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده شود. همچنین، یادآور می‌شود، برخی محدودیت‌ها نظیر متوقف‌کننده‌های خودکار نظیر حجم مینا و دامنه نوسان می‌تواند بر نتایج پژوهش تأثیر بگذارد. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی پیرامون تأثیر هر یک از عوامل فوق بررسی شود.

### منابع

[۱] دولو، مریم. (۱۳۹۱)، آزمون جامع قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه شهید بهشتی.

[2] Ang, A, Hodrick, R, Xing, Y and Zhang, X. (2006). the Cross-Section of Volatility and Expected Returns”, *Journal of Finance*, 61, 259-299.

[3] Bali, T and Cakici, C. (2006). Idiosyncratic Volatility and the Cross-Section of Expected Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, forthcoming.

- [6] Guo, H and Savickas, R. (2005). Idiosyncratic Volatility, Stock Market Volatility, and Expected Stock Returns, Working Paper.
- [7] Malkiel, B and Xu, Y. (2006). Idiosyncratic Risk and Security Returns, *Working paper*, University of Texas at Dallas.
- [4] Chua, C, Goh, J and Zhang, Z. (2010). Expected Volatility, Unexpected Volatility and the Cross-section of Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 2, 103-123.
- [5] Fu, F. (2009). Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns, [Online] (Cited 28 April 2014) Available From <URL: <http://www.SSRN.com> >.





## تأثیر ارزش گذاری بیش از حد سهام بر مدیریت سود واقعی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مهدی عربصالحی<sup>۱\*</sup>، نرگس حمیدیان<sup>۲</sup>، زیبا قجاوند<sup>۳</sup>

۱- هیأت علمی گروه حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

m\_arabsalehi@yahoo.com

۲- دانشجوی دکتری حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

nargeshamidian@yahoo.com

۳- هیأت علمی گروه حسابداری موسسه آموزش عالی صنعتی فولاد، فولادشهر، اصفهان، ایران

zibaghovan@yahoo.com

### چکیده

ارزش گذاری بیش از حد سهام به مفهوم بالاتر بودن قیمت بازار سهام نسبت به ارزش ذاتی آن است. ادبیات موجود نشان می دهد که مدیران شرکت هایی که سهام آنها بیش از حد ارزش گذاری شده برای حفظ این موقعیت، به مدیریت سود واقعی روی می آورند. لذا در این پژوهش، تأثیر ارزش گذاری بیش از حد سهام بر مدیریت سود واقعی بررسی شده است. برای انجام این پژوهش، نمونه ای متشکل از ۸۰ شرکت در طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۳ بررسی شد. معیارهای مدیریت سود واقعی شامل جریان های نقدی عملیاتی غیرعادی، هزینه تولید غیرعادی و هزینه های اختیاری غیرعادی است. علاوه بر این، نسبت قیمت بازار به ارزش ذاتی سهام به عنوان معیار ارزش گذاری بیش از حد سهام در نظر گرفته شده است. برای بررسی تأثیر ارزش گذاری بیش از حد بر مدیریت سود واقعی از تحلیل رگرسیون چند متغیره به روش داده های ترکیبی استفاده شده است. نتایج بررسی ها نشان داد که ارزش گذاری بیش از حد سهام بر جریان های نقد عملیاتی غیرعادی، هزینه اختیاری غیرعادی و هزینه تولید غیرعادی به عنوان معیارهای مدیریت سود واقعی تأثیر معنادار دارد. به عبارت دیگر از این نتایج می توان استنباط کرد که شرکت هایی با ارزش گذاری بیش از حد، تمایل زیادی برای استمرار این موقعیت از طریق مدیریت سود واقعی دارند.

**واژه های کلیدی:** مدیریت سود واقعی، جریان های نقد عملیاتی غیرعادی، هزینه اختیاری غیرعادی، هزینه تولید غیرعادی، ارزش گذاری بیش از حد سهام.

## مقدمه

چنانچه بازیگران بازار سرمایه به صورت عقلایی رفتار نموده و اطلاعات یکسانی را داشته باشند، قیمت‌ها همواره تمامی اطلاعات موجود در مورد ارزش ذاتی سهام را نشان می‌دهد، ولی از آنجایی که در واقعیت، شرایط رقابت کامل در بازار وجود ندارد، علاوه بر نقش عرضه و تقاضا، موارد دیگری نظیر تصمیم‌های غیر منطقی سرمایه‌گذاران نیز بر تعیین قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد. بنابراین این عوامل به عدم انطباق قیمت سهام با ارزش ذاتی آن منجر خواهد شد [۸].

در دهه‌های گذشته، مدیران به دنبال حداکثر سازی ثروت خود، این زمینه را فراهم کردند که از اطلاعات محرمانه به نفع خود بهره‌گیرند و بدین وسیله درصد انتقال جریان منافع به سمت خود هستند. آنها با توجه به اطلاعات محرمانه خود و با انگیزه‌هایی همانند امنیت شغلی، شهرت، دریافت اختیارات سهام یا سهام جایزه وابسته به عملکرد، اقدام به مدیریت سود می‌کنند. علاوه بر این عوامل، ارزش‌گذاری بیش از حد<sup>۱</sup> سهام یک شرکت از جمله معیارهایی است که بر رفتار مدیریتی و فعالیت یک شرکت اثر می‌گذارد. اگر قیمت سهام یک شرکت بالاتر از ارزش ذاتی آن باشد، ارزش‌گذاری بیش از حد سهام ایجاد می‌شود [۱۶].

جنسن<sup>۲</sup> [۲۰] بیان می‌کند که ارزش‌گذاری بیش از حد سهام محرکی است که مدیران را به سمت مدیریت سود سوق می‌دهد تا از طریق آن بتوانند سود را به سمت بالا هدایت کرده و روند رو به افزایش قیمت سهام را حفظ کنند.

چای و گاپتا<sup>۳</sup> [۱۱] نیز دریافتند که ارزش‌گذاری بیش از حد مدیریت سود را تشدید می‌کند. لذا،

شرکت‌هایی با ارزش‌گذاری بیش از حد، بیشترین احتمال را دارند که با مدیریت سود بیشتری درگیر شوند. به عبارتی دیگر، مدیران با هدف حفظ روند صعودی در سود و قیمت سهام، انگیزه‌ای به گزارش کاهش سود ندارند و به طور فرصت طلبانه‌ای سود عملیاتی را در جهت دلخواه خود مدیریت می‌نمایند. مدیران با آگاهی از این مهم، معمولاً به دنبال ارایه اطلاعاتی هستند که وضعیت مطلوب و مساعدی از عملکرد مالی واحد تجاری به نمایش بگذارند. به همین دلیل در تلاش‌اند با درگیر شدن در مدیریت سود برای بالابردن ارزش بازار شرکت، پاداش دریافت کنند [۲۰]. در کل، فرض اساسی این است که ارزش‌گذاری بیش از حد سهام به مدیریت سود منجر می‌شود، ولی با این وجود، انتخاب هر یک از معیارهای مدیریت سود به مدت زمان افزایش در ارزش‌گذاری بیش از حد اثر می‌گذارد [۹].

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر ارزش‌گذاری بیش از حد سهام بر مدیریت سود واقعی است. در ادامه مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌ها و روش پژوهش مطرح شده است. پس از آن، یافته‌های پژوهش بیان شده و در پایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادها پژوهش ارایه شده است.

## مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بر اساس مبانی نظری آنچه که تعیین کننده قیمت و ارزش ذاتی سهام یک شرکت در بازار است، مجموع عرضه و تقاضای ایجاد شده توسط سرمایه‌گذاران و به تبع آن، درک آنان از بازده سرمایه‌گذاری بر اساس اطلاعات کسب شده است. اما در عمل، گاهی قیمت سهام در بازار انعکاس دقیقی از اطلاعات موجود نیست و بازار در مواجهه با اطلاعات منطقی عمل نمی‌کند که

1. Overvaluation  
2. Jensen  
3. Chi & Gupta

به تبع آن، ارزش ذاتی با قیمت بازار سهام متفاوت خواهد شد [۳]. علاوه بر این، اندازه‌گیری ارزش ذاتی، مشکل بوده و هزینه‌های معاملات، گزاف و با اهمیت است. بنابراین، فرآیند تعدیل قیمت به سمت ارزش ذاتی مستلزم مرور زمان است. بدین لحاظ، قیمت‌ها همواره به طور کامل منعکس‌کننده ارزش ذاتی نیستند. یا به عبارتی، ارزش ذاتی با قیمت بازار سهام متفاوت خواهد بود [۲۱]. برخی پژوهشگران عدم تطابق ارزش ذاتی با قیمت بازار را ناشی از ارزش‌گذاری نادرست در قیمت سهام مطرح می‌کنند. در صورتی که قیمت بازار برای اوراق بهادار خاص، بسیار بالاتر یا پایین‌تر از ارزش ذاتی باشد، حاکی از آن است که ارزیابی آن اوراق بهادار توسط بازار به طور صحیح انجام نشده است [۱۶]. سهامی دارای ارزش‌گذاری بیش از حد (کمتر از حد) است که قیمت بازار آن‌ها بالاتر (پایین‌تر) از ارزش ذاتی آن‌ها باشد [۹].

این ارزش‌گذاری بیش از حد سهام می‌تواند در یک بازار با کارایی نیمه قوی رخ دهد؛ وقتی که اطلاعات در دسترس برای مدیران وجود دارد. حال آن که مدیران برای طولانی نمودن ارزش‌گذاری بیش از حد، اقداماتی نظیر تحصیل، توسعه یا حتی مدیریت سود را انجام می‌دهند [۲۱، ۲۶]. در این موقعیت، باور مدیران این است که ارزش‌گذاری بیش از حد تنها به خاطر توانایی مافوق آنها در رابطه با تحصیل فرصت‌های سرمایه‌گذاری و اجرای سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت (NPV) مثبت است. اما ارزش‌گذاری بیش از حدی که در رابطه با مدیریت سود رخ دهد، می‌تواند ناشی از تضاد نمایندگی باشد [۱۱]. این موضوع در نظریه جنسن با عنوان «هزینه نمایندگی ارزش‌گذاری بیش از حد» مطرح گردیده است. در بحث جنسن، مدیر یک شرکت برای

ارزش‌گذاری بیش از حد، تلاش می‌نماید که قیمت سهام شرکت را برای به تأخیر انداختن پاداش منفی و طولانی نمودن دوره مدیریت خود افزایش دهد. حال آن که ارزش شرکت به دلیل کاهش جریان‌های نقدی دوره آتی از بین می‌رود [۲۰]. به عبارت دیگر، هنگامی که سود واقعی شرکت از سود پیش‌بینی شده دوره قبل کمتر باشد، مدیران شرکت با ترس از دست دادن شهرت و همچنین اقدامات قانونی و هزینه سهامداران از عامل «مدیریت سود» برای بالا بردن سود گزارش شده و افزایش قیمت سهام استفاده می‌کنند [۲۹]. از آنجایی که سود و رشد آن از جمله نکات کلیدی در تعیین ارزش شرکت است، مدیران با استفاده از مدیریت سود به صورت ساختگی، سود و رشد سود مورد انتظار را افزایش می‌دهند [۱۳]. آنها از قضاوت شخصی خود در گزارشگری مالی استفاده و ساختار معاملات را برای تغییر در گزارشگری مالی دستکاری می‌کنند [۱۹]. مدیران برای دستیابی به اهداف مربوط به مدیریت سود دو راه کلی پیش رو دارند؛ یا اقلام تعهدی اختیاری را دستکاری می‌کنند و یا اینکه در تصمیم‌های عملیاتی واحد تجاری تغییراتی ایجاد می‌کنند. به عبارت دیگر، مدیران شرکت‌ها می‌توانند از طریق دستکاری اقلام تعهدی و همچنین دستکاری فعالیت‌های واقعی (مدیریت سود واقعی)، سود را مدیریت کنند [۲۶ و ۱۹]. در مدیریت سود واقعی، مدیریت با اتخاذ برخی تصمیم‌های عملیاتی و به عبارت دیگر دستکاری فعالیت‌های واقعی به مدیریت واقعی سود روی آورده و به سود مورد نظر خویش دست می‌یابد. پژوهش‌هایی نظیر هیلی و والن<sup>۱</sup> [۱۹]، فاندبرگ و تیروول<sup>۲</sup> [۱۵]، دیچو و اسکینر<sup>۳</sup> [۱۴] و

1. Healy & Wahlen  
2. Fudenberg & Tirole  
3. Dechow & Skinner

هزینه‌های اختیاری، هزینه‌های گزارش شده را کاهش و سود را افزایش دهند. این روش زمانی محتمل‌تر است که چنین هزینه‌هایی فوراً ایجاد درآمد نکند. اگر مدیران هزینه‌های اختیاری را برای برآورده کردن اهداف سود، کاهش دهند باید به طور غیر معمول هزینه‌های اختیاری پائینی گزارش کنند. هزینه‌های اختیاری اغلب شامل مخارج سرمایه‌ای نیز هستند. اگر چنین مخارجی نقدی باشند، کاهش این هزینه‌ها وجه نقد کمتری از شرکت خارج می‌کند که این امر تأثیر مثبت بر جریان‌های نقد عملیاتی دارد [۲۳].

از طرفی، مدیران شرکت‌ها ممکن است از انتشار بیش از حد اطلاعات ترس داشته باشند؛ چرا که ممکن است رقبای آنها از آن اطلاعات بهره برداری کنند. این موارد از جمله اقداماتی است که ممکن است مدیران برای نشان دادن وضعیتی مطلوب از شرکت انجام دهند [۵]. این اقدامات باعث می‌شود در بلندمدت ارزش ذاتی سهام سهامداران تخریب شده و ثروت آن‌ها را کاهش دهد. بنابراین، مدیران را از نقش مسئولیت‌پذیری اجتماعی و تلاش در جهت حداکثرسازی ثروت سهامداران منصرف می‌کند و برای حفظ ارزش گذاری بیش از حد، اقدام مدیریت سود را به دنبال دارد [۱۸]. مدیران از فرصت‌های مدیریت سود آگاه هستند و از اطلاعات ضعیف در رابطه با بنیادهای شرکت برای ارزش گذاری بیش از حد سهام استفاده می‌کنند [۱۰].

مدیران شرکت‌هایی که سهام آنها بیش از حد ارزش گذاری شده یا به عبارتی سهام آنها دارای قیمتی بیش از ارزش واقعی است، نه تنها در برابر اصلاح قیمت‌ها در بازار مقاومت می‌کنند، بلکه سعی دارند از طریق مدیریت سود و افزایش سود گزارش شده، ارزش گذاری بیش از حد سهام را حفظ کنند. از طرفی

رویچودری<sup>۱</sup> [۲۳] به روش‌هایی نظیر تسریع (شتاب) فروش از طریق اعطای تخفیف‌ها، تغییر جدول ارسال کالا، کاهش هزینه‌های اختیاری نظیر مخارج پژوهش و توسعه و تولید بیش از اندازه به عنوان روش‌های مدیریت سود واقعی اشاره می‌کنند. برای مثال، تولید بیش از اندازه یکی از روش‌های مدیریت سود واقعی است. با تولید بیش از اندازه می‌توان هزینه سربرابر ثابت را بر تعداد واحد بیشتری سرشکن کرد. در نتیجه با کاهش هزینه ثابت هر واحد، هزینه تولید هر واحد کاهش و حاشیه سود هر واحد افزایش می‌یابد. از آنجایی که تولیدات فروش نرفته به موجودی کالا افزوده می‌شود، تولید بیش از اندازه به طور موثری، هزینه سربرابر بیشتری به موجودی کالا و هزینه سربرابر کمتری به بهای تمام شده کالای فروش رفته دوره جاری تخصیص می‌دهد و شرکت حاشیه سود بهتری را گزارش می‌کند. با وجود این، شرکت هزینه‌های تولید و نگهداری اقلام بیش از حد تولید شده را متحمل می‌شود که این هزینه‌ها از طریق فروش دوره جاری قابل بازیافت نیست. در نتیجه جریان‌های نقد عملیاتی کمتر از سطح عادی (جریان‌های نقد عملیاتی غیرعادی) می‌شود. از طرفی سود افزایش یافته در دوره جاری بعید است که پایدار باقی بماند. بنابراین، اگر تقاضا برای محصولات شرکت نسبتاً ثابت باشد، جریان‌های نقدی دوره آتی احتمالاً کاهش می‌یابد [۲۳].

کاهش هزینه‌های اختیاری یکی دیگر از روش‌های مدیریت سود واقعی است. هزینه‌های اختیاری نظیر مخارج پژوهش و توسعه، تبلیغات و تعمیر و نگهداری معمولاً در دوره‌ای گزارش می‌شوند که تحمل شده‌اند. از این رو، مدیران شرکت‌ها می‌توانند از طریق کاهش

ارزش گذاری بیش از حد سهام بر مدیریت سود واقعی  
تأثیر دارد؟

در این پژوهش از نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام برای معیار اندازه گیری ارزش گذاری بیش از حد سهام استفاده شده است. در پژوهش های داخلی پژوهشی که تأثیر ارزش گذاری بیش از حد سهام را بر مدیریت سود واقعی بررسی کند، یافت نشد. علیرغم این موضوع، پژوهش های صورت گرفته در رابطه با ارزش گذاری بیش از حد سهام به صورت محدود یافت می شد. لذا، در ادامه مرتبط ترین پژوهش های انجام شده در این زمینه بیان شده است.

سانگ<sup>۲</sup> و همکاران [۲۴] به بررسی بازده سهام شرکت هایی پرداختند که دارای عرضه اولیه عمومی هستند. آنها دریافتند بین ۴۴ تا ۵۳ درصد شرکت هایی که دارای عرضه اولیه بودند، سهام آنها بیش از حد ارزش گذاری شده است و ارزش گذاری بیش از حد تأثیر منفی و معناداری بر عملکرد سهام در بلند مدت دارد. یانگ و آناند<sup>۳</sup> [۲۸] به بررسی رابطه بین اندازه شرکت و قیمت گذاری بیش از حد پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که ارزش گذاری بیش از حد سهام شرکت های کوچک، نسبت به سهام شرکت های بزرگ کمتر است. وانگ و دیو<sup>۴</sup> [۲۷] به بررسی ارتباط بین ارزش گذاری بیش از حد و ورشکستگی مالی پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) در شرکت هایی با ارزش گذاری بیش از حد، بالاتر از شرکت هایی با بازده حقوق صاحبان سهام مدیریت نشده است. اما این اختلاف در شرکت هایی با ارزش گذاری کمتر از حد مشاهده نشد. همچنین شرکت هایی با ارزش گذاری بیش از حد،

ثروت مدیران از طریق گزینه هایی مانند پاداش و مزایا یا اختیار خرید سهام به عملکرد شرکت وابسته است. لذا ارزش گذاری بیش از حد سهام، ثروت آنها را افزایش خواهد داد [۹]. به همین دلیل، شرکت هایی با بیشترین ارزش گذاری بیش از حد سهام، بیشترین انگیزش را برای استمرار وضعیت فعلی خود دارند. به علاوه، بیشتر مشتاق بر این هستند که با مدیریت سود حتی پر هزینه درگیر شوند. این امر باعث می گردد که اعتبار شرکت کاهش و به زیان در ارزش سهامداران در دوره آتی منجر می شود [۱۸، ۲۰].

نتایج پژوهش گراهام<sup>۱</sup> و همکاران [۱۷] بیانگر تمایل زیاد مدیران به مدیریت سود از طریق فعالیت های واقعی نسبت به دستکاری ارقام تعهدی است. زیرا اولاً، مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی بیشتر مورد توجه حسابرسان و قانون گذاران قرار دارد، ولی مدیریت سود واقعی اغلب شبیه تصمیم های عادی واحد تجاری است و تشخیص آن مشکل تر است. دوماً، دستکاری ارقام تعهدی در بردارنده ریسک است. زیرا ممکن است مقدار سودی که برای دستکاری مورد نیاز است فراتر از ارقام تعهدی اختیاری موجود باشد. در نتیجه، اگر از ارقام تعهدی اختیاری در پایان سال استفاده شود، ممکن است اهداف مرتبط با سود بر آورده نشود. این ملاحظات، مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی را با محدودیت مواجه می سازد. در عوض، دستکاری فعالیت های واقعی کم تر در معرض این محدودیت ها قرار می گیرد. بنابراین در پژوهش حاضر مدیریت سود واقعی مورد توجه قرار گرفته و با توجه به اینکه ارزش گذاری بیش از حد، می تواند زمینه ای برای مدیریت سود باشد؛ این پژوهش در صدد بررسی این موضوع است که در بورس اوراق بهادار تهران،

2. Song  
3. Yang & Anand  
4. Wang & Du

1. Graham

ارتباط است که به نابودی بخشی از شرکت یا هسته اصلی شرکت منجر می‌شود. همچنین، پتانسیل برای ناسازگاری بین مدیران و مالکان افزایش می‌یابد.

پاکیزه و بشیری جویباری [۷] به بررسی ارزشیابی نادرست بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری پرداختند. آنها تفاوت قیمت سهام با ارزش ذاتی را به عنوان ارزشیابی نادرست در نظر گرفتند. نتایج بررسی آنها نشان داد که عامل غیر بنیادی قیمت سهام تأثیری مثبت بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد. ثقفی [۳] به بررسی نقش گزارشگری مالی در همگرایی قیمت و ارزش ذاتی سهام با تأکید بر قاعده سرمایه‌گذاری مبتنی بر نسبت ارزش ذاتی به قیمت سهام پرداخت. نتایج بررسی نشان داد که یک همبستگی بین نسبت ارزش ذاتی بر قیمت سهام و بازده آتی سهام (اعم از عادی و غیر عادی) وجود دارد و با توجه به تمرکز بازدهی سهام، در طبقه سهام همگرا از نظر قیمت، عامل اصلی کسب بازدهی غیر عادی مذکور، همگرایی قیمت و ارزش ذاتی سهام تعیین گردید. مرادی و محمودی [۸] به بررسی واگرایی قیمت، ارزش ذاتی سهام و بازده مورد انتظار پرداختند. آنها تفاوت بین قیمت و ارزش ذاتی سهام را تفاضل قیمت در نظر گرفتند. نتایج بررسی آنها نشان داد نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با تفاضل قیمت رابطه معنادار دارد و تفاضل قیمت رابطه معناداری با بازده مورد انتظار دارد. مرادزاده فرد و عدیلی [۷] به بررسی رابطه بین دستکاری فعالیت‌های واقعی و هزینه حقوق صاحبان سهام پرداختند. نتایج بررسی در بازه زمانی ۱۳۸۷ الی ۱۳۸۳ نشان داد که بین معیارهای مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی (جریان نقدی غیرعادی، تولید غیرعادی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی) و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه مستقیم وجود دارد. بهارمقدم و حسنی فر [۱] به بررسی رابطه

ریسک سقوط مالی بالاتری دارند. بادر تسچر<sup>۱</sup> [۹] به بررسی تأثیر ارزش‌گذاری بیش از حد سهام و انتخاب مکانیزم‌های متعدد مدیریت سود پرداخت. وی از سه معیار جریان‌های نقد عملیاتی غیر عادی، هزینه غیر عادی تولید و هزینه اختیاری غیر عادی برای اندازه‌گیری مدیریت سود واقعی استفاده کرد و با استفاده از مدل سود باقیمانده به اندازه‌گیری ارزش ذاتی شرکت‌ها پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد که ارزش‌گذاری بیش از حد (نسبت قیمت سهام به ارزش ذاتی) شرکت‌ها بر هر یک از معیارهای مدیریت سود تأثیر دارد. چای و گاپتا [۱۱] به این نتیجه رسیدند که ارزش‌گذاری بیش از حد با افزایش مدیریت سود در ارتباط است و شرکت‌هایی با ارزش‌گذاری بیش از حد و اقلام تعهدی اختیاری بالا، عملکرد پایین‌تری نسبت به شرکت‌هایی با اقلام تعهدی اختیاری پایین خواهند داشت. همچنین، ارزش‌گذاری بیش از حد با مدیریت سود رابطه مستقیم و با بازده غیر عادی آتی و عملکرد عملیاتی رابطه معکوس دارد. کوهن<sup>۲</sup> و همکاران [۱۲] به بررسی میزان مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و فعالیت‌های واقعی، قبل و بعد از قانون ساربنیز اکسلی (۲۰۰۲) پرداختند. آن‌ها دریافته‌اند که از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۳ مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی افزایش داشته، ولی بعد از تصویب قانون مذکور روند کاهش داشته است. در مقابل مدیریت سود از طریق فعالیت‌های واقعی، بعد از تصویب قانون افزایش چشمگیری داشته است. جنسن<sup>۳</sup> [۲۰] به بررسی ارتباط بین هزینه نمایندگی و ارزش‌گذاری بیش از حد سهام پرداخت. نتایج بررسی نشان داد که ارزش‌گذاری بیش از حد با فشارهای سازمانی از قبیل مدیریت سود در

1. Badertscher  
2. Cohen  
3. Jensen

- ۱- ارزش‌گذاری بیش از حد سهام بر جریان‌های نقدی عملیاتی غیر عادی تأثیر دارد.
- ۲- ارزش‌گذاری بیش از حد سهام بر هزینه تولید غیر عادی تأثیر دارد.
- ۳- ارزش‌گذاری بیش از حد سهام بر هزینه‌های اختیاری غیر عادی تأثیر دارد.

### روش پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت جزو پژوهش‌های همبستگی است که نتایج آن می‌تواند برای طیف گسترده‌ای از سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مفید باشد. در پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه‌ها از مدل رگرسیونی چند متغیره استفاده شده است. در این پژوهش، نمونه انتخابی شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۱ است که از ویژگی‌های زیر برخوردارند:

سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد. طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند. شرکت‌ها از نوع تولیدی باشند.<sup>۱</sup> اطلاعات صورت‌های مالی آنها از سال ۱۳۸۳ به بعد به طور کامل در دسترس باشد. شرکت‌ها نباید عضو صنایع واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها باشند. علت وجود این شرط ماهیت متفاوت عملیات و فعالیت‌های شرکت‌های مذکور است. سهام شرکت‌ها از سال ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۱ در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده و وقفه معاملاتی نداشته باشند.

با محدودیت‌های در نظر گرفته شده، تعداد شرکت‌های حایز شرایط به ۸۰ شرکت رسید. برای محاسبه متغیرهای پژوهش، داده‌های مورد نیاز از بانک

بین رویدادهای مالی واقعی و مدیریت سود پرداختند. آنها دریافتند که رابطه معناداری بین وجوه نقد عملیاتی و تغییرات در موجودی کالا از یک طرف و مدیریت سود از طرف دیگر وجود دارد.

با توجه به مبانی نظری فوق، شرکت‌هایی که ارزش‌گذاری بیش از حد سهام دارند، تمایل به حفظ موقعیت خود از طریق مدیریت سود واقعی دارند. با توجه به اینکه در مطالعات داخلی، پژوهشی در زمینه بررسی تأثیر ارزش‌گذاری بیش از حد قیمت سهام بر مدیریت سود واقعی در بورس اوراق بهادار تهران انجام نشده است، انجام پژوهش حاضر می‌تواند به غنی‌تر شدن ادبیات موجود در پژوهش‌های داخلی کمک کند.

### فرضیه‌های پژوهش

ارزش‌گذاری بیش از حد سهام در شرکت‌هایی وجود دارد که قیمت سهام آنها بیشتر از ارزش ذاتی آن باشد [۲۰]. همان‌طور که در مبانی نظری بیان شد، ارزش‌گذاری بیش از حد سهام می‌تواند ثروت مدیران را افزایش دهد و لذا مدیران برای طولانی نمودن ارزش‌گذاری بیش از حد به دستکاری فعالیت‌های واقعی و در نتیجه مدیریت سود واقعی روی می‌آورند [۹].

با توجه به بررسی ادبیات موضوع، در این پژوهش با توجه به پژوهش‌های بادر تسچر [۹]، رویچوردی [۲۳]، کوهن و زاروین [۱۱] سه معیار برای مدیریت سود واقعی در نظر گرفته شده است. این معیارها شامل جریان‌های نقدی عملیاتی غیر عادی، هزینه غیر عادی تولید و هزینه اختیاری غیر عادی است. با توجه به معیارهای اندازه‌گیری مدیریت سود واقعی، فرضیه‌های پژوهش بدین شرح است:

۱. زیرا یکی از معیارهای مدیریت سود واقعی، هزینه تولید غیر عادی است.

صاحبان سهام (ROE) نیز به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است.

برای آزمون فرضیه‌ها از داده‌های ترکیبی استفاده شده است. برای تعیین روش تخمین مدل‌ها (روش تلفیقی یا تابلویی) از آزمون F لیمبر و در صورت انتخاب روش تابلویی، از آزمون هاسمن برای انتخاب یکی از روش‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شده است. تجزیه و تحلیل نتایج از طریق آزمون‌های  $t$ ،  $F$  و در سطح اطمینان ۹۵٪ انجام شده است. آزمون فرضیه‌های پژوهش بر اساس سه مدل رگرسیونی به شرح مدل‌های (۱) الی (۳) انجام شده است.

مدل (۱)

$$\text{AbnCFO}_{i,t} = \alpha_0 + \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_1 \text{DUM} * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_2 \text{MB}_{i,t} + \alpha_3 \text{ROE}_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۲)

$$\text{AbnDISEXP}_{i,t} = \alpha_0 + \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_1 \text{DUM} * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_2 \text{MB}_{i,t} + \alpha_3 \text{ROE}_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۳)

$$\text{AbnPROD}_{i,t} = \alpha_0 + \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_1 \text{DUM} * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_2 \text{MB}_{i,t} + \alpha_3 \text{ROE}_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

در مدل (۳)  $\text{AbnCFO}_{i,t}$  جریان‌های نقد عملیاتی

غیر عادی شرکت  $i$  در پایان سال  $t$ ،  $\text{AbnDISEXP}_{i,t}$

هزینه‌های اختیاری غیر عادی شرکت  $i$  در پایان سال  $t$ ،

$\text{ABNPROD}_{i,t}$  هزینه تولید غیر عادی شرکت  $i$  در

پایان سال  $t$  و  $\frac{P_{i,t}}{V_{i,t}}$  نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام

شرکت  $i$  در پایان سال  $t$  است.  $\text{DUM}$  متغیر مجازی

است. بدین صورت که برای شرکتی که  $P/V$  بیشتر از

یک دارد، عدد یک و برای شرکتی که  $P/V$  کمتر از

یک دارد عدد صفر در نظر گرفته شده است.  $\text{MB}_{i,t}$

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام شرکت  $i$  در

اطلاعاتی «تدبیرپرداز» استخراج شده است. در صورت ناقص بودن داده‌های موجود در این بانک‌های اطلاعاتی، به سایت اینترنتی «مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار» مراجعه گردید. برای انجام محاسبات و آماده نمودن داده‌ها و همچنین تجزیه و تحلیل آن‌ها، از نرم افزارهای Excel و Eviews نسخه ۷ استفاده شده است.

### مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش متغیر وابسته مدیریت سود واقعی است که بر اساس پژوهش رویچوردی [۲۳]، کوهن و زاروین [۱۱] و بادر تسچر [۹] سه معیار برای آن در نظر گرفته شده که شامل جریان‌های نقد عملیاتی غیر عادی ( $\text{AbnCFO}$ )، هزینه تولید غیر عادی ( $\text{AbnPROD}$ ) و هزینه‌های اختیاری غیر عادی ( $\text{AbnDISEXP}$ ) است.

متغیر مستقل، ارزش گذاری بیش از حد سهام است که برای اندازه‌گیری آن با توجه به پژوهش‌های بادر تسچر [۹] و جنسن [۲۰] از نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام ( $P/V$ ) استفاده شده است. جنسن [۲۰] بیان می‌کند که ارزش گذاری بیش از حد سهام زمانی وجود دارد که قیمت سهام یک شرکت بیشتر از ارزش ذاتی آن باشد. بنابراین، در پژوهش حاضر از معیار ( $P/V$ ) برای اندازه‌گیری ارزش گذاری بیش از حد سهام استفاده شده است.

همچنین متغیرهای کنترلی شامل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام ( $M/B$ )، بازده حقوق صاحبان سهام ( $\text{ROE}$ ) است. بادر تسچر [۷] معتقد است شرکت‌هایی که ارزش بازار به ارزش دفتری سهام ( $M/B$ ) بالاتری دارند، احتمالاً بیشتر درگیر مدیریت سود واقعی هستند. از طرفی مدیریت سود با عملکرد شرکت مرتبط است، لذا از بازده حقوق



بعد از برآورد مدل فوق، پارامترهای  $\alpha_0$ ،  $\alpha_1$  و  $\alpha_2$  به دست آمده از این پارامترها برای محاسبه جریان های نقد عملیاتی مورد انتظار هر شرکت به تفکیک، به شرح مدل شماره (۵) استفاده گردید:

مدل (۵)

$$\frac{NCFO_{it}}{TA_{it-1}} = \hat{\alpha}_0 \frac{1}{TA_{it-1}} + \hat{\alpha}_1 \frac{Sales_{it}}{TA_{it-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{\Delta Sales_{it}}{TA_{it-1}}$$

در نهایت، تفاوت بین جریان های نقدی عملیاتی واقعی و سطوح برآوردی محاسبه شده در مدل (۵) به عنوان جریان های نقد عملیاتی غیر عادی، به شرح مدل (۶) در نظر گرفته شده است.

مدل (۶)

$$AbnCFO_{i,t} = CFO_{i,t} - NCFO_{i,t}$$

در مدل (۶)  $CFO_{i,t}$  جریان های نقد عملیاتی واقعی شرکت  $i$  در پایان سال  $t$ ،  $NCFO_{i,t}$  جریان های نقد عملیاتی نرمال یا مورد انتظار شرکت  $i$  در پایان سال  $t$  و  $AbnCFO_{i,t}$  جریان های نقد عملیاتی غیر عادی شرکت  $i$  در پایان سال  $t$  است.

فعالیت های متفاوت مدیریت سود واقعی می تواند نتایج معکوس و متفاوتی بر جریان های نقد دوره جاری داشته باشد. برای مثال، اگرچه کاهش هزینه های اختیاری و تولید بیش از حد در دوره جاری، از جمله فعالیت های مدیریت واقعی سود در راستای افزایش سود جاری است، ولی کاهش هزینه های اختیاری (در صورت پرداخت نقدی این هزینه ها) می تواند جریان های نقد دوره جاری را افزایش دهد. در حالی که تولید بیش از اندازه در سطح فروش ثابت و معین، جریان های نقد دوره جاری را کاهش می دهد [۲۳].

پایان سال  $t$  است.  $ROE_{i,t}$  بازده حقوق صاحبان سهام که عبارت است از نسبت سود خالص به متوسط حقوق صاحبان سهام شرکت  $i$  در پایان سال  $t$  و  $\varepsilon_{it}$  باقیمانده مدل است.

علاوه بر اینکه متغیر نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام (P/V) در مدل های فوق لحاظ شده است، برای بررسی فرضیه های پژوهش شرکت هایی در نظر گرفته شده اند که دارای P/V بیشتر از یک هستند که نشان دهنده ارزش گذاری بیش از حد سهام است. برای در نظر گرفتن این شرکت ها از متغیر مجازی (DUM) استفاده شده است. برای آزمون فرضیه های پژوهش ضریب متغیر  $\frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} * DUM$ ؛ یعنی  $\alpha_1$ ، مبنای تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در ادامه نحوه محاسبه متغیر وابسته پژوهش که شامل معیارهای مدیریت سود واقعی است، به شرح زیر بیان شده است. این معیارها بر اساس پژوهش های رویچوردی [۲۳]، کوهن و زاروین [۱۲] و بادرتسچر [۹] در نظر گرفته شده اند.

ابتدا جریان های نقد عملیاتی عادی با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی و به صورت مقطعی برای تمام شرکت ها به شرح مدل (۴) برآورد گردیده است.

مدل (۴)

$$\frac{CFO_{it}}{TA_{it-1}} = \alpha_0 \frac{1}{TA_{it-1}} + \alpha_1 \frac{Sales_{it}}{TA_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Sales_{it}}{TA_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

در مدل (۴)  $CFO_{it}$  جریان نقد عملیاتی شرکت  $i$  در پایان سال  $t$ ،  $TA_{it-1}$  جمع کل دارایی های شرکت  $i$  در پایان سال  $t-1$ ،  $Sales_{it}$  فروش شرکت  $i$  در طی سال  $t$  و  $\Delta Sales_{it}$  تغییرات فروش شرکت  $i$  در پایان سال  $t$  است که تغییرات فروش برابر است با فروش در سال  $t$  منهای فروش در سال  $t-1$  و  $\varepsilon_{it}$  باقیمانده مدل است.

در مدل (۹)،  $DISEXP_{it}$  هزینه‌های اختیاری شرکت  $i$  در پایان سال  $t$  که برابر است با هزینه‌های اداری، عمومی و فروش و  $\lambda_{it}$  باقیمانده مدل است.

مدل (۱۰)

$$AbnDISEXP_{it} = DISEXP_{it} - NDISEXP_{it}$$

در مدل (۱۰)،  $AbnDISEXP_{it}$  هزینه‌های اختیاری غیر عادی شرکت  $i$  در پایان سال  $t$ ،  $DISEXP_{it}$  هزینه‌های اختیاری واقعی شرکت  $i$  در پایان سال  $t$  و  $NDISEXP_{it}$  هزینه‌های اختیاری نرمال یا مورد انتظار شرکت  $i$  در پایان سال مالی  $t$  است.

متغیر مستقل این پژوهش، ارزش گذاری بیش از حد سهام است که برای اندازه گیری آن از نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام ( $P/V$ ) استفاده شده است. جنسن [۲۰] بیان می‌کند که سهام شرکتی بیش از حد ارزش گذاری شده است که قیمت سهام شرکت مورد نظر، بالاتر از ارزش ذاتی شرکت باشد. به عبارت دیگر نسبت  $P/V$  بیشتر از یک باشد. برای محاسبه ارزش ذاتی شرکت‌های نمونه، مشابه با پژوهش فرانکل و لی<sup>۱</sup> [۱۶] و بادر تسچر [۹] ارزش ذاتی با استفاده از مدل (۱۱) محاسبه شده است.

مدل (۱۱)

$$V_t = B_t + \frac{ROE_t - r_e}{1 + r_e} * B_t + \frac{ROE_{t+1} - r_e}{(1 + r_e)^2} * B_{t+1} + \frac{(ROE_{t+2} - r_e)}{(1 + r_e)^2} * B_{t+2}$$

در مدل (۱۱)،  $V_t$  ارزش ذاتی سهام،  $B_t$  ارزش دفتری در پایان سال  $t$ ،  $ROE_t$  بازده حقوق صاحبان سهام در پایان سال  $t$  و  $r_e$  نرخ بازده مورد انتظار سهامداران عادی (نرخ تنزیل) که از طریق مدل CAPM به شرح مدل (۱۲) محاسبه گردید.

هزینه‌های تولید عادی با استفاده از مدل (۷) به شرح زیر برآورد گردید.

مدل (۷)

$$\frac{PROD_{it}}{TA_{it-1}} = \alpha_0 \frac{1}{TA_{it-1}} + \alpha_1 \frac{Sales_{it}}{TA_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Sales_{it}}{TA_{it-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta Sales_{it-1}}{TA_{it-1}} + \delta_{it}$$

در مدل (۷)  $PROD_{it}$  هزینه تولید شرکت  $i$  در پایان سال  $t$  است که برابر با بهای تمام شده کالای فروش رفته + تغییرات در موجودی کالا است.  $\Delta Sales_{it-1}$  تغییرات فروش شرکت  $i$  در پایان سال  $t-1$  که برابر با تفاوت فروش بین سال  $t-1$  و  $t-2$  است و  $\delta_{it}$  باقیمانده مدل است.

مشابه محاسبه جریان‌های نقدی غیر عملیاتی، تفاوت بین هزینه تولید واقعی و برآوردی به عنوان هزینه تولید غیر عادی به شرح مدل (۸) محاسبه گردید.

مدل (۸)

$$AbnPROD_{i,t} = PROD_{i,t} - NPROD_{i,t}$$

در مدل (۸)،  $AbnPROD_{i,t}$  هزینه تولید غیر عادی شرکت  $i$  در پایان سال  $t$ ،  $PROD_{i,t}$  هزینه تولید واقعی شرکت  $i$  در پایان سال  $t$ ،  $NPROD_{i,t}$  هزینه تولید نرمال یا مورد انتظار شرکت  $i$  در پایان سال مالی  $t$ .

برای برآورد هزینه‌های اختیاری غیر عادی، همانند دو معیار محاسبه شده فوق، ابتدا هزینه‌های اختیاری عادی به شرح مدل (۹) محاسبه و طبق مدل (۱۰) هزینه‌های اختیاری غیر عادی برای هر شرکت محاسبه گردید:

مدل (۹)

$$\frac{DISEXP_{it}}{TA_{it-1}} = \alpha_0 \frac{1}{TA_{it-1}} + \alpha_1 \frac{Sales_{it}}{TA_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Sales_{it}}{TA_{it-1}} + \lambda_{it}$$

مدل (۱۲)

## یافته های پژوهش

در این بخش به تجزیه و تحلیل آمار توصیفی متغیرهای پژوهش و نتایج بدست آمده از برآورد مدل های پژوهش پرداخته شده است. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

$$r_e = (r_m - r_f) * \beta_i + r_f$$

در مدل (۱۲)،  $r_f$  نرخ بازده بدون ریسک (در این پژوهش از نرخ اوراق مشارکت دولتی استفاده گردید)،  $\beta_i$  بتای شرکت در بازه زمانی  $t$  و  $r_m$  بازده بازار در بازه زمانی  $t$  است.

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
جریان های نقد عملیاتی غیرعادی	ABNCFO	-۱۳۲/۰۸	۵۷/۱۶	-۰/۱۰۴	۲/۹۶۶
هزینه اختیاری غیرعادی	ABNDISEXP	-۲۹۲/۲۴	۱۱۲/۰۰۳	۰/۳۵۷	۱۶/۷۶۵
هزینه تولید غیرعادی	ABNPROD	-۳۸/۲۳۱	۶/۸۴۳	-۰/۲۷۲	۲/۰۲۹
نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام	P/V	-۹۶/۴۶۸	۴۳۶/۷۶۴	۱۳/۲۱۵	۲۰۱/۹۲۶
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	M/B	۰/۲۳۸	۴۲/۰۵۱	۲/۹۴۱	۴/۰۵۶
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	-۰/۲۲۱	۱۵/۰۸۶	۰/۱۶۴	۰/۷۲۶

ارزش ذاتی برابر با ۲۰۱/۹۲۶ است که می تواند بیانگر این موضوع باشد که در بین شرکت های نمونه، شرکت هایی وجود دارند که قیمت به ارزش ذاتی سهام آنها بسیار بالا بوده و این احتمال وجود دارد که این قبیل شرکت ها با مدیریت واقعی سود درگیر باشند. برای بررسی دقیق تر این موضوع، از آمار استنباطی استفاده شده و در ادامه نتایج آزمون فرضیه های پژوهش ارائه شده است.

انجام آزمون فرضیه ها، مستلزم برقراری فرض های نرمال بودن جزو خطا، همسانی واریانس و عدم خود همبستگی است، زیرا در صورت عدم برقراری فروض کلاسیک فوق، نتایج بدست آمده قابلیت اتکا ندارند و این امر موجب استنتاج های غلط می شود. پس از اطمینان از برقراری فروض کلاسیک رگرسیون به آزمون فرضیه های پژوهش پرداخته شده است.

متغیر وابسته در پژوهش حاضر نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام (P/V) است. متغیر مستقل پژوهش مدیریت سود واقعی است که برای آن سه معیار جریان های نقد عملیاتی غیرعادی، هزینه اختیاری غیرعادی و هزینه تولید غیرعادی در نظر گرفته شده است. در جدول (۱) آماره های توصیفی متغیرها شامل حداقل مشاهده ها، حداکثر مشاهده ها، میانگین و انحراف معیار ارائه شده است. اصلی ترین شاخص مرکزی میانگین است که بیانگر نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده ها است. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر نسبت قیمت به ارزش ذاتی برابر با ۱۳/۲۱۵ است که نشان می دهد بیشتر داده ها حول این نقطه تمرکز یافته اند. انحراف معیار یکی از مهمترین پارامترهای پراکندگی و معیاری برای میزان پراکندگی مشاهده ها از میانگین است. مقدار این پارامتر برای متغیر نسبت قیمت به

لذا از روش داده‌های تلفیقی برای تخمین مدل رگرسیونی (۱) استفاده گردیده است. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۱) در جدول ۲ ارائه شده است.

براساس فرضیه اول ارزش گذاری بیش از حد سهام بر جریان‌های نقدی عملیاتی غیر عادی تأثیر دارد. برای برآورد مدل، برای انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی از آزمون F لیمر استفاده شده است. نتایج آزمون F لیمر نشان داد که احتمال آماره F لیمر ۰/۱۲۰۳ است و چون این مقدار بیشتر از ۰/۰۵ است،

جدول (۲) نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۱)

AbnCFO <sub>i,t</sub> = $\alpha_0 + \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_1 DUM * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_2 MB_{i,t} + \alpha_3 ROE_{i,t} + \varepsilon_{it}$				
احتمال آماره t	آماره t	ضریب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۰۰۰	-۶/۶۵۶۵	-۰/۰۹۱۸	$\alpha_0$	عرض از مبدأ
۰/۰۰۱۸	۳/۱۳۵۲	۰/۰۰۹۸	$\frac{P_{i,t}}{V_{i,t}}$	نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام
۰/۰۰۱۷	-۳/۱۴۱۲	-۰/۰۰۹۷	$DUM * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}}$	ارزش گذاری بیش از حد سهام
۰/۰۰۱۵	۳/۱۸۶۹	۰/۰۱۱۵	MB	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام
۰/۸۵۱۲	۰/۱۸۷۶	۰/۰۰۹۵	ROE	بازده حقوق صاحبان سهام
۶/۰۰۳	آماره F		۰/۰۴	ضریب تعیین تعدیل شده R <sup>2</sup>
۰/۰۰۰۱	معناداری آماره F		۱/۹۲	آماره دوربین - واتسون

پژوهش از داده‌های ترکیبی استفاده شده است، برای رفع ناهمسانی واریانس احتمالی، از ماتریس واریانس - کوواریانس اصلاح شده، استفاده گردیده که در صورت وجود ناهمسانی واریانس این مشکل برطرف خواهد شد [۳]. برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردید. با توجه به جدول ۲ سطح معناداری آماره F برابر با ۰/۰۰۰۱ بوده که کمتر از ۵ درصد بوده و لذا کل مدل برآورد شده معنادار است.

برای بررسی تأثیر ارزش گذاری بیش از حد بر جریان‌های نقد عملیاتی غیر عادی از ضریب متغیر  $DUM * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}}$  استفاده شده است. متغیر مجازی (DUM) برای شرکت‌هایی که نسبت P/V بزرگتر از یک دارند برابر یک است و برای سایر شرکت‌ها صفر است، لذا استفاده از متغیر مجازی (DUM) سبب می‌شود

برای بررسی عدم همبستگی در نتایج مدل رگرسیونی (۱) از آماره دوربین واتسون استفاده شده است. طبق جدول ۲ آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۹۲ بوده که این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بنابراین بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. برای تشخیص وجود هم خطی، واضح‌ترین علامت وجود هم خطی زمانی است که R<sup>2</sup> بسیار بالا باشد، ولی هیچ یک از ضرایب متغیرهای رگرسیون از لحاظ آماری براساس آزمون t معنادار نباشند [۵]. در این پژوهش با توجه به اینکه متغیرهای پژوهش از نظر آماری معنادار هستند، احتمال وجود هم خطی بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. مشکل ناهمسانی واریانس در داده‌های مقطعی مطرح است. در پژوهش حاضر از آنجایی که برای آزمون فرضیه‌های

شرکت هایی برای آزمون فرضیه در نظر گرفته شوند که ارزش گذاری بیش از حد دارند. با توجه به نتایج منعکس در جدول ۲ مشاهده می شود که احتمال آماره  $t$  برای ضریب متغیر ارزش گذاری بیش از حد برابر با ۰/۰۰۱۷ است که از ۵ درصد کمتر بوده که نشان می دهد ارزش گذاری بیش از حد بر جریان های نقد عملیاتی غیرعادی تأثیر معنادار دارد. در نتیجه فرضیه اول پژوهش رد نمی شود.

براساس فرضیه دوم انتظار می رود ارزش گذاری بیش از حد سهام بر هزینه تولید غیرعادی تأثیر گذار

است. برای آزمون این فرضیه از مدل رگرسیونی (۲) استفاده شده است. برای برآورد مدل، برای انتخاب بین روش داده های تابلویی و تلفیقی از آزمون  $F$  لیمر استفاده شده است. نتایج آزمون  $F$  لیمر نشان داد که احتمال آماره  $F$  لیمر ۰/۶۷۹۱ است و چون این مقدار بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا از روش داده های تلفیقی در برآورد مدل رگرسیونی (۲) استفاده گردیده است. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۲) در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول (۳) نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۲)

AbnPROD <sub>it</sub> = $\alpha_0 + \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_1 DUM * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_2 MB_{i,t} + \alpha_3 ROE_{i,t} + \varepsilon_{it}$				
نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره $t$	احتمال آماره $t$
عرض از مبدأ	$\alpha_0$	-۰/۰۰۷	-۰/۱۶۰۸	۰/۸۷۲۳
نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام	$\frac{P_{i,t}}{V_{i,t}}$	-۰/۰۰۱۷	-۲/۰۱۸۳	۰/۰۴۴۱
ارزش گذاری بیش از حد سهام	$DUM * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}}$	۰/۰۰۱۹	۲/۰۲۸۴	۰/۰۳۳۱
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	MB	۰/۰۰۳۶	۰/۶۷۳۳	۰/۵۰۱
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	-۱/۲۱۴۶	-۱۴/۲۰۵۹	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده $R^2$	۰/۳۱	آماره $F$		۵۶/۷۳۶
آماره دوربین - واتسون	۱/۹۸	معناداری آماره $F$		۰/۰۰۰۰

طبق جدول ۳ آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۹۸ بوده که این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بنابراین بین باقیمانده ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. در نتایج مدل رگرسیونی (۲)، با توجه به اینکه متغیرهای پژوهش از نظر آماری معنادار هستند، احتمال وجود هم خطی بین متغیرها وجود ندارد. برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون  $F$  استفاده شده است. با توجه به جدول ۳ سطح معناداری آماره  $F$  برابر با ۰/۰۰۰ بوده که کمتر از ۵ درصد بوده و لذا کل مدل برآورد شده معنادار است. همان طور که در جدول ۳

مشاهده می شود، احتمال آماره  $t$  برای متغیر ارزش گذاری بیش از حد برابر با ۰/۰۳۳۱ بوده که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنادار است که نشان می دهد ارزش گذاری بیش از حد بر هزینه تولید غیرعادی تأثیر معنادار دارد. بنابراین فرضیه دوم پژوهش رد نمی شود.

براساس فرضیه سوم ارزش گذاری بیش از حد سهام بر هزینه های اختیاری غیر عادی تأثیر دارد. برای آزمون این فرضیه از مدل رگرسیونی (۳) استفاده شده است. برای برآورد مدل، برای انتخاب بین روش داده های تابلویی و تلفیقی از آزمون  $F$  لیمر استفاده شده است.

نتایج آزمون F لیمر نشان داد که احتمال آماره F لیمر ۰/۵۰۱ است و چون این مقدار بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا از روش داده‌های تلفیقی در برآورد مدل رگرسیونی (۳) استفاده گردیده است. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۳) در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول (۴) نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۳)

AbnDISEXP <sub>i,t</sub> = $\alpha_0 + \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_1 DUM * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} + \alpha_2 MB_{i,t} + \alpha_3 ROE_{i,t} + \varepsilon_{it}$				
احتمال آماره t	آماره t	ضریب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۱۵۷۵	-۱/۴۱۵۶	-۰/۰۳	$\alpha_0$	عرض از مبدأ
۰/۰۲۵۶	-۲/۲۳۸۷	-۰/۰۳۱	$\frac{P_{i,t}}{V_{i,t}}$	نسبت قیمت به ارزش ذاتی سهام
۰/۰۲۵۲	۲/۲۴۵۲	۰/۰۳۲	$DUM * \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}}$	ارزش‌گذاری بیش از حد سهام
۰/۰۳۱	۲/۱۶۴	۰/۰۰۹	MB	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام
۰/۰۰۷۱	۲/۷۰۵۸	۰/۰۵	ROE	بازده حقوق صاحبان سهام
۶/۵۳۴۳	آماره F		۰/۰۴۴	ضریب تعیین تعدیل شده $R^2$
۰/۰۰۰۰	معناداری آماره F		۲/۱۲	آماره دوربین - واتسون

۰/۰۰۰ بوده که کمتر از ۰/۰۵٪ بوده و لذا کل مدل برآورد شده معنادار است.

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود احتمال آماره t برای متغیر ارزش‌گذاری بیش از حد برابر با ۰/۰۲۵۲ بوده که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنادار است، لذا فرضیه سوم پژوهش رد نمی‌شود. بنابراین، ارزش‌گذاری بیش از حد بر هزینه اختیاری غیرعادی شرکت‌ها تأثیر معنادار دارد. خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش به شرح جدول ۵ است.

طبق جدول ۴ آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۱۲ بوده که این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بنابراین بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. در نتایج مدل رگرسیونی (۳)، با توجه به اینکه متغیرهای پژوهش از نظر آماری معنی دار هستند احتمال وجود هم خطی بین متغیرها وجود ندارد. برای بررسی معنی داری کل مدل از آزمون F استفاده گردید. با توجه به جدول ۴ سطح معناداری آماره F برابر با

جدول (۵) خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتیجه	فرضیه‌های پژوهش
رد نمی‌شود	۱- ارزش‌گذاری بیش از حد بر جریان‌های نقدی عملیاتی غیر عادی تأثیر دارد.
رد نمی‌شود	۲- ارزش‌گذاری بیش از حد بر هزینه تولید غیر عادی تأثیر دارد.
رد نمی‌شود	۳- ارزش‌گذاری بیش از حد بر هزینه‌های اختیاری غیر عادی تأثیر دارد.

عملیاتی غیر عادی یک رابطه معکوس و معنادار وجود دارد. با توجه به اینکه تولید بیش از اندازه به عنوان یکی از راه‌های مدیریت سود واقعی، می‌تواند جریان‌های نقد

### بحث و بررسی نتایج آزمون فرضیه‌ها

نتایج بررسی آزمون فرضیه اول نشان داد که بین ارزش‌گذاری بیش از حد سهام و جریان‌های نقد

### نتیجه گیری و پیشنهادها

جنسن [۲۰] معتقد است از آنجایی که ثروت مدیران از طریق گزینه‌هایی مانند پاداش و مزایا یا اختیار خرید سهام به عملکرد شرکت وابسته است، ارزش گذاری بیش از حد سهام، ثروت آنها را افزایش خواهد داد. بنابراین شرکت‌هایی که قیمت سهام آنها بیشتر از ارزش ذاتی آن است یا به عبارتی دارای ارزش گذاری بیش از حد سهام هستند، تمایل دارند از طریق مدیریت سود این موقعیت را حفظ نمایند. در پژوهش حاضر به بررسی ارتباط بین ارزش گذاری بیش از حد سهام و مدیریت سود واقعی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. برای این بررسی از جریان‌های نقدی غیرعادی، هزینه تولید غیرعادی و هزینه اختیاری غیرعادی به عنوان معیارهای مدیریت سود واقعی استفاده گردید. در راستای هدف پژوهش سه فرضیه تدوین شد و ۸۰ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مطالعه شد. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که بین ارزش گذاری بیش از حد سهام و مدیریت سود واقعی رابطه معنادار وجود دارد. با توجه به این نتایج، در ادامه پیشنهادهای پژوهش بیان شده است.

با توجه به نتایج پژوهش به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که در ارزیابی عملکرد شرکت این موضوع را مد نظر داشته باشند که ممکن است قیمت سهام از ارزش ذاتی آن بیشتر بوده و همین موضوع می‌تواند عاملی برای دستکاری فعالیت‌های واقعی و مدیریت سود باشد. ذکر موارد زیر برای پژوهشگران آتی که تمایل دارند در این حوزه فعالیت نمایند، می‌تواند مفید واقع شود، در پژوهش حاضر از مدل EBO برای محاسبه ارزش ذاتی استفاده گردید. در پژوهش‌های آتی می‌توان از سایر مدل‌ها استفاده شود. در

عملیاتی را کاهش دهد، این امر می‌تواند به رابطه معکوس بین ارزش گذاری بیش از حد سهام و جریان‌های نقد عملیاتی غیر عادی منجر شود. نتایج آزمون فرضیه‌های دوم و سوم پژوهش نشان داد که بین ارزش گذاری بیش از حد سهام و هزینه تولید غیرعادی و هزینه اختیاری غیرعادی یک رابطه مستقیم و معنادار وجود دارد. با توجه به نتایج حاصله می‌توان گفت ارزش گذاری بیش از حد سهام بر مدیریت سود واقعی تأثیر معنادار دارد. این بدان معنی است که شرکت‌هایی که قیمت سهام آنها بیش از ارزش ذاتی سهام است برای استمرار قیمت بالای سهام و حفظ ارزش گذاری بیش از حد از مدیریت سود واقعی استفاده می‌کنند. با توجه به رابطه مستقیم ارزش گذاری بیش از حد سهام با هزینه تولید غیرعادی و هزینه اختیاری غیرعادی می‌توان گفت شرکت‌هایی که بیش از حد ارزش گذاری شده‌اند، تمایل دارند که از طریق دستکاری هزینه تولید و هزینه‌های اختیاری، سود را مدیریت کرده و ارزش گذاری بیش از حد را حفظ نمایند. از آنجایی که مدیریت سود واقعی از طریق دستکاری فعالیت‌های عملیاتی اغلب شبیه تصمیم‌های عادی واحد تجاری است و احتمال کشف آن کمتر است، مدیران در شرایطی که سهام شرکت بیش از اندازه ارزش گذاری شده باشد یا به عبارتی قیمت سهام از ارزش ذاتی آن بیشتر باشد، سعی می‌کنند از طریق دستکاری فعالیت‌های عملیاتی سود را دستکاری کرده و تصویر مطلوبی از عملکرد واحد تجاری ارائه داده و از این طریق ارزش گذاری بیش از حد را برای دوره‌های طولانی‌تری حفظ نمایند. قابل ذکر است که نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش بادر تسچر [۹] و چای و گاپتا [۱۱] همخوانی دارد.

[۴] شیرین بخش، شمس‌الله؛ حسن خوانساری، زهرا. (۱۳۸۴). کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی. انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.

[۵] قربانی، سعید؛ جوان، علی اکبر، ناظمی، مهدی. (۱۳۹۰). تأثیر مدیریت واقعی سود بر جریان‌های نقدی عملیاتی آتی. پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی، ۱: ۱۵۰-۱۳۴.

[۶] گجراتی، دامودار. (۱۳۸۶). مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه حمید ابریشمی. انتشارات دانشگاه تهران، چاپ چهارم.

[۷] مرادزاده فرد، مهدی؛ عدیلی، مجتبی. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین دستکاری فعالیت‌های واقعی و هزینه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه عملی - پژوهشی بورس اوراق بهادار، ۷: ۵۴-۳۵.

[۸] مرادی، جواد؛ محمودی، لیدا. (۱۳۹۰). واگرایی قیمت و ارزش ذاتی سهام و بازدهی مورد انتظار. فصلنامه مدیریت، ۲۱: ۱۳-۱.

[9] Badertscher, B.A. (2011). Overvaluation and the Choice of Alternative Earnings Management Mechanisms. *The Accounting Review*, 86, 5, 1491-1518.

[10] Barton, J., and G. Waymire. (2004). Investor Protection under Unregulated Financial Reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 38, 117-128.

[11] Chi, J., and M. Gupta. (2009). Overvaluation and Earnings Management. *Journal of Banking and Finance*, 33(9), 1652-1663.

[12] Cohen, D., A. Dey, and T. Lys. (2008). Real and Accrual Based Earnings Management in the Pre and Post Sarbanes Oxley Periods. *The Accounting Review*, 83, 757-787.

[13] Dechow, P., S. Richardson, and I. Tuna. (2000). Are Benchmark Beaters

پژوهش‌های آتی می‌توان رابطه ارزش‌گذاری بیش از حد با مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی نیز انجام داد و با مدیریت سود واقعی مقایسه نمود.

محدودیت‌های پژوهش حاضر عبارت‌اند از: داده‌های مورد استفاده از صورت‌های مالی در این پژوهش از بابت تورم تعدیل نشده است، در صورت تعدیل از این بابت ممکن است نتایج متفاوتی حاصل شود. در این پژوهش به دلیل این که یکی از معیارهای مدیریت سود واقعی، هزینه تولید غیرعادی بود از شرکت‌های تولیدی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده گردید. استفاده از سایر صنایع برای آزمون فرضیه‌های مرتبط با جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی و هزینه تولید غیرعادی ممکن است نتایج دیگری در پی داشته باشد. در این پژوهش برای محاسبه ارزش ذاتی از مدل EBO استفاده شد، در صورتی که از سایر مدل‌ها استفاده شود، ممکن است نتایج متفاوتی بدست آید.

## منابع

[۱] بهارمقدم، مهدی؛ حسنی فرد، حبیبه. (۱۳۸۹).

بررسی رابطه بین رویدادهای مالی واقعی و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری، ۶: ۲۴-۱.

[۲] پاکیزه، کامران؛ بشیری جویباری، مهدی.

(۱۳۹۲). تأثیر ارزشیابی نادرست بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۳، ۹۸-۸۱.

[۳] ثقفی، علی. (۱۳۹۰). نقش گزارشگری مالی در

همگرایی قیمت و ارزش ذاتی. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۳، ۴: ۲۵۳-۲۸۰.



- [21] Lee, C., Myers, J. and B, Swaminathan. (1999). What is the Intrinsic Value of Dow? *Journal of Finance*, 54, 1693-1741.
- [22] Roll, R. (1986). The Hubris Hypothesis of Corporate Takeovers. *Journal of Business*, 59, 197-216.
- [23] Roychowdhury, S. (2006). Earnings Management through Real Activities Manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42, 335-370.
- [24] Song, S. Tan, J. and Yi, Y. (2014). IPO Initial Returns in China: Underpricing or Overvaluation? *China Journal of Accounting Research*, 7, 1, 31-49.
- [25] Schipper, k (1989). Commentary on Earning Management, *Accounting Horizons*, 3, 91-102.
- [26] Tate, G., and U, Malmendier. (2005). CEO Overconfidence and Corporate Investment. *Journal of Finance*, 60, 2661-2700.
- [27] Wang, H., W, Du. (2012). Overvaluation, Financial Opacity and Crash Risk. Available at <http://ssrn.com>.
- [28] Yang, K. and Anand M. V. (2013). Are Small Firms Less Vulnerable to Overpriced Stock Offers? *Journal of Financial Economics*, 110, 1, 61-86.
- [29] Zhang, W. (2008). Real Activities Manipulation to Meet Analysts, Cash Flow Forecasts. University of Texas at Dallas.
- Doing Anything Wrong? *Working paper*, University of Michigan.
- [14] Dechow, P.M., Skinner, D.J. (2000). Earnings Management: Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners and Regulators. *Accounting Horizons*, 14, 235-250.
- [15] Fudenberg, D. and J. Tirole. (1995). A Theory of Income and Dividend Smoothing Based on Incumbency Rents. *Journal of Political Economy*, 103, 75-93.
- [16] Frankel, R. and Lee, C. M. (1998). Accounting Valuation, Market Expectation and Cross-Sectional Stock Return. *Journal of Accounting and Economics*, 25, 283-319.
- [17] Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40, 3, 3-73.
- [18] Graham, J., Harvey, C., S, Rajgopal. (2006). Value Destruction and Financial Reporting Decisions. *Journal of Financial Analysts*, 27-39.
- [19] Healy, P., and J. Wahlen. (1999). A Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting. *Accounting Horizons*, 17, 365-38.
- [20] Jensen, M. (2005). Agency Cost of Overvalued Equity. *Financial Management*, 34, 5-19.



## بررسی حافظه بلندمدت در نوسان‌های بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران

اکبر کمیجانی<sup>۱\*</sup>، اسماعیل نادری<sup>۲</sup>، نادیا گندلی علیخانی<sup>۳</sup>

۱- هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران

komijani@ut.ac.ir

۲- کارشناس ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران

naderi.Ec@ut.ac.ir

۳- کارشناس ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان، اهواز، ایران

n.Alikhani@khuzestan.srbiau.ac.ir

### چکیده

با توجه به رشد و اهمیت روزافزون بازارهای مالی، وجود هرگونه نوسانی در این بازارها، آثار شگرفی بر اقتصاد می‌گذارد. لذا، در عرصه پویای بازارهای مالی از جمله بازار بورس اوراق بهادار پیش‌بینی آینده به یکی از مهمترین مسایل در علوم مالی ارتقا یافته است. در این راستا این نوشتار با استفاده از داده‌های روزانه شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸/۱/۵ الی ۱۳۹۲/۷/۳۰ وجود حافظه بلندمدت در بازدهی و نیز نوسان‌های شاخص قیمت این بازار را بررسی نموده است. پس از تأیید وجود حافظه بلندمدت در سری بازدهی بورس، به کمک خانواده مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی (اعم از مدل‌های غیر فرکتالی و فرکتالی) به برازش بهترین تصریح برای تبیین رفتار نوسان‌های بازدهی بورس پرداخته شد. نتایج این پژوهش، مؤید وجود حافظه بلندمدت در هر دو معادله میانگین و واریانس سری مذکور بوده است. حال آنکه، در بین مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته، بر اساس معیارهای اطلاعات (آکائیک و شوارتز) مدل ARFIMA(1,2)-FIGARCH(BBM) به عنوان بهترین مدل برای مدل‌سازی نوسان‌های بازدهی بورس در دوره مورد بررسی، انتخاب شده است.

**واژه‌های کلیدی:** حافظه بلندمدت، نوسان‌ها، بورس اوراق بهادار تهران، مدل ARFIMA، مدل GARCH، مدل FIGARCH

## مقدمه

اصولاً بخش مالی هر اقتصاد، تامین کننده منابع مالی و فعالیت‌های حقیقی آن، محسوب می‌شود. در این راستا، ساختار مالی کشورها نیز تحت تأثیر بازارهای مالی قرار دارد [۱۸]. کارکرد این بازارها در کشورهای مختلف یکسان نیست، چرا که در کشورهای توسعه یافته، بازارهای سرمایه نقش محوری در تأمین مالی بخش واقعی اقتصاد بر عهده داشته، در حالی که در کشورهای در حال توسعه نقش بازار پول در این حوزه چشم گیرتر است [۲۶].

دستیابی به رشد مداوم اقتصادی نیازمند تجهیز و تخصیص بهینه منابع در سطح اقتصاد ملی است و این مهم بدون کمک بازارهای مالی به سهولت امکان پذیر نبوده و به طور کلی، رکود و رونق بازارهای مالی نه تنها اقتصاد ملی، بلکه اقتصاد جهانی را نیز می‌تواند تحت تأثیر قرار دهد [۲۲]. علاوه بر این، بر مبنای نظریه‌های مرتبط با شاخص‌های بازارهای مالی نظیر شاخص قیمت سهام باید منعکس کننده انتظارات تحلیل گران و سرمایه گذاران از عملکرد آتی شرکت‌ها باشد، این در حالی است که، سود شرکت‌ها سطح فعالیت‌های اقتصادی را منعکس می‌کند. لذا، در صورتی که شاخص قیمت سهام که همواره از شرایط سیاسی، اقتصادی، اجتماعی متأثر گشته و دچار تلاطم یا نوسان‌های متعددی می‌شود، به درستی اطلاعات مربوط به روند آتی متغیرهای اساسی را منعکس کند، آنگاه می‌توان از آن به عنوان یک متغیر پیشرو برای پیش‌بینی فعالیت‌های اقتصادی استفاده نمود [۱۰]. همچنین، پیش‌بینی تلاطم یا نوسان‌های یک دارایی مالی در مدیریت ریسک، ارزش گذاری سبد سرمایه، قیمت گذاری مشتقات و ... دارای کاربردهای فراوانی است، اما از دیدگاه معامله گران بازار مشتقات، درک

نوسان پذیری، پیش‌بینی دقیق آن و حفاظت از دارایی‌های سبد سرمایه گذاری در مقابل هزینه‌هایی که این متغیر به ارزش کل تحمیل می‌کند، از اهمیت دوچندانی برخوردار است [۳]. همچنین گفتنی است که، اساساً «قیمت یک دارایی تابعی از ریسک یا نوسان‌های شرطی آن دارایی است» [۳۴]. از این رو، با مدل‌سازی نوسان‌های قیمت یک دارایی سهام، اولاً کارگزاران می‌توانند نرخ مناسب کارمزد را تعیین نمایند، ثانیاً بخش مدیریت دارایی بنگاه‌ها نیز می‌تواند به پیشگیری ضرر و زیان ناشی از ایجاد نوسان‌های شدید در بازدهی دارایی‌ها پردازد و در نهایت، این عمل به سرمایه گذاران این امکان را می‌دهد تا با بررسی چگونگی اثرگذاری نوسان‌های دوره جاری بر نوسان‌های دوره‌های آتی، از ضرر و زیان احتمالی ناشی از نوسان‌های آتی اجتناب نمایند [۳۲].

در این راستا، بسیاری از پژوهش‌ها در سال‌های اخیر بر این مسأله متمرکز بوده که مدل‌های سنتی خطی و غیرخطی را برای دستیابی به برآوردها و پیش‌بینی‌های دقیق‌تر، به نحوی ارتقا دهند. به طور سنتی از مدل‌های خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی ( $ARCH^1$ ) به منظور مدل‌سازی نوسان‌های بازده استفاده می‌شده است، چرا که این مدل‌ها از پایه‌های علمی مالی و اقتصادی برخوردار است. این درحالی است که این مدل‌ها به ویژه در مطالعاتی که در ایران صورت گرفته است، در مواردی از کارایی کامل همراه نشده است [۱۱]. لذا، در سال‌های اخیر بکارگیری مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی مبتنی بر حافظه بلندمدت پاسخی مناسب، برای برطرف کردن محدودیت اشاره شده بوده که به همین دلیل کاربردهای فراوانی یافته است [۱۳، ۲۹، ۳۵].

## پیشینه تجربی پژوهش

پس از معرفی مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی توسط رابرت انگل<sup>۱</sup> (۱۹۸۲) و تعمیم آن توسط تیم بولرسلو<sup>۲</sup> مطالعات متعددی بر اساس این مدل‌ها و اقسام مختلف آن، صورت پذیرفت. از جمله مهمترین مطالعاتی که در سال‌های اخیر صورت پذیرفته می‌توان به مطالعات چکیلی<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۴)، بیلدریچی وارسین<sup>۴</sup> (۲۰۱۳)، هریس و نگویان<sup>۵</sup> (۲۰۱۳) و تان<sup>۶</sup> و همکاران (۲۰۱۲) اشاره نمود، که در بازارهای مختلف انرژی و مالی، به آزمون وجود ویژگی حافظه بلندمدت و نیز مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان‌های این بازارها به کمک انواع مختلف مدل‌های GARCH، پرداختند. همچنین، ژو و کانگ<sup>۷</sup> (۲۰۱۱) در مقاله خود به مقایسه مدل‌های مختلف در پیش‌بینی نوسان‌های شاخص REIT<sup>۸</sup> پرداختند که در بین همه مدل‌ها، مدل‌های مبتنی بر حافظه بلندمدت بهترین و مدل‌های حافظه بلندمدت مبتنی بر عدم تقارن ضعیف‌ترین عملکرد را در امر پیش‌بینی داشتند. ال‌گیدد<sup>۹</sup> (۲۰۱۱) به بررسی رفتار بازده در بازارهای سهام آفریقا با بکارگیری مدل‌های دارای ویژگی حافظه بلندمدت پرداخته است. همچنین، کیتی‌کاراساکون و تسه<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۱) با استفاده از مدل‌های ARFIMA<sup>۱۱</sup>-FIGARCH<sup>۱۲</sup> بازارهای سهام آسیا را که دارای توزیع پهن دنباله هستند تجزیه و

تحلیل قرار نمودند. کانگ<sup>۱۳</sup> و همکاران (۲۰۱۰)، ژو<sup>۱۴</sup> و همکاران (۲۰۱۱)، دئو<sup>۱۵</sup> و همکاران (۲۰۱۰)، کاسمن<sup>۱۶</sup> و همکاران (۲۰۰۹)، نیز در پژوهش‌های خود ابتدا معادله میانگینی با ساختار ARFIMA تخمین زده و پس از تأیید وجود اثرات حافظه بلندمدت در سری مورد بررسی، سعی در مدل‌سازی نوسان‌های آن به کمک معادلات واریانس شرطی مختلف نمودند. راعی و محمودی‌آذر (۱۳۹۳) تلاش کردند تا با استفاده از تکنیک هموارسازی موجک و مدل شبکه عصبی مصنوعی، مدلی ترکیبی ارائه نمایند که به کمک آن بتوانند به پیش‌بینی دقیق‌تر و با خطای کمتری از بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران دست یابند. مشکی و همکاران (۱۳۹۲) نیز به پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل ANFIS و بر پایه داده‌های ماهانه طی دوره زمانی آذرماه ۱۳۷۹ الی مهر ماه ۱۳۹۱ پرداختند. نتایج این مطالعه نیز مبین آن بوده است که پیش‌بینی‌های حاصل از مدل ANFIS از مدل شبکه عصبی پس‌انتشار خطا دقیق‌تر است.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱) نیز به بررسی وجود ویژگی حافظه بلندمدت و مدل‌سازی و پیش‌بینی قیمت نفت خام سنگین ایران پرداخته که بر اساس نتایج حاصله، وجود ویژگی مذکور در بازار نفت ایران نیز به اثبات رسیده است. کشاورز حداد و صمدی (۱۳۸۸) برای محاسبه ارزش در معرض خطر در بازار سهام تهران، از مدل‌های خانواده FIGARCH استفاده نموده است. ایشان ضمن تأیید وجود اثرات حافظه بلندمدت در سری بازده بورس، اذعان داشته‌اند که مدل FIGARCH، دارای بهترین عملکرد در بین مدل‌های

1. Engel
2. Borlerslev
3. Chkili
4. Bildirici & Ersin
5. Harris & Nguyen
6. Tan
7. Zhou & Kang
8. Tokyo Stock Exchange (REIT Index)
9. Alagidede
10. Kittiakarasakun&Tse
11. Auto Regressive Fractional Integration Moving Average
12. Fractional Integration Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

13. Kang
14. Zhou
15. Deoet
16. Kasman

۴- مدل‌های دارای حافظه بلندمدت و غیرخطی در پیش‌بینی شاخص بورس در مقایسه با مدل‌های رقیب دارای دقت بیشتری هستند.

### مبانی نظری پژوهش

به طور کلی، بولرسلو، انگل و نلسون<sup>۱</sup> (۱۹۹۴)، دنباله پهن بودن<sup>۲</sup> سری بازدهی، وجود نوسان‌های خوشه‌ای<sup>۳</sup>، اثرات اهرمی<sup>۴</sup>، اثرات تقویمی<sup>۵</sup>، آثار متغیرهای کلان بر نوسان‌های بازدهی و نیز کارایی اطلاعاتی<sup>۶</sup> (فرضیه کارایی بازار<sup>۷</sup>) را از مهمترین مباحث بازار سهام برمی‌شمارند. در این میان مبنای نظری قابلیت پیش‌بینی‌پذیری قیمت انواع دارایی‌ها، عمدتاً در گرو عدم پذیرش «فرضیه بازار کارا<sup>۸</sup>» در مورد بازارها و نحوه قیمت‌گذاری در آنها است [۲۷]. مطرح شدن انقلاب بازار کارا<sup>۸</sup>، با چالش‌های فراوانی مواجه شد، تا اینکه در اوایل قرن بیست و یکم، اعتقاد به تاحدی قابل پیش‌بینی بودن قیمت سهام و در واقع کمرنگ شدن فرضیه بازارهای کارا، نمایان‌تر شد. این فرضیه، مبین آن است که «قیمت سهام منعکس‌کننده تمامی اطلاعات مربوط به سهام است». این فرضیه هیچگاه نمی‌گوید که قیمت سهام همواره به درستی تعیین می‌شود، بلکه بر اساس این فرضیه، قیمت‌ها در بازار سهام از فرآیند گام تصادفی پیروی کرده و بنابراین، بازده سهام را نمی‌توان بر اساس تغییرات گذشته قیمت‌ها پیش‌بینی کرد، زیرا اطلاعات به سرعت در بازار منتشر شده و بر قیمت سهام تأثیر خواهد گذاشت [۱].

خانواده GARCH بوده است. عرفانی نیز در سال ۱۳۸۷ به منظور پیش‌بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های روزانه شاخص مذکور، ویژگی حافظه بلندمدت را بررسی نمودند. نتایج این پژوهش مؤید این مطلب است که مدل ARFIMA نسبت به مدل ARIMA از قابلیت پیش‌بینی مناسب‌تری برخوردار است.

### روش پژوهش

این پژوهش که مبتنی بر داده‌های سری زمانی روزانه شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۸/۱/۵ الی ۱۳۹۲/۷/۳۰ است دارای دو رکن کلی بوده که؛ ابتدا وجود ویژگی حافظه بلندمدت در سری بازدهی شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران، بررسی شده و پس از تأیید وجود این ویژگی در سری مذکور، بر اساس معادله میانگین مبتنی بر حافظه بلندمدت، سعی در تعیین بهترین تصریح جهت تبیین معادله واریانس شاخص بورس بر اساس معیارهای اطلاعات (آکائیک و شوارتز) نموده و بر اساس مدل منتخب به پیش‌بینی شاخص مذکور پرداخته خواهد شد. این مطالعه تلاشی برای آزمون این فرضیه‌ها است که:

۱- سری بازدهی (گشتاور اول) بورس دارای ویژگی حافظه بلندمدت است.

۲- سری بازدهی بورس دارای اثرات واریانس ناهمسانی شرطی است.

۳- سری نوسان‌های (گشتاور دوم) بورس ویژگی

حافظه بلندمدت دارد.

1. Bollerslev, Engel & Nelson
2. Fat Tail
3. Clustering Volatility
4. Leverage Effects
5. Calendar Effects
6. Efficiency of Information
7. Efficiency Market Hypothetic (EMH)
8. Efficient Market Hypothesis

اصولاً مهمترین مشکلی که در اثر وجود متغیرهای ناماننا ممکن است ایجاد شود، وجود رگرسیون کاذب است، از سوی دیگر با توجه به اینکه بیشتر سری‌های زمانی مالی ناماننا از نوع  $DSP^2$  (تفاضل مانا<sup>۳</sup>) هستند، برای رفع این مشکل نخست باید مرتبه تفاضل‌گیری هر متغیر را تعیین نمود. اما این کار موجب از دست رفتن بخشی از اطلاعات مهم موجود در گشتاور اول (معادله میانگین<sup>۴</sup>) سری زمانی شده و همچنین در صورتی که عمل تفاضل‌گیری بیش از حد تکرار شود، رفتار گشتاور مرتبه دوم (معادله واریانس<sup>۵</sup>) نیز تحت تأثیر قرار خواهد گرفت. به طوری که قبل از دستیابی به مانایی سری زمانی، واریانس سری روندی کاهشی داشته و هنگامی که تفاضل‌گیری بیش از حد انجام شود، واریانس سری مجدداً افزایش خواهد یافت [۳۶]. از این رو، برای دستیابی همزمان به سری زمانی مانا و نیز ایجاد نشدن مشکل بیش تفاضل‌گیری، می‌توان از تفاضل‌گیری کسری<sup>۶</sup> استفاده نمود.

مهمترین قدم در برآورد یک مدل با ویژگی حافظه بلندمدت بررسی وجود این ویژگی در سری‌های مربوطه است. شناسایی وجود ویژگی حافظه بلندمدت از طریق تکنیک‌هایی نظیر آزمون‌های  $ACF^7$  (به عنوان یک آزمون گرافیکی) و آزمون چگالی طیفی یا آزمون  $GPH$  (به عنوان یکی از پرکاربردترین آزمون‌های کمی) و... امکان‌پذیر است. به طور کلی آزمون  $GPH$  که نخستین بار توسط گویک و پورتر-هوداک (۱۹۸۳) ارائه گردید، مبتنی بر تحلیل دامنه فرکانس

به طور کلی، شواهد تجربی بیانگر ناکارایی بورس اوراق بهادار تهران هستند. اگرچه در این بین برخی مطالعات وجود کارایی ضعیف در بازار بورس اوراق بهادار را تأیید نموده‌اند (همانند مطالعه سلیمی‌فر و شیرزور (۱۳۸۹)) ولی، علت داشتن ظاهری تصادفی (کارایی ضعیف) در شاخص‌های سهام را، می‌توان در اینکه سری مورد نظر از یک فرآیند غیرخطی معین تبعیت کنند، جست‌وجو نمود. بنابراین، در چنین شرایطی این شاخص‌ها ناکارا بوده و به همین دلیل نمی‌توان با آزمون‌های خطی بین این ویژگی و الگوی گام تصادفی تمایزی قائل شد [۹]. در صورتی که، بیشتر مطالعات که با روش‌های پیچیده و غیرخطی به بررسی وجود کارایی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند، به وجود ناکارایی در آن اذعان داشته‌اند (راسخی و خانعلی‌پور، (۱۳۸۸)، تهرانی و همکاران (۱۳۸۷)، مشیری و مروت (۱۳۸۴)). رد فرضیه کارایی بازار سهام، مهر تأییدی بر قابلیت پیش‌بینی‌پذیری سری بازدهی سهام، به کمک مدل‌های غیرخطی خواهد داشت.

حافظه بلندمدت، بیانگر وابستگی قوی میان مشاهده‌های دور در یک سری زمانی منتسب است. پس از این که در ابتدای کار هرست<sup>۱</sup> (۱۹۵۱) دریافت که سری‌های زمانی ممکن است پدیده حافظه بلندمدت را نمایش دهند، از اواسط دهه ۱۹۸۰ متخصصان اقتصادسنجی پس از آنکه به مفاهیمی همچون ریشه واحد و هم‌انباشتگی در سری‌های زمانی پی بردند، از وجود زیرگونه‌ها و انواع دیگری از نامانایی و پایداری تقریبی آگاه شدند، که بسیاری از فرآیند موجود در بسیاری از سری‌های زمانی مالی را توجیه می‌کردند [۱۰].

## 2. Dynamic Stationary Process

۳. یعنی با تفاضل‌گیری می‌توان آنها را به سری‌های مانا تبدیل نمود. بر خلاف سری‌های  $TSP$  (Trend Stationary Process) یا سری‌های روند مانا که با روندزدایی مانا می‌شوند.

## 4. Mean Equation

## 5. Variance Equation

## 6. Fractional Differences

## 7. Autocorrelation Function

## 1. Hurst

پارامتر تفاضل گیری است.  $(1-L)^d$  معرف عملگر تفاضل کسری است. گفتنی است، در صورتی که مقدار پارامتر تفاضلگیری در مدل (۳) برابر واحد باشد، این مدل را مدل ARIMA می نامند. اگر  $d < 0.5$  باشد، کوواریانس مدل ثابت بوده و اگر  $d > 0$  دارای ویژگی حافظه بلندمدت خواهد بود (هاسکینگ، ۱۹۸۱). زمانی که  $0 < d < 0.5$  باشد تابع خودهمبستگی به صورت هیپربولیکی کاهش می یابد و زمانی که  $-0.5 < d < 0$  باشد، فرآیند حافظه میان مدت (کوتاه مدت) پیش می آید. فرآیند حافظه میان مدت نشان دهنده این مطلب است که، از متغیر مورد بررسی بیش از حد تفاضل گیری شده و در این مورد معکوس تابع خودهمبستگی به صورت هیپربولیکی کاهش می یابد.

مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (ARCH) که نخستین بار توسط انگل (۱۹۸۲) مطرح شد و بعدها توسط بلسلو<sup>۳</sup> (۱۹۸۶) تعمیم داده شد، از جمله مدل هایی هستند که برای تبیین نوسان های یک سری بکار می روند. پس از آن، انواع مختلف مدل های واریانس ناهمسانی شرطی معرفی شد [۱۳]. از این رو، با توجه به تمرکز این پژوهش بر مدل های واریانس ناهمسان شرطی فرکتال (FIGARCH)، در ادامه تشریح این مدل ها ارائه خواهد شد.

### مدل FIGARCH

مدل FIGARCH اولین بار توسط بیللی<sup>۴</sup> (۱۹۹۶) مطرح شد. در این یک متغیر تفاضل کسری که بین صفر و یک بوده، تعریف شده است. فرم تصریحی معادله FIGARCH (p,d,q) به صورت زیر بوده:

بوده و از تکنیک رگرسیون دوره نگاشت<sup>۱</sup> برای برآورد آن استفاده شده است که در واقع این تکنیک، ابزاری برای تمایز بین روندهای کوتاه مدت و حافظه بلندمدت فراهم می آورد. لازم به ذکر است که شیب خط رگرسیون حاصل از بکارگیری تکنیک رگرسیون دوره نگاشت<sup>۱</sup>، همان پارامتر حافظه بلندمدت را به دست می دهد [۶]. آماره آزمون GPH، به تخمین پارامتر حافظه بلندمدت ( $d$ ) که بر مبنای رگرسیون دوره نگاشت زیر است، محاسبه می شود:

مدل (۱)

$$\ln[I(w_j)] = \beta_0 + \beta_1 \ln[4 \sin(w_j/2)] + e_j \quad j = 1, 2, 3, \dots$$

که در آن  $w_j = 2\pi j/T$  و  $j = 1, 2, \dots, n$  بیانگر پسماندهای مدل بوده و همچنین،  $w_j$  به تبدیل فوریه فرکانس ( $n = \sqrt{T}$ ) اشاره دارد. در نهایت  $I(w_j)$  یکدوره نگاشت ساده بوده که به صورت زیر تعریف می شود.

مدل (۲)

$$I(w_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T \varepsilon_t e^{-w_j t} \right|^2 \quad j = 1, 2, 3, \dots$$

بنابراین، مقدار آماره آزمون GPH برابر  $\hat{\beta}_1 -$  است [۱۳].

تصریح مدل ARFIMA(p,d,q) به صورت زیر است:

مدل (۳)

$$\phi(L)(1-L)^d(y_t - \mu_t) = \theta(L)\varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T$$

که در آن  $\phi(L)$  چند جمله ای خودهمبستگی،  $\theta(L)$  چند جمله ای میانگین متحرک،  $L$  عملگر وقفه و  $\mu_t$  میانگین  $y_t$  هستند.  $p$  و  $q$  اعداد صحیح هستند و  $d$

1. Log- Period gram

۲. یک نگاشت، رابطه ای است ریاضی که یک یا برخی از اعضاء مجموعه دامنه را به یک یا برخی از اعضاء مجموعه برد می نگارد.



مدل (۴)

است، یعنی آثار شوک‌های وارده با نرخ هیپربولیکی کاهش خواهد یافت.

$$(1-L)^d \Phi(L) \varepsilon_t^2 = \omega + B(L) v_t$$

### یافته‌های پژوهش

پیش از تجزیه و تحلیل داده‌ها ضروری است تا علایم اختصاری متغیرهای بکاربرده شده در این مطالعه معرفی شود. این علایم عبارتند از: <sup>۱</sup> Tedpix؛ بیانگر شاخص قیمت و بازده نقدی، dlted؛ تفاضل لگاریتم شاخص قیمت و بازده نقدی (شاخص بازدهی بورس). با توجه به اهمیت ماهیت داده‌های بکار گرفته شده در هر پژوهش، پیش از انجام مدل‌سازی شاخص مذکور، به بررسی آماره‌های توصیفی در قالب جدول ۱ پرداخته می‌شود:

در مدل (۴)،  $\Phi(L)$  تابع وقفه مناسب  $(q)$ ،  $B(L)$  تابع وقفه مناسب  $(p)$ ،  $L$  اپراتور وقفه و  $d$  پارامتر تفاضل کسری هستند. اگر  $d = 0$  باشد، مدل FIGARCH به مدل GARCH، و اگر  $d = 1$  باشد به مدل IGARCH تبدیل می‌شود [۱۹]. لازم به ذکر است که در این گونه مدل‌ها، آثار شوک‌های وارده نه دیرپا بوده (مانند مدل‌های IGARCH) و نه زودگذر است (نظیر مدل‌های GARCH)؛ بلکه حد واسط بین آن دو

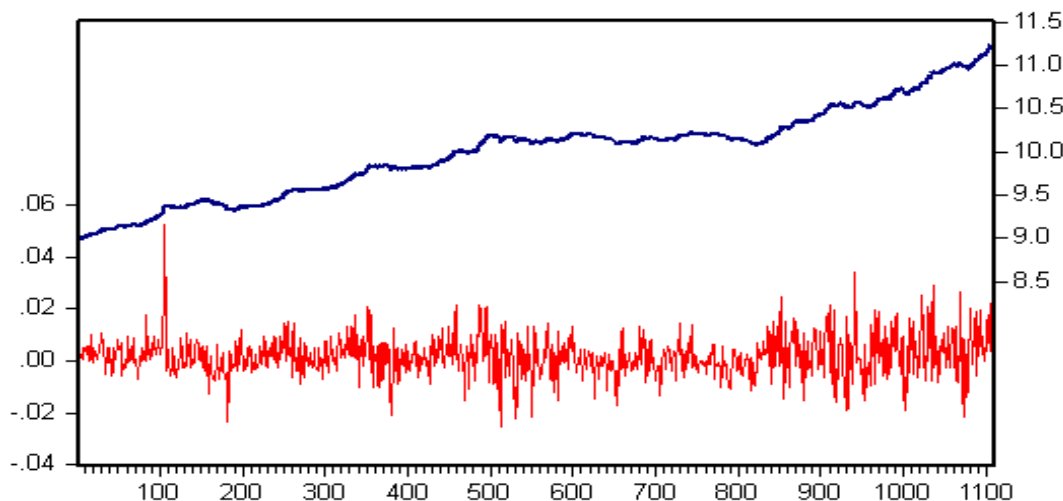
جدول (۱) آماره‌های توصیفی سری بازدهی بورس تهران

آماره	سری بازده بورس
تعداد مشاهده‌ها	-۱۶/۵۸۷(۰/۰۰۰)
میانگین	-۱۷/۵۱۶۵(۰/۰۰۰۱)
انحراف معیار	-۱۷/۲۸۸ (-۱/۹۴۱۳)
ضریب چولگی <sup>۲</sup>	۱۰۸/۸۱(۰/۰۰۰)
ضریب کشیدگی <sup>۳</sup>	۲۴/۲۵۰(۰/۰۰۰)
جارک- برا <sup>۴</sup>	۱/۹۸۳۶(۰/۰۳۳)
ADF <sup>۵</sup>	۱۱۰۹
PP <sup>۶</sup>	۰/۰۰۱۹۳
ERS <sup>۷</sup>	۰/۰۰۷۹۷
Box- Ljung Q(10)	۲/۲۶۸۴
McLeod-Li Q <sup>2</sup> (10)	۲۲/۱۷۹۹
ARCH (10)=F(10,1099)	۹۹۵۳/۹۹(۰/۰۰۰)

1. Tehran Exchange Dividend Price Index
2. Skewness
3. Kurtosis
4. Jarque- Bra
5. Augmented Dickey Fuller
6. PhillipsPerron
7. Elliott-Rothenberg-Stock

پی برد. آماره مک‌لثود- لی نیز فرضیه صفر (مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان مجذور بازده سری) را، رد می‌کند، که در واقع بیانگر وجود اثرات غیرخطی در این سری و نیز مؤید واریانس ناهمسان بودن سری بازدهی، است. گفتنی است که نتایج آزمون آرچ انگل نیز با نتایج آزمون مک‌لثود- لی سازگار بوده و بر فرضیه واریانس ناهمسان بودن سری بازدهی صحنه می‌گذارد. در نهایت، بررسی آماره‌های آزمون مانایی مطرح شده (ADF، ERS، PP) دال بر مانا بودن متغیر مذکور هستند.

با مشاهده جدول فوق می‌توان دریافت که، میانگین سری بازدهی بورس تهران در دوره مورد بررسی معادل ۰/۰۰۱۹۳ و انحراف معیار آن برابر ۰/۰۰۷۹۷. با مقایسه این دو می‌توان دریافت که، این سری در دوره مورد بررسی دارای نوسان‌های زیادی است. آزمون نرمال بودن توزیع سری مذکور نیز، بیانگر غیرنرمال بودن این سری و نیز، آماره کشیدگی نشان‌دهنده دنباله پهن بودن آن است. با مشاهده آماره لیانگک- باکس (با ده دوره وقفه)، می‌توان به رد فرضیه صفر این آزمون مبنی بر «عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان جملات سری»



نمودار (۱) گراف سری‌های لگاریتم و بازدهی بورس اوراق بهادار تهران

منبع: وبسایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران

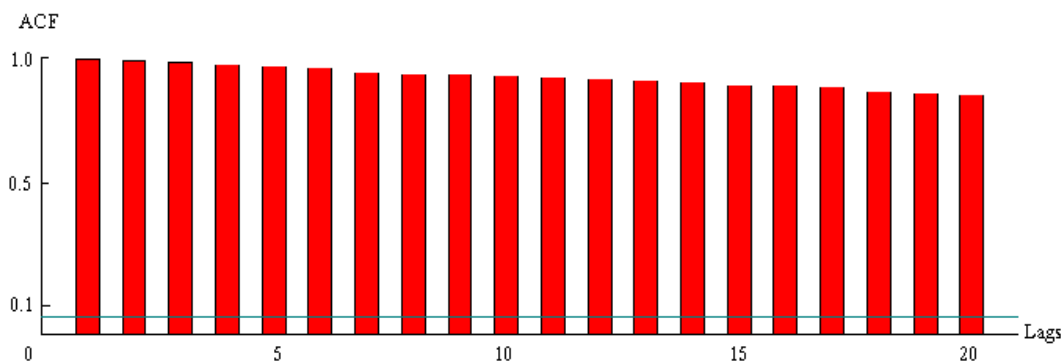
میانگین ثابت (مستقل از زمان) است، بلکه واریانس آن نیز در محدوده ثابتی قرار دارد. این نتایج نیز به خوبی مؤید آماره‌های توصیفی ارائه شده در مورد سری لگاریتم و بازدهی بورس است.

به طور کلی مهمترین بخش بکارگیری یک مدل مبتنی بر حافظه بلندمدت، تخمین پارامتر حافظه بلندمدت ( $d$ ) و در نتیجه حصول اطمینان از برخورداری سری مورد بررسی از این ویژگی است. روش‌های

در نمودار ۱، گراف فوقانی بیانگر سری لگاریتم و گراف زیرین بیانگر سری بازدهی بورس اوراق بهادار تهران بوده و همانگونه که مشخص است، گراف لگاریتم سری بورس اوراق بهادار تهران دارای شکستگی‌های مقطعی و روند بوده و میانگین آن در طول زمان در حال افزایش است. بنابراین این سری نمی‌تواند مانا باشد و این در حالی است که گراف سری بازدهی بورس اوراق بهادار تهران نه تنها دارای

بصورت خیلی آهسته (نه به صورت نمایی) کاهش می‌یابد. همانطور که گفته شد، سری‌های دارای چنین نمودار خودهمبستگی، علاوه بر اینکه ناماننا هستند، دارای حافظه بلندمدت نیز خواهند بود.

ACF و GPH از جمله مهمترین روش‌های کاربردی بوده که در بخش بعد به برآورد و تحلیل آنها پرداخته خواهد شد. همانطور که از نمودار ۲ مشخص است، سری لگاریتم شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران،



نمودار (۲) نمودار ACF سری لگاریتم شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

بوده، در حالی که نتیجه آزمون KPSS بیانگر نامانایی سری مذکور بوده که نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است. وجود چنین شرایطی بررسی ویژگی حافظه بلندمدت در سری بازدهی بورس را ضروری می‌سازد.

بنابراین، در صورت عدم وجود ویژگی حافظه بلندمدت، انتظار می‌رود سری مذکور با تفاضل‌گیری (یک مرتبه) مانا شود، اما نتایج حاصل از یک مرتبه تفاضل‌گیری نشان می‌دهد که، سری بازدهی بورس با توجه به آزمون‌های مانایی ADF و فیلیس-پرون مانا

جدول (۲) نتایج مربوط به بررسی مانایی سری بازده بورس اوراق بهادار تهران

نام متغیر	آزمون مانایی	آماره بحرانی	آماره محاسباتی در سطح ۵٪	نتیجه آزمون
Dlted	ADF	-۱۶/۵۸۶۹	-۱/۹۴۱۳	مانا
	ERS	-۱۷/۲۸۸۱	-۱/۹۴۱۳	مانا
	PP	-۱۷/۵۴۳۷	-۱/۹۴۱۳	مانا
	KPSS	۰/۵۹۰۴	۰/۴۶۳۰	ناماننا

خواهد شد. مقدار پارامتر حافظه بلندمدت بر اساس این آزمون در جدول زیر ارائه شده است:

مدل‌های مبتنی بر حافظه بلندمدت شدیداً به مقدار پارامتر حافظه بلندمدت و نحوه میرایی توابع خودهمبستگی بستگی دارند. بر این اساس، در این بخش به تخمین پارامتر حافظه بلندمدت با معیار <sup>۱</sup>GPH به کمک نرم‌افزار آماری OX-METRICS پرداخته

1. Gewek, Porter-Hudak

جدول (۳) تخمین مقدار  $d$  به کمک آماره آزمون  $GPH$  بر اساس روش  $NLS$ 

Prob	t-statistic	d-Parameter	معیار سری
۰/۰۰۰	۱۲/۳	۱/۰۴۶۹۵	لگاریتم شاخص کل بورس
۰/۱۴۰۸۸	۳/۱۳	۰/۰۰۲	بازدهی بورس

مدل حافظه بلندمدت (فرم تصریحی معادله میانگین)، یعنی مدل  $ARFIMA$  پرداخته می‌شود. اساساً، روش‌های مختلفی برای برآورد مدل  $ARFIMA$  و پارامتر  $d$  وجود دارد که در این پژوهش از روش‌های حداکثر درستنمایی دقیق<sup>۱</sup> (EML)، روش درستنمایی تعدیل شده<sup>۲</sup> (MPL) و روش حداقل مربعات غیرخطی<sup>۳</sup> (NLS) استفاده شده است. با توجه به معیار آکائیک به مقایسه انواع مختلف مدل‌های  $ARFIMA$  پرداخته شده است.

همان‌طور که از نتایج جدول فوق پیداست، مقدار پارامتر حافظه بلندمدت غیر صفر بوده و در نتیجه تأییدی بر وجود ویژگی حافظه بلندمدت در سری بازدهی بورس است. بنابراین، سری بازدهی بورس باید مجدداً تفاضل‌گیری کسری شده و بر اساس آن مدل‌سازی شود. با تأیید وجود ویژگی حافظه بلندمدت در سطح سری بازدهی بورس، در این بخش به مدل‌سازی آن به کمک معروف‌ترین و انعطاف‌پذیرترین

جدول (۴) نتایج تخمین انواع مدل‌های  $ARFIMA$ 

ARCH-TEST	AIC			مدل
	MPL	NLS	EML	
$F(1, 1099) = 4/80 (0/02)$	-۷/۲۱۷۱	-۷/۳۲۴۱	-۷/۳۲۳۵	$ARFIMA(1,0.14,1)$
$F(1, 1100) = 3/88 (0/04)$	-۷/۲۱۳۰	-۷/۳۲۸۹	-۷/۳۲۴۲	$ARFIMA(1,0.14,2)$
$F(1, 1100) = 4/42 (0/03)$	-۷/۲۱۲۴	-۷/۳۲۳۴	-۷/۳۲۲۶	$ARFIMA(2,0.14,1)$
$F(1, 1097) = 5/67 (0/01)$	-۷/۲۱۲۹	-۷/۳۲۵۰	-۷/۳۲۳۶	$ARFIMA(2,0.14,2)$

مدل‌های  $ARCH$  استفاده کرد. به همین منظور در بخش بعدی، به مدل‌سازی معادله واریانس سری مورد بررسی، به کمک انواع مدل‌های  $GARCH$  اعم از معادلات مبتنی بر حافظه بلندمدت (فرکتالی) و نیز مدل‌های غیر فرکتالی پرداخته می‌شود. نتایج انواع مختلف این تصریح‌ها در جدول ۵ ارایه شده است.

بر اساس نتایج جدول فوق، مدل  $ARFIMA(1,0.14,2)$  با توجه به آماره آکائیک، دارای بهترین عملکرد بوده و بر اساس آزمون آرچ، وجود اثر  $ARCH$  (واریانس ناهمسانی شرطی) در جملات اخلاص این مدل‌ها تأیید شده و در نتیجه برای رفع مشکل واریانس ناهمسانی، می‌توان از خانواده

1. Exact Maximum Likelihood  
2. Modified Profile Likelihood  
3. Non Linear Least Square

جدول (۵) نتایج تخمین انواع مدل‌های ARFIMA-FIGARCH

ARFIMA(2,2)		ARFIMA(2,1)		ARFIMA(1,2)		ARFIMA(1,1)		انواع مدل‌ها
SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	
-۷/۲۳۰۹	-۷/۳۱۳۳	-۷/۲۴۳۰	-۷/۳۱۷۲	-۷/۲۵۰۱	-۷/۳۲۴۳	-۷/۲۵۲۳	-۷/۳۱۸۲	GARCH
-۶/۸۶۲۹	-۶/۹۶۱۸	-۶/۸۷۴۴	-۶/۹۶۵۱	-۶/۸۷۶۱	-۶/۹۶۶۷	-۶/۸۸۶۴	-۶/۹۶۸۸	EGARCH
-۷/۲۳۰۲	-۷/۳۲۰۹	-۷/۲۴۲۰	-۷/۳۲۴۴	-۷/۲۵۲۵	-۷/۳۳۴۹	-۷/۲۴۷۸	-۷/۳۲۲۱	GJR-GARCH
-۷/۲۲۸۱	-۷/۳۲۷۱	-۷/۲۴۲۶	-۷/۳۳۳۳	-۷/۲۴۰۲	-۷/۳۳۰۸	-۷/۲۵۱۸	-۷/۳۳۴۱	APGARCH
-۷/۲۳۳۳	-۷/۳۰۷۵	-۷/۲۴۵۵	-۷/۳۱۱۴	-۷/۲۴۶۳	-۷/۳۱۲۲	-۷/۲۵۴۸	-۷/۳۱۲۵	IGARCH
-۷/۲۱۶۶	-۷/۳۰۷۳	-۷/۲۲۶۴	-۷/۳۰۸۸	-۷/۲۵۸۸	-۷/۳۳۴۳	-۷/۲۳۸۴	-۷/۳۱۲۶	FIGARCH * (BBM)
-۷/۲۰۳۱	-۷/۲۹۳۷	-۷/۲۱۵۱	-۷/۲۹۷۶	-۷/۲۱۵۵	-۷/۲۹۸۱	-۷/۲۲۵۰	-۷/۲۹۹۱	FIGARCH (Chang)

که، مدل ARFIMA(1,2)-FIGARCH(BBM) دارای کمترین مقدار آماره اطلاعات آکائیک و شوارتز بوده و بنابراین بهترین تصریح برای تبیین الگوی رفتاری تلاطم موجود در سری بازدهی بورس است، که ضرایب متغیرهای این مدل به همراه آماره‌های مربوط به معناداری این ضرایب در جدول ۶ ارائه شده است. آماره‌های مربوط به بررسی وجود واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال این مدل (آماره‌های مربوط به آزمون-های لیانگ-باکس، مک‌لثود-لی و آرچ) نیز در قسمت زیرین جدول مربوط به تخمین این مدل، ارائه شده است.

همانطور که مشاهده می‌شود، همه مدل‌های ارائه شده در جدول (۵) بر اساس معادلات میانگین‌های مختلف مبتنی بر حافظه بلندمدت بوده و ترکیبات مختلف آن از سه بخش کلی تشکیل شده است؛ بخش اول (قسمت بالایی جدول)؛ شامل انواع مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی غیر فکتالی بوده و بخش دوم ترکیب مدل واریانس ناهمسان شرطی با ریشه واحد (IGARCH) و معادلات میانگین‌های مذکور را شامل بوده و در نهایت بخش سوم (قسمت پایینی جدول)، انواع مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی فکتالی (FIGARCH) را در بر دارد.

با مقایسه مقادیر معیارهای اطلاعات مربوط به انواع مختلف مدل‌های GARCH به سادگی می‌توان دریافت

جدول (۶) نتایج تخمین ARFIMA(1,2)-FIGARCH(BBM)

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	Prob
Mean Equation				
C	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۸	۲/۵۶	۰/۰۱۰
d-ARFIMA	۰/۱۸	۰/۰۱۴	۱۲/۸۵	۰/۰۰۰
AR(1)	۰/۲۸	۰/۰۷۳	۳/۹۳	۰/۰۰۰
MA(1)	-۰/۰۹	۰/۰۰۸	-۱۲/۰۹	۰/۰۰۰
MA(2)	-۰/۱۱	۰/۰۱۶	-۶/۴۷	۰/۰۰۰
Dum	۰/۰۶	۰/۰۰۹	۶/۱۶	۰/۰۰۰

ادامه جدول (۶) نتایج تخمین ARFIMA(1,2)-FIGARCH(BBM)				
نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	Prob
Variance Equation				
C	۱/۹۴	۰/۷۷۶	۲/۵۱	۰/۰۰۶
d-FIGARCH	۰/۳۱	۰/۰۳۱	۱۰/۰۶	۰/۰۰۰
ARCH	۰/۵۶	۰/۲۵۹	۲/۱۹	۰/۰۲۸
GARCH	۰/۷۵	۰/۱۵۴	۴/۸۵	۰/۰۰۰
Log likelihood	Box- Ljung Q(10)		۱۸۹۱/۹۳۲	
Akaike	McLeod-Li Q <sup>2</sup> (10)		-۷/۳۳۴۳۷۴	
Schwarz	ARCH(1)=F(1,1099)		-۷/۲۵۸۸۶۳	
			۱۲/۰۶(۰/۰۹۸)	
			۴/۸۷(۰/۷۷۱)	
			۰/۰۰۳۱(۰/۹۵۵)	

سطح ۹۵٪ معنادار است. نتایج آزمون لیانگ-باکس نیز، هیچگونه اثری از خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال این مدل نشان نمی‌دهد. وجود واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال، نیز بر اساس آزمون مک‌لئود-لی و آرچ، منفی اعلام شده است.

### بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این نوشتار به ارزیابی مدل‌های مختلف (اعم از مدل‌های فرکتالی و غیر فرکتالی) برای مدل‌سازی نوسان‌های بازدهی شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. بر این اساس، ابتدا وجود ویژگی حافظه بلندمدت در سری بازدهی مذکور بررسی و مدل  $ARFIMA(1,0.14,2)$  به عنوان بهترین تصریح انتخاب گردید، سپس به مدل‌سازی واریانس ناهمسانی موجود در معادله میانگین‌های مختلف مبتنی بر حافظه بلندمدت (که تأیید نیز گردید) پرداخته شد. نتایج این پژوهش وجود ویژگی حافظه بلندمدت در هر دو گشتاور مرتبه اول و دوم این سری را تأیید و در نهایت مدل  $ARFIMA(1,2)-FIGARCH(BBM)$  به عنوان مدل منتخب معرفی شد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که، مدل‌های دارای حافظه بلندمدت و غیرخطی دقت بیشتری در مقابل مدل‌های رقیب دارند. لازم به

بر اساس جدول فوق ذکر چند نکته ضروری است: نخست اینکه؛ متغیر مجازی معرفی شده در معادله میانگین مدل فوق ( $Dum$ )، بیانگر شوک‌های نامتعارف وارده به سری مذکور هستند. اساس انتخاب شوک‌های نامتعارف، بزرگی آنهاست. به این معنا که، شوک‌هایی را که بیش از چهار برابر انحراف معیار سری بازده بوده‌اند، به عنوان شوک نامتعارف انتخاب شده‌اند. دلایل آن را می‌توان در ثبت رکوردهای جدید و متعدد شاخص بورس طی سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۲ جست‌وجو نمود. علل ثبت این رکوردها ریشه در عبور اقتصاد جهانی از موج دوم بحران مالی و رکود اقتصاد جهانی، افزایش نرخ جهانی محصولات استراتژیکی چون نفت، اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، سیاست‌های پولی اعمال شده توسط بانک مرکزی در اواخر دولت دهم، رشد نقدشوندگی و گردش معاملات روزانه قابل توجه، رکود حاکم بر بازار مسکن، کاهش نرخ سود بانکی، واگذاری شرکت‌های بزرگ دولتی در قالب سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی (همانند شرکت‌های بیمه‌ای، شرکت مخابرات ایران و نیز سهام برخی بانک‌ها نظیر بانک تجارت و صادرات، و ...) داشته است. همچنین، در مدل مذکور (به جز عرض از مبداها) کلیه ضرایب این مدل در

در نهایت استفاده از این مدل‌ها در سایر بازارهای پرتلاطم را نیز می‌توان به پژوهشگران پیشنهاد نمود.

### منابع

- [۱] تهرانی، رضا؛ انصاری، حجت‌اله؛ سارنگ، علیرضا. (۱۳۸۷). بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵، ۵۴.
- [۲] سلیمی‌فر، مصطفی؛ شیرزور، زهرا. (۱۳۸۹). بررسی کارایی اطلاعاتی بازار بورس به روش آزمون نسبت واریانس. *مجله دانش و توسعه*، ۱۸، ۳۱.
- [۳] سعیدی، حسین؛ محمدی، شاپور. (۱۳۹۰). پیش‌بینی نوسان‌های بازده بازار با استفاده از مدل‌های ترکیبی گارچ- شبکه عصبی، *فصلنامه بورس و اوراق بهادار*، سال چهارم، ۱۶: ۱۵۳-۱۷۴.
- [۴] عرفانی، علیرضا. (۱۳۸۷). پیش‌بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با مدل ARFIMA. *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی- علوم اقتصادی*، ۸، ۲۸.
- [۵] کشاورزحداد، غلامرضا؛ صمدی، باقر. (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربرد از مدل‌های خانواده FIGARCH. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۸۶، ۲۳۵-۱۹۳.
- [۶] کمیجانی، اکبر؛ نادری، اسماعیل؛ گندلی‌علیخانی، نادیا. (۱۳۹۱). مقایسه انواع مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی در مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان‌های قیمت نفت. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۹، ۳۵، ۱۲۱-۱۴۶.

ذکر است که این نتایج با دستاوردهای مطالعات عرفانی (۱۳۸۷)، کشاورز حداد و صمدی (۱۳۸۸) و نادری (۱۳۹۲) و نیز مطالعات رانگ‌ماو<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۵)، هانگ<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۴)، هال و مک‌گروارتی<sup>۳</sup> (۲۰۱۳) و تان<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۲) در یک راستا بوده است.

بنابر یافته‌های این پژوهش، می‌توان چند نکته را در قالب پیشنهاد خاطر نشان نمود: اولاً، با توجه به تأیید وجود ویژگی حافظه بلندمدت در سری بازدهی بورس اوراق بهادار تهران، توجه به این امر که با تفاضل‌گیری کسری همراه بوده (و موجب از دست رفتن بخش کمتری از اطلاعات موجود در سری‌ها نسبت به تفاضل‌گیری واحد می‌شود) می‌تواند نتایج مدل‌سازی‌ها و بالطبع پیش‌بینی‌های مالی را بهبود بخشد. زیرا توجه به این ویژگی بدان معناست که تکانه‌های کنونی اگرچه بخشی از آثار خود را در همان دوره یا نهایتاً با چند وقفه خواهد گذاشت، ولی بخش قابل توجی از آثار تکانه مذکور می‌تواند رفتار سری با این ویژگی را در دوره‌های آتی تحت تأثیر قرار دهد.

بنابراین همانطور که در این مطالعه و سایر مطالعات داخلی و خارجی تأیید شد؛ در نظر گرفتن این ویژگی قاعدتاً به بهبود عملکرد مدل‌ها منجر شده و آن را می‌توان به عنوان یک پیشنهاد به سرمایه‌گذاران و تصمیم‌گیران بازارهای مالی اعلام نمود. همچنین، با توجه به اینکه در سال‌های اخیر، استفاده از مدل‌های ترکیبی باب شده است، این نکته که "بکارگیری ترکیب روش‌های پیچیده (غیرخطی) و مقوله حافظه بلندمدت می‌تواند نتایج بهتری را در بر داشته باشد"، می‌تواند در پژوهش‌های آتی، مورد توجه قرار گیرد. و

1. Rong-mao
2. Hung
3. Hull & McGroarty
4. Tan

- [۷] محمدی، تیمور؛ طالبلو، رضا. (۱۳۸۹). پویایی‌های تورم و رابطه تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی *ARFIMA-GARCH* پژوهشنامه اقتصادی، ۱۰، ۱، ۱۷۰-۱۳۷.
- [۸] محمدی، تیمور؛ نصیری، سمیه. (۱۳۸۹). مقایسه مدل‌های *Risk metric* و *GARCH* در پیش‌بینی نوسان‌های شاخص بازده کل بورس اوراق بهادار تهران. *مجله مطالعات مالی*، ۶، ۹۵-۱۱۸.
- [۹] مشیری، سعید؛ مروت، حبیب. (۱۳۸۴). بررسی وجود فرآیند آشوبی در شاخص بازدهی کل قیمت سهام بازار بورس تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵، ۴۷-۶۴.
- [۱۰] موسایی، میثم؛ مهرگان، نادر؛ امیری، حسین. (۱۳۸۹). رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۴، صص ۷۳-۹۴.
- [۱۱] نادری، اسماعیل. (۱۳۹۲). نقدی بر مقوله پیش‌بینی شاخص بورس: مطالعه موردی شاخص بورس تهران. *ماهنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۰۲: ۲۸-۳۱.
- [۱۲] تهرانی، رضا؛ انصاری، حجت‌اله؛ سارنگ، علیرضا. (۱۳۸۷). بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس. *بررسی‌های حسابداری و حسابداری*، ۱۵، ۵۴.
- [۱۳] سلیمی‌فر، مصطفی؛ شیرزور، زهرا. (۱۳۸۹). بررسی کارایی اطلاعاتی بازار بورس به روش آزمون نسبت واریانس. *مجله دانش و توسعه*، ۱۸، ۳۱.
- [۱۴] سعیدی، حسین؛ محمدی، شاپور. (۱۳۹۰). پیش‌بینی نوسان‌های بازده بازار با استفاده از مدل‌های ترکیبی گارچ- شبکه عصبی، *فصلنامه بورس و اوراق بهادار*، ۴، ۱۶، ۱۵۳-۱۷۴.
- [۱۵] عرفانی، علیرضا. (۱۳۸۷). پیش‌بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با مدل *ARFIMA* پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی- علوم اقتصادی، ۸، ۲۸.
- [۱۶] کشاورزحداد، غلامرضا؛ صمدی، باقر. (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده *FIGARCH*. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۸۶، ۲۳۵-۱۹۳.
- [۱۷] کميجانی، اکبر؛ نادری، اسماعیل؛ گندلی، علیخانی، نادیا. (۱۳۹۱). مقایسه انواع مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی در مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان‌های قیمت نفت. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۹، ۳۵: ۱۲۱-۱۴۶.
- [۱۸] محمدی، تیمور و طالبلو، رضا. (۱۳۸۹). پویایی‌های تورم و رابطه تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی *ARFIMA-GARCH* پژوهشنامه اقتصادی، ۱۰، ۱، ۱۷۰-۱۳۷.
- [۱۹] محمدی، تیمور؛ نصیری، سمیه. (۱۳۸۹). مقایسه مدل‌های *Risk metric* و *GARCH* در پیش‌بینی نوسان‌های شاخص بازده کل بورس اوراق بهادار تهران. *مجله مطالعات مالی*، ۶، ۹۵-۱۱۸.
- [۲۰] مشیری، سعید؛ مروت، حبیب. (۱۳۸۴). بررسی وجود فرآیند آشوبی در شاخص بازدهی کل قیمت سهام بازار بورس تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵، ۴۷-۶۴.
- [۲۱] موسایی، میثم؛ مهرگان، نادر؛ امیری، حسین. (۱۳۸۹). رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان



- [31] Deo, R., Hsieh, M., Hurvich, C.M., (2010). Long Memory In Intertrade Durations, Counts And Realized Volatility Of NYSE Stocks. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 140, 12, 3715-3733.
- [32] Ding, Z., and C. W. J. Granger. (1996). Modeling Volatility Persistence of Speculative Returns: A New Approach. *Journal of Econometrics*, 73, 185-215.
- [33] Dufrenot, G., Guégan, D., Peguin-Feissolle, A., (2005). Long-Memory Dynamics in A SETAR Model – Applications to Stock Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, 5, 391-406.
- [34] Eizaguirre, J. C. & Biscarri, J. G. & Hidalgo, F. P. G. (2009). Financial Liberalization, Stock Market Volatility and Outliers in Emerging Economies, *Applied Financial Economics*, 19, 809-823.
- [35] Gewek, J. and Porter-Hudak, S. (1983). The estimation and Application of Long Memory time Series Models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, 101-116.
- [36] Harris, R.D.F., Nguyen, A., (2013). Long Memory Conditional Volatility and Asset Allocation. *International Journal of Forecasting*, 29(2), 258-273.
- [37] Huang, H., Fang, W., Miller, S.M., (2014). Does Financial Development Volatility Affect Industrial Growth Volatility? Original Research Article. *International Review of Economics & Finance*, 29, 307-320.
- [38] Hull, M., McGroarty, F., (2013). Do Emerging Markets Become More Efficient as They Develop? Long Memory Persistence in Equity Indices. *Emerging Markets Review*, In Press, and Available online 15 November 2013.
- [39] Kang, S.H., Cheong, C., Yoon, S.M., (2010). Long Memory Volatility in Chinese Stock Markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 389, Issue. 7, 1425-1433.
- [40] Kasman, A., Kasman, S., Torun, E., (2009). Dual Long Memory Property in Returns and Volatility: Evidence From The CEE Countries' Stock Markets. *Emerging Markets Review*, 10, 2, 122-139.
- اقتصادی در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۵۴، ۹۴-۷۳.
- [۲۲] نادری، اسماعیل. (۱۳۹۲). نقدی بر مقوله پیش بینی شاخص بورس: مطالعه موردی شاخص بورس تهران. ماهنامه بورس اوراق بهادار، ۱۰۲، ۳۱-۲۸.
- [23] Alagidede, P., (2011). Return Behavior in Africa's Emerging Equity Markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51, 133-140.
- [24] Arouri, M., Lahiani, A., Nguyen, D.K., (2010). Forecasting the Conditional Volatility of Oil Spot and Futures Prices with Structural Breaks and Long Memory Models. *International Conference on Economic Modeling*, July, (Istanbul, Turkey).
- [25] Assaf, A., (2006). Dependence And Mean Reversion In Stock Prices: The Case Of The MENA Region. *Research in International Business and Finance*, 20, 3, 286-304.
- [26] Bildirici, M., Ersin, O.O., (2013). Forecasting Oil Prices: Smooth Transition and Neural Network Augmented GARCH Family Models. *Journal of Petroleum Science and Engineering*, 109, 230-240.
- [27] Bollerslev, T., R. F. Engle and D. B. Nelson. (1994). ARCH Models in R. "F. Engle and D. L. McFadden (eds.): *Handbook of Econometrics*", 4, North Holland, Amsterdam.
- [28] Chkili, W., Hammoudeh, Sh., Nguyen, D., (2014). Volatility Forecasting and Risk Management for Commodity Markets in the Presence of Asymmetry and Long Memory. *Energy Economics*, 41, 1-18.
- [29] Chuang, W.I., Liu, H.H., Susmel, R., (2012). The Bivariate GARCH Approach To Investigating The Relation Between Stock Returns, Trading Volume, And Return Volatility. *Global Finance Journal*, In Press, Uncorrected Proof, Available online 13, Elsevier.
- [30] Conrad, C., Karanasos, M., Zeng, N., (2011). Multivariate Fractionally Integrated APARCH Modeling Of Stock Market Volatility: A Multi-Country Study. *Journal of Empirical Finance*, 18, 1, 147-159.

- Transportation. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 52, 3-15.
- [46] Tan, P.P., Galagedera, D.U.A., Maharaj, E.A., (2012). A Wavelet Based Investigation of Long Memory in Stock Returns. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 391, 7, 2330-2341.
- [47] Xiu, J., Jin, Y., (2007). Empirical Study of ARFIMA Model Based On Fractional Differencing. *Physica-A*, 377, 137-184.
- [48] Zhou, Jian & Kang, Zhixin. (2011). A Comparison of Alternative Forecast Models of REIT Volatility. *Journal of Real Estate Finance Economics*, 275-294.
- [49] Rong-Mao, Zh., Chor-yiu. (CY)S., Shiqing L. (2015). On Functional Limits of short- and Long-Memory Linear Processes with GARCH (1,1) Noises. *Stochastic Processes and their Applications*, 125, 2, 482-512.
- [41] Kittiakarasakun, J., Tse, Y., (2011). Modeling the Fat Tails in Asian Stock Markets. *International Review of Economics and Finance*, 20, 430-440.
- [42] Mishra, R.k., Sehgal, S., Bhanumurthy, N.R. (2011). A Search for Long-Range Dependence and Chaotic Structure In Indian Stock Market. *Review of Financial Economics*, 20, 2, 96-104.
- [43] Mun, M., Brooks, R., (2012). The Roles of News and Volatility in Stock Market Correlations during the Global Financial Crisis. *Emerging Markets Review*, 13, Issue. 1, 1-7.
- [44] Ozdemir, Z.A., (2009). Linkages between International Stock Markets: A Multivariate Long-Memory Approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 388, 12, 2461-2468.
- [45] Panayides, Ph.M., Lambertides, N., Cullinane, K., (2013). Liquidity Risk Premium and Asset Pricing in US Water

## شبیه‌سازی الگوی تأثیر اهرم مالی بر ارزش شرکت با رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی (مطالعه موردی: شرکت ملی صنایع مس ایران)

محمد هاشم موسوی حقیقی<sup>۱</sup>، مجتبی خلیفه<sup>۲\*</sup>

۱- هیأت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان فارس، بخش تحقیقات اقتصادی، اجتماعی و ترویجی، شیراز، ایران

musavee@yahoo.com

۲- دانشجوی دکتری مدیریت سیستم‌ها دانشکده مدیریت، اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

m\_khalifeh@shirazu.ac.ir

### چکیده

تأمین وجوه مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری شرکت‌ها معمولاً از طریق ابزارهای متنوع تأمین مالی صورت می‌گیرد که هر یک ویژگی‌های خاص خود را داراست. در ایران این ابزارها بیشتر به وام و سهام عادی محدود می‌شوند. این پژوهش با رویکردی ابتکاری و با استفاده از روش پویایی‌شناسی سیستمی و ارتباط داده‌های مالی و بازار سرمایه، به بررسی و شبیه‌سازی نقش اهرم مالی بر ارزش شرکت و قیمت سهام شرکت ملی صنایع مس ایران پرداخته است. الگوی سیستمی پژوهش با استفاده از این رویکرد و با نرم‌افزار Vensim DSS شبیه‌سازی و تحلیل شده است. نتایج حاکی از آن است که افزایش اهرم مالی نقش چندانی در ارزش شرکت نداشته، اما افزایش حقوق صاحبان سهام به نسبت بدهی‌ها، تأثیر بسزایی در کاهش نرخ بازده مورد انتظار سهامداران و افزایش ارزش شرکت ایفا می‌کند؛ به طوری که در پایان افق پژوهش نرخ هزینه سرمایه تا ۷٪ کاهش یافته و در اواخر دوره قیمت سهام نیز تا نزدیک ۸۰۰۰ ریال را تجربه خواهد کرد.

**واژه‌های کلیدی:** پویایی‌های سیستم، ساختار سرمایه، اهرم مالی، ارزش ذاتی شرکت، بازار سرمایه.

## مقدمه

مدل‌های ارزش‌گذاری با ارتباط دادن داده‌های حسابداری و ارزش بازار، تلاش می‌کنند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران آسان‌تر شود. در دهه اخیر استفاده از مدل‌های سری زمانی غیرخطی نسبت به مدل‌های خطی در مدل‌سازی متغیرهای مالی (پیش‌بینی قیمت سهام، ارزش شرکت و ...) افزایش چشمگیری داشته که به ظهور دیدگاه بی‌نظمی و پویایی‌های غیرخطی منجر شده است. اکثر مطالعاتی که در خصوص پیش‌بینی قیمت سهام و بررسی ارزش شرکت انجام شده، بیشتر از روندهای خطی، غیرخطی خود توضیح انتقال هموار (STAR)<sup>۵</sup> و یا شبکه‌های عصبی استفاده نموده‌اند و تمامی عوامل تأثیرگذار را به صورت پویا و سیستمی مورد ملاحظه قرار نداده‌اند. بر خلاف سایر تکنیک‌های اشاره شده، پویایی‌شناسی سیستم از جمله تکنیک‌های ریاضی است که بر پایه ساختار مدار کنترلی بنا شده است و امکان مطالعه ساختار و رفتار سیستم‌های پیچیده اقتصادی، اجتماعی و ... را که در دنیای واقعی خطی نیستند، فراهم می‌نماید. این رویکرد با نگاهی پویا در برخورد با زمان، توجه به عدم قطعیت در پارامترها و ملاحظه روابط بین متغیرها، بررسی تاخیرات زمانی، انجام ذخیره‌سازی‌های لازم و از همه مهمتر نشان دادن اثرات بازخوردی متغیرها در طول زمان و نیز بکارگیری معادلات دیفرانسیل، تلاش می‌کند تا بر اساس متغیرهای الگو، رفتارها در سیستم مورد نظر به خوبی درک و پیش‌بینی شوند. لذا با توجه به پویا بودن و عدم قطعیت بازار سرمایه و نیز ارتباطات متقابل متغیرها با یکدیگر، ضرورت بررسی ساختار سرمایه شرکت و منابع سرمایه و اثرات آن بر ارزش شرکت و قیمت سهام به صورت سیستمی پویا و با در نظر گرفتن روابط علی و معلولی بسیار احساس می‌شود.

انجام پروژه‌های صنعتی نیازمند تهیه منابع مالی و وجوه نقد مورد نیاز است و در این راستا شرکت‌ها ناگزیر به استفاده از مکانیزم‌های تأمین مالی هستند. بدهی به عنوان یکی از روش‌های تأمین منابع مالی باعث می‌شود تا مدیران مالی آن را در ساختار سرمایه خود داشته و با استفاده خردمندانه آن، به دنبال افزایش ارزش شرکت باشند. یکی از دلایل اشتیاق روزافزون به استفاده از بدهی در ساختار سرمایه شرکت، وجود صرفه جویی مالیاتی (تخفیف در پرداخت مالیات به علت وجود بدهی) و کاربرد اهرم مالی است [۱۱].

تأثیر اهرم مالی بر ارزش شرکت و قیمت سهام یکی از چالشی‌ترین و بحث‌انگیزترین مباحث مدیریت مالی است. دیدگاه‌های متفاوتی در خصوص اهرم مالی و تأثیر آن بر ارزش شرکت وجود دارد؛ از جمله می‌توان به نظریه (MM)<sup>۱</sup> اشاره نمود که توسط مودیلیانی و میلر ارائه شد. ابتدا آنها در سال ۱۹۵۸ به این نتیجه رسیدند که در صورت عدم وجود مالیات، بین ارزش شرکت و نسبت بدهی رابطه‌ای وجود ندارد، اما در سال ۱۹۶۳ بیان نمودند که استفاده از بدهی، استفاده از صرفه جویی‌های مالیاتی (تخفیف در پرداخت مالیات به علت وجود بدهی) را امکان‌پذیر ساخته و این صرفه جویی باعث افزایش جریان نقدی پس از کسر مالیات و در نهایت باعث افزایش ارزش شرکت می‌شود [۱۳، ۲۷، ۳۸، ۳۹، ۴۶]. البته باید اشاره کرد، نظریه سنتی<sup>۲</sup> ساختار سرمایه که تلفیق دو نظریه درآمد خالص<sup>۳</sup> و درآمد عملیاتی خالص<sup>۴</sup> است، متفاوت بوده و بیان می‌کند با افزایش اهرم مالی در بلند مدت، ارزش شرکت کاهش می‌یابد [۱۴].

1. Modigliani & Miller
2. Traditional Theory
3. Net Income Theory
4. Net Operational Income Theory

یک منبع مالی ارزان‌قیمت و گران‌قیمت هزینه سرمایه شرکت کاهش می‌یابد، اما در بلندمدت افزایش در هزینه بهره همراه با افزایش هزینه سهام باعث افزایش هزینه سرمایه و کاهش ارزش شرکت می‌شود [۱۴]. مودلیانی و میلر (۱۹۶۳) تلاش می‌کردند تا نظریه خود را در مجموعه‌های صنایع انرژی اثبات کنند و به این نتیجه رسیدند که بین اهرم و هزینه سرمایه ارتباط عمیقی وجود دارد [۳۹، ۴۶]. آنها در همان سال فرض عدم هزینه مالیات را کنار گذاشته و اهمیت منافع سپر مالیاتی بدهی بدون ریسک را معرفی کردند. لذا اهرم مالی منافی را برای شرکت به وجود می‌آورد. مودلیانی و میلر (۱۹۶۳) استدلال کردند به خاطر این صرفه جویی، هرچه بدهی بیشتر باشد، مالیات پرداختی کمتر و سود خالص بیشتر می‌شود و ارزش بازار شرکت افزایش می‌یابد [۱۳، ۳۹].

از طرفی با توجه به روش‌شناسی این مطالعه باید اشاره کرد پویایی‌شناسی‌های سیستمی<sup>۱</sup> برای شناسایی و تبیین رفتار غیرخطی سیستم‌های پیچیده و چگونگی تعامل آنها با یکدیگر مطرح شده‌اند. فارستر<sup>۲</sup> (۱۹۹۷) معتقد بود که تنها با استفاده از روش‌های کمی نمی‌توان به تحلیل تمامی موضوع‌های علمی پرداخت، چون بعضی از مسایل قابل کمی شدن نیستند و روابط بین آنها خطی نیست [۲۶]. اما پویایی‌شناسی سیستمی با تمرکز بر فرآیند بازخورد و روابط علی و معلولی<sup>۳</sup>، قادر به شناخت و تبیین روابط بین سیستم‌های مختلف است. در الگوهای ریاضی امکان ویرایش پارامترهای کیفی وجود ندارد اما در الگوهای پویا، با نوشتن معادلات غیردقیق برای متغیرهای کیفی و شبیه‌سازی عددی آن تأثیر این متغیرها بر کل سیستم می‌تواند در نظر گرفته

این مطالعه به بررسی نقش روش تامین منابع مالی از محل بدهی، بر ساختار سرمایه شرکت صنایع ملی مس ایران با استفاده از رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی می‌پردازد. هدف از انجام این پژوهش، شبیه‌سازی و پیش‌بینی تأثیر اهرم مالی شرکت در بلندمدت بر متغیرهای مالی از جمله ارزش ذاتی و قیمت سهام شرکت است. در این راستا با استفاده از روش پویایی‌های سیستم، نظریه MM و رویکرد سنتی، ساختار سرمایه را در شرکت‌های بورسی مورد بررسی قرار داده و با دیدگاهی نوین و بکارگیری حلقه‌های علی و معلولی، رفتارهای متغیرهای مالی شرکت صنایع ملی مس ایران، بررسی و تا افق ۱۴۱۱ شبیه‌سازی شده است. ادامه پژوهش بدین شرح ساختار یافته است: پس از بخش اول، در بخش دوم به مبانی نظری، پیشینه پژوهش و فرضیه‌های آن اشاره شده است. بخش سوم روش‌شناسی، متغیرهای پژوهش، و الگوی پویایی‌شناسی سیستمی پژوهش مورد ملاحظه قرار می‌گیرد. یافته‌های پژوهش در بخش چهارم ارائه خواهد شد و در نهایت در بخش پنجم بحث و بررسی، نتیجه‌گیری، پیشنهادهای کاربردی و پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی ارائه می‌شوند.

### مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نظریه‌های مختلف و با دیدگاه‌های متفاوتی را می‌توان در خصوص ساختار سرمایه نام برد. برخی از این نظریه‌ها وجود بدهی در ساختار سرمایه شرکت‌ها را عامل افزایش‌دهنده و برخی دیگر، عامل کاهش‌دهنده ارزش شرکت می‌دانند [۵]؛ از جمله نظریه سنتی و نظریه MM [۳۰]. لازم به توضیح است که مبانی نظری این مطالعه بر پایه این دو نظریه بنا شده است. بر اساس رویکرد سنتی در کوتاه‌مدت با افزایش اهرم و ترکیب

1. System Dynamics

2. Forrester

3. Cause and Effect Relationships

شود [۸]. اساس الگوسازی به روش پویایی سیستم، پوشش و نمایش فرآیند بازخورد است که همراه با ساختار متغیرهای سطح و حالت، تاخیر زمانی و توابع غیرخطی، پویایی سیستم را تعریف می کند [۲۱]. بر این اساس هر رابطه علی می تواند به صورت مثبت (حلقه های تقویت کننده) یا منفی (حلقه های متعادل کننده) در سیستم اثرگذار باشد. با توجه به کاربرد الگوی پویایی شناسی سیستمی در کاربرد مسایل مختلف، استرمن<sup>۳</sup> (۲۰۰۰) برای اجرای این روش پنج مرحله را پیشنهاد می کند که در این پژوهش پوشش داده خواهد شد. مراحل عبارتند از: ۱. بیان مسأله و افق پژوهش، ۲. تعریف متغیرهای کلیدی و روابط علی و معلولی بین متغیرها، ۳. طراحی نمودارهای پویایی های سیستم و تعیین وضعیت متغیرهای نرخ و حالت، ۴. شبیه سازی و اعتبارسنجی نتایج مدل و ۵. ارزیابی سیاست ها و عملکردها (سناریوسازی) [۴۴].

زمانی که تصمیم های تأمین مالی بر ارزش شرکت تأثیر می گذارد، وضعیت های متعددی رخ می دهد [۴۶]. اهرم مالی ممکن است با توجه به ارتباط بین نرخ بهره و نرخ سودآوری شرکت اثرات مثبت و منفی بر بازده سهام داشته باشند [۴۵]. مطالعات گوناگونی در خصوص تأثیر اهرم های مالی بر ارزش شرکت انجام شده است که از آن میان می توان به مطالعات ذیل اشاره کرد:

داونپورت<sup>۴</sup> (۱۹۷۱) روی سه مجموعه از صنایع انگلیسی (صنایع شیمیایی، غذایی و فلزات) کار کرده و به این نتیجه رسید که هزینه سرمایه مستقل از ساختار سرمایه است [۲۲]. برخی دیگر از پژوهشگران مانند

ماسولیس<sup>۵</sup> (۱۹۸۰)، پاینگر و لیس<sup>۶</sup> (۱۹۸۶)، لی<sup>۷</sup> (۱۹۸۷) نشان دادند که هزینه سرمایه با اهرم مالی افزایش می یابد [۳۳، ۳۷، ۴۳]. ماهانکار و کیو<sup>۸</sup> (۲۰۰۹) و لواتی و دیگران<sup>۹</sup> (۲۰۱۲) با استفاده از نظریه تعادل عمومی به بررسی نظریه MM پرداختند. آنها تلاش کردند تا به این سوال پاسخ دهند که آیا ساختار سرمایه بر ارزش شرکت تأثیر می گذارد یا خیر [۳۴، ۳۵]. قش و قش<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۹) به تأثیر اهرم مالی، سیاست تقسیم سود و سودآوری بر ارزش آتی شرکت در کشور هند پرداخته اند. این پژوهش نشان می دهد که رابطه ای غیرخطی بین اهرم مالی، سودآوری و احتمال افزایش در ارزش آتی شرکت وجود دارد [۲۹]. ماندهر<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۱) نشان می دهد که ارتباط بین اهرم و ارزش شرکت به واسطه نسبت پرداخت تحت تأثیر قرار می گیرد [۴۰]. فوسو<sup>۱۲</sup> (۲۰۱۳) با استفاده از پانل دیتا به بررسی ۲۵۷ شرکت آفریقای جنوبی طی سال های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۹ پرداخت و به این نتیجه رسید که اهرم مالی تأثیر مثبت و معناداری را بر عملکرد شرکت خواهد داشت [۲۷]. فلد<sup>۱۳</sup> و دیگران (۲۰۱۱) به بررسی ۴۶ مطالعه در راستای تأثیر مالیات بر تأمین مالی بدهی شرکت ها پرداختند و با استفاده از روش متا رگرسیون دریافتند که مقیاس هایی همچون نرخ نهایی مالیات شبیه سازی شده از تورش های رو به پایین در برآورد واکنش بدهی نسبت به مالیات جلوگیری می کند [۲۵]. به هر حال مطالعات متعددی حاکی از تأثیر منفی [۲۰،

5. Masulis

6. Pinegar &amp; Lease

7. Lee

8. Mahagaonkar &amp; Qiu

9. Levati, Mahagaonkar &amp; Qiu

10. Ghosh &amp; Ghosh

11. Mondher

12. Fosu

13. Feld, Heckemeyer &amp; Overesch

1. Reinforcing Loops

2. Balancing Loops

3. Sterman

4. Davenport

در مطالعه‌ای که توسط مک میلان<sup>۳</sup> (۲۰۰۷) در راستای بررسی تأثیر حجم معاملات در پیش‌بینی بازده با استفاده از مدل‌های غیرخطی انجام شد، وی مدل‌های خودتوضیح انتقال هموار نمایی و منطقی ((ESTR<sup>۴</sup>) و ((LSTR<sup>۵</sup>))، مدل خود توضیح آستانه‌ای (TAR)<sup>۶</sup> و AR<sup>۷</sup> را به منظور پیش‌بینی بازده بکار گرفت و به این نتیجه رسید که مدل LSTAR عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها ارائه می‌دهد [۴۱]. عباسی و باقری (۱۳۹۰) نیز با هدف پیش‌بینی بازده سهام، توانایی مدل‌های ARMA، TAR و LSTAR را در ۲۶ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ با یکدیگر مقایسه نمودند و به این نتیجه رسیدند که مدل‌های غیرخطی از قدرت پیش‌بینی بالاتری نسبت به مدل ARMA برخوردارند [۱۲].

همچنین سینایی، مرتضوی و تیموری اصل (۱۳۸۴) با استفاده از مدل شبکه عصبی مصنوعی MLP<sup>۸</sup> و مدل ARIMA<sup>۹</sup> شاخص بورس اوراق بهادار تهران را پیش‌بینی نمودند. نتایج این پژوهش نشان داد، شبکه‌های عصبی عملکرد بهتری نسبت به مدل خطی ARIMA برای پیش‌بینی شاخص قیمت دارند [۷]. آذر و کریمی (۱۳۸۸) با هدف پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نسبت‌های حسابداری، به بررسی توانایی شبکه عصبی در مقایسه با رگرسیون حداقل مربعات در دو صنعت سیمان و دارو پرداختند. نتایج حاصله نشان داد شبکه‌های عصبی می‌تواند خطای پیش‌بینی بازده سهام را نسبت به روش‌های خطی مانند رگرسیون کاهش دهد [۱ و ۱۵]. تقی‌زاده مهرجردی و دیگران

[۲۸، ۳۲]، تأثیر مثبت [۱۸، ۳۶، ۴۷] و عدم تأثیر [۴۲] اهرم روی وضعیت شرکت است.

خسروی‌نیا (۱۳۸۸) به بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. به طور کلی یافته‌های پژوهش شواهدی در خصوص رابطه معنی‌دار ساختار سرمایه و ارزش شرکت فراهم می‌آورد [۴]. هاشمی و اخلاقی (۱۳۸۹) با بررسی شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۷، مشخص نمودند که رابطه مثبت و معناداری بین اهرم مالی، سیاست تقسیم سود و سودآوری با ارزش شرکت وجود دارد [۱۶].

برخی دیگر از پژوهشگران نیز اثر اهرمی فعالیت‌های تأمین مالی را بر قیمت سهام مورد توجه قرار دادند. صالح‌نژاد و غیور (۱۳۸۸) بیان کردند که در سطح کل شرکت‌ها، نسبت‌های ROA<sup>۱</sup> و ROE<sup>۲</sup> بر قیمت سهام مؤثر است، اما اهرم مالی تأثیر معناداری ندارد [۱۰]. رودپشتی و دیگران (۱۳۸۹) بیان می‌کنند انتشار اوراق قرضه جدید، بدهی‌های مالیاتی آتی را کاهش داده و در نتیجه تأثیر مثبتی را بر قیمت سهام خواهد داشت [۶].

در این اثنا برای پیش‌بینی قیمت سهام در بازارهای بورس دنیا از روش‌های مختلفی نظیر تحلیل‌ها، رگرسیون‌ها و سری‌های زمانی استفاده شده است [۳]، ۹، ۱۷، ۲۴، ۳۱. در سال‌های اخیر بسیاری از مطالعات انجام شده رفتار غیرخطی قیمت سهام را در سطح بین‌المللی به وسیله خود توضیح انتقال هموار (STAR) بررسی کرده‌اند. از آن جمله می‌توان به پژوهش‌های زیر اشاره کرد:

3. Mc Millan  
4. Exponential Smooth Transition Regression  
5. Logistic Smooth Transition Regression  
6. Threshold Autoregressive  
7. Autoregressive  
8. Multilayer Perceptron  
9. Autoregressive Integrated Moving Average

1. Return of Asset  
2. Return of Equity

۶- افزایش حقوق صاحبان سهام و کاهش بدهی به طور همزمان تأثیر بسزایی بر ارزش شرکت نمی گذارد.

۷- افزایش حقوق صاحبان سهام و کاهش بدهی به طور همزمان تأثیر بسزایی بر قیمت سهام می گذارد.

### روش پژوهش

با توجه به موضوع و مبانی نظری پژوهش و نیل به اهداف پژوهش - شبیه سازی و پیش بینی تأثیر اهرم مالی شرکت در بلندمدت بر متغیرهای مالی - مدل پویایی شناسی سیستمی با استفاده از نرم افزار Vensim<sup>۱</sup> DSS طراحی و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و مرز مفهومی الگو که نقش اهرم مالی بر ارزش و قیمت سهام شرکت ملی مس ایران بوده نیز ارزیابی شده است. افق زمانی در نظر گرفته شده برای این پژوهش یک دوره ۳۱ ساله است که از سال ۱۳۸۰ شروع و تا سال ۱۴۱۱ ادامه می یابد. با توجه به اینکه داده های واقعی برخی از متغیرهای الگو (حسابرسی شده) تا سال ۱۳۹۱ در دسترس است، برای سنجش اعتبار الگو، نتایج شبیه سازی از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۱ با داده های واقعی مقایسه شده و سپس عملیات شبیه سازی تا سال ۱۴۱۱ ادامه یافته است. لازم به توضیح است داده های اشاره شده طی سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ و از صورت های مالی حسابرسی شده شرکت ملی صنایع مس ایران و از سایت های بورس اوراق بهارار تهران - بر مبنای یک عقب گرد<sup>۲</sup> ۱۲ ساله - جمع آوری و استخراج شده است.

(۱۳۹۲) نیز با استفاده از مدل های شبکه عصبی مصنوعی، شبکه عصبی فازی و الگوریتم ژنتیک به بررسی کارایی بانک های دولتی و خصوصی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که مدل شبکه عصبی فازی نسبت به سایر مدل ها دارای بالاترین دقت در پیش بینی است [۲].

بنابراین ملاحظه می شود اکثر مطالعاتی که در خصوص پیش بینی قیمت سهام و بررسی ارزش شرکت انجام شده است، بیشتر از روندهای خطی و یا شبکه های عصبی استفاده نموده و تمامی عوامل تأثیر گذار را به صورت پویا و سیستمی مورد ملاحظه و بررسی قرار نداده اند. همچنین طبق بررسی های انجام شده تاکنون - چه در مطالعات داخلی و چه در مطالعات خارجی - موضوع این پژوهش، با رویکرد پویایی شناسی سیستمی بررسی نشده است که این مطالعه با نگاهی ابتکاری و نوآورانه می تواند در این خصوص مثمر ثمر باشد.

### فرضیه های پژوهش

- ۱- افزایش حقوق صاحبان سهام در مقایسه با کاهش بدهی، در کاهش ریسک مالی تأثیر گذارتر است.
- ۲- تأمین مالی از طریق حقوق صاحبان سهام، قیمت سهام شرکت را بیشتر از زمانی که از طریق بدهی تأمین مالی انجام می پذیرد، تحت تأثیر قرار خواهد داد.
- ۳- افزایش اهرم مالی شرکت، تأثیر قابل توجهی بر قیمت سهام شرکت ندارد.
- ۴- ارزش شرکت به تغییرات ریسک بازار بسیار حساس است.
- ۵- قیمت سهام شرکت به تغییرات ریسک بازار حساسیت چندانی ندارد.

۱. برای اطلاعات بیشتر در مورد نرم افزار و توانایی های آن می توان به سایت [www.vensim.com](http://www.vensim.com) مراجعه شود



جدول (۱) معرفی متغیرهای مورد استفاده الگوی سیستمی پژوهش

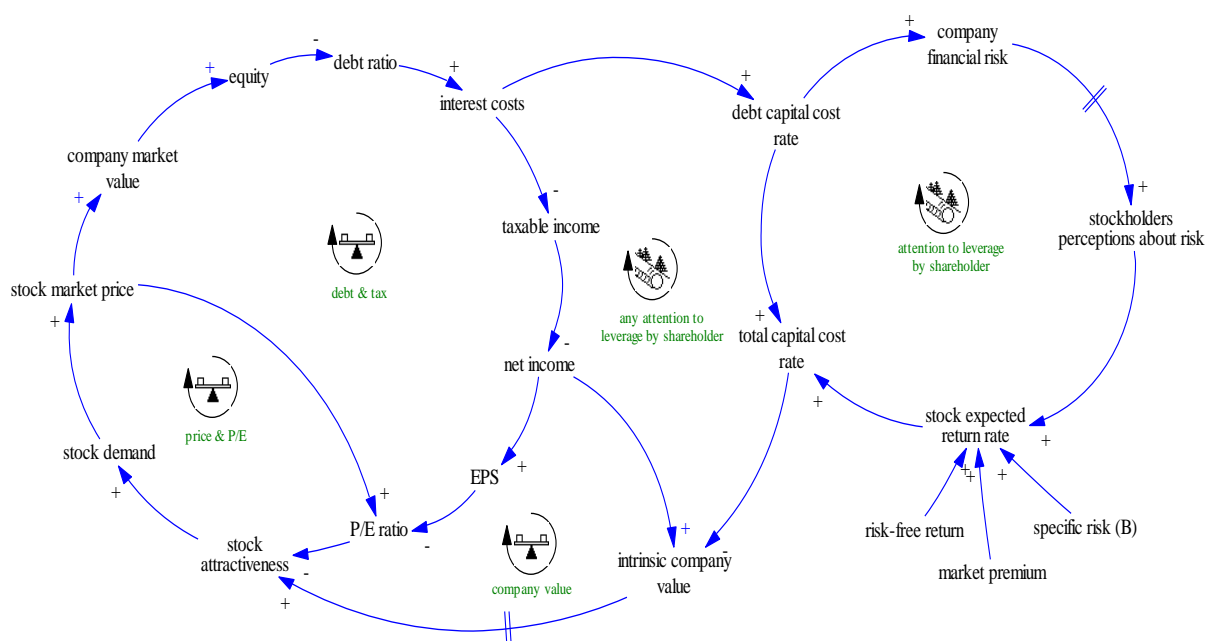
ردیف	متغیر				ردیف	متغیر			
	منبع	نوع	لاتین	فارسی		منبع	نوع	لاتین	فارسی
۱	پژوهشگر ساخته	درون‌زا	Change in stock expected return rate	تغییر در نرخ بازده مورد انتظار سهام	۱۹	[۳۹، ۱۴]	درون‌زا	Equity	حقوق صاحبان‌سها م
۲	[۴۵، ۱۴]	درون‌زا	Stock expected return rate	نرخ بازده مورد انتظار سهام	۲۰	[۱۴، ۱۳] [۳۹]	درون‌زا	Debt ratio	نسبت بدهی
۳	[۱۴]	برون‌زا	Initial Stock expected return rate	نرخ بازده مورد انتظار اولیه سهام	۲۱	[۱۴، ۱۳] [۳۹]	درون‌زا	Interest costs	هزینه‌های بدهی
۴	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Risk-free return rate	نرخ بازده بدون ریسک	۲۲	[۱۴، ۱۳] [۳۹]	درون‌زا	Taxable income	درآمد مشمول مالیات
۵	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Market premium	صرف بازار	۲۳	[۲۸، ۱۳] [۳۹]	درون‌زا	Net income	سود خالص
۶	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Specific risk (B)	شاخص ریسک سیستماتیک	۲۴	[۲۹، ۱۵]	درون‌زا	EPS	سود هر سهم
۷	[۳۹، ۱۴، ۱۳]	برون‌زا	Debt	بدهی	۲۵	[۲۹، ۱۵]	درون‌زا	P/E ratio	نسبت قیمت به درآمد
۸	[۱۰]	برون‌زا	Asset	دارایی	۲۶	[۱۵]	درون‌زا	Stock attractiveness	جذابیت سهام
۹	[۱۴]	برون‌زا	Interest rate	نرخ بهره	۲۷	[۱۵]	درون‌زا	Stock demand	تقاضای سهام
۱۰	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Operational profit	سود عملیاتی	۲۸	پژوهشگر ساخته	درون‌زا	Net price change	خالص تغییر قیمت
۱۱	[۳۹، ۱۴]	برون‌زا	Tax rate	نرخ مالیات	۲۹	[۱۵، ۱۰]	درون‌زا	Stock market price	قیمت بازار سهام
۱۲	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Premium profit	سود سهام ممتاز	۳۰	[۳۹، ۱۴]	درون‌زا	Company market value	ارزش بازار شرکت
۱۳	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Number of shares	تعداد سهام	۳۱	[۳۹، ۱۴]	درون‌زا	Debt capital cost rate	نرخ هزینه سرمایه بدهی
۱۴	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Delays	تاخیرات	۳۲	[۳۹، ۱۴]	درون‌زا	Total capital cost rate	نرخ هزینه سرمایه کل
۱۵	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Total demand	تقاضای کل	۳۳	پژوهشگر ساخته	درون‌زا	net company value change	خالص تغییر ارزش ذاتی
۱۶	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Stock supply	عرضه سهام	۳۴	[۳۹، ۱۴]	درون‌زا	Intrinsic company value	ارزش ذاتی شرکت
۱۷	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Time	زمان	۳۵	[۳۹، ۱۴]	درون‌زا	Company financial risk	ریسک مالی شرکت
۱۸	پژوهشگر ساخته	برون‌زا	Normal P/E ratio	نسبت قیمت به درآمد نرمال	۳۶	پژوهشگر ساخته	درون‌زا	Change in fix financial costs	تغییر در هزینه ثابت مالی

## تعریف متغیرهای کلیدی و روابط علی و معلولی پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش و عوامل اثرگذار در تحلیل رویکرد سستی ساختار سرمایه و نظریه مودلیانی و میلر [۱۴، ۳۰ و ۴۶] و نیز الگوی پویایی‌شناسی سیستم، متغیرهای مربوطه در الگوی این مطالعه بکار رفته است. متغیرهای این الگو به تفکیک

متغیرهای درون‌زا<sup>۱</sup> و بیرون‌زا<sup>۲</sup> به شرح جدول شماره یک هستند.

در روش پویایی‌شناسی سیستمی ابتدا ارتباط متغیرها بر اساس روابط علت و معلولی نشان داده می‌شود. سپس برای انجام عملیات شبیه‌سازی، متغیرها در قالب متغیرهای نرخ و حالت گروه‌بندی می‌شوند. نمودار شماره یک کل الگوی علت و معلولی را در یک نگاه نشان داده است.



شکل (۱) نمودار الگوی علت و معلولی پژوهش

**الف. حلقه‌های تعادلی بدهی و مالیات، ارزش شرکت و قیمت و P/E:** بدهی به عنوان یکی از چهار روش تأمین مالی (بدهی، انتشار سهام عادی، انتشار سهام ممتاز و سود انباشته) نقش بسیار مهمی را در ساختار سرمایه شرکت ایفا می‌کند. تأمین منابع مالی به واسطه افزایش بدهی به افزایش نسبت

هم‌اکنون لازم است حلقه‌ها به طور جداگانه توضیح داده شود. حلقه‌های با علامت (+) را حلقه‌های منفی یا حلقه‌های تعادلی و حلقه‌های با علامت (-) را حلقه‌های مثبت یا حلقه‌های تقویت‌کننده می‌نامند.

3. Debt & Tax, Company Value & Price & Price/Earn (P/E) Ratio Balancing Loops

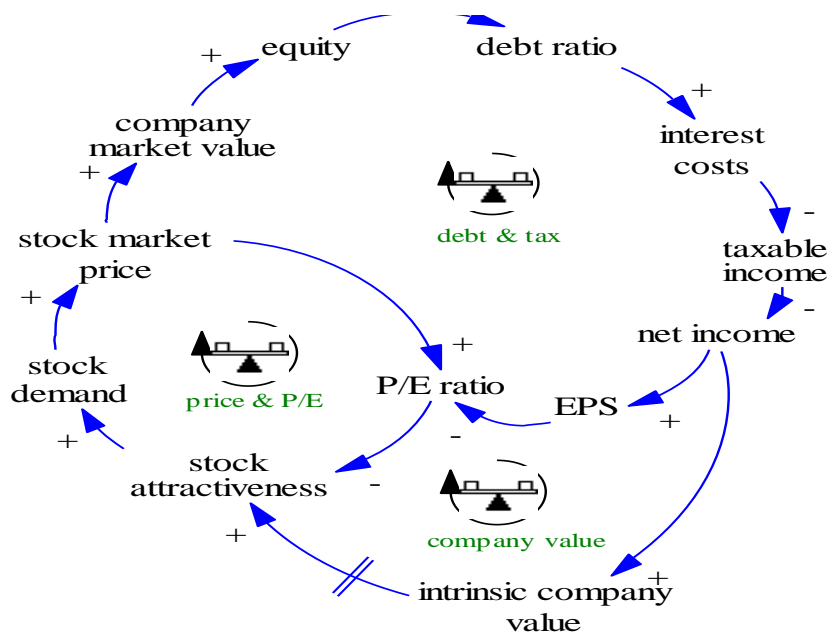
1. Indigenous  
2. Exogenous

جذابیت سهم شرکت را با یک تاخیر یک دوره‌ای کاهش داده و در ادامه مجدداً به افزایش نسبت بدهی منجر می‌شود. از طرفی افزایش اهرم مالی شرکت، ریسک مالی را افزایش می‌دهد. در ابتدا سهامداران با توجه به رویکرد سنتی ساختار سرمایه، متوجه ایجاد این ریسک در شرکت نیستند، لذا با یک تاخیر دو دوره‌ای در بررسی‌های مالی خود، متوجه ایجاد این ریسک می‌شوند. بنابراین سهامداران نرخ بازده مورد انتظار خود را متناسب با افزایش اهرم مالی، بالا می‌برند. این افزایش به افزایش نرخ هزینه سرمایه کل و کاهش ارزش شرکت منجر می‌شود و در ادامه کاهش جذابیت سهام و افزایش مجدد نسبت بدهی را در پی دارد. حلقه‌های اشاره شده در نمودار شماره سه نمایش داده شده است.

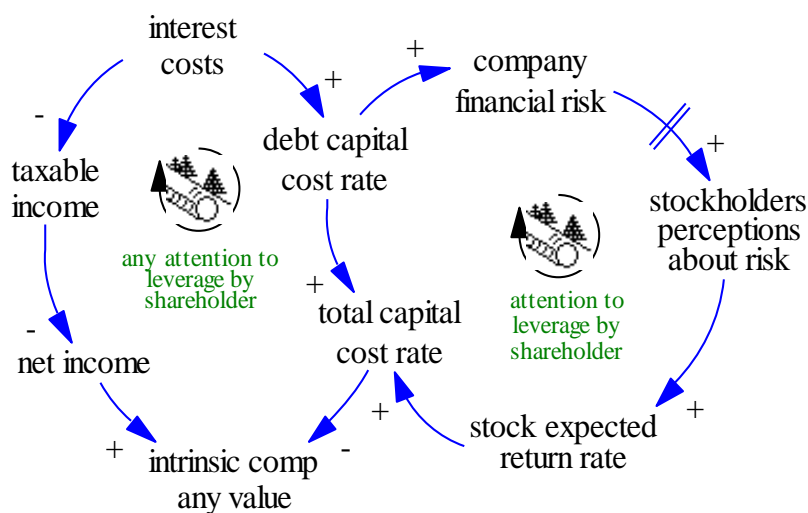
بدهی، هزینه بهره پرداختی و سپر مالیاتی شرکت منجر می‌شود. بنابراین درآمد مشمول مالیات کاهش یافته و سود خالص شرکت را افزایش می‌دهد. این امر سود هر سهم (EPS) را افزایش و نسبت P/E را کاهش می‌دهد. نسبت P/E به عنوان یکی از شاخص‌های مهم و تعیین‌کننده در بازار سرمایه برای خرید سهام به کار می‌رود. بنابراین هر چه این نسبت پایین‌تر آید و یا کمتر از P/E نرمال (P/E صنعت) روند نزولی داشته باشد، جذابیت سهم برای خریدار سهام افزایش می‌یابد. این حلقه متذکر می‌شود، در صورتی که جذابیت سهام افزایش یابد، تقاضا برای آن سهم افزایش یافته و با این امر، قیمت بازار سهام رشد و نسبت P/E افزایش می‌یابد. نهایتاً این موضوع باعث افزایش ارزش بازار شرکت شده و افزایش سرمایه شرکت از طریق انتشار سهام عادی و افزایش تعداد سهام، حقوق صاحبان سهام را نسبت به بدهی‌ها در ساختار سرمایه شرکت افزایش داده و نسبت بدهی کاهش می‌یابد. از طرفی با توجه به اهمیت سود خالص در ارزشیابی ذاتی شرکت، افزایش آن، ارزش ذاتی شرکت را افزایش داده که این مهم با یک تاخیر یک دوره‌ای به افزایش جذابیت سهم و در نهایت کاهش نسبت بدهی منجر می‌شود. حلقه‌های اشاره شده در نمودار شماره دو نمایش داده شده است.

### ب. حلقه‌های تقویتی عدم توجه و توجه

**سهامداران به اهرم مالی<sup>۱</sup>:** با افزایش پرداخت هزینه‌های بهره شرکت و بالا رفتن اهرم مالی و وام‌دهندگان به شرکت، وام‌های خود را با نرخ‌های بالاتر ارایه می‌دهند که این مهم به افزایش نرخ هزینه سرمایه بدهی (نرخ بهره مؤثر) و کل شرکت و کاهش ارزش ذاتی کل شرکت منجر می‌شود. مسلماً این امر



شکل (۲) نمودار حلقه‌های تعادلی بدهی و مالیات، ارزش شرکت و قیمت و P/E



شکل (۳) نمودار حلقه‌های تقویتی عدم توجه و توجه سهامداران به اهرم مالی

یک دوره زمانی هستند و در طول زمان بر اساس متغیر نرخ، افزایش و یا کاهش می‌یابند؛ مانند متغیر قیمت بازار سهام، ب. متغیرهای نرخ<sup>۲</sup>: این متغیرها تعیین کننده متغیرهای حالت در سیستم هستند؛ مانند متغیرهای خالص تغییر قیمت و ج. متغیرهای کمکی<sup>۳</sup>: این متغیرها

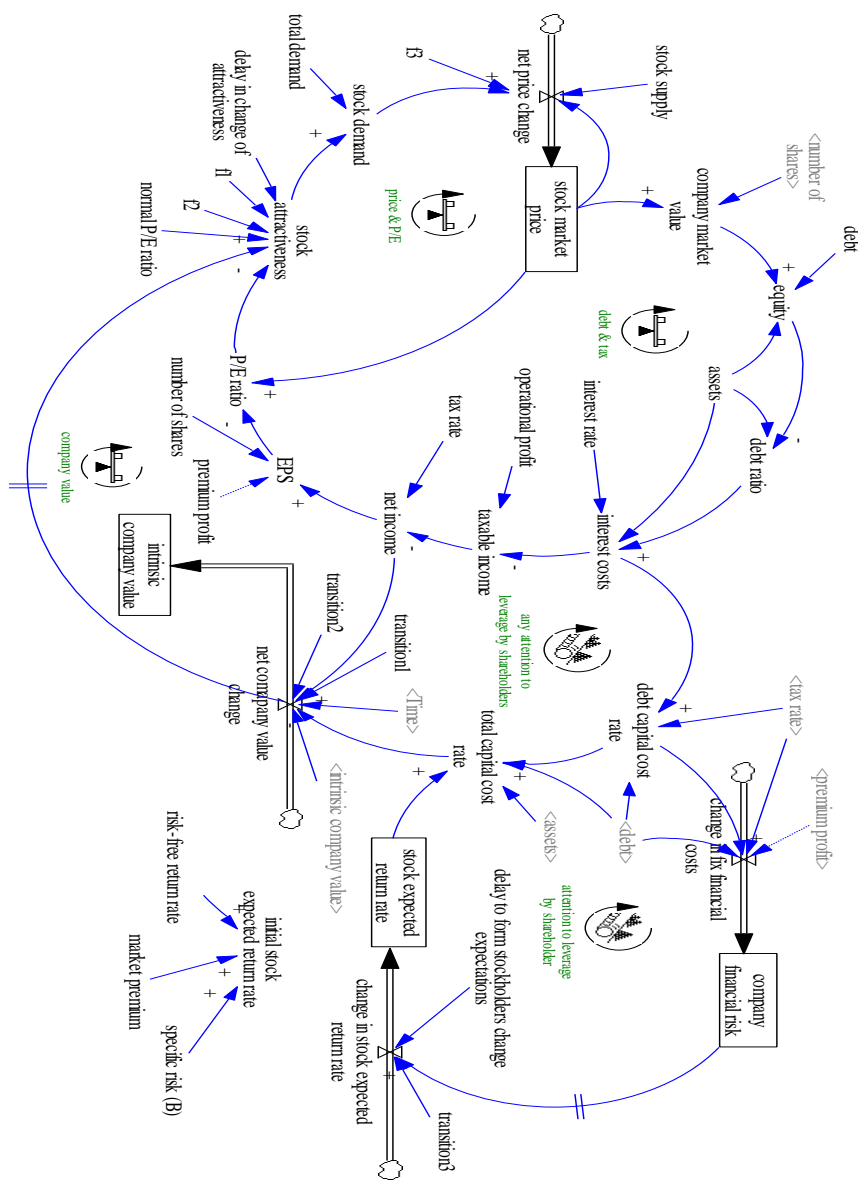
### طراحی نمودار پویایی‌های سیستم و تعیین وضعیت متغیرهای نرخ و حالت

وضعیت هر متغیر در نمودار پویایی‌های سیستم (نمودار شماره چهار) مشخص می‌شود. متغیرهای مورد استفاده در این الگو به سه گروه تقسیم می‌شوند: الف. متغیرهای حالت<sup>۱</sup>: این متغیرها نشان‌دهنده انباشت در

2. Rate Variables  
3. Auxiliary Variables

1. State Variables

حاوی متغیرهای دیگر بوده و مقدار آنها مستقل از  
مقدار متغیرها در دوره‌های زمانی قبل است؛ مانند متغیر



شکل (۴) نمودار الگوی سیستمی جریان و حالت پژوهش

### یافته‌های پژوهش

#### شبیه‌سازی و اعتبارسنجی الگوی پژوهش

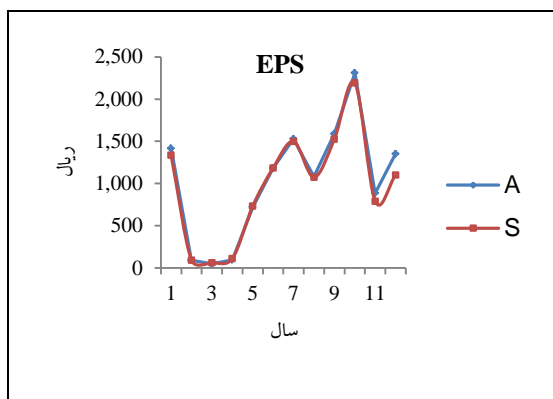
برای اطمینان از اعتبار عملکرد الگو و روابط تعریف شده، با توجه به ارتباط بین متغیرها که در قالب روابط ریاضی و منطقی برقرار شده، آزمون‌های

متعددی توسط نرم افزار Vensim DSS انجام یافته که نتایج آنها به شرح زیر است:

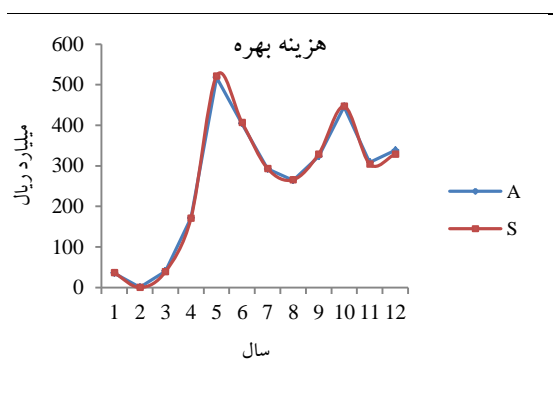
#### آزمون رفتار مجدد

هدف از این آزمون مقایسه نتایج شبیه‌سازی با داده‌های واقعی جهت اطمینان از صحت عملکرد رفتار

الگو است. همانطور که در نمودارهای شماره پنج و شش ملاحظه می‌شود، اطلاعات واقعی و نتایج شبیه‌سازی متغیرهای هزینه بهره و سود هر سهم شرکت طی سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱ حاکی از آن است که رفتار متغیرهای مورد بررسی به خوبی شبیه‌سازی شده است.



شکل (۵) نمودار آزمون رفتار الگو بر اساس EPS



شکل (۶) نمودار آزمون رفتار الگو بر اساس هزینه بدهی

بیشتر می‌توان اعتماد کرد. میزان خطا در این روش بر

اساس فرمول شماره یک محاسبه می‌شود.

مدل (۱)

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{\theta} \left( \frac{y_{T+i}^s - y_{T+i}^a}{y_{T+i}^a} \right)^2} * 100$$

در این فرمول:  $y_{T+i}^s$  نتایج شبیه‌سازی متغیر الگو،

$y_{T+i}^a$  داده‌های واقعی،  $\theta$  نشان‌دهنده تعداد مشاهدات

است. بر این اساس هر چه میزان RMSPE به صفر

### آزمون محاسبه میزان خطا<sup>۱</sup>

علاوه بر بازتولید رفتار الگو برای اطمینان از نتایج

شبیه‌سازی شده، خطای متغیرهای کلیدی نیز بر اساس

روش‌های زیر محاسبه شد.

الف. حداقل خطای مجدورات (RMSPE):<sup>۲</sup> بر

اساس این شاخص هر چه میزان تفاوت بین داده‌های

واقعی و شبیه‌سازی شده کمتر باشد، به نتایج شبیه‌سازی

1. Behavioral Reproduction Test

2. Root Mean Squares Percentage Error

[۴۴]. متغیرهای فوق از طریق روابط شماره چهار، پنج و شش بدست می‌آیند.

مدل (۴)

$$U^m = (\bar{Y}^s - \bar{Y}^a)^2 / \left[ \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{\theta} (Y_{T+i}^s - Y_{T+i}^a)^2 \right]$$

مدل (۵)

$$U^s = (SDS - SDA)^2 / \left[ \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{\theta} (Y_{T+i}^s - Y_{T+i}^a)^2 \right]$$

مدل (۶)

$$U^c = [2 * (1-r) * (SDS * SDA)] / \left[ \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{\theta} (Y_{T+i}^s - Y_{T+i}^a)^2 \right]$$

$\bar{Y}^a$  متوسط اطلاعات واقعی،  $\bar{Y}^s$  متوسط اطلاعات شبیه‌سازی و همچنین  $SDS$  و  $SDA$  به ترتیب انحراف معیار داده‌های شبیه‌سازی شده و واقعی و  $r$  ضریب همبستگی بین داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده هستند. نتایج حاصل از آزمون‌های محاسبه خطا در جدول شماره دو بر حسب متغیرهای کلیدی الگو نشان داده شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود میزان خطا در همه متغیرهای مورد بررسی در سطح قابل قبولی است.

نزدیک‌تر باشد به مفهوم خطای کمتر و نزدیک بودن به ۱۰۰ درصد نیز نشان‌دهنده خطای بالا است [۴۴].

ب. شناسایی ریشه‌های خطا: روش دیگر برای سنجش انحراف مقادیر شبیه‌سازی شده از داده‌های واقعی، محاسبه  $UT$  است که طبق فرمول شماره دو بدست می‌آید.

مدل (۲)

$$UT = \sqrt{\frac{\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{\theta} (y_{T+i}^s - y_{T+i}^a)^2}{\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{\theta} (y_{T+i}^s)^2 + \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{\theta} (y_{T+i}^a)^2}}$$

مقدار  $UT$  همواره بین صفر و یک خواهد بود، هرچه این مقدار به صفر نزدیکتر باشد، مقادیر شبیه‌سازی شده و واقعی انحراف کمتری از یکدیگر دارند.

ج. محاسبه ریشه‌های خطا: برای محاسبه ریشه‌های خطا از فرمول شماره سه استفاده می‌شود:

مدل (۳)

$$U^m + U^s + U^c = 1$$

در حالت ایده‌آل  $U^c = 1$  و  $U^s = U^m = 0$

خواهد شد و مجموع این خطاها باید برابر یک باشد

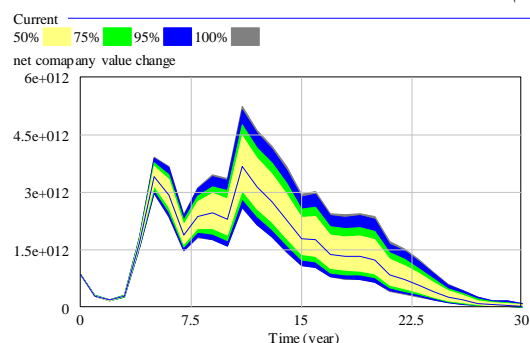
جدول (۲) نتایج آزمون‌های آماری اعتبارسنجی الگو

آزمون	خالص تغییر در ارزش ذاتی	سود هر سهم	هزینه بهره	نرخ هزینه سرمایه بدهی	نرخ هزینه سرمایه کل
RMSPE	۰/۱۰۹۹۲	۰/۱۰۸۷۲	۰/۲۸۹۱۴	۰/۲۸۹۱۳	۰/۰۰۰۷۲
UT	۰/۰۷۹۹۴	۰/۰۵۳۶۸	۰/۰۰۸۳۴	۰/۰۰۵۸۸	۰/۰۰۰۴۵
$U^m$	۰/۱۹۲۸۹	۰/۲۵۲۵۳	۰/۰۰۰۵۵	۰/۰۹۵۲۷	۰/۰۴۳۵۴
$U^s$	۰/۲۹۷۷۹	۰/۲۰۶۶۹	۰/۰۴۲۹۷	۰/۲۷۸۸۷	۰/۰۰۰۵۷
$U^c$	۰/۵۰۹۳۲	۰/۵۴۰۷۸	۰/۹۵۶۴۷	۰/۶۲۵۸۶	۰/۹۵۵۸۹
$U^m + U^s + U^c$	۱	۱	۱	۱	۱

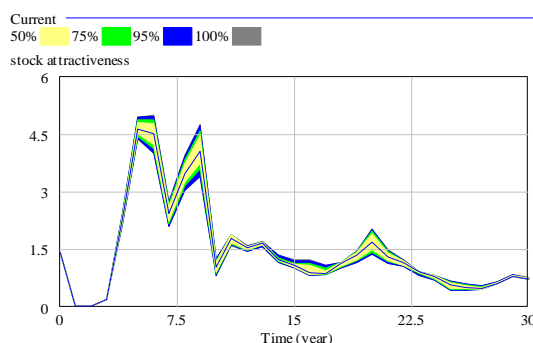
1. U-Theil's
2. Standard Deviation Simulation
3. Standard Deviation Actual

## تحلیل حساسیت<sup>۱</sup>:

تحلیل حساسیت در الگوهای پویایی‌شناسی سیستم نشان‌دهنده میزان حساسیت متغیرهای کلیدی پژوهش، نسبت به پارامترهای پژوهش است. بنابراین پارامترها را به یک اندازه تغییر داده و اثر آن بر متغیرهای کلیدی بررسی می‌شود. در این بخش حساسیت ارزش شرکت و جذابیت سهام نسبت به تغییرات شاخص ریسک سیستماتیک (بتا)<sup>۲</sup> سنجیده خواهد شد. برای این منظور ریسک بازار را به میزان ۵۰ درصد تغییر داده و اثر آن بر متغیرهای مذکور بررسی می‌شود. همانطور که در نمودار شماره هفت ملاحظه می‌شود، اثر این تغییر بر تغییرات ارزش شرکت بسیار است، اما با توجه به نمودار شماره هشت این تغییر اثر چندانی بر جذابیت سهام ندارد.



شکل (۷) نمودار تغییرات ارزش شرکت نسبت به نوسان‌های بتا

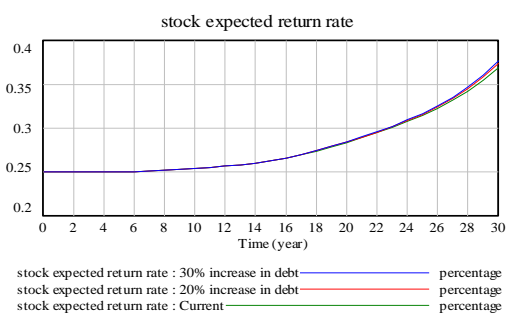


شکل (۸) نمودار تغییرات جذابیت سهام نسبت به نوسان‌های بتا

## سیاست‌گذاری برای بهینه‌سازی متغیرهای کلیدی الگو

هدف این مرحله بهینه‌سازی روند تغییرات متغیرهای کلیدی بر حسب سیاست‌های مختلف است. با توجه به اینکه آخرین صورت‌های مالی حسابرسی شده مربوط به سال ۱۳۹۱ است، منطقی است که این تغییرات از همین سال در الگو اعمال شود. لذا به منظور پیش‌بینی رفتارهای محتمل الگو در آینده چند سناریو پیشنهاد شده است که نتایج آن بر حسب چند متغیر اصلی ارزیابی می‌شوند:

الف- در حالت اول افزایش دو مرحله ۲۰ و ۳۰ درصدی در بدهی را برای سال‌های آینده پیش‌بینی نموده و تأثیر آن بر دیگر متغیرهای پژوهش سنجیده می‌شود. در صورتی که این شرکت روش تأمین مالی خود در ساختار سرمایه را بدهی‌ها مد نظر قرار دهد، طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۴۱۱ تأثیر بسزایی در متغیرهای مد نظر ایجاد نمی‌نماید. دو نمونه از نتایج تغییرات در نمودارهای شماره نه و ۱۰ مشاهده می‌شوند.



شکل (۹) نمودار تغییرات بدهی بر نرخ بازده مورد انتظار سهامداران

### 1. Sensitivity Analysis

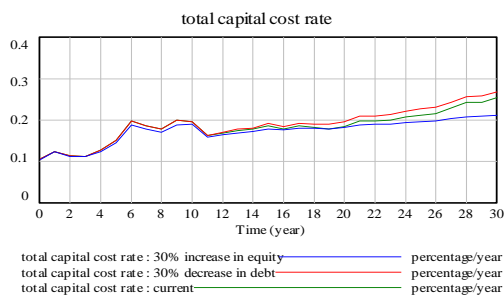
۲. حساسیت بازده سهام به بازده بازار



ج- در حالت سوم ۳۰ درصد افزایش در حقوق صاحبان سهام و ۳۰ درصد کاهش در بدهی‌ها به طور جداگانه شبیه‌سازی شده و در یک نمودار نشان داده می‌شوند. کاهش بدهی‌ها تغییر بسزایی را در ریسک مالی صورت نمی‌دهد. بنابراین نرخ بازده مورد انتظار کاهش ناچیزی دارد، اما افزایش حقوق صاحبان سهام نقش بسزایی در کاهش ریسک مالی و به تبع آن کاهش نرخ بازده مورد انتظار سهامداران دارد. دو نمونه از نتایج تغییرات در نمودارهای شماره ۱۳ و ۱۴ مشاهده می‌شوند.

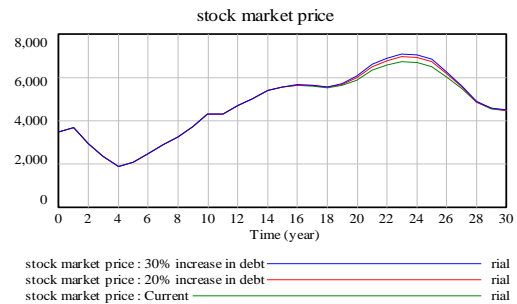


شکل (۱۳) نمودار تغییرات جداگانه بدهی و حقوق صاحبان سهام بر نرخ بازده مورد انتظار سهامدار



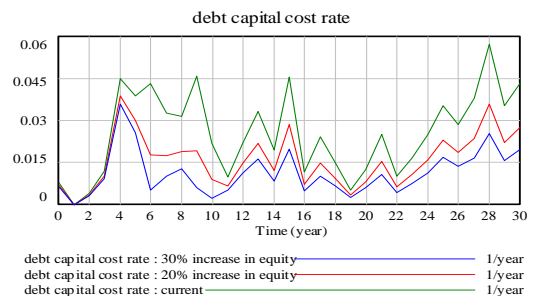
شکل (۱۴) نمودار تغییرات جداگانه بدهی و حقوق صاحبان سهام بر نرخ هزینه سرمایه کل

د- در حالت چهارم شرایطی بررسی می‌شود که در آن -با توجه به نقش بهتر افزایش سرمایه در اثرگذاری بر متغیرهای الگو- همزمان حقوق صاحبان سهام به میزان ۳۰ درصد افزایش و بدهی‌ها ۳۰ درصد کاهش

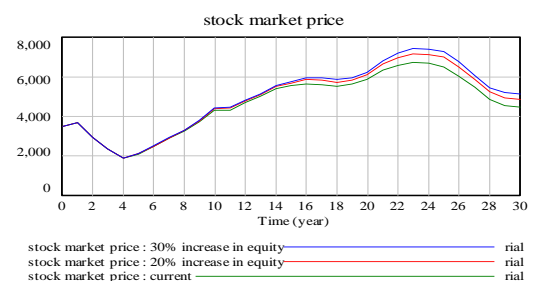


شکل (۱۰) نمودار تغییرات بدهی بر قیمت سهام

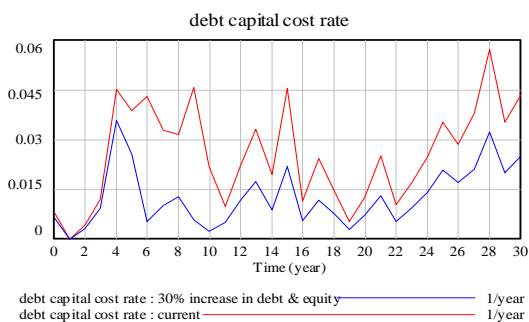
ب- در حالت دوم شبیه‌سازی افزایش ۲۰ و ۳۰ درصدی در حقوق صاحبان سهام اشاره می‌کند که رفتار متغیرهای مربوطه نسبت به زمانی که بدهی افزایش می‌یابد، بیشتر تحت تأثیر قرار گرفته و قیمت سهام افزایش بهتری را نشان می‌دهد. دو نمونه از نتایج تغییرات در نمودارهای شماره ۱۱ و ۱۲ مشاهده می‌شوند.



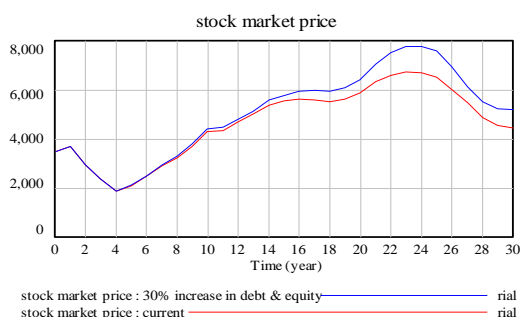
شکل (۱۱) نمودار تغییرات حقوق صاحبان سهام بر نرخ هزینه سرمایه بدهی



شکل (۱۲) نمودار تغییرات حقوق صاحبان سهام بر قیمت سهام



شکل (۱۷) نمودار تغییرات همزمان بدهی و حقوق صاحبان سهام بر نرخ هزینه سرمایه بدهی

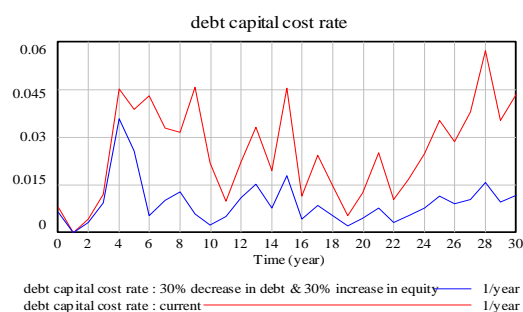


شکل (۱۸) نمودار تغییرات همزمان بدهی و حقوق صاحبان سهام بر قیمت سهام

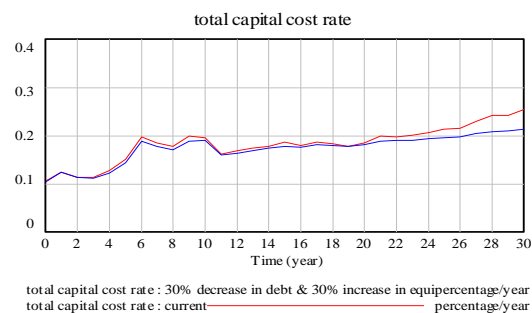
### بحث و بررسی، نتایج و پیشنهادها پژوهش

در این پژوهش سعی بر آن شد تا با استفاده از رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی ساختار سرمایه شرکت ملی صنایع مس ایران بررسی شود. در همین راستا با ملاحظه نظریه‌های موجود در زمینه ساختار سرمایه و نقش آنها بر ارزش شرکت تلاش شد تا با تلفیقی از نظریه‌های ساختار سرمایه و متغیرهای بازار سرمایه یک الگوی سیستمی برای پیش‌بینی ایجاد شود. این الگو به خوبی با استفاده از روش پویایی‌شناسی سیستمی و با رویکردی غیرخطی نقش اهرم‌های مالی را بر متغیرهای ارزش و قیمت سهام شرکت بررسی نمود و رفتارهای متغیرهای سیستم تا سال ۱۴۱۱ شبیه‌سازی شد. لازم به توضیح است، انجام آزمون رفتار مجدد و آزمون محاسبه خطا حاکی از اعتبار، صحت و درستی الگوی پژوهش است. بر این اساس تجزیه و تحلیل‌های انجام

می‌یابد. شبیه‌سازی الگو برای سال‌های آتی نشان می‌دهد با اینکه نرخ هزینه سرمایه بدهی به شدت کاهش می‌یابد، اما تأثیر بسزایی را بر نرخ هزینه سرمایه کل و ارزش شرکت نمی‌گذارد. دو نمونه از نتایج تغییرات در نمودارهای شماره ۱۵ و ۱۶ مشاهده می‌شوند.



شکل (۱۵) نمودار تغییرات همزمان بدهی و حقوق صاحبان سهام بر نرخ هزینه سرمایه بدهی



شکل (۱۶) نمودار تغییرات همزمان بدهی و حقوق صاحبان سهام بر نرخ هزینه سرمایه کل

ه- در حالت پنجم شرایطی بررسی می‌گردد که در آن بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام همزمان به میزان ۳۰ درصد افزایش می‌یابند که در این حالت رفتارها تقریباً روند افزایشی یا کاهشی مشابهی را با حالت عدم تغییر دنبال می‌کند، اما آنچه که مهم است این است که روند قیمت افزایش بهتری را در این حالت نشان می‌دهد. دو نمونه از نتایج تغییرات در نمودارهای شماره ۱۷ و ۱۸ مشاهده می‌شوند.

و تحلیل‌های انجام شده حاکی از آن است، در صورتی که بازده بازار تغییر کند، نرخ هزینه سرمایه کل از طریق نرخ بازده سهامداران به شدت تحت تأثیر قرار می‌گیرد که این مهم اثر زیادی را بر ارزش شرکت می‌گذارد، اما این موضوع تغییر چندانی را بر جذابیت سهام و تقاضا برای آن به واسطه تأخیر در تغییر ادراک نسبت به ارزش واقعی شرکت ایجاد نمی‌کند. لذا قیمت سهام چندان تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد (نمودارهای شماره هفت و هشت). بنابراین فرضیه‌های شماره چهار و پنج تأیید می‌شوند. از طرفی، در صورتی که شرکت تصمیم بگیرد که در ساختار سرمایه خود از افزایش حقوق صاحبان سهام و بدهی به طور همزمان استفاده نماید، ریسک به وجود آمده به واسطه اهرم مالی، تا حد زیادی از طریق افزایش سرمایه خنثی شده و تأثیر چندانی را بر نرخ هزینه سرمایه کل و ارزش شرکت نمی‌گذارد، اما با توجه به اینکه اهرم ایجاد شده، سپر مالیاتی ایجاد می‌کند باعث می‌شود سود هر سهم و تقاضا برای سهام بالا رود و طی دوره ۱۸ تا ۲۲ افزایش مؤثری در قیمت سهام رخ دهد (نمودار شماره ۱۸). لذا فرضیه‌های شماره شش و هفت تأیید می‌شوند.

به طور خلاصه نتایج حاصل از این مطالعه بیان می‌کند تأمین مالی از طریق بدهی در ساختار سرمایه شرکت، تأثیر بسزایی در متغیرهای مدل ایجاد نمی‌نماید، اما شبیه‌سازی افزایش در حقوق صاحبان سهام اشاره می‌کند که رفتار متغیرهای مربوطه نسبت به زمانی که بدهی افزایش می‌یابد، بیشتر تحت تأثیر قرار گرفته و قیمت سهام افزایش بهتری را نشان می‌دهد. همچنین مشخص شد که با کاهش بدهی‌ها در ریسک مالی و نرخ بازده مورد انتظار سهامداران تغییر چندانی حاصل نمی‌شود، اما افزایش حقوق صاحبان سهام نقش بسزایی در کاهش ریسک مالی و به تبع آن کاهش نرخ

شده نشان می‌دهد افزایش سرمایه و افزایش حقوق صاحبان سهام برای کاهش اهرم مالی بسیار مهمتر و اثرگذارتر از کاهش بدهی عمل می‌کند، چرا که این موضوع کاهش خوبی را در نرخ بازده مورد انتظار سهامداران از دوره ۱۲ تا ۳۰ (نمودار شماره ۱۳) ایجاد کرده و بنابراین نرخ هزینه سرمایه کل - به علت کاهش ریسک مالی - بیشتر از زمانی که بدهی‌ها پایین آمده است، کاهش و ارزش شرکت نیز افزایش یافته است، لذا فرضیه شماره یک تأیید می‌شود. تحلیل‌های انجام شده نشان داد در صورتی که شرکت منابع تأمین مالی خود در ساختار سرمایه را از طریق انتشار سهام عادی انتخاب نماید و افزایش سرمایه را به جای تأمین مالی از طریق بدهی به عنوان سیاست‌های آینده خود برگزیند، نرخ هزینه سرمایه بدهی - به خصوص از دوره ۲۲ به بعد - کاهش بیشتری یافته (نمودار شماره ۱۱) و نیز قیمت سهام نیز در همین دوره افزایش خوبی را نشان می‌دهد. این موضوع حاکی از آن است که اقدام صورت گرفته، نرخ هزینه سرمایه و ارزش شرکت را تحت تأثیر قرار داده و تقاضای سهام شرکت را بالا برده که منجر به افزایش قیمت سهام شده است. بنابراین فرضیه شماره دو تأیید می‌شود. در مقابل، در صورتی که شرایطی برای شرکت پیش آید که بخواهد از طریق بدهی تأمین مالی کند (برای مثال رونق فعالیت‌های شرکت که ممکن است با لغو تحریم‌ها و انجام تعاملات شرکت با دیگر واحدهای کسب و کار و همچنین اجرای فاز دوم هدفمندسازی یارانه‌ها اتفاق بیافتد)، در قیمت سهام تغییر چندانی رخ نمی‌دهد (نمودار شماره ۱۰)؛ چرا که نرخ هزینه سرمایه کل و ارزش شرکت چندان تحت تأثیر قرار نمی‌گیرند و این مهم جذابیت و تقاضایی را برای سهام ایجاد نمی‌کند. بنابراین فرضیه شماره سه تأیید می‌شود. همچنین تجزیه

نمی‌گذارد. در نهایت برای مطالعات آینده پیشنهاد می‌شود الگوی حاضر با دیگر روش‌های غیرخطی بررسی و مقایسه شود. در این راستا بررسی نقش منابع ریسک سیستماتیک و اثرات آن بر ساختار سرمایه و ارزش شرکت با استفاده از رویکرد پویایی‌شناسی سیستمی می‌تواند اقدامی مؤثر باشد. سیاست‌های پیشنهادی دیگر می‌تواند توسط مدیران شرکت ارایه و آزمایش شوند، زیرا مدیران از توانایی‌های سیستم اجرایی، واقعیت‌های اقتصادی-اجتماعی و برنامه‌های توسعه شرکت اطلاعات دقیق‌تری دارند و می‌توانند بسته‌های سیاستی بهتری را پیشنهاد نمایند. همچنین در مورد اجرای سیاست‌ها باید به اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آن که ممکن است متفاوت از هم باشند نیز توجه نمود.

در پایان باید به محدودیت‌های پژوهش اشاره نمود که بین زمان شبیه‌سازی و دقت مورد لزوم در مورد اثرات سیاست‌ها (سناریوها) رابطه عکس وجود دارد، زیرا ممکن است که در میان‌مدت و بلندمدت تغییرات ساختاری روی دهد. به عبارت دیگر، هرچه زمان شبیه‌سازی زیادتر شود با دقت کمتری می‌توان در مورد سیاست‌های پیشنهادی اظهار نظر نمود. بنابراین سیاست‌های پیشنهادی مطرح شده حاصل از نتایج این پژوهش را با رعایت جانب احتیاط باید بررسی کرد. هر پژوهش در راستای انجام خود به پرسش‌های محدودی می‌تواند پاسخ دهد و چندین برابر پرسش‌های پاسخ داده شده، پرسش‌های جدید ایجاد نماید. این مهم ویژگی پژوهش و علی‌الخصوص پژوهش‌های اقتصادی-اجتماعی است. بنابراین، این ادعا وجود ندارد که همه مسائل اقتصادی و اجتماعی لحاظ شده، با این مطالعه حل و فصل خواهد شد، بلکه این الگو کمک قابل توجهی به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در راستای

بازده مورد انتظار سهامداران دارد. بنابراین نرخ هزینه سرمایه کل شرکت کاهش یافته و ارزش شرکت افزایش می‌یابد. به خوبی مشاهده می‌شود که یافته‌های پژوهش تقریباً نظریه MM را تأیید می‌نماید. شایان ذکر است ترکیب همزمان بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام در ساختار سرمایه شرکت باعث می‌شود روند قیمت افزایش بهتری را از خود نشان دهد. همچنین ارزش شرکت حساسیت بالایی را به شاخص ریسک سیستماتیک نشان می‌دهد، که این موضوع برای متغیرهای جذابیت سهام و نسبت P/E کمتر دیده می‌شود. البته بررسی‌های خطی نیز این موضوع را تأیید نموده است، به طوری که بن‌زیون و شالیت<sup>۱</sup> (۱۹۷۵)، ارتباط بین ساختار سرمایه و ریسک سیستماتیک را مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه رسیدند که ریسک سیستماتیک شرکت‌ها با اهرم مالی رابطه مثبتی دارد [۱۹].

مطالعه حاضر پیشنهادهای کاربردی متعددی را می‌تواند برای مدیران و سایر ذی‌نفعان شرکت ملی صنایع مس ایران ارایه دهد که به تعدادی از آنها اشاره می‌شود. پیشنهاد می‌شود شرکت در ساختار سرمایه خود بیشترین توجه را به تأمین مالی از طریق افزایش سرمایه و حقوق صاحبان سهام داشته باشد. همچنین مدیران شرکت باید توجه داشته باشند که افزایش وام‌های بانکی تأثیر چندانی بر قیمت سهام نمی‌گذارد، اما کاهش آن به همراه افزایش سرمایه می‌تواند اثر خوبی بر قیمت در دوره‌های آینده پدید آورد؛ بدون آنکه چندان تغییری در ارزش شرکت رخ دهد. مدیران باید توجه داشته باشند که ارزش شرکت به شدت به شرایط غیرقابل کنترل (مانند تحریم‌ها) حساس است، اما این موضوع اثر چندانی را بر قیمت شرکت

[۷] سینایی، حسنعلی؛ مرتضوی، سعیداله؛ تیموری‌اصل، یاسر. (۱۳۸۴). پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۲(۴۱)، ۵۳-۸۹.

[۸] شیخ‌خوزانی، زهره؛ حسینی، خسرو؛ رحیمیان، مهدی. (۱۳۸۹). مدل‌سازی بهره‌برداری از مخازن چندمنظوره به روش پویایی سیستم. "مدل‌سازی در مهندسی، ۸(۲۱)، ۵۷-۶۶.

[۹] صفرنواده، محمد. (۱۳۸۰). پیش‌بینی قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران. (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه امام صادق، تهران.

[۱۰] صالح‌نژاد، حسن؛ غیور، وحیدرضا. (۱۳۸۹). تأثیر نرخ بازده دارایی‌ها و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مدیریت، ۷(۱۸)، ۱۷-۲۷.

[۱۱] طالب‌نیا، قدرت‌اله؛ سپهری، پطرو. (۱۳۸۵). بررسی مقایسه‌های ارتباط بین نسبت بدهی با بازده دارایی‌ها در صنایع مختلف. تحقیقات مالی، ۸(۲۲)، ۲۱-۳۲.

[۱۲] عباسی، ابراهیم؛ باقری، سحر. (۱۳۹۰). پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از مدل‌های غیرخطی آستانه‌ای و بررسی نقش حجم معاملات در بهبود عملکرد این مدل‌ها. تحقیقات مالی، ۱۳(۳۲)، ۹۱-۱۰۸.

[۱۳] فتحی، سعید، ابزری، مهدی؛ حبیبی، سولماز. (۱۳۹۳). فراتحلیل عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه در سطح شرکت. مدیریت دارایی و تامین مالی، ۲(۴)، ۵۵-۷۴.

تصمیم‌گیری علمی و عملی خواهد کرد و دورنمای آینده شرکت را تا حدود زیادی مشخص خواهد نمود.

## منابع

[۱] آذر، عادل؛ کریمی، سیروس. (۱۳۸۸). پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نسبت‌های حسابداری با رویکرد شبکه‌های عصبی. تحقیقات مالی، ۱۱(۲۸)، ۳-۲۰.

[۲] تقی‌زاده مهرجردی، روح‌اله؛ فاضل یزدی، علی؛ محبی، رضا. (۱۳۹۲). مدل‌سازی و پیش‌بینی کارایی بانک‌های دولتی و خصوصی ایران با استفاده از مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی، شبکه عصبی فازی و الگوریتم ژنتیک. مدیریت دارایی و تامین مالی، ۱(۲)، ۱۰۳-۱۲۶.

[۳] جهانخانی، علی. (۱۳۷۶). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت سهام و مروری بر روند تغییر قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. زمینه، ۶۵، ۱۳-۱۶.

[۴] خسروی‌نیا، علیرضا. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین ساختار سرمایه با ارزش شرکت. (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه آزاد اسلامی، واحد نیشابور.

[۵] خلیفه سلطانی، احمد؛ اخلاقی، حسنعلی؛ ساعدی، رحمان. (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه با استفاده از مدل توییت: آزمون تجربی نظریه‌های سلسه مراتبی توازی ایستا و نمایندگی. مدیریت دارایی و تامین مالی، ۲(۴)، ۳۷-۵۴.

[۶] رودپشتی، فریدون؛ سلیمانی‌فر، روح‌اله. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های تأمین مالی و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۲(۸)، ۶۵-۸۹.

- [26] Forrester, J. W. (1997). Building a System Dynamic Model. Prepared for the MIT System Dynamic in Education Project, Massachusetts Institute of Technology.
- [27] Fosu, S. (2013). Capital Structure, Product Market Competition and Firm Performance: Evidence from South Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53, 140–151.
- [28] Ghosh, S. (2008). Leverage, Foreign Borrowing and Corporate Performance: Firm level Evidence for India. *Applied Economics Letters*, 15, 607–616.
- [29] Ghosh, S., & Ghosh, A. (2009). Do Leverage, Dividend Policy and Profitability Influence the Future Value of Firm. [www.ssrn.com](http://www.ssrn.com).
- [30] Huang, G., & Song, F. M. (2006). The Determinants of Capital Structure: Evidence from China. *China Economic*, 17, 14-36.
- [31] Jaffe, j., Keim, D., & Westerfield, R. (1989). Earnings Yields, Market Values and Stock Returns. *Journal of Finance*, 44, 135-148.
- [32] King, M. R., & Santor, E. (2008). Family Values: Ownership Structure, Performance and Capital Structure of Canadian Firms. *Journal of Banking & Finance*, 32, 2423–2432.
- [33] Lee, W. (1987). The Effect of Exchange Offers and Stock Swaps on Equity Risk and Shareholders' Wealth: A Signaling Model Approach. PhD Thesis, UCLA.
- [34] Levati, M. V., Mahagaonkar, P., & Qiu, J. (2012). Testing the Modigliani-Miller Theorem Directly in the Lab: A General Equilibrium Approach. *Experimental Economics*, 15, 693-716.
- [35] Mahagaonkar, P., & Qiu, J. (2009). Testing the Modigliani-Miller Theorem Directly in the Lab: A General Equilibrium Approach, Schumpeter Discussion Papers 2009-006, Available at: <http://elpub.bib.uni-wuppertal.de/servlets/DerivateServlet/Derivate-1524/sdpA9006.pdf>.
- [36] Margaritis, D., & Psillaki, M. (2010). Capital Structure, Equity Ownership and Firm Performance. *Journal of Banking & Finance*, 34, 621–632.
- [37] Masulis, M. S. (1980). The Effect of Capital Structure Changes on Security Prices: A Study of Exchange Offers.
- [14] قالیباف اصل، حسن. (۱۳۸۰). مدیریت مالی. تهران: انتشارات پوران پژوهش.
- [15] موسوی حقیقی، محمدهاشم؛ ستوده، فیروزه. (۱۳۹۲). شبیه‌سازی الگوی پویای رفتاری سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات مدیریت راهبردی*، ۴(۱۴)، ۳۵–۵۲.
- [۱۶] هاشمی، سیدعباس؛ اخلاقی، حسنعلی. (۱۳۸۹). تأثیر اهرم مالی، سیاست تقسیم سود و سودآوری بر ارزش آتی شرکت. *حسابداری مالی*، ۲(۶)، ۳۸–۴۹.
- [17] Banz, R., & Breen, W. (1986). Sample-Dependent Results Using Accounting and Market Data: Some evidence. *Journal of Finance*, 41, 779-793.
- [18] Berger, A. N., & Udell, P. (2006). Capital Structure and Firm Performance: A New Approach to Testing Agency Theory and an Application to the Banking Industry. *Journal of Banking & Finance*, 30, 1065–1102.
- [19] Ben Zion, U., & Shalit, S. (1975). Size Leverage and Dividend Record as Determinants of Equity Risk. *Journal of Finance*, 13, 1015-26.
- [20] Bhagat, S., & Bolton, B. (2008). Corporate Governance and Firm Performance. *Journal of Corporate Finance*, 14, 257–273.
- [21] By, j., & Labak, h. (1996). Feedback and Behavioral System. *Journal of System Review*, 15, 56-68.
- [22] Davenport, M. (1971). Leverage and the Cost of Capital: Some Tests Using British Data. *Economica*, 138(3), 136-162.
- [23] DeAngelo, H., & Stulz, R. M. (2013). Why High Leverage is Optimal for Banks. NBER Working Paper No. 19139, June.
- [24] Fama, E., & French, K. (1988). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy*, 96, 246-273.
- [25] Feld, L. P., Heckemeyer, J. H., & Overesch, M. (2011). Capital Structure Choice and Company Taxation: a Metastudy, ZEW Discussion Paper, 11-075, 1-60.

- [43] Pinegar, J. M., & Lease, R. C. (1986). The Impact of Preferred-for-Common Exchange Offers on Firm Value. *Journal of Finance*, 41(4), 795-814.
- [44] Sterman, J. (2000). *Business Dynamics, Systems Thinking and Modeling for a Complex World*. Mc Graw-Hill publication.
- [45] Travaglini, G. (2002). L'irrelevanza Della Struttura Finanziaria: Il Teorema Modigliani-Miller, Available at [www.econ.uniurb.it/materiale/5223\\_mm2.pdf](http://www.econ.uniurb.it/materiale/5223_mm2.pdf).
- [46] Tudor, E., Andrei, A. M., Badescu, A., & Georgescu, I. (2014). Modigliani-Miller Theorem and Its Implications on Romanian Agricultural Policies. *Procedia Economics and Finance*, 13, 101-108.
- [47] Weill, L. (2008). Leverage and corporate performance: Does institutional environment matter? *Small Business Economics*, 30, 251-265.
- [48] [www.irbourse.com](http://www.irbourse.com).
- [49] [www.tsetmc.com](http://www.tsetmc.com).
- Journal of Financial Economics*, 8, 139-178.
- [38] Modigliani, F., & Miller, M. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and Theory of Investment. *American Economic Review*, 48(3), 261-297.
- [39] Modigliani, F., & Miller, M. (1963). Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A correction. *American Economic Review*, 53(3), 433-443.
- [40] Mondher, K. (2011). A re-Examination of the MM Capital Structure Irrelevance Theorem: A Partial Payout Approach. *International Journal of Business and Management*, 6 (10), 193-204.
- [41] Mc Millan, D. G. (2007). Nonlinear Forecasting of Stock Returns: Does Volume Help. *International Journal of forecasting*, 23, 115-126.
- [42] Phillips, P. A., & Sipahioglu, M. A. (2004). Performance Implications of Capital Structure: Evidence from Quoted U.K. Organisations with Hotel Interests. *The Service Industries Journal*, 24, 31-51.





## بررسی توان ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی بر اساس ارقام اصلی در مقابل ارقام تجدید آرایه شده برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی

هاشم ولی‌پور<sup>۱</sup>، احسان زحمت‌کش<sup>۲\*</sup>، غلامرضا بحرانی‌فرد<sup>۳</sup>

- ۱- هیأت علمی گروه حسابداری دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزآباد، فیروزآباد، ایران  
h.valipour@gmail.com
- ۲- کارشناسی ارشد حسابداری دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت، مرودشت، ایران  
e.zahmatkesh64@yahoo.com
- ۳- کارشناسی ارشد حسابداری دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت، مرودشت، ایران  
rezabahrani62@yahoo.com

### چکیده

پیش‌بینی جریان‌های نقدی برای استفاده‌کنندگان درون و برون‌سازمانی دارای اهمیت ویژه‌ای است. مهم‌ترین هدف گزارش‌گری مالی آرایه اطلاعات برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی بیان شده است. هدف این پژوهش مقایسه توان ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی بر اساس ارقام اصلی در مقابل ارقام تجدید آرایه شده برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی است. جامعه آماری پژوهش شامل آن دسته از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که صورت‌های مالی آنها تجدید آرایه شده است. بدین منظور از داده‌های ۱۶۲ سال - شرکت که از این ویژگی برخوردار بودند، طی دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰، استفاده شده است. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از نوع پژوهش‌های توصیفی - همبستگی است. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار Eviews انجام شده است. روش مورد استفاده در این پژوهش رگرسیون خطی و برای مقایسه مدل‌های پژوهش از آزمون وونگ استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ارقام تعهدی تجدید آرایه شده و جریان‌های نقدی تجدید آرایه شده به ترتیب نسبت به ارقام تعهدی اصلی و جریان‌های نقدی اصلی دارای توانایی بیشتری برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی هستند.

**واژه‌های کلیدی:** ارقام تعهدی اصلی، ارقام تعهدی تجدید آرایه شده، جریان‌های نقدی اصلی، جریان‌های نقدی تجدید آرایه شده، جریان‌های نقدی آتی.

## مقدمه

مهم است که می‌تواند در جهت تحقق این مهم، نقش مؤثری ایفا کند [۶]. با توجه به اهمیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی، هدف این پژوهش بررسی توان ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی براساس اعداد اصلی در مقابل اعداد تجدید آرایه شده برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی است.

## پیشینه پژوهش

علاوه بر پیش‌بینی سودها، پیش‌بینی جریان‌های نقدی از دهه ۱۹۸۰ به بعد، همزمان با تأکید مجامع حرفه‌ای تدوین‌کننده استانداردها بر اهمیت جریان‌های نقدی و پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی انجام می‌گیرد. پیش‌بینی جریان‌های نقدی از سال ۲۰۰۰ تاکنون افزایش چشم‌گیری داشته است، دلایل این افزایش را می‌توان به این صورت شرح داد که: سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی امروزه نسبت به قبل توجه بیشتری به اطلاعات جریان‌های نقدی دارند، تقریباً از زمان ماجرای شرکت‌هایی چون انرون و وردکام، سرمایه‌گذاران دستکاری و تحریف‌های بالقوه‌ای را که می‌تواند در سودهای حسابداری رخ دهد، در نظر دارند و علاقه‌مند به داشتن اطلاعاتی درباره جریان‌های نقدی‌اند. پیش‌بینی جریان‌های نقدی نقش ویژه‌ای در پوشش اخبار بدی که به سرمایه‌گذاران و سایر ذی‌نفعان شرکت از طریق افشای اطلاعاتی مانند پیش‌بینی کاهش سودها و زیان‌های وارده می‌رسد، دارد [۱۴].

پیش‌بینی جریان‌های نقدی برای صنایعی با انتخاب روش‌های نامتجانس حسابداری، شرکت‌هایی که پیش‌بینی سود را کمتر انجام می‌دهند، شرکت‌هایی با سرمایه‌های عظیم، چرخه‌های عملیاتی کوتاه‌تر و با نسبت بدهی به خالص دارایی (اهرم مالی میزان اتکا به

پیش‌بینی جریان نقدی امر مهمی است که در بسیاری از تصمیم‌های اقتصادی مورد نیاز است، زیرا که جریان‌های نقدی نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های گروه‌هایی مانند تحلیل‌گران اوراق بهادار، اعتباردهندگان و مدیران بازی می‌کنند. آنها علاقه دارند که جریان‌های نقدی آتی شرکت را ارزیابی کرده و به واسطه آن به یک شاخص واضح و روشن از جریان‌های نقدی آتی شرکت دست یابند. به عبارت دیگر، هدف کلی از تجزیه و تحلیل‌های بنیادی، پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی شرکت‌هاست، زیرا که جریان‌های نقدی مبنای پرداخت سود سهام، بهره و بازپرداخت بدهی است و توانایی یک شرکت در پرداخت سود سهام، از توانایی‌اش در ایجاد جریان نقدی منتج می‌شود [۳]. بنگاه‌های اقتصادی برای رسیدن به اهداف خود به همه عواملی که می‌توانند به آنها کمک کنند تا هر چه سریعتر به هدف خود برسند، تکیه می‌کنند و به شناسایی این عوامل می‌پردازند. یکی از مهمترین عوامل تأثیرگذار در رسیدن به هدف هر شرکتی داشتن وجه نقد است [۴].

گروه‌های مختلف استفاده‌کننده از صورت‌های مالی با تصمیم‌های متفاوتی روبه‌رو هستند و از آنجا که سرمایه‌گذاران و بستانکاران دو گروه اصلی استفاده‌کننده صورت‌های مالی به شمار می‌روند، فراهم آوردن اطلاعات مربوط برای این دو گروه با توجه به نوع نیازهای اطلاعاتی آنان ضرورت خاصی دارد، چرا که برای این گروه‌ها باید اطلاعاتی تهیه شود تا به آنها در پیش‌بینی ارزش مورد انتظار سرمایه‌گذاری و بهره‌های آینده آن و نیز تصمیم‌گیری درست در جهت استفاده بهینه از منابع مالی در دسترس کمک کند. سود و جریان‌های نقدی آینده از جمله اطلاعات اساسی و

وام) بزرگتر متداول است. عدم تجانس در انتخاب روش‌های حسابداری می‌تواند قابلیت مقایسه سود شرکت‌ها را با یکدیگر کاهش دهد. جریان‌های نقدی عملیاتی به طور بالقوه مکملی برای سود است. به ویژه اینکه اطلاعات مالی صورت جریان وجوه نقد برخلاف صورت‌های مالی دیگر تحت تأثیر تورم نیست و اطلاعات آن در شرایط تورمی بی‌ارزش نیست، جریان‌های نقدی در ارزیابی قابلیت سوددهی شرکت‌ها نیز مفید هست [۹]. سال‌ها در زمینه پیش‌بینی جریان‌های نقدی توسط پژوهشگرانی چون فیشر (۱۹۸۰)، بوئن و همکاران (۱۹۸۶)، گرینبرگ و همکاران (۱۹۸۶)، لورک و ویلینگر (۱۹۹۳)، مکبث (۱۹۹۳)، دکو و همکاران (۱۹۹۸)، دفوند و هانگ (۲۰۰۱)، بارث و همکاران (۲۰۰۱) و کیم و کراس (۲۰۰۵) پژوهش‌هایی صورت گرفته است، در رابطه با این موضوع در سال‌های اخیر نیز پژوهش‌هایی انجام شده از جمله می‌توان پژوهش‌هایی که در ادامه بحث می‌شود را نام برد:

### پیشینه پژوهش

غلامعلی پور (۱۳۸۳). [۴]، پس از تقسیم ارقام تعهدی به دو بخش اختیاری و غیراختیاری، توانایی ارقام تعهدی غیراختیاری را در پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سود آتی مورد بررسی قرار داد. هر چه میزان ارقام تعهدی غیر اختیاری بیشتر باشد، کیفیت سود نیز بیشتر است. نتایج پژوهش وی نشان داد که استفاده همزمان از ارقام تعهدی غیراختیاری و جریان‌های نقدی عملیاتی، نسبت به مدلی که از ارقام تعهدی غیراختیاری استفاده می‌شود، موجب پیش‌بینی دقیق‌تر جریان‌های نقدی آتی می‌شود. ثقفی و فدایی (۱۳۸۶). [۲]، در پژوهشی به بررسی مدل‌های پیش‌بینی جریان‌های نقدی

پرداختند. نتایج پژوهش‌های وی نشان داد، در مدل‌هایی که از ارقام تعهدی استفاده می‌شود نسبت به مدل‌هایی که تنها بر مبنای جریان نقدی هستند، قابلیت پیش‌بینی بالاتری دارند. میرفخرالدینی (۱۳۸۸). [۵]، در پژوهشی توانایی جریان‌های نقدی و ارقام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی را با استفاده از سه مدل رگرسیونی مقایسه نمود. وی در مدل اول از سود خالص، در مدل دوم از جریان‌های نقدی و در مدل سوم از جریان‌های نقدی و اجزای تعهدی سود استفاده نمود. در کل از چهار فرضیه استفاده نمود، که در سه فرضیه اول سه مدل استفاده شده بود و در فرضیه چهارم به مقایسه سه مدل مذکور پرداخته بود. نتایج پژوهش نشان می‌داد که هر سه مدل توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارند، اما توانایی متفاوتی بین سه مدل پیش‌بینی وجود ندارد. ودیعی و فخریان (۱۳۸۹). [۶]، به بررسی توانمندی ارقام تعهدی در مقایسه با ارقام نقدی در پیش‌بینی جریان نقدی آینده پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ۱) ارقام تعهدی در پیش‌بینی جریان نقدی آینده نسبت به ارقام نقدی محتوای فزاینده‌ای دارند، ۲) توانمندی ارقام تعهدی در پیش‌بینی جریان نقدی آینده با نوسان موجودی کالای پایان دوره کاهش می‌یابد، ۳) توانمندی ارقام تعهدی در پیش‌بینی جریان نقدی آینده با نوسان فروش آینده شرکت افزایش می‌یابد، ۴) توانمندی ارقام تعهدی برای پیش‌بینی جریان نقدی آینده با تغییرات اندازه شرکت افزایش می‌یابد. ایزدی-نیا و قوچی‌فرد (۱۳۹۱). [۱]، به بررسی رابطه بین جریان‌های نقد عملیاتی، سود خالص و اجزای ارقام تعهدی با جریان‌های نقد آزاد آتی پرداختند. نتایج بررسی نشان داد که جریان‌های نقد عملیاتی در مقایسه با سود خالص از توانایی بیشتری در پیش‌بینی

دادند، به بررسی ارزش مربوط بودن جریان‌های نقدی، ارقام تعهدی جاری و غیرجاری پرداختند. نتایج آنها نشان داد که جریان‌های نقدی می‌تواند ارزش فوق‌العاده مربوطی را هم در سود و هم در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی داشته باشد. به‌طور ضمنی، جریان‌های نقدی می‌تواند ارزش مربوط جداگانه‌ای از ارزش کل، و به‌طور خاص از ارقام تعهدی فعلی، را داشته باشد. آنها عنوان داشتند که مدارک مرتبط کمی وجود دارد که ارقام تعهدی جاری و غیرجاری ارزش مربوط بودن جداگانه‌ای داشته باشند، ولی با این وجود، نتایج نشان از قدرت آنها دارد. نتیجه‌گیری کلی آنها این بود که صورت جریان وجوه نقد در انگلستان اطلاعات مفیدی را برای سرمایه‌گذاران در ارزش‌گذاری شرکت‌های انگلیسی به وجود می‌آورد. همچنین وجود صورت جریان وجوه نقد، محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی را افزایش می‌دهد. بادرشر<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۱۲). [۸]، در پژوهش آنها نمونه آماری مربوط به شرکت‌هایی بود که صورت‌های مالی خود را تجدیدارایه کرده بودند. در حقیقت ایشان به مقایسه توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی توسط ارقام نقدی و تعهدی در صورت‌های مالی واقعی و تجدیدارایه شده مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش ایشان نشان داد که ارقام نقدی و تعهدی صورت‌های مالی تجدیدارایه شده از توانایی بیشتری در پیش‌بینی جریان نقدی، نسبت به ارقام صورت‌های مالی اولیه، برخوردارند. شوبیتا<sup>۶</sup> (۲۰۱۳). [۱۳]، به بررسی قدرت پیش‌بینی ارقام تعهدی و سود در ارتباط با جریان‌های نقد آتی در کشور اردن پرداخت. وی در پژوهش خود از مدل بارث (۲۰۰۱)، استفاده نمود. یافته‌ها حاکی از آن است که ارقام تعهدی و سود قدرت پیش‌بینی جریان‌های نقد

جریان‌های نقد آزاد برخوردار است. همچنین، اضافه کردن اجزای ارقام تعهدی به مدل جریان‌های نقد عملیاتی باعث بهبود توان پیش‌بینی جریان‌های نقد آزاد می‌شود..

ریان<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۶). [۱۲]، ارتباط بین طبقه‌بندی ارقام تعهدی و جریان‌های نقد عملیاتی با بازده و جریان‌های نقدی عملیاتی آتی را بررسی کردند. آنها دریافتند که جریان‌های نقدی عملیاتی آتی رابطه معناداری با ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی جاری دارد، اما رابطه آن با جریان‌های غیرعملیاتی معنادار نبود. همچنین، ارتباط بین جریان‌های نقدی عملیاتی و بازده آتی با جریان‌های نقدی ناشی از خالص دارایی‌های معاملاتی یک رابطه ضعیف بود. فرشادفر<sup>۲</sup> (۲۰۰۸). [۱۰]، به بررسی توانایی نسبی سود و جریان‌های نقدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی در شرکت‌های استرالیایی پرداخت. نتیجه پژوهش نشان داد که جریان‌های نقدی نسبت به سایر مدل‌ها، خصوصاً سود خالص، جریان‌های نقدی آتی را با شدت بیشتری پیش‌بینی می‌نماید. به هر حال، بین همه متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه مثبت و مستقیم وجود دارد، ولی شدت آن متفاوت است. ابراهیم<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۱). [۱۱]، پژوهشی با عنوان ارقام تعهدی و پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را به انجام رساندند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که سود توانایی پیش‌بینی بیشتری نسبت به جریان نقدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی دارد. همچنین نتایج حاکی از آن است که ارقام تعهدی توان بالاتری نسبت به سود برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی دارد. اکبر<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۱). [۷]، در پژوهشی که در کشور انگلستان انجام

1. Ryan
2. Farshadfar
3. Ibrahim
4. Akbar

مکانی آن نیز شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

### روش پژوهش

این پژوهش از دید هدف کاربردی است و برای مقایسه دو مدل از آزمون وونگ استفاده می‌شود. از دید ماهیت و روش، توصیفی همبستگی شمرده می‌شود. گردآوری ادبیات پژوهش به روش مطالعه کتابخانه‌ای و با رجوع به کتب و منابع موجود و مقاله‌های داخلی و خارجی چاپ شده در نشریه‌های معتبر علمی انجام شده است. داده‌های مالی مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای پژوهش و آزمون فرضیه‌ها، از صورت‌های مالی حسابرسی شده و یادداشت‌های توضیحی مربوط به شرکت‌های مورد مطالعه که در پایگاه‌های رسمی بورس اوراق بهادار و برخی نرم افزارهای اطلاعاتی، مانند ره‌آورد نوین موجود است و بر اساس ساختار داده‌های ترکیبی به دست آمده است. آزمون فرضیه‌ها نیز با استفاده از نرم افزار Eviews انجام شده است. متغیرهای مستقل و وابسته مدل‌های مورد استفاده در پژوهش را می‌توان بدین شرح تعریف کرد:  $CF_{jt+1}$ : جریان نقد آتی،  $ACC$ : ارقام تعهدی،  $O$ : اصلی،  $R$ : تجدید آرایه شده،  $\varepsilon_{jt}$ : انحراف تصادفی برای شرکت  $j$  طی مدت زمانی  $t$  است.

برای فرضیه شماره ۱ از دو مدل زیر استفاده می‌شود:

مدل (۱)

$$CF_{jt+1} = \alpha_0^O + \beta_1^O ACC_{jt}^{original} + \varepsilon_{jt}^O$$

مدل (۲)

$$CF_{jt+1} = \alpha_0^R + \beta_1^R ACC_{jt}^{restated} + \varepsilon_{jt}^R$$

برای فرضیه شماره ۲ از دو مدل زیر استفاده می‌شود:

آتی را دارند و همچنین سود قدرت پیش‌بینی بیشتری نسبت به ارقام تعهدی دارد.

بنابراین پژوهش حاضر به بررسی توان پیش‌بینی ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی اصلی و تجدید آرایه شده در ارتباط با جریان‌های نقد آتی در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

فرضیه‌های این پژوهش به شرح زیر تدوین شده‌اند: فرضیه اول: تفاوت معناداری بین توان ارقام تعهدی تجدید آرایه شده صورت‌های مالی و ارقام تعهدی گزارش شده اصلی در پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی وجود دارد.

فرضیه دوم: تفاوت معناداری بین توان جریان‌های نقدی تجدید آرایه شده صورت‌های مالی و جریان‌های نقدی گزارش شده اصلی در پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی وجود دارد.

نمونه آماری از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار انتخاب شده است. نمونه‌گیری به روش حذف سیستماتیک انجام گردیده است، بدین ترتیب که از میان تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌هایی که واجد شرایط زیر باشند، انتخاب شده‌اند: شرکت مزبور قبل از سال ۸۶ پذیرش شده است. شرکت مزبور پایان سال مالی خود را پایان اسفند ماه هر سال قرار داده باشد. شرکت مزبور در دوره مورد بررسی، تغییر سال مالی نداشته باشد. داده‌های مورد بررسی شرکت مزبور، در دسترس باشد.

شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و بیمه‌ها نیز از نمونه‌ها حذف شدند. در نهایت با توجه به معیارهای اعمال شده، ۱۶۲ (سال-شرکت) انتخاب شدند که نمونه‌های مورد مطالعه پژوهش را تشکیل می‌دهند. قلمرو زمانی این پژوهش دربرگیرنده اطلاعات مالی پنج سال شرکت‌ها از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ بوده و قلمرو

مدل (۳)

## یافته‌های پژوهش

قبل از تجزیه و تحلیل داده‌ها، آمار توصیفی داده‌های مورد مطالعه محاسبه می‌گردد. جدول ۱، آمار توصیفی شرکت‌های نمونه را نشان می‌دهد. جدول آمار توصیفی بیانگر مقدار میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر هر یک از متغیرهای مستقل و متغیر وابسته است.

$$CF_{jt+1} = \alpha_0^O + \beta_1^O CF_{jt}^{\text{original}} + \varepsilon_{jt}^O$$

مدل (۴)

$$CF_{jt+1} = \alpha_0^R + \beta_1^R CF_{jt}^{\text{restated}} + \varepsilon_{jt}^R$$

پس از اجرای مدل‌ها، با استفاده از آزمون وونگ

به مقایسه هر یک از آنها پرداخته می‌شود.

## جدول (۱) آمار توصیفی

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
جریان‌های نقدی آتی	۰/۱۱۰۶	۰/۰۹۸۰	-۰/۲۸۲۷	۰/۴۸۶۳	۰/۱۱۹۸
اقلام تعهدی اصلی	۰/۰۴۶۶	۰/۰۰۰۰	-۰/۲۶۳۷	۰/۴۰۰۰	۰/۱۳۹۰
جریان‌های نقدی اصلی	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۷۸۸	۰/۲۷۶۵	۰/۰۷۱۶
اقلام تعهدی تجدید ارایه شده	۰/۰۵۲۷	۰/۰۲۹۳	-۰/۳۴۶۷	۰/۴۷۰۰	۰/۱۲۵۱
جریان‌های نقدی تجدید ارایه شده	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۶۴۹	۰/۲۳۷۳	۰/۰۶۹۷

همبستگی بین داده‌های مدل در جدول شماره (۲) ارایه شده است.

تجزیه و تحلیل مدل یک، در تخمین مدل ۱

اطلاعات مربوط به ضریب تعیین، ضریب تعیین تعدیل شده و آزمون دورین-واتسون برای بررسی عدم وجود

## جدول (۲) خلاصه مدل (۱)

مدل	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دورین-واتسون
۱	۰/۱۵۸۷	۰/۱۵۳۴	۳۰/۱۸۴۸	۰/۰۰۰۰	۱/۹۹۳۱

مستقل قابل توضیح است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دورین-واتسون نیز با توجه به این که آماره به دست آمده در دامنه ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است. نتایج حاصل از بررسی ضرایب متغیرهای مدل نیز در جدول ۳ ارایه شده است.

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، سطح معناداری آماره F کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین فرضیه صفر آماری که همان بی‌معنا بودن کل مدل است، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. در این مدل ضریب تعیین برابر با ۰/۱۵۸۷ است، یعنی ۱۵/۸۷٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر

**جدول (۳) جدول ضرایب و مقدار آماره t مدل (۱)**

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
مقدار ثابت	۰/۰۹۴۶	۰/۰۰۹۱	۱۰/۳۵۵۶	۰/۰۰۰۰
اقلام تعهدی اصلی	۰/۳۴۳۲	۰/۰۶۲۴	۵/۴۹۴۰	۰/۰۰۰۰

آزمون دوربین-واتسون برای بررسی عدم وجود همبستگی بین داده‌های مدل در جدول ۴ آرایه شده است.

با توجه به مطالب ذکر شده می‌توان نتیجه گرفت که اقلام تعهدی اصلی قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارند.

تجزیه و تحلیل مدل دو، در تخمین مدل ۲ اطلاعات مربوط به ضریب تعیین، ضریب تعیین تعدیل شده و

**جدول (۴) خلاصه مدل (۲)**

مدل	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین-واتسون
۲	۰/۲۰۴۴	۰/۱۹۹۴	۴۱/۱۱۵۴	۰/۰۰۰۰	۱/۸۵۴۸

مستقل قابل توضیح است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین-واتسون نیز با توجه به این که آماره بدست آمده در دامنه ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است. نتایج حاصل از بررسی ضرایب متغیرهای مدل نیز در جدول ۵ آرایه شده است.

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، سطح معناداری آماره F کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین فرضیه صفر آماری که همان بی‌معنا بودن کل مدل است، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. در این مدل ضریب تعیین برابر با ۰/۲۰۴۴ است، یعنی ۲۰/۴۴٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر

**جدول (۵) جدول ضرایب و مقدار آماره t مدل (۲)**

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
مقدار ثابت	۰/۰۸۷۸	۰/۰۰۹۱	۹/۶۰۴۲	۰/۰۰۰۰
اقلام تعهدی تجدید آرایه شده	۰/۴۳۳۰	۰/۰۶۷۵	۶/۴۱۲۱	۰/۰۰۰۰

پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی، آزمون وونگ برای دو مدل صورت گرفت. نتایج حاصل در جدول ۶ آرایه شده است.

با توجه به مطالب ذکر شده می‌توان نتیجه گرفت که اقلام تعهدی تجدید آرایه قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارند. برای مقایسه توان اقلام تعهدی تجدید آرایه شده و اقلام تعهدی اصلی برای

## جدول (۶) آزمون ووتنگ برای مدل‌های (۱) و (۲)

آزمون ووتنگ برای مقایسه توان پیش‌بینی مدل‌های فرضیه اول			
معناداری	مقدار آماره	نوع آماره	آزمون ووتنگ
۰/۰۰۱۹	-۲/۱۴۳۷	Z	
ضریب تعیین			مدل
۰/۱۵۸			۱
۰/۲۰۴			۲

آتی برخوردار است، بنابراین، فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵٪، پذیرفته می‌شود.

تجزیه و تحلیل مدل سه، در تخمین مدل ۳ اطلاعات مربوط به ضریب تعیین، ضریب تعیین تعدیل شده و آزمون دوربین-واتسون برای بررسی عدم وجود همبستگی بین داده‌های مدل در جدول ۷ ارائه شده است.

همانطور که در جدول ۶ ملاحظه می‌شود، مقدار آماره Z برابر با -۲/۱۴۳۷ و سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین توانایی پیش‌بینی دو مدل یکسان نیست. با توجه به اینکه ضریب تعیین اقلام تعهدی تجدید آرایه شده بیشتر از اقلام تعهدی اصلی است، این موضوع بیانگر این است که اقلام تعهدی تجدید آرایه شده از توانایی بیشتری برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی

## جدول (۷) خلاصه مدل (۳)

مدل	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین-واتسون
۳	۰/۰۸۸۰	۰/۰۸۲۳	۱۵/۴۴۹۴	۰/۰۰۰۱	۱/۹۷۸۴

قابل توضیح است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین-واتسون نیز با توجه به این که آماره بدست آمده در دامنه ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است. نتایج حاصل از بررسی ضرایب متغیرهای مدل نیز در جدول ۸ ارائه شده است.

همان‌طور که در جدول ۷ مشاهده می‌شود، سطح معناداری آماره F کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین فرضیه صفر آماری که همان بی‌معنا بودن کل مدل است، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. در این مدل ضریب تعیین برابر با ۰/۰۸۸۰ است، یعنی ۸/۸٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل

## جدول (۸) جدول ضرایب و مقدار آماره t مدل (۳)

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
مقدار ثابت	۰/۱۱۰۴	۰/۰۰۹۰	۱۲/۲۴۲۷	۰/۰۰۰۰
جریان‌های نقدی اصلی	۰/۴۹۶۰	۰/۱۲۶۱	۳/۹۳۰۵	۰/۰۰۰۱



ضریب تعیین تعدیل شده و آزمون دوربین-واتسون برای بررسی عدم وجود همبستگی بین داده‌های مدل در جدول ۹ آرایه شده است.

با توجه به مطالب ذکر شده می‌توان نتیجه گرفت که جریان‌های نقدی اصلی قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارند. تجزیه و تحلیل مدل چهار، در تخمین مدل چهار اطلاعات مربوط به ضریب تعیین،

جدول (۹) خلاصه مدل (۴)

مدل	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین-واتسون
۴	۰/۱۴۴۱	۰/۱۳۸۷	۲۶/۹۴۵۴	۰/۰۰۰۰	۲/۰۰۹۴

مستقل قابل توضیح است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین-واتسون نیز با توجه به این که آماره بدست آمده در دامنه ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است. نتایج حاصل از بررسی ضرایب متغیرهای مدل نیز در جدول ۱۰ آرایه شده است.

همان‌طور که در جدول (۹) مشاهده می‌شود، سطح معناداری آماره F کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین فرضیه صفر آماری که همان بی‌معنا بودن کل مدل است، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. در این مدل ضریب تعیین برابر با ۰/۱۴۴۱ است، یعنی ۱۴/۴۱٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر

جدول (۱۰) جدول ضرایب و مقدار آماره t مدل (۴)

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
مقدار ثابت	۰/۱۰۹۶	۰/۰۰۸۷	۱۲/۵۴۲۱	۰/۰۰۰۰
جریان‌های نقدی تجدید آرایه شده	۰/۶۵۲۴	۰/۱۲۵۶	۵/۱۹۰۹	۰/۰۰۰۰

اصلی برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی، آزمون وونگ برای دو مدل صورت گرفت. نتایج حاصل در جدول ۱۱ آرایه شده است.

با توجه به مطالب ذکر شده می‌توان نتیجه گرفت که اقلام تعهدی تجدید آرایه شده قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را دارند. برای مقایسه توان جریان‌های نقدی تجدید آرایه شده و جریان‌های نقدی

جدول (۱۱) آزمون وونگ برای مدل‌های (۳) و (۴)

آزمون وونگ برای مقایسه توان پیش‌بینی مدل‌های فرضیه دوم			
آزمون وونگ	نوع آماره	مقدار آماره	معناداری
	Z	-۲/۹۳۱۶	۰/۰۰۲۸
مدل	ضریب تعیین		
۳	۰/۰۸۸		
۴	۰/۱۴۴		

هدف صورت‌های مالی ارایه اطلاعاتی است که در تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان مفید واقع شوند و بتوانند آنها را در پیش‌بینی جریان‌های نقدی یاری رسانند یکی از خصوصیات آنکه باعث مفید بودن اطلاعات می‌شود، قابل اتکا بودن است. از این رو، تجدید ارایه جریان‌های نقدی اطلاعات قابل اتکاتری را نسبت به ارقام گزارش شده اصلی فراهم می‌آورد. نتایج این پژوهش با مطالعه صورت گرفته توسط بادرشر (۲۰۱۲)، مطابقت دارد.

### پیشنهادها

به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود هنگام تصمیم‌گیری درباره خرید و فروش سهام خود به میزان ارقام تعهدی در صورت‌های مالی اصلی و تجدید ارایه شده شرکت‌ها توجه کنند، زیرا براساس نتایج این پژوهش یکی از موثرترین ابزارهای موجود برای پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی ارقام تعهدی اصلی و تجدید ارایه شده است و هر چه میزان ارقام تعهدی شرکت‌ها بیشتر باشد موجب افزایش در جریان نقدی آتی می‌شود. به اعتباردهندگان توصیه می‌شود که هنگام اعطای اعتبار و وام به میزان ارقام تعهدی در صورت‌های مالی اصلی و تجدید ارایه شده شرکت‌ها توجه بیشتری داشته باشند، زیرا براساس نتایج این پژوهش یکی از موثرترین ابزارهای که براساس آن می‌توان از میزان جریان‌های نقدی آتی شرکت‌ها اطلاع پیدا کرد، ارقام تعهدی اصلی و تجدید ارایه شده است. با توجه به نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود، تحلیلگران مالی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی علاوه بر صورت‌های مالی اصلی شرکت‌ها، صورت‌های مالی تجدید ارایه شده را نیز در نظر بگیرند. در صورت امکان، پژوهشگران توان ارقام تعهدی اختیاری و غیر-اختیاری تجدید ارایه شده در پیش‌بینی جریان‌های

همانطور که در جدول ۱۱ ملاحظه می‌شود، مقدار آماره Z برابر با ۲/۹۳۱۶- و سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین تفاوت ضریب تعیین دو مدل معنادار است. با توجه به اینکه ضریب تعیین ارقام تعهدی تجدید ارایه شده بیشتر از ارقام تعهدی اصلی است، در نتیجه ارقام تعهدی تجدید ارایه شده از توانایی بیشتری برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی برخوردار است. بنابراین، فرضیه دوم در سطح اطمینان ۹۵٪، پذیرفته می‌شود.

### یافته‌های پژوهش

با توجه به آزمون‌های رگرسیونی و آزمون‌های وونگ انجام شده می‌توان نتیجه‌گیری کرد که ارقام تعهدی تجدید ارایه شده و جریان‌های نقدی تجدید ارایه شده به ترتیب نسبت به ارقام تعهدی اصلی و جریان‌های نقدی اصلی دارای توانایی بیشتری برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی هستند. نتایج آماری به دست آمده نشان داد که ارقام تعهدی تجدید ارایه شده نسبت به ارقام تعهدی اصلی قدرت پیش‌بینی بیشتری دارند. هدف اصلی گزارش‌گری مالی ارایه اطلاعات مفید به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی (سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و ...) است که به آنها برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی شرکت کمک کند. یکی از خصوصیات آنکه باعث مفید بودن اطلاعات می‌شود، قابل اتکا بودن است. از این رو تجدید ارایه ارقام تعهدی اطلاعات قابل اتکاتری را نسبت به ارقام گزارش شده اصلی فراهم می‌آورد. نتایج این پژوهش با مطالعه صورت گرفته توسط بادرشر (۲۰۱۲)، مطابقت دارد. با توجه به نتایج آزمون‌های آماری می‌توان گفت که جریان‌های نقدی تجدید ارایه شده نسبت به جریان‌های نقدی اصلی قدرت پیش‌بینی بیشتری دارند.

اجزای اقلام تعهدی با جریان‌های نقد آزاد آتی شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال چهارم، ۴: ۱۹-۳۶.

[۲] ثقفی، علی؛ فدایی، حمیدرضا. (۱۳۸۶). گزینش مدلی کارآمد برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی بر اساس مقایسه مدل‌های مربوط در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۴، ۵۰: ۳-۲۵.

[۳] خدادادی، ولی؛ دستگیر، محسن؛ جلیلی، امیر. (۱۳۸۸). بررسی توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی با استفاده از جریان‌های نقدی و مولفه‌های تعهدی سودهای گذشته. *تحقیقات حسابداری*، ۴: ۲۶-۵۴.

[۴] غلامعلی‌پور، رضا. (۱۳۸۳). بررسی توانایی اقلام تعهدی غیراختیاری در پیش‌بینی سود و جریان‌های نقدی آتی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، *دانشگاه شهید بهشتی*.

[۵] میرفخرالدینی، حیدر؛ معین‌الدین، محمود؛ ابراهیم‌پور، علیرضا. (۱۳۸۸). مقایسه توانایی جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۵۵: ۹۹-۱۱۶.

[۶] ودیعی، مهدی؛ فخریان، محمدحسین. (۱۳۸۹). بررسی محتوای فزاینده اقلام تعهدی نسبت به اقلام نقدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آینده. *مجله توسعه و سرمایه*، ۶: ۲۹-۵۶.

- [7] Akbar, S. & Zulfiqar, AS. & Stark, AW. (2011). The Value Relevance of Cash Flows, Current Accruals, and Non-Current Accruals in the UK. *International Review of Financial Analysis*, 20: 311-319.
- [8] Badertscher, BA. & Collins, DW. & Lys, TZ. (2012). Discretionary Accounting

نقدی آتی شرکت‌ها را مورد بررسی قرار دهند. از آنجا که در این پژوهش توان پیش‌بینی اقلام تعهدی اصلی و تجدید آرایه شده در ارتباط با جریان‌های نقد آتی مورد بررسی قرار گرفت، پیشنهاد می‌شود توان اجزای اقلام تعهدی اصلی و تجدید آرایه شده در ارتباط با جریان‌های نقد آتی مورد بررسی قرار گیرد. پیشنهاد می‌شود، پژوهشی با همین موضوع به تفکیک صنایع مختلف انجام شود، زیرا تحلیل در سطح یک صنعت خاص، اطلاعات مفیدتری در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد.

### محدودیت‌های پژوهش

مهمترین محدودیت این پژوهش، تعداد کم شرکت‌های مورد بررسی است که برای داشتن ویژگی‌های مشترک (صورت‌های مالی تجدید آرایه شده)، مجبور به کاهش آن بودیم. هر چه تعداد شرکت‌های مورد بررسی وسیع‌تر باشد، نتایج آماری بهتری بدست می‌آید. وجود تورم سبب می‌شود تا اطلاعات صورت‌های مالی نتوانند وضعیت مالی و نتایج عملکرد شرکت‌ها را به نحو درستی نشان دهند. بنابراین، با در نظر گرفتن اثر تورم، ممکن است نتایج متفاوتی حاصل شود. نبود کارهای مشابه داخلی برای مقایسه نتایج حاصل از آنها با نتیجه به‌دست آمده در این پژوهش. در این پژوهش تنها شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ بررسی شده است، لذا در تصمیم‌گیری نتایج باید این نکته در نظر گرفته شود.

### منابع

[۱] ایزدی‌نیا، ناصر؛ قوچی‌فرد، حمزه. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین جریان‌های نقد عملیاتی، سود خالص و

- [12] Ryan, GS. Tucker, WJ. Zarowin, PA. (2006). Classification and Market Pricing of the Cash Flow and Accruals on Trading Positions. *The Accounting Review*, 81: 443-472.
- [13] Shubita, M, F. (2013). Accruals and Cash Flows- A Case of Jordan. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 5: 428-441.
- [14] Wasley, E, C, and Wu, J, SH. (2005). Why Do Managers Voluntarily Issue Cash Flow Forecasts?, *Online*, [www.ssrn.com](http://www.ssrn.com).
- Choices and the Predictive Ability of Accruals with respect to Future Cash Flows. *Journal of Accounting and Economics*, 53: 330-352.
- [9] Defond, M and Hung, M. (2001). The Role of Accruals in Predicting Future Cash Flows and Stock Returns, *Online*, [www.ssrn.com](http://www.ssrn.com).
- [10] Farshadfar, Sh. (2008). The Relative Ability of Earnings and Cash Flow Data in Forecasting Future Cash Flow. *Pacific Accounting Review*, 20: 254-268.
- [11] Ibrahim, El. Ebaid, S. (2011). Accruals and the Prediction of Future Cash Flows. *Management Research Review*, 34: 838-853.



## **The Comparative of Accruals Ability and Cash Flows Based on Original Figures Versus Revised Figures For Predicting Future Cash Flows**

**H. Valipour<sup>1</sup>, E. Zahmatkesh<sup>2</sup>, G. R. Bahranifard<sup>3</sup>**

1- Faculty Member, Islamic Azad University, Firoozabad, Iran.

2- Master, Islamic Azad University, Marvdasht, Iran.

3- Master, Islamic Azad University, Marvdasht, Iran.

### **Abstract**

Forecast of cash flows is important for users in the inside and outside the organization. The most important objective of financial reporting is to provide information to forecast cash flows is presented. The purpose of this study is The Comparative of Accruals Ability and Cash Flows Based on Original Figures Versus Revised Figures For Predicting Future Cash Flows. The statistical society of the research comprises those firms listed in The Tehran Stock Exchange and whose financial lists have been restated. To fulfil the research, data from 162 year-firm from the year 1386 to the year 1390 have been collected, The present research in terms of purpose is practical and is a descriptive-correlation research. The data are analyzed using the Eviews software. The method used in the resarch is the linear regression, and the Vuong test is used to compare the research models. The research results display that the restated accruals and the restated cash flows are, respectively, more ability of predicting the future cash flows, compared to the main accruals and the main cash flows.

**Keywords:** Main accruals, Restated accruals, Main cash flows, Restated cash flows, Future cash flows

## **Simulating the effect of financial leverage model on company value via system dynamics approach (Case study: National Iranian copper industries company)**

**M. H. Mousavi Haghighi<sup>1</sup>, M. Khalifeh<sup>2</sup>**

1-Faculty Member, Fars Research Centre for Agriculture, Fars Research Centre for Agriculture, Shiraz, Iran.

2- Ph.D. Student, Shiraz, University, Shiraz, Iran.

### **Abstract**

Financing of companies investments are usually done by some various financing tools that each of them have their own specifications. In Iran, most of these tools are limited to loans and common stocks. This study considers and simulates the role of financial leverage on intrinsic value and stock price of national Iranian copper industries company via heuristic approach and by using system dynamics method and the relations of financial and capital market data. Research systemic model has been simulated and analyzed by this approach and applying Vensim DSS software. The overall results shows, increase of financial leverage has little role on company value however increase of equity has an influential role on the decrease of stock expected return rate and increase of company value; so that at the end of study horizon capital cost rate decrease till seven percent and at the late of the period the stock price will experience close to eight thousand rial.

**Keywords:** System Dynamics, Capital Structure, Financial Leverage, Intrinsic Company Value, Capital Market

## Evaluation of Long Memory in the Volatility of Tehran Stock Exchange

A. Komijani<sup>1</sup>, E. Naderi<sup>2</sup>, N. Gandali Alikhani<sup>3</sup>

1- Faculty Member, University of Tehran, Tehran, Iran.

2- Master, University of Tehran, Tehran, Iran.

3- Master, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran.

### Abstract

According to the growing importance of financial markets, existence of any volatility in the market has dramatic effects on the economy. Therefore, in a dynamic financial markets including stock market, forecasting has improved to one of the most important issues in financial sciences. In this regard, this paper evaluated existence of long memory in returns and volatility of the market price index by using daily prices and returns Tehran Stock Exchange data from 2009/04/04 to 2013/10/22. The results of this study confirm the existence of long memory in both the mean and variance equations. After confirming the existence of long memory in this index, we used GARCH-type models (including non-fractal and fractal models) to track its volatility. Conclusively, comparing the information criteria (Akaike and Schwartz) of various conditional variance heteroskedasticity models, we found the performance of the ARFIMA (1,2)-FIGARCH (BBM) model is desirable.

**Keywords:** Long Memory, Volatility, Stock Market, ARFIMA, GARCH, FIGARCH



## **The Effect of Over-valuation Stock Price on Real Earnings Management in Listed Companies of Tehran Stock Exchange**

**M. Arabsalehi<sup>1</sup>, N. Hamidian<sup>2</sup>, Z. Ghojavand<sup>3</sup>**

1- Faculty Member, Isfahan University, Isfahan, Iran.

2- Ph.D. Student, Isfahan University, Isfahan, Iran.

3- Faculty Member, Foolad Shahr, Isfahan, Iran.

### **Abstract**

The concept of overvaluation is the market price of share higher than its intrinsic value. Financial and accounting literature indicates that the managers of overvalued firms use the real earnings management to maintain this position. The aim of this study is to investigate the effect of over-valuation stock prices on real earnings management. Target sample consists of 80 companies during 1383-1391. Following Badertscher (2011), proxies of real earnings management are including of abnormal operating cash flows, abnormal production costs and abnormal discretionary expenses. Also, the ratio of the market price to intrinsic value is considered as a proxy of stock over-valuation. Residual income model was used to measure the intrinsic value. Panel data method was applied to examine the effect of over-valuation on real earnings management. Results indicate that the over-valuation has significant effect on abnormal operating cash flows, abnormal discretionary expenses and abnormal production costs as the proxies of real earnings management. In other words, these results can be deduced that firms with higher value of shares are expected tendency to sustain high performance and earnings management.

**Keywords:** Real earnings management, abnormal operating cash flows, abnormal discretionary expenses, abnormal production costs, over-valuation

## **An Anatomic Study of the Relationship between Stock Return and Idiosyncratic Volatility; Evidences from Tehran Stock Exchange**

**M. Davalloo<sup>1</sup>, A. Rajabi<sup>2</sup>**

1- Faculty Member, Shahid Behshti University, Tehran, Iran.

2- Master, Shahid Behshti University, Tehran, Iran.

### **Abstract**

The purpose of this study is to explain the opposite of the idiosyncratic volatility based on breaking up the idiosyncratic volatility into expected idiosyncratic volatility (EIV) and unexpected idiosyncratic volatility (UIV) and analyzing its split effects on the explanation of cross-sectional changes of individual stock. This relationship is studied in a sample consisting of 95 companies approved in the Tehran Stock Exchange during the years 2002 and 2011 using Fama-Macbeth regression model (1973) and the portfolio approach. The evidences from the study show that EIV alone is not able to explain the return changes, so by taking both EIV and UIV simultaneously, the positive coefficient of UIV becomes meaningful in terms of the statistics. If size, book value to market value ratio, momentum, liquidity and dilatory effect are controlled, the results would remain the same. So it seems like the main source of the opposite of the idiosyncratic volatility in Tehran Stock Exchange is caused by the unexpected idiosyncratic volatility.

**Keywords:** Idiosyncratic Volatility, Expected Idiosyncratic Volatility, Unexpected Idiosyncratic Volatility, Cross-Sectional Return of Stock

## **The Financing Decisions and Managerial Market Timing Evidence from Tehran Stock Exchange**

**R. Daghani<sup>1</sup>, H. Etemadi<sup>2</sup>, M. Azizkhani<sup>3</sup>, A. A. Anvariostami<sup>4</sup>**

1- Ph.D. Student, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

2- Faculty Member, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

3- Faculty Member, Ilam University, Ilam, Iran.

4- Faculty Member, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

### **Abstract**

Managerial financing decisions seem to change the predictions of the financial model about how often and under what circumstances firms use financial resources. The financial accounting literature uses market timing hypothesis, pecking order theories to explain management's financing decision. We examine how market timing affects management's net financing decision using a sample of firms listed in Tehran Stock exchange over the period of 2002 to 2011. Our results do not provide support for the market timing hypothesis. We also find a negative association between net financing and firms' market return suggesting a negative impact of the net financing decision on firms' return. Our results show no association between initial public offering and firms' market return. This suggests that a suitable market return did not appear in initial public offerings. The findings also show that firms with an ability of using internal resources in its capital structure are more likely to perform well than expected in the capital market.

**Keywords:** Management, Behavior, Market Timing hypothesis, financing

## **The Investigation Effect of Investments (including cash and non-cash) in Explaining Future Performance of the Listed Companies in Tehran Stock Exchange**

**M. Baharmoghadam<sup>1</sup>, S. S. Davoody<sup>2</sup>, N. Yousef zadeh<sup>3</sup>, Z. Aazami<sup>4</sup>**

1- Faculty Member, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran.

2- PNU, Ramhormoz, Iran.

3- Faculty Member, Vali-e- Asr University Of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran.

4- Faculty Member, Shahid Bahonar University, Baft, Kerman, Iran.

### **Abstract**

Investors to invest in stocks when the optimal selection requires the evaluation of information, such as liquidity, ability to pay the debts of the business unit and profitability are. Many studies examined significance of the financial statement items in explaining the company's future performance, up now in this paper we will investigate whether financial statements, particularly the cash flow statement, provide users with usefulness information on investment transactions. To investigate this issue, tested the 97 companies listed in Tehran stock exchange during the period 1380 to 1390. In this study, the adjusted R<sup>2</sup> is used to test the hypotheses. Highest adjusted R<sup>2</sup> indicates that the model has the highest explanatory power of future performance company. By taking all the information and results obtained from the CFO and stock prices, evidence shows that investment sector cash flow statement provides information on the Future performance. In addition, results show that non-cash investing provide addition to information CFI

**Keywords:** Cash flows, Investment, Corporate Performance



## Index of contents

- **The Investigation Effect of Investments (including cash and non-cash) in Explaining Future Performance of the Listed Companies in Tehran Stock Exchange** 1  
Mehdi Baharmoghadam, Seyyede Sahar Davoody, Nasrin Yousef zadeh, Zeinab Aazami
- **The Financing Decisions and Managerial Market Timing Evidence from Tehran Stock Exchange** 2  
Reza Daghani, Hossein Etemadi, Masoud Azizkhani, Ali Asghar Anvarirostami
- **An Anatomic Study of the Relationship between Stock Return and Idiosyncratic Volatility; Evidences from Tehran Stock Exchange** 3  
Maryam Davaloo, Azim Rajabi
- **The Effect of Over-valuation Stock Price on Real Earnings Management in Listed Companies of Tehran Stock Exchange** 4  
Mehdi Arabsalehi, Narges Hamidian, Ziba Ghojavand
- **Evaluation of Long Memory in the Volatility of Tehran Stock Exchange** 5  
Akbar Komijani, Esmail Naderi, Nadia Gandali Alikhani
- **Simulating the effect of financial leverage model on company value via system dynamics approach (Case study: National Iranian copper industries company)** 6  
Mohammad Hashem Mousavi Haghighi, Mojtaba Khalifeh
- **The Comparative of Accruals Ability and Cash Flows Based on Original Figures Versus Revised Figures For Predicting Future Cash Flows** 7  
Hashem Valipour, Ehsan Zahmatkesh, Gholam Reza Bahranifard

**Contributors to this Issue (Volume 3, Number 3, Serial Number 10, Autumn 2015)**

We express our deep gratitude to the following faculty members of the universities and educational-research Institutes who have co-operated in evaluation and assessment of the articles of this issue of Journal of Asset Management and Financing.

N. Izadinia	Associate Professor	University of Isfahan
A. Badri	Assistant Professor	Sheikh Bahaei University
S. Jahanian	Assistant Professor	University of Isfahan
R. Hejazi	Professor	Alzahra University
K. A. Heidari Rostami	Ph.D. Student	University of Mazandaran
A. Khani	Assistant Professor	University of Isfahan
R. A. Rahnema Felavarjani	Ph.D.	University of Tehran
A. Abdolbaghi	Assistant Professor	Sheikh Bahaei University
B. Asgarnezhad Noori	Assistant Professor	Mohaghegh Ardabili University
S. Fathi	Associate Professor	University of Isfahan
M. Namazi	Professor	Shiraz University
A. Hashemi	Associate Professor	University of Isfahan

**Journal of Asset Management and Financing**  
**License Holder: The University of Isfahan Vice-President of Research and Technology**  
**Volume 3, Number 3, Serial Number 10, Autumn 2015**  
**ISSN (print): 2383-1170**  
**ISSN (on-line): 2383-1189**  
**Scientific Research Journal**

**Editor-in-Chief: R. Hejazi**  
Professor of Alzahra University  
E-mail: hejazi33@yahoo.com

**Director in Charge: H. Rezaie Dolatabadi**  
Assistant Professor University of Isfahan  
E-mail: ho\_rezaie@gmail.com

**Literary-English Editor: M. Botshekan**  
Ph. D. In Finance from VU University  
Amsterdam  
E-mail: mabotshekan@yahoo.com

**Literary Editor: : F.Ghayoomian**  
E-mail: ghayoomian@gmail.com

**Executive Manager: R. Balouchian Zadeh**  
E-mail: balochianzadeh@yahoo.com  
Tel: 031-36699514

**Type and Layout: B. Hakiminya**  
E-mail: hakiminya@gmail.com

**Editorial Board**

M. Abzari	Professor	University of Isfahan
A. A. Anvari Rostami	Professor	Tarbiat Modarres University
H. Etemadi	Associate Professor	Tarbiat Modarres University
R. Hejazi	Professor	Alzahra University
M. Khoshtinat	Associate Professor	Allame Tabatabaee University
H. Rezaie Dolatabadi	Assistant Professor	University of Isfahan
S. Saeeda Ardekani	Associate Professor	University of Yazd
S. Fathi	Associate Professor	University of Isfahan
M. S. Fadaee Nejad	Associate Professor	Shahid Beheshti University
G. Goudarzi	Associate Professor	Emam Sadegh University
A. N. Mosleh Shirazi	Associate Professor	Shiraz University



Journal of Asset Management and Financing (JAMF) is an open access, peer-reviewed journal with a scope that covers theoretical and empirical research in Asset Management and Financing. JAMF is published quarterly by the University of Isfahan in cooperation with the Allame Tabataba'i University, University of Shiraz, Shahid Beheshti University, University of Yazd, Imam Sadegh University and Alzahra University. The State Commission for the Evaluation of Scientific Journals ranked the journal as a *scientific and research-based* Journal, the highest scientific status set for the domestic scientific journals. This ranking is based on an agreement between the University of Isfahan and the above mentioned universities.

The full text of the journal articles is available at the following websites:

<http://www.magiran.com>

<http://www.sid.ir>

<http://www.isc.gov.ir>

<http://www.ulrichsweb.com>

<http://www.scholar.google.com>

Authors can submit their manuscripts using an online submission process through the journal website (<http://uijs.ui.ac.ir/amf>). Subscription requests can be mailed directly to the following address or using the contact information:

**Address:**

Postcode: 81746-73441

Office of Asset Management and Financing Journal – Research and Technology– Center

Central Library,

University of Isfahan,

Isfahan

**Contact information:**

Tel: +98- 31- 36699514

Fax: +98 -31-37932177

Email: [amf@res.ui.ac.ir](mailto:amf@res.ui.ac.ir)

Publication and Lithography: The University of Isfahan Publications

Publisher: University of Isfahan

**Number of copies: 300 copies**

**In the Name of God**

**Journal of Asset  
Management and Financing**

**(Scientific - Research)**

**Volume 3, Number 3, Serial Number 10  
Autumn 2015**