

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

مجله علمی- پژوهشی

مدیریت دارایی و تامین مالی

سال ۱- شماره ۱- شماره سانی (۱)

تابستان ۱۳۹۲

مجله مدیریت دارایی و تامین مالی بر اساس ابلاغیه شماره ۳/۱۸/۳۵۹۹۳ مورخ ۱۳/۳/۱۳۹۲ کمیسیون بررسی نشریات علمی وزارت علوم تحقیقات و فناوری دارای درجه علمی - پژوهشی می باشد. همچنین بر اساس نامه‌ی شماره‌ی ۳۵۹۹۳ مورخ ۱۳/۳/۱۳۹۲ تا پایان اردیبهشت ماه ۱۳۹۳ دارای اعتبار می باشد. 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 مجله در پایگاه‌های اطلاع رسانی زیر نمایه می شود.

<http://www.magiran.com>

<http://www.SID.ir>

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

<http://uijs.ui.ac.ir/amf>

بانک اطلاعات نشریات کشور

سایت جهاد دانشگاهی (SID)

پایگاه علوم استنادی جهان اسلام (ISC)

سامانه مجله مدیریت دارایی و تامین مالی

چاپ و لیتوگرافی: انتشارات دانشگاه اصفهان

ناشر: دانشگاه اصفهان

تیراژ: ۳۰۰ نسخه

مجله
مدیریت دارایی و تامین مالی
صاحب امتیاز: معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه اصفهان
سال ۱ - شماره ۱ - شماره پیاپی (۱) - تابستان ۱۳۹۲
علمی - پژوهشی

سر دبیر: رضوان حجازی
استاد - دانشگاه الزهراء
E-mail: hejazi33@yahoo.com

ویراستار ادبی: بهزاد حکیمی نیا
E-mail: hakiminya@gmail.com

صفحه آرایی: بهزاد حکیمی نیا
E-mail: 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
E-mail: mabotshekan@yahoo.com
مدیر اجرایی: روح الله بلوچیان زاده
کارشناس ارشد مدیریت
E-mail: balochianzadeh@yahoo.com
تلفن: ۰۳۱۱-۶۶۹۹۵۱۴

اعضای هیأت تحریریه

دانشگاه اصفهان	استاد	مهدی ابرزی
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 سعیدا 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 مجله مسؤول آراء و نظرات مندرج در مقالات نمی باشد.

نقل مطالب با ذکر نام مجله و نویسنده بلامانع است.

نشانی پستی مجله: اصفهان - دانشگاه اصفهان - سازمان مرکزی - معاونت پژوهش و فناوری - طبقه دوم - اداره چاپ، انتشارات و مجلات

دفتر مجله مدیریت دارایی و تامین مالی

کد پستی: ۷۳۴۴۱-۸۱۷۴۶

تلفکس: ۰۳۱۱-۷۹۳۲۱۷۷

تلفن: ۰۳۱۱-۶۶۹۹۵۱۴

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

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

همکاران علمی این شماره (سال ۱، شماره ۱، شماره پیاپی (۱)، تابستان ۱۳۹۲)

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

دانشگاه اصفهان	استادیار	مجید اسماعیلیان
دانشگاه شهید بهشتی	دانشیار	احمد بدری
دانشگاه تهران	دانشیار	رضا تهرانی
دانشگاه اصفهان	استادیار	هادی تیموری
دانشگاه الزهراء	استاد	رضوان حجازی
دانشگاه تهران	استاد	رضا راعی
دانشگاه الزهراء	استادیار	محمد رضا رستمی
دانشگاه اصفهان	استادیار	حسین رضایی دولت آبادی
دانشگاه شهید بهشتی	دانشجوی دکتری	عبدالمجید عبدالباقی
دانشگاه اصفهان	دانشجوی دکتری	باقر عسگر نژاد
دانشگاه اصفهان	دانشیار	سعید فتحی
دانشگاه اصفهان	استادیار	داريوش فروغی
دانشگاه اصفهان	دانشیار	عباس هاشمی
دانشگاه هنر اصفهان	استادیار	رضا نصر اصفهانی

راهنمای تنظیم و نگارش مقاله

برای جلوگیری از تأخیر در داوری و انتشار به موقع مجله، 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 و ... 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 نرم‌افزار word2007 و بالاتر بر روی کاغذ A4 (حاشیه‌ها از بالا و راست ۳ و چپ و پائین ۵/۲) 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 مشتمل بر: موضوع مقاله، روش تحقیق، طرح بحث و نتیجه‌گیری (مجموعاً 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 تحقیق و چارچوب نظری، پرسش‌ها و فرضیه‌های پژوهش)؛ روش تحقیق (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: رایه یافته‌ها، مقایسه آن با یافته‌های سایر پژوهش‌ها و انطباق یافته‌ها با نظریه‌ها)؛ نتیجه‌گیری (شامل: خلاصه مسأله و هدف پژوهش، ارائه خلاصه نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارائه پیشنهادها)؛ فهرست منابع.

۴-۴- چکیده و واژه‌های کلیدی 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 (بخش فارسی و لاتین مجزا) و بر اساس شماره ایجاد شده، در بخش منابع شماره در متن مقاله داخل [] نوشته شود.

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 نزدیک به متن مربوط آورده شود. منحنی‌ها، شکل‌ها و نمودارها 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 ارسال گردد .

۱۰- نامه ای مبنی بر اینکه این مقاله تا بحال برای نشریه دیگری ارسال نگردیده از طریق فایل‌های ضمیمه ارسال نمایید.

نشانی مجله: اصفهان، خیابان هزار جریب، دانشگاه اصفهان، سازمان مرکزی، طبقه دوم، اداره چاپ، انتشارات و مجلات، دفتر مجله

مدیریت دارایی و تامین مالی، کدپستی: ۷۳۴۴۱-۸۱۷۴۶ تلفن: ۰۳۱۱-۶۶۹۹۵۱۴، تلفکس: ۰۳۱۱-۷۹۳۲۱۷۷

فهرست مطالب

- عوامل موثر بر انتخاب روش های بودجه بندی سرمایه ای در بورس اوراق بهادار تهران
رضا راعی، غلامرضا عسگری و عسگر نوربخش
۱ - ۱۲
- تأثیر کیفیت افشا بر رابطه ارزشی اقلام صورت های مالی
اعظم ولی زاده لاریجانی، ویدا مجتهدزاده و رضوان حجازی
۱۳ - ۲۶
- پیش بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از انفیس
اصغر مشبکی، اسدالله کردنائیج و سجاد فرازمنند
۲۷ - ۴۴
- برتری تصادفی مبتنی بر صرف ارزش و رفتار ریسک گریزانه سرمایه گذاران بورس اوراق بهادار
تهران
احمد بدری، محمد عرب مازار، محمدرضا حمیدزاده و عبدالمجید عبدالباقی
۴۵ - ۶۲
- بررسی اثر نقدشوندگی بازار ثانویه بر قیمت عرضه اولیه بورس اوراق بهادار تهران
فریدون رهنمای رودپشتی، زهرا پورزمانی و لیلا باطنی
۶۳ - ۷۴
- مقایسه رفتار سبب دارایی های بین المللی بهینه شده بر اساس مدل های مبتنی بر روش های همبستگی
ثابت و شرطی پویا
غلامرضا منصورفر، حمزه دیدار و میرسعید محمدی
۷۵ - ۹۲
- تاثیر ساختار مالکیت بر ارتباط بین جریان های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی ها
ولی خدادادی، محسن رشیدی باغی، رامین قربانی و مریم کاویانی
۹۳ - ۱۰۸
- آزمون تصمیمات تامین مالی، زمان بندی بازار و سرمایه گذاری واقعی در بورس اوراق بهادار تهران
عبدالله خانی، حمیده افشاری و میرهادی حسینی
۱۰۹ - ۱۲۲

عوامل موثر بر انتخاب روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

رضا راعی^۱، غلامرضا عسگری^۲، عسگر نوربخش^{۳*}

۱- استاد دانشگاه تهران

raei@ut.ac.ir

۲- استادیار دانشگاه صنعتی مالک اشتر

as_noorbakhsh@ut.ac.ir

۳- دانشجوی دوره دکتری مدیریت مالی، دانشگاه تهران

ghrasgari@yahoo.com

چکیده

هدف این پژوهش شناسایی روش‌های مورد استفاده در ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری در میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و تعیین عوامل تاثیرگذار بر انتخاب این روش‌هاست. بدین منظور با استفاده از روش نمونه‌گیری طبقه‌بندی شده ۱۰۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده و پرسشنامه محقق ساخته برای مدیران مالی آنها ارسال شد. نتایج پژوهش نشان داد که ۹۴ درصد شرکت‌ها برای ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری از روش‌های بودجه‌بندی استفاده می‌کنند. از این میان ۶۱ درصد از روش‌های تنزیلی و ۳۹ درصد از روش‌های غیرتنزیلی استفاده می‌کنند. همچنین ۷۸ درصد شرکت‌ها در ارزیابی پروژه‌ها از بیش از یک تکنیک استفاده می‌کنند که دوره برگشت سرمایه با ۶۰ درصد، بیشترین فراوانی را دارد. در رتبه‌های بعدی NPV و IRR به ترتیب با ۳۷ و ۳۶ درصد قرار می‌گیرند. همچنین شرکت‌های ایرانی برای محاسبه هزینه حقوق صاحبان سهام خود به طور یکسان از روش‌های بازده حسابداری حقوق صاحبان سهام و CAPM استفاده می‌کنند. در خصوص عوامل تاثیرگذار بر انتخاب روش‌ها نیز، بررسی فرضیه‌های پژوهش نشان داد که پیشینه تحصیلی مدیران مالی و حجم سرمایه‌گذاری در انتخاب نوع تکنیک‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای تاثیرگذار است. لیکن اندازه شرکت و قدمت آن در بورس، تاثیری بر استفاده از روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای ندارد.

واژه‌های کلیدی: بودجه‌بندی سرمایه‌ای، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، روش‌های تنزیلی، روش‌های غیرتنزیلی، ارزیابی پروژه‌ها.

در دیگر کشورها در خصوص فعالیت‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای پژوهش‌های متعددی صورت گرفته است. که از میان آنها می‌توان به مائو [۲۴]، کلامر [۱۹] [۲۰]، فرمگن [۱۱]، پتی، اسکات، و بیرد [۳۲]، گیتمن و فارسستر [۱۳]، اسکال، ساندم، و گیجیک [۳۴] اشاره کرد. در این راستا پژوهش‌های کلامر [۱۹] نشان داد که در سال ۱۹۵۹ فقط ۱۹ درصد شرکت‌های آمریکایی برای ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود از روش‌های تنزیلی استفاده می‌کردند در حالی که این رقم در سال ۱۹۶۴ به ۳۸ درصد و در سال ۱۹۷۰ به ۵۷ درصد افزایش یافته است. همچنین بررسی هندریکز [۱۵] نشان می‌دهد که در سال ۱۹۸۱ بیش از ۷۶ درصد شرکت‌های آمریکایی در ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری از روش‌های تنزیلی استفاده کرده‌اند.

علاوه بر این پژوهش بیرمن [۱۹] نیز موید آن است که در سال ۱۹۹۲ تعداد ۹۹ شرکت از ۱۰۰ شرکت بزرگ فورچون ۵۰۰، از روش‌های IRR و NPV به عنوان اولین یا دومین معیار ارزیابی استفاده کرده‌اند. مطالعه چن [۹] نیز نشان داد که کاربرد روش‌های تنزیلی خیلی بیشتر از روش‌های غیرتنزیلی است. او همچنین دریافت که استفاده از روش‌های تنزیلی در خصوص پروژه‌های توسعه، بهتر از پروژه‌های جایگزینی تجهیزات جوابگو است. به طور کلی بررسی‌های انجام شده در ایالات متحده نشان می‌دهد که روش‌های تحلیل پروژه‌های سرمایه‌گذاری به مرور زمان پیچیده‌تر شده و روش‌های تنزیلی؛ یعنی ارزش فعلی خالص، نرخ بازده داخلی و شاخص سودآوری، که مبتنی بر جریان‌های نقدی هستند و ارزش زمانی پول را در نظر

مقدمه

مدیران مالی برای ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری عموماً از دو دسته فنون؛ تنزیلی (مبتنی بر جریان‌های نقدی) و غیرتنزیلی استفاده می‌کنند. گفتنی است که ارزش فعلی خالص (NPV) و نرخ بازده داخلی (IRR) از فنون تنزیلی محسوب می‌شوند و فنون دوره برگشت سرمایه (RI) و نرخ بازده حسابداری (ARR) در گروه غیر تنزیلی‌ها قرار می‌گیرند [۲].

در این راستا، مسأله این پژوهش شناسایی فنون غالب در ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری در میان شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که در کشورهای توسعه‌یافته و به منظور ارزیابی پروژه‌ها، غالباً از روش‌های تنزیلی (DCF) استفاده می‌شود. لیکن در خصوص روش‌های مورد استفاده در ایران شواهد معدودی وجود دارد. از این رو هدف این پژوهش شناسایی فنون بکار رفته در بودجه‌بندی سرمایه‌ای و در گام بعدی شناسایی عوامل تاثیرگذار بر انتخاب این فنون در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران است.

گفتنی است که بودجه‌بندی سرمایه‌ای، به معنای ارزیابی مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری یک شرکت نظیر جایگزینی تجهیزات، نوسازی یا توسعه کارخانه است. در واقع بودجه‌بندی سرمایه‌ای به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا جریان‌های نقدی آتی ناشی از سرمایه‌گذاری توجیه‌کننده هزینه‌های سرمایه‌گذاری هست یا خیر [۱].

پیشینه پژوهش

می‌گیرند، به روش غالب برای ارزیابی پروژه‌ها تبدیل شده‌اند.

در حوزه آسیای جنوب شرقی نیز پژوهش‌هایی در خصوص روش‌های ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری صورت گرفته است. بر اساس پژوهش‌های لی و ایپ [۲۱]، شرکت‌های موجود در هنگ‌کنگ بیشتر از روش دوره برگشت سرمایه و روش NPV استفاده می‌کنند. وونگ، فاراتر، و لئونگ [۳۸] شرکت‌هایی را در مالزی، هنگ‌کنگ، و سنگاپور مورد بررسی قرار دادند. آنها به این نتیجه رسیدند که متداولترین روش ارزیابی در مالزی، روش دوره برگشت سرمایه است. در هنگ‌کنگ نیز، روش دوره برگشت سرمایه و نرخ بازده حسابداری متداولترین روش بودند. اما در سنگاپور، روش‌های دوره برگشت سرمایه و NPV به یک نسبت مساوی استفاده می‌شوند. آنها در جمع‌بندی‌های خود به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های مالزیایی، هنگ‌کنگی و سنگاپوری بیشتر تمایل دارند بیش از یک روش ارزیابی را و استفاده کنند.

همچنین هان [۱۴] در پژوهشی که روی شرکت‌های مالزیایی انجام داد به این نتیجه رسید که روش دوره برگشت سرمایه، روش غالب در ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. نتایج حاصل از پژوهش‌های آرسیرافونگ‌فیسست، کستر و اسکولی [۶] روی شرکت‌های فعال در بورس تایلند نیز نشان داد که مهمترین روش‌های ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری به ترتیب روش‌های IRR، دوره برگشت سرمایه و NPV هستند.

در استرالیا نیز پژوهش‌های فریمن و هابس [۱۰] نشان می‌دهد که استفاده از روش‌های تنزیلی از ۵۲ درصد در سال ۱۹۷۹ به ۷۵ درصد در سال ۱۹۸۹ افزایش یافته است. بررسی‌های کلیارا [۱۵] نیز نشان داد که ۷۵ درصد از شرکت‌کنندگان در پژوهش، به ترتیب، از روش‌های NPV و IRR (۶۳ درصد) و روش دوره برگشت سرمایه (۶۱ درصد) استفاده می‌کنند. همچنین استفاده از روش‌های تنزیلی در استرالیا عمومیت دارد. در این پژوهش، همه پاسخ‌دهندگان خاطر نشان کرده بودند که از بیش از یک روش ارزیابی استفاده می‌کنند. اخیراً، پژوهش‌های ترانگ، پارتینگتن و پیت [۳۶] نشان داده است که به طور همزمان، ۹۴ درصد نمونه از روش NPV، ۹۱ درصد از روش دوره برگشت سرمایه، و ۸۰ درصد از روش IRR استفاده می‌کنند.

پاترسون [۳۰] در پژوهش‌هایی که روی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس نیوزیلند انجام داد دریافت که میزان استفاده از روش دوره برگشت سرمایه و نرخ بازده حسابداری بیشتر از روش‌های NPV و IRR است. با اینحال، ۷۵ درصد از شرکت‌کنندگان در این پژوهش حداقل از یکی از روش‌های تنزیلی استفاده می‌کردند. روش ARR توسط ۵۳ درصد و روش دوره برگشت سرمایه توسط ۴۲ درصد از شرکت‌کنندگان به عنوان اولین روش ارزیابی مورد استفاده قرار می‌گرفت. کمتر از یک سوم نیز اظهار کردند از روش IRR به عنوان اولین روش ارزیابی استفاده می‌کنند.

فرانک و ریبتن [۳۷] در پژوهش خود به بررسی این مساله پرداخت که آیا شرکت‌ها در مواجهه با عدم

بازده حسابداری استفاده می‌کنند، و سایر روش‌ها استفاده نمی‌شود. همچنین از نظر مدیران، روش‌های مبتنی بر تورم؛ نظیر روش مبتنی بر ارزش واقعی جریان‌های نقدی و روش مبتنی بر جریان‌های نقدی به نرخ جاری، بیشترین اثربخشی در اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری را دارند. سایر یافته‌های پژوهش نشان داد که مهمترین موانع استفاده از روش‌های پیشرفته بودجه‌بندی سرمایه‌ای به ترتیب عدم بکارگیری نیروی زبده از نظر تجربی و علمی و غیر قابل اتکا و ناکافی بودن شاخص‌ها و متغیرهای موجود در کشور برای انجام محاسبات مورد نیاز است.

فرضیه‌های پژوهش

به نظر می‌رسد یکی از عوامل موثر بر استفاده از روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای تحصیلات مدیران مالی شرکت‌ها است. به منظور بررسی این ادعا، معاونین و مدیران مالی شرکت‌های مورد بررسی به دو گروه فاقد تحصیلات دانشگاهی و دارای تحصیلات دانشگاهی تقسیم می‌شوند. از اینرو فرضیه اول پژوهش به صورت زیر تدوین گردید.

فرضیه ۱: مدیران با تحصیلات دانشگاهی از روش‌های تنزیلی استفاده کنند.

همچنین انتظار می‌رود رابطه مثبتی میان اندازه شرکت و استفاده از روش‌های تنزیلی وجود داشته باشد. این انتظار بر این فرض استوار است که شرکت‌های بزرگ از مدیران صلاحیت‌داری بهره می‌گیرند که از تکنیک‌های پیشرفته مدیریتی استفاده می‌کنند. در این راستا شرکت‌های مورد بررسی بر اساس دارایی‌های کل به سه دسته کوچک، متوسط، و

اطمینان در تصمیمات سرمایه‌گذاری از روش‌های پیچیده بودجه‌بندی سرمایه‌ای استفاده می‌کنند؟ او برای بررسی این مسأله به مطالعه رابطه بین نااطمینانی‌های خاص و روش‌های پیچیده بودجه‌بندی سرمایه‌ای در ۱۸۹ سازمان هلند پرداخت. نتایج حاصله نشان داد که روش‌های بودجه‌بندی پیشرفته مستلزم استفاده از ابزارها و یا فرایندهای چندگانه (مانند شبیه‌سازی مونت کارلو و نظریه بازی‌ها) است. افزایش در عدم اطمینان مالی مستلزم استفاده از روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای پیچیده‌تر است. در این میان اندازه و نوع صنعت نیز بر انتخاب روش بودجه‌بندی سرمایه‌ای تاثیرگذار است.

معروف حسن [۲۵] تکنیک‌های بودجه‌بندی مورد استفاده در شرکت‌های تولیدی کوچک استرالیا را بررسی کرد. نتایج پژوهش او نشان داد که اگر چه این شرکت‌ها بیشتر از روش‌های بودجه‌بندی، دوره برگشت سرمایه و روش تنزیل جریان‌های نقدی (DCF) استفاده می‌کنند، اما در فرایند بودجه‌بندی سرمایه‌ای آن‌ها به عامل تحلیل ریسک و استفاده از علم مدیریت توجه چندانی نمی‌شود، که این مطلب باید مورد توجه باشد.

در ایران نیز پژوهش‌های محدودی در خصوص عوامل تاثیرگذار در انتخاب نوع تکنیک بودجه‌بندی سرمایه‌ای صورت گرفته است. پژوهش نیکخواه آزاد و معصومیان [۳] حاکی است که سازمان‌های ایرانی برای ارزیابی تصمیمات سرمایه‌گذاری فقط از دو روش ارزش فعلی خالص و شاخص سودآوری استفاده می‌کنند. همچنین مدیران شرکت‌های فعال در بورس تهران در ارزیابی پروژه‌ها از روش‌های خالص ارزش فعلی، شاخص سودآوری، نرخ بازده داخلی و نرخ

در عمده پژوهش‌هایی که در پیشینه پژوهش به آنها اشاره شده است از مدیران مالی یا مدیران ارشد سؤال می‌شد که اولین و دومین روشی که برای ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند، کدامین روش است. یکی از ضعف‌های این روش این بود که اطلاعاتی را در خصوص اهمیت یا وزنی که مدیران در تصمیم نهایی رد یا قبول به روش‌های ارزیابی می‌دهند، به دست نمی‌داد. این ضعف، در پژوهش کستر و همکاران [۱۷] مرتفع شد. در پژوهش اخیر، علاوه بر پرسش در خصوص استفاده از روش‌ها، از مدیران خواسته شد هر روش را در طیف لیکرت از عدد صفر تا ۵ (صفر = عدم استفاده، ۱ = مهم نیست، ۵ = خیلی مهم) رتبه‌بندی کنند. این رویکرد اهمیت نسبی هر روش در تصمیم‌گیری را نیز مشخص می‌کند.

با عنایت به نتایج مثبت حاصل از پژوهش کستر و همکاران، در پژوهش حاضر برای جمع‌آوری اطلاعات یک پرسشنامه ۳ صفحه‌ای طراحی گردید که در آن فنون مربوط به ارزیابی ریسک، تعیین نرخ تنزیل، نحوه تخمین هزینه سرمایه، هدف از سرمایه‌گذاری، و سطح تحصیلات مدیران مالی مورد سؤال شد. از سوی دیگر اطلاعات مربوط به میزان دارایی‌های شرکت، میزان افزایش در دارایی‌های ثابت، بدهی‌ها و درآمد آنها از طریق مراجعه به سایت اینترنتی کدال جمع‌آوری شد.

گفتنی است که از میان ۳۴۰ شرکتی که تا ابتدای سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۰ عضو بورس اوراق بهادار بودند با در نظر گرفتن معیار صنعت‌ها، تعداد ۱۰۰ شرکت به صورت نمونه‌گیری طبقه‌بندی شده انتخاب گردیدند که با توجه به پرسشنامه توزیع شده و پیگیری تلفنی، ۹۳ شرکت پرسشنامه‌ها را عودت دادند. این تعداد شامل ۲۷ درصد از ۳۴۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود. اطلاعات مربوط به

بزرگ تقسیم شده‌اند، بر این اساس فرضیه دوم پژوهش به صورت زیر تدوین می‌شود.

فرضیه ۲: اندازه شرکت بر انتخاب روش‌های تنزیلی تاثیر دارد.

حجم سرمایه‌گذاری از طریق افزایش سالانه در خالص دارایی‌های ثابت اندازه‌گیری می‌شود. انتظار بر این است که شرکت‌هایی که حجم بالایی از سرمایه‌گذاری را در خالص دارایی‌های ثابت دارند، در مقایسه با شرکت‌هایی که از حجم سرمایه‌گذاری اندکی برخوردار هستند، از روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای پیشرفته‌تری استفاده می‌کنند. از اینرو فرضیه سوم پژوهش به صورت زیر تدوین شده است.

فرضیه ۳: حجم سرمایه‌گذاری عامل استفاده از تکنیک‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای است.

همچنین، تاثیر مدت پذیرش در بورس اوراق بهادار تهران بر میزان استفاده از تکنیک‌های تنزیلی در فرضیه چهارم پژوهش بررسی می‌شود. این آزمون با این پیش فرض مطرح شد که شرکت‌های فعال در بورس، تحت نظارت بازار هستند. همچنین عملکرد این شرکت‌ها به طور مرتب توسط سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مورد تحلیل و بررسی قرار می‌گیرد. به نظر می‌رسد آن دسته از شرکت‌هایی که مدت زمان زیادی از پذیرش آنها در بورس اوراق بهادار گذشته است نسبت به شرکت‌هایی که اخیراً پذیرفته شده‌اند باید بیشتر تحت نظارت باشند. بنابراین، منطقی است فرض کنیم مدت پذیرش در بورس اوراق بهادار می‌تواند رابطه مثبتی با استفاده از تکنیک‌های تنزیلی داشته باشد.

فرضیه ۴: میان زمان پذیرش در بورس و استفاده از تکنیک‌های تنزیلی رابطه وجود دارد.

روش پژوهش

شرکت‌های پاسخ‌دهنده در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱: توصیف شرکت‌های پاسخ‌دهنده به پرسشنامه پژوهش

موضوع	عنوان	تعداد	عنوان	تعداد	عنوان	تعداد	عنوان	تعداد	عنوان	تعداد
دارایی (میلیارد ریال)	کمتر از ۲۰۰	۱۹	۲۰۰ تا ۵۹۹	۳۱	۶۰۰ تا ۹۹۹	۱۲	۱،۰۰۰ تا ۴،۹۹۹	۱۹	۵،۰۰۰ و بیشتر	۱۲
فروش (میلیارد ریال)	کمتر از ۷۰	۱۷	۷۰ تا ۱۹۹	۱۹	۲۰۰ تا ۵۹۹	۲۷	۶۰۰ تا ۹۹۹	۱۵	۱،۰۰۰ و بیشتر	۱۵
عمر شرکت (سال)	کمتر از ۲۰	۱۸	۲۰ تا ۲۹	۱۷	۳۰ تا ۳۹	۱۸	۴۰ تا ۴۹	۲۵	۵۰ و بیشتر	۱۵
زمان پذیرش در بورس (سال)	کمتر از ۵	۴	۵ تا ۹	۲۶	۱۰ تا ۱۴	۱۵	۱۵ تا ۱۹	۲۷	۲۰ و بیشتر	۲۱
شغل پاسخ‌دهندگان	معاون مالی	۱۱	مدیر مالی	۳۲	ارشد مالی	۲۶	کارشناس مالی	۲۴		
سابقه کار پاسخ‌دهندگان	کمتر از یکسال	۱۲	۱ تا ۵ سال	۳۸	بیشتر از ۵ سال	۴۳				

یافته‌های پژوهش

تحلیل‌ها نشان می‌دهد که ۹۴ درصد شرکت‌های مورد بررسی در ارزیابی‌های خود از روش‌های بودجه‌بندی استفاده می‌کنند. در این راستا ۶۱ درصد از روش‌های تنزیلی (NPV، IRR و PI) و ۳۹ درصد از روش‌های غیرتنزیلی (RI و ARR) استفاده می‌کنند. علاوه بر این ۷۸ درصد پاسخ‌دادند در ارزیابی پروژه‌ها از بیش از یک تکنیک استفاده می‌کنند. در این راستا جدول ۲ نشان می‌دهد که دوره برگشت سرمایه با ۶۰ درصد، بیشترین استفاده را در بین شرکت‌های ایرانی دارد. در رتبه‌های بعدی NPV و IRR به ترتیب با ۳۷ و ۳۶ درصد قرار دارند.

همان‌گونه که این جدول نشان می‌دهد نزدیک به نیمی از پاسخ‌دهندگان (۴۶ درصد) را معاونان و مدیران مالی تشکیل می‌دهند. از این رو می‌توان گفت که این افراد مستقیماً با تصمیمات مربوط به بودجه‌بندی سرمایه‌ای درگیر هستند. همچنین، نیمی از پاسخ‌دهندگان در سمت فعلی خود از سابقه‌ای با بیش از ۵ سال برخوردار بودند. بر اساس اطلاعات جمع‌آوری شده از پرسشنامه‌ها ۹۲ درصد از پاسخ‌دهندگان دارای مدارک دانشگاهی بودند.

جدول ۲: روش‌های مورد استفاده برای ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری

روش (تکنیک)	تعداد (N)	درصد (%)
ارزش فعلی خالص (NPV)	۳۴	۳۷
نرخ بازده داخلی (IRR)	۳۳	۳۶
دوره برگشت سرمایه	۵۶	۶۰
شاخص سودآوری (PI)	۲۳	۲۵
نرخ بازده حسابداری (ARR)	۱۸	۱۹

* به‌خاطر پاسخ چندگانه، جمع کل درصد ارائه نشده است.

از پاسخ‌دهندگان که اعلام کرده بودند از روش‌های NPV یا IRR به عنوان اولین اولویت برای ارزیابی پروژه‌ها استفاده می‌کنند، سؤال شد که شرکت آنها نرخ تنزیل مورد نیاز برای تنزیل جریان‌های نقدی را چگونه تعیین می‌کند؟ نتایج حاصله در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳: روش‌های مورد استفاده برای تعیین نرخ تنزیل توسط آن دسته از شرکت‌هایی که از روش‌های تنزیلی به عنوان اولین روش ارزیابی استفاده می‌کردند.

نرخ تنزیل	تعداد (N)	درصد (%)
میانگین موزون هزینه سرمایه (WACC)	۳۴	۵۱/۵
WACC تعدیل شده برای ریسک محصولات جدید	۸	۱۲/۱
هزینه سرمایه بخشی	۱۸	۲۷/۳
سایر موارد	۶	۹/۱
جمع	۶۶	۱۰۰

مورد انتظار و (۳) روش صرف ریسک (هزینه بدهی به اضافه صرف ریسک). از پاسخ‌دهندگان سؤال شد که از کدام روش استفاده می‌کنند. نتایج حاصله در جدول ۴ نشان داده شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) عموماً به عنوان حداقل نرخ بازده مورد انتظار سهام عادی به کار گرفته می‌شود.

چالشی‌ترین بخش از میانگین موزون هزینه سرمایه (WACC) شرکت‌ها، حداقل نرخ بازده مورد انتظار سهام عادی شرکت‌ها (یعنی هزینه سهام) است. در کتب مالی برای تخمین هزینه حقوق صاحبان سهام از سه روش یاد می‌شود: (۱) مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، که مبتنی بر بقای شرکت است، (۲) بازده سود سهام به اضافه نرخ رشد

جدول ۴: روش محاسبه هزینه حقوق صاحبان سهام

روش	تعداد (N)	درصد (%)
هزینه بدهی به اضافه صرف ریسک	۲۵	۲۶/۹
مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)	۲۸	۳۰/۱
بازده سود سهام به اضافه نرخ رشد مورد انتظار	۸	۸/۶
بازده حسابداری حقوق صاحبان سهام	۲۸	۳۰/۱
سایر موارد	۴	۴/۳

هدف مهم شرکت‌ها از سرمایه‌گذاری، به ترتیب، «افزایش در جریان‌های نقدی آتی»، «رشد سهم بازار» و «رشد در عایدات بلندمدت» است. به نظر می‌رسد اهداف دیگر، چندان اهمیت نداشته باشند.

یکی دیگر از سئوالاتی که از پاسخ‌دهندگان به عمل آمد در خصوص درک آنها از اهداف کلی فرایند بودجه‌بندی سرمایه‌ای است. نتایج حاصل از این بخش در جدول ۵ آمده است. با توجه به این جدول، سه

جدول ۵: اهداف سرمایه‌گذاری

اهداف	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	نمره میانگین
	فاقد اهمیت (%)	کم اهمیت (%)	مهم (%)	خیلی مهم (%)	بیش از اندازه مهم (%)	
افزایش در جریان‌های نقدی آتی	۳/۶	۷/۱	۱۴/۷	۱۸/۵	۵۶/۱	۴/۱۸
رشد سهم بازار	۱۱/۵	۷/۷	۱۵/۳	۲۳	۴۲/۵	۳/۷۶
رشد در عایدات بلندمدت	۰	۹/۶	۱۹	۴۲/۸	۲۸/۶	۳/۷۱
رشد قیمت سهام	۲۷/۳	۲۷/۳	۱۸/۲	۹	۱۸/۲	۲/۶۳
افزایش در عایدات جاری	۲۸/۶	۴۲/۸	۱۴/۳	۱۴/۳	۰	۲/۱۴

نتایج بررسی فرضیه‌های پژوهش که در جدول ۶ ارائه شده است، نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد میزان تحصیلات مدیران و میزان دارایی‌های شرکت‌ها مهمترین عوامل تاثیر گذار بر انتخاب روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای هستند.

هدف دیگر این پژوهش شناسایی عوامل تاثیر گذار بر انتخاب روش بودجه‌بندی سرمایه‌ای در شرکت‌های ایرانی است. بدین منظور با استفاده از پرسشنامه پژوهش و سایت کدال به بررسی فرضیه‌های پژوهش پرداخته شد. گفتنی است برای بررسی فرضیه‌های پژوهش از آزمون کای دو (آزمون استقلال) استفاده شده است.

جدول ۶: آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه	فرضیه‌های پژوهش (رابطه بررسی شده)	آزمون	نتیجه
۱	رابطه سطح تحصیلات مدیران و استفاده از روش‌های تنزیلی	کای دو	تایید
۲	تاثیر اندازه شرکت بر انتخاب نوع تکنیک ارزیابی	کای دو	عدم تایید
۳	رابطه میان دارایی‌ها و استفاده از تکنیک‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای	کای دو	تایید
۴	رابطه میان مدت فعالیت در بورس و استفاده از تکنیک‌های تنزیلی	کای دو	عدم تایید

همچنین، مهمترین هدف از بودجه‌بندی سرمایه‌ای، افزایش در جریان‌های نقدی آتی و سپس رشد سهم بازار و رشد در عایدات بلندمدت است اگر چه تحقق هدف اول، تا حد زیادی به تحقق اهداف بعدی نیز منجر می‌شود.

از سوی دیگر، نتایج نشان می‌دهد که پیشینه تحصیلی مدیران مالی و حجم سرمایه‌گذاری (افزایش در خالص دارایی‌های ثابت) در انتخاب نوع روش بودجه‌بندی سرمایه‌ای تاثیر گذار است. سایر عوامل، مانند اندازه شرکت و مدت زمان پذیرش در بورس

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعاتی که در خصوص فعالیت‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای ۹۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفت، نشان داد که این شرکت‌ها در ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری از تکنیک‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای استفاده می‌کنند. در این راستا روش‌های تنزیلی مانند NPV، IRR، و PI، که مبتنی بر جریان‌های نقدی بوده و ارزش زمانی پول را در نظر می‌گیرند، به عنوان اولین روش ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری مورد استفاده مدیران مالی قرار می‌گیرد.

با تکیه بر نتایج پژوهش می‌توان پیشنهاد کرد از آنجا که شرکت‌ها عمدتاً از روش‌های تنزیلی در بودجه‌بندی سرمایه‌ای استفاده می‌کنند، بنابراین پیشینه تحصیلی مدیران مالی، همانطور که نتایج پژوهش نشان می‌دهد، باید مد نظر مدیران شرکت‌ها قرار گرفته و از طرف دیگر با توجه به یافته‌های پژوهش، در انتخاب روش بودجه‌بندی سرمایه‌ای باید عوامل ساختاری شرکت (از قبیل حجم سرمایه‌گذاری) را در نظر بگیرند.

منابع

۱. تهرانی، رضا (۱۳۹۱). «مدیریت مالی»، انتشارات نگاه دانش، چاپ سیزدهم.
۲. تهرانی، رضا؛ نوربخش عسگر (۱۳۸۷). «تئوریهای مالی»، انتشارات نگاه دانش، چاپ دوم.
۳. نیک خواه آزاد، علی؛ معصومیان، علی محمد (۱۳۸۷). «تصمیمات سرمایه‌گذارانه‌های بلندمدت (پروژه‌های سرمایه‌ای) در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، نشریه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۲۸، صفحه ۶ تا ۳۲.
4. Aggarwal, Raj (2008). "Corporate Use of Sophisticated Capital Budgeting Techniques: A Strategic Perspective and a Critique of Survey Results", *Interfaces* 10(21), 31-34.
5. Anderson, Ray (2006). "Capital Budgeting Practices of Australian Companies", *Professional Administrator* (October-November), 59-161.
6. Arsiraphongphisit, Oraluck, George W. Kester and Michael T. Skully (2005). "Financial Policies and Practices of Listed Firms in Thailand: Capital Structure, Capital Budgeting, Cost of Capital, and Dividends", *Journal of Business Administration* 88 (October-December), 72-93.
7. Bierman, Harold (1993). "Capital Budgeting in 1992: A Survey", *Financial Management* 22(1), 13-28.

رابطه‌ای با انتخاب روش‌های تنزیلی یا غیرتنزیلی بودجه‌بندی سرمایه‌ای ندارند. علاوه بر این با توجه به نتیجه حاصل از پژوهش، روش CAPM به همراه روش بازده حسابداری حقوق صاحبان سهام بیشترین استفاده را در بین شرکت‌های ایرانی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار دارد.

گفتنی است که یافته‌های پژوهش حاضر در خصوص استفاده از روش CAPM با پژوهش‌های کستر و همکارانش [۱۶] همسو است. در پژوهش وی مشخص شد که ۶ درصد شرکت‌های سنگاپوری ۱۷ درصد شرکت‌های فلپینی ۲۴ درصد شرکت‌های هنگ کنگ ۲۷ درصد و شرکت‌های استرالیایی ۷۳ درصد از روش CAPM استفاده می‌کنند. همچنین مطابق مطالعات فرح لئون، و همکاران [۲۲]، ۱۵ درصد شرکت‌های اندونزیایی از روش CAPM استفاده می‌کرده‌اند. در حالی که این نسبت در ایران نزدیک به ۳۰ درصد است.

همچنین بر اساس پژوهش‌های مک‌لانی و همکاران [۲۷] و پژوهش برونن، د جونگ، و کوئدیگ [۸] میزان استفاده از روش CAPM در کشورهای انگلیس، هلند، آلمان، و فرانسه به ترتیب برابر ۳۱٪، ۳۱٪، ۱۸٪ و ۲۷٪ بوده است. که به این ترتیب میزان استفاده از روش CAPM در ایران تقریباً به اندازه کشورهای توسعه یافته اروپایی است.

همچنین، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ۷۸ درصد شرکت‌های مورد بررسی در ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری از بیش از یک تکنیک استفاده می‌کنند که این یافته با یافته‌های کلیارا [۱۶] همسو است که در آن عنوان شده ۶۶ درصد شرکت‌ها از بیش از یک تکنیک استفاده می‌کنند.

- Capital Budgeting Techniques”, *Journal of Business* 45(3), 387-397.
20. Klammer, Thomas P. and M. C. Walker (2004). “Empirical Evidence on the Application of Sophisticated Capital budgeting Techniques”, *Journal of Business* 45(3), 387-397.
 21. Lee, S. Y. and Y. K. Ip (1994). “Should a \$1,000,000 Investment Be Made? ”, *The Hongkong Manager* (August), 13-15, 20.
 22. Leon, Farah; Isa, Mansor; and Kester, George (2008). “Capital Budgeting Practices of Listed Indonesian Companies”, *Asian Journal of Business and Accounting* 1(2), 175-192.
 23. Lilleyman, P. G. (2003). “Capital Budgeting: Current Practices of Australian Organizations”, *The Australian Accountant* 54(2), 130-133.
 24. Mao, James C. T. (1970). “A Survey of Capital Budgeting Theory and Practice”, *Journal of Finance* 25(2), 349-360.
 25. Maruf Hasan (2013). “Capital Budgeting Techniques Used by Small Manufacturing Companies”, *Journal of Service Science and Management*, 6, 38-45.
 26. McMahon, Richard G. P. (1991). “The Determination and Use of Investment Hurdle Rates in Capital Budgeting: A Survey of Australian Practice”, *Accounting and Finance* 21(1), 15-35.
 27. McLaney, E., J. Pointon, M. Thomas, and J. Tucker (2004). “Practitioners’ Perspectives on the UK Cost of Capital”, *European Journal of Finance* 10, 123-38.
 28. NikkhahAzad, Ali and Masoomian, AliMohammad (2009). “A Survey on capital budgeting techniques valuation in TSE”, *AcctgRev* (بررسی های حسابداری و حسابرسی), No. 28.
 29. NikkhahAzad, Ali and Masoomian, AliMohammad (2011). “A Survey on capital budgeting techniques, Risk and inflation analysis in long-term projects”, *Economic Research Journal* (پژوهشنامه اقتصادی), 9(4).
 30. Payne, Janet D., Will Carrington and Lewis R. Gale (1999). “Comparative Financial Practice in the US and Canada: Capital Budgeting and Risk Assessment
 8. Brounen, Dirk, Abe De Jong and Kees Koedijk (2004). “Corporate Finance in Europe: Confronting Theory with Practice”, *Financial Management* 33(4), 71-101.
 9. Chen, Shimin (2002). “ An Empirical Examination of Capital Budgeting Techniques: Impact of Investment Types and Firm Characteristics”, *The Engineering Economist* 40(2), 145-170.
 10. Freeman, Mark and Garry Hobbes (1991). “Capital Budgeting: Theory versus Practice”, *Australian Accountant* 61(8), 36-41.
 11. Fremgen, James M. (1988). “Capital Budgeting Practices: A Survey”, *Management Accounting* 54(11), 19-25.
 12. Graham, J. and C. Harvey (2001). “The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field”, *Journal of Financial Economics* 60, 187-243.
 13. Gitman, Lawrence J., and John R. Forrester, Jr. (1997). “Forecasting and Evaluation: Practices and Performance”, *Financial Management* 6(3), 66-71.
 14. Han, Chun Kwong. (1996). “ The Sophistication of Capital Budgeting in Malaysian Companies”, *Omega* 14(2), 175-181.
 15. Hendricks, John A. (1983). “Capital Budgeting Practices Including Inflation Adjustments: A Survey”, *Managerial Planning* 31(4), 22-28.
 16. Kalyebara, Baliira (1998). “In Practice, How Do Australian Companies Determine and Use the Hurdle Rate in Capital Budgeting? ”, Paper presented at the Tenth Annual ACAP/FMA Finance Conference, Kuala Lumpur, Malaysia (October).
 17. Kester, George W., Rosita P. Chang, Erlinda S. Echanis, Shalahuddin Haikal, Mansor Md. Isa, Michael T. Skully, Kai-Chong Tsui, and Chi-Jeng Wang (1999). “Capital Budgeting Practices in the Asia Pacific Region: Australia, Hong Kong, Indonesia, Malaysia, Philippines, and Singapore”, *Financial Practice and Education* 9(1), 25-33.
 18. Kim, Suk H. and Edward J. Farragher (1981). “Current Capital Budgeting Practices”, *Management Accounting* 62(12), 26-29.
 19. Klammer, Thomas P. (1992). “Empirical Evidence of the Adoption of Sophisticated

- Practice Gap in Corporate Finance: A Survey of Chief Financial Officers”, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 35(1), 73-87.
36. Troung, Giang, Grahan Partington, and Maurice Peat (2008). “Cost-of-Capital Estimation and Capital Budgeting Practice in Australia”, *Australian Journal of Management* 33(1), 95-120.
37. Verbeeten, Frank (2006). “Do organizations adopt sophisticated capital budgeting practices to deal with uncertainty in the investment decision?”, *Management Accounting Research* 17, 106-120.
38. Wong, Kie Ann, Edward J. Farragher and Rupert K. C. Leung (1998). “Capital Investment Practices: A Survey of Large Corporations in Malaysia, Singapore and Hong Kong”, *Asia Pacific Journal of Management* 4(2), 112-123.
- Techniques”, *Financial Practice and Education* 9(1), 18-24.
31. Patterson, Cleveland S. (1998). “Investment Decision Criteria Used by Listed New Zealand Companies”, *Accounting and Finance*, 73-89.
32. Petty, J. William, David F. Scott, and Monroe M. Bird (2005). “The Capital Expenditure Decision Making Process of Large Corporations”, *The Engineering Economist* 20(3), 159-172.
33. Pike, Richard (1999). “Do Sophisticated Capital Budgeting Approaches Improve Investment Decisions Making Effectiveness? ”, *The Engineering Economist* 34(2), 149-161.
34. Schall, Lawrence D., Gary L. Sundem, and William R. Geijsbeek (1987). “A Survey and Analysis of Capital Budgeting Methods”, *Journal of Finance* 33(1), 281-287.
35. Trahan, Emery A. and Lawrence J. Gittman (1995). “Bridging the Theory-

تأثیر کیفیت افشا بر رابطه ارزشی اقلام صورت‌های مالی

اعظم ولی‌زاده لاریجانی^{۱*}، ویدا مجتهدزاده^۲، رضوان حجازی^۳

۱- دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه الزهرا

azam_valizade@yahoo.com

۲- استاد حسابداری و عضو هیأت علمی دانشگاه الزهرا

vida.mojtahed@gmail.com

۳- استاد حسابداری و عضو هیأت علمی دانشگاه الزهرا

hejazi33@yahoo.com

چکیده

اطلاعات حسابداری با کیفیت، شرط لازم برای کارکرد سالم بازارهای سرمایه و به طور کلی اقتصاد است و اهمیت زیادی برای سرمایه‌گذاران، شرکت‌ها و تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری دارد. با توجه به این موضوع، در این پژوهش، تأثیر کیفیت افشا بر رابطه ارزشی اقلام صورت‌های مالی بررسی شده است. به این منظور ابتدا رابطه ارزشی اقلام صورت‌های مالی و رابطه ارزشی ویژگی‌های کیفیت افشا با بازده آتی سهام آزمون شد. سپس، تأثیر کیفیت افشا بر رابطه بین اقلام صورت‌های مالی با بازده آتی سهام بررسی شد. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ است. در روش پژوهش از تحلیل رگرسیون داده‌های ترکیبی (مدل اثرات ثابت زمانی و مدل اثرات تصادفی زمانی) و نیز از آزمون والد استفاده شد. نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه معنی‌دار بین اقلام صورت‌های مالی (به استثنای سود عملیاتی و نسبت بدهی) و ویژگی‌های قابلیت اتکا و به موقع بودن اطلاعات مالی با بازده آتی سهام است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که امتیاز کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی بر رابطه ارزشی اقلام صورت‌های مالی با بازده آتی سهام تأثیر معنی‌داری ندارد.

واژه‌های کلیدی: بازار سرمایه، کیفیت افشا، صورت‌های مالی.

مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی، نیازمند برخورداری از بازار سرمایه گسترده و کارا است. بازار سرمایه، سازوکاری فراهم می‌کند که امکان تبدیل پس‌اندازهای اندک به سرمایه‌گذاری‌های کلان اقتصادی براساس تخصیص بهینه منابع فراهم شود. در بورس‌های اوراق بهادار، انتخاب و تصمیم‌گیری در خصوص گزینه‌های بهینه سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاران به معضل بزرگی تبدیل شده است. براساس نظریه تصمیم^۱، شخص تصمیم‌گیرنده در شرایط نامطمئن قرار داد و از بین گزینه‌های پیش‌رو، بهترین گزینه را انتخاب می‌کند. [۲۱]. در راستای کاهش این عدم اطمینان، آن‌ها همواره در معرض اطلاعات متفاوتی قرار دارند که باید در فرایند تصمیم‌گیری‌های خود به این اطلاعات توجه نمایند. سرمایه‌گذاران همواره با کسب اطلاعات جدید، انتظارات قبلی خود را تعدیل و در جهت حداکثر کردن مطلوبیت خود تلاش می‌کنند [۵].

اما یکی از پرسش‌های مطرح این است که معیار انتخاب و ارزیابی سرمایه‌گذاران در زمان انتخاب سهام شرکت‌ها چیست؟ با شکل‌گیری مبحث تفکیک مالکیت از مدیریت و ایجاد تضاد منافع بین مالکان و مدیران، ارزیابی عملکرد شرکت‌ها و مدیران آن‌ها از موضوع‌های مورد توجه قشرهای مختلف مانند اعتباردهندگان، مالکان، دولت و حتی مدیران شده است. از نظر سرمایه‌گذاران، میزان افزایش ثروت چه از طریق افزایش قیمت و ارزش شرکت و چه از طریق سود نقدی حائز اهمیت است. بنابراین، بازده سهام معیار با اهمیتی در تصمیم‌گیری‌های مالی سرمایه‌گذاران به شمار می‌رود.

برای کارکرد سالم بازارهای سرمایه، وجود اطلاعات حسابداری با کیفیت ضروری است. اطلاعات حسابداری زمانی مربوط تلقی می‌شود که بتواند به سرعت به نیازهای استفاده‌کنندگان پاسخ دهد [۱۸]. رابطه ارزشی یکی از مشخصه‌های اصلی کیفیت صورت‌های مالی است [۱۰] که به صورت دقیق به معنی رابطه بین مقادیر حسابداری و ارزش‌های بازار سهام تعریف شده است. رابطه ارزشی صورت‌های مالی به معنی میزان توانایی اطلاعات مالی مندرج در صورت‌های مالی در توضیح ارزش‌های بازار سهام است [۲۴]. بنابراین، زمانی که اطلاعات صورت‌های مالی از دیدگاه سرمایه‌گذاران مربوط تلقی شود، بین اطلاعات حسابداری و ارزش‌ها یا بازده‌های سهام رابطه آماری با اهمیت مشاهده می‌گردد [۲۳].

از سوی دیگر تصمیم‌گیری درست برای سرمایه‌گذاری در سطح بنگاه‌های اقتصادی و تخصیص بهینه منابع کمیاب در جامعه، مستلزم وجود اطلاعات مالی شفاف و قابل مقایسه است. استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی، بالاخص سرمایه‌گذاران، برای تصمیم‌گیری در زمینه خرید و فروش سهام، سودآوری و بازدهی شرکت نیازمند اطلاعات مالی شفاف هستند. اطلاعات افشا شده از سوی شرکت باید قابل اتکا و مربوط باشد به شکلی که استفاده‌کنندگان را در اتخاذ تصمیمات مؤثر، یاری کند. این اطلاعات باید به گونه‌ای باشد که سرمایه‌گذاران را قادر به درک وضعیت مالی، تغییرات وضعیت مالی و نتایج عملیات شرکت کند [۱۵]. اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا پیش‌نیاز کارکرد خوب بازارهای سرمایه و مجموعاً اقتصاد است و به همین دلیل مورد توجه ویژه سرمایه‌گذاران، شرکت‌ها و استاندارداردگذاران است

نموده و از این طریق، بازده آتی سرمایه‌گذاری خود را پیش‌بینی می‌کنند [۲۱].

هیأت استانداردهای حسابداری بین‌المللی^۱ در چارچوب مفهومی گزارشگری مالی^۲، هدف از گزارشگری مالی با اهداف عمومی را فراهم کردن اطلاعات مالی درباره واحد گزارشگر بیان نموده است؛ به گونه‌ای که برای سرمایه‌گذاران، وام‌دهندگان و سایر اعتباردهندگان بالفعل و بالقوه در زمان تصمیم‌گیری درخصوص فراهم کردن منابع برای واحد گزارشگر، مفید واقع شود. این تصمیم‌ها شامل خرید، فروش و یا نگهداری ابزارهای مالکانه یا بدهی واحد گزارشگر و پرداخت وام یا سایر اشکال اعتبار به آن است [۱۶].

سرمایه‌گذاران در موقعیتی نیستند که بتوانند به صورت مستقیم از عملکرد شرکتی اطلاع یابند، که مایل هستند در آن سرمایه‌گذاری کنند. از این رو، اغلب به استفاده از صورت‌های مالی تهیه شده توسط مدیریت شرکت اکتفا می‌کنند. سرمایه‌گذاران منطقی در بین همه اطلاعات در دسترس عموم، به گزارش‌ها و افشاهای مالی برای ارزیابی ریسک و ارزش شرکت اتکا می‌کنند [۱۸].

پژوهش‌های تجربی بسیاری در سال‌های اخیر نشان داده‌اند که اقلام صورت‌های مالی واحدهای تجاری نقش با اهمیتی در شکل‌گیری ارزش‌های بازار سهام دارند [۱۱]. در این راستا، برخی از پژوهش‌های به رابطه ارزشی سود تقسیمی اشاره کرده و واکنش بازار به اعلام سود تقسیمی را نشان داده‌اند [۸]. همچنین برخی دیگر به رابطه بین بازده سهام و اقلام صورت‌های مالی مانند ارزش دفتری دارایی‌ها [۱۸، ۱۱، ۲۶]. جریان‌های نقدی سود خالص، جریان‌های نقد عملیاتی،

[۱۴]. از معیارهای مهم کیفیت افشا به موقع بودن و قابلیت اتکای اطلاعات است [۲۰].

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر کیفیت افشا بر رابطه بین اقلام صورت‌های مالی و بازده آتی سهام است. به این منظور، ابتدا رابطه بین اقلام صورت‌های مالی با بازده سهام و رابطه بین کیفیت افشا و بازده سهام آزمون شد. سپس تأثیر کیفیت افشا بر رابطه ارزشی اقلام صورت‌های مالی مورد بررسی قرار گرفت.

این پژوهش حداقل از دو جنبه دارای نوآوری است. اول، در بررسی رابطه بین اقلام صورت‌های مالی و بازده سهام، سعی شده است که اقلام صورت‌های مالی از همه صورت‌های مالی اساسی (ترازنامه، صورت سود و زیان و صورت جریان وجوه نقد) انتخاب شوند؛ در حالی که این موضوع در پژوهش‌های پیشین مصداق ندارد. دوم، در بسیاری از پژوهش‌های تجربی گذشته، رابطه بین کیفیت افشا و قیمت سهام یا بازده سهام آزمون شده اما تاکنون تأثیر کیفیت افشا بر رابطه بین اقلام صورت‌های مالی و بازده سهام بررسی نشده است.

ادبیات و فرضیه‌های پژوهش

بر اساس نظریه تصمیم، شخص تصمیم‌گیرنده در شرایط نامطمئن قرار دارد و می‌تواند از بین گزینه‌های مختلف، بهترین گزینه را انتخاب نماید. همچنین وی می‌تواند پس از تصمیم‌گیری، با کسب اطلاعات بیشتر در دیدگاه خود تجدیدنظر کرده و انتخاب خود را تغییر دهد. اطلاعات حسابداری و صورت‌های مالی، اطلاعات اضافه‌ای که برای تصمیم‌گیری‌ها سودمند است را فراهم کرده و از این رو به نظریه تصمیم‌گیری مربوط هستند. سرمایه‌گذاران با استفاده از صورت‌های مالی، استمرار اخبار خوب یا بد را در آینده برآورد

1 International Accounting Standards Board (IASB)

2 The Conceptual Framework for Financial Reporting

مطالعات تجربی در خصوص افشا، نشان داده است که افزایش اطلاعات عمومی، ارزش شرکت را از طریق کاهش هزینه سرمایه شرکت و یا افزایش جریان های نقد متعلق به سهامداران و یا هر دو، افزایش می دهد. نوع افشا (افشای اختیاری یا افشای اجباری) نیز می تواند در تجزیه و تحلیل های سهام شرکت، با اهمیت تلقی شود [۶].

از معیارهای مهم کیفیت افشا به موقع بودن و قابلیت اتکای اطلاعات است [۲۰]. یکی از ابزارهای مهم برای نشان دادن کیفیت افشای شرکت ها، رتبه بندی آنها براساس امتیاز افشا است. در واقع، رتبه شرکت می تواند نشان دهنده میزان اعتبار و قدرت آن باشد. با توجه به این موضوع، برخی از کشورها اقدام به رتبه بندی شرکت های موجود در بورس اوراق بهادار خود کرده اند. در ایران نیز سازمان بورس و اوراق بهادار، ناشران پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار را از نظر کیفیت افشا و اطلاع رسانی رتبه بندی نموده است. امتیاز اطلاع رسانی ناشران براساس وضعیت اطلاع رسانی آنها از نظر قابلیت اتکا و به موقع بودن ارسال اطلاعات، تعیین شده است. معیار به موقع بودن بر اساس زمان ارسال اطلاعات توسط شرکت در مقاطع تعیین شده در "دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت های ثبت شده نزد سازمان" (مصوب سال ۱۳۸۷) و با لحاظ نمودن میزان تاخیر در ارسال اطلاعات، محاسبه شده است. میزان نوسان ها و تغییرات در پیش بینی های ارسال و همچنین تفاوت های بین مبالغ پیش بینی شده و عملکرد واقعی حسابرسی شده، معیار قابلیت اتکا در این محاسبات است [۱].

از این رو، گروه دوم فرضیه های پژوهش به شرح زیر مطرح شده است:

نسبت بدهی [۱۸]، سود عملیاتی [۱۳] و ارقام تعهدی [۳] [اشاره کرده اند.

از این رو، گروه اول فرضیه های پژوهش با توجه به ادبیات پژوهش و تکرار متغیرهای مورد استفاده در پژوهش های گذشته به شرح زیر مطرح شده است:

۱- سود خالص با بازده آتی سهام شرکت، رابطه معنی دار دارد.

۲- سود عملیاتی با بازده آتی سهام شرکت، رابطه معنی دار دارد.

۳- جریان های نقد عملیاتی خالص با بازده آتی سهام شرکت، رابطه معنی دار دارد.

۴- میزان ارقام تعهدی با بازده آتی سهام شرکت، رابطه معنی دار دارد.

۵- سود تقسیمی با بازده آتی سهام شرکت، رابطه معنی دار دارد.

۶- نسبت بدهی با بازده آتی سهام شرکت، رابطه معنی دار دارد.

براساس نظریه نمایندگی، بین مدیران شرکت و مالکان آن، تضاد منافی وجود دارد که تا حدودی از طریق گزارشگری مالی کاهش می یابد. حداقل کردن مخارج نظارت بر نمایندگی، انگیزه ای اقتصادی برای مدیران است؛ تا نتایج حسابداری را به شکلی قابل اتکا به مالکان گزارش کنند. این انگیزه از آنجا ناشی می شود که مدیران، حداقل تا حدودی بر مبنای اینکه گزارشگری توسط آنها تا چه حد منصفانه و سالم است، قضاوت و تشویق می شوند. گزارشگری منصفانه و سالم، حسن شهرت مدیر را افزایش می دهد، که این امر خود به پاداش های بیشتر منجر می شود. از این رو، نظریه نمایندگی، چارچوبی برای تجزیه و تحلیل انگیزه های گزارشگری مالی بین مدیران و مالکان فراهم می کند [۲۵].

آینده، در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی آن‌ها تأثیرگذار است. از دیدگاه سرمایه‌گذاران، اطلاعات مربوط اطلاعاتی است که در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری به آن‌ها یاری می‌رساند.

از این رو، گروه سوم فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر مطرح شده است:

- ۱- ویژگی کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی بر رابطه سود خالص با بازده آتی سهام شرکت، تأثیر معنی‌دار دارد.
- ۲- ویژگی کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی بر رابطه سود عملیاتی با بازده آتی سهام شرکت، تأثیر معنی‌دار دارد.
- ۳- ویژگی کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی بر رابطه جریان‌های نقد عملیاتی خالص با بازده آتی سهام شرکت، تأثیر معنی‌دار دارد.
- ۴- ویژگی کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی بر رابطه میزان ارقام تعهدی با بازده آتی سهام شرکت، تأثیر معنی‌دار دارد.
- ۵- ویژگی کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی بر رابطه تقسیمی با بازده آتی سهام شرکت، تأثیر معنی‌دار دارد.
- ۶- ویژگی کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی بر رابطه نسبت بدهی با بازده آتی سهام شرکت، تأثیر معنی‌دار دارد.

پیشینه پژوهش

کاروناراتن و راجاپاکس^۲ (۲۰۱۲)، بیان کردند که سرمایه‌گذاران و سایر گروه‌های ذی‌نفع در زمان تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری از صورت‌های مالی و سایر افشاهای مالی در جهت ارزیابی ریسک و ارزش شرکت استفاده می‌کنند. آن‌ها مربوط بودن اطلاعات مالی - که به صورت مستقیم یا غیرمستقیم از صورت‌های مالی استخراج شده است - و به ویژه مربوط

۱- ویژگی قابلیت اتکای اطلاعات با بازده آتی سهام شرکت، رابطه معنی‌دار دارد.

۲- ویژگی به موقع بودن اطلاعات با بازده آتی سهام شرکت، رابطه معنی‌دار دارد.

براساس نظریه علامت‌دهی، شرکت‌ها به منظور دستیابی به منابع محدود سرمایه با هم در رقابت هستند. اگر شرکت به لحاظ گزارشگری مالی خوشنام باشد و اعتماد سرمایه‌گذاران را به خود جلب کند، در جذب سرمایه موفق‌تر خواهد بود. گزارش‌های قابل اتکا و به موقع باعث می‌شود که افراد بتوانند به درستی چشم‌اندازهای آتی شرکت را ارزیابی نمایند. این امر باعث کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و همچنین نرخ بازده مورد انتظار شده و از این رو، کاهش هزینه سرمایه را به دنبال خواهد داشت. افشای داوطلبانه اطلاعات باعث می‌شود عدم تقارن اطلاعات بین شرکت و بازار کاهش یابد و در نتیجه تعداد بیشتری از سهام شرکت مورد معامله قرار گیرد. بنابراین، با افزایش تقاضا، قیمت سهام و ارزش بازار شرکت افزایش می‌یابد [۷].

به طور کلی، سرمایه‌گذاران با توجه به واکنش کامل و به موقع به اطلاعات، به دو گروه آگاه و ناآگاه تقسیم می‌شوند [۱۹]. چنانچه آن‌ها در زمان تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری، اطلاعات و ویژگی‌های قابلیت اتکا و به موقع بودن آن را با اهمیت تلقی نمایند، احتمال بیشتری وجود دارد که در تصمیم‌گیری‌های خود از احساس به دور و منطقی‌تر باشند [۱۷]. براساس دیدگاه هلستورن^۱ (۲۰۰۵)، مربوط بودن و قابل اتکا بودن ویژگی‌های کلیدی اطلاعات مالی مورد استفاده در تصمیمات ارزش‌گذاری است. اطلاعات مربوط، اطلاعاتی است که با کمک به استفاده‌کنندگان در ارزیابی وقایع گذشته، حال و

آزمون شد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد شرکت‌هایی که شفافیت سود بالاتری دارند هزینه سرمایه سهام عادی کمتری را تجربه می‌کنند.

روش پژوهش

جامعه آماری و نمونه پژوهش

جامعه آماری تحقیق شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است، که اطلاعاتشان برای دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ بررسی شد. انتخاب نمونه از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معیارهای زیر انجام پذیرفت:

- ۱- نام شرکت تا پایان سال ۱۳۸۲ در فهرست بورس درج شده باشد.
- ۲- شرکت در بخش واسطه‌گری‌های مالی فعالیت نداشته باشد.^۴
- ۳- پایان سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفندماه باشد.
- ۴- شرکت در دوره مورد مطالعه تغییر سال مالی نداده باشد.
- ۵- شرکت طی دوره مورد مطالعه زیان‌ده و همچنین مشمول مفاد ماده ۱۴۱ اصلاحیه قانون تجارت نشده باشد.
- ۶- نماد معاملاتی شرکت طی سال‌های مورد مطالعه فعال و حداقل یک بار در سال معامله شده باشد.
- ۷- نماد معاملاتی شرکت به تابلوی غیررسمی بورس منتقل نشده باشد و یا شرکت از بورس اخراج نشده باشد.
- ۸- اطلاعات شرکت در دوره مورد مطالعه در دسترس باشد.

بودن سود خالص و جریان‌های نقد (رابطه ارزشی آن‌ها با قیمت‌های سهام) را بررسی کردند. نمونه انتخابی آن‌ها یکصد شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار کلمبو^۱ طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۸ بوده است. نتایج تجربی تحقیق آن‌ها نشان داد که متغیر سود هر سهم مربوطترین قلم صورت‌های مالی است و دومین متغیر مربوط، جریان‌های نقد حاصل از سرمایه‌گذاری است.

الاکرا و علی^۲ (۲۰۱۲)، اثر افزایش افشای اختیاری که ناشی از خصوصی‌سازی و تغییر ساختار راهبری شرکتی است را بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اردن^۳، طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۴ بررسی کردند و نشان دادند که افزایش افشای اختیاری موجب افزایش ارزش شرکت می‌شود.

مجتهدزاده و قدرتی (۱۳۹۱)، با بررسی اثر بی‌قاعدگی ارقام تعهدی بر قیمت‌گذاری سهام در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ به این نتیجه رسیدند که ارقام تعهدی سود بر بازده سهام و در نتیجه قیمت شرکت‌ها اثرگذار است. همچنین رابطه منفی معنی‌داری بین ارقام تعهدی و بازده سهام وجود دارد. علاوه بر این، آن‌ها بیان کردند که این نتایج با کنترل سایر عوامل تأثیرگذار مانند صرف ریسک بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت همچنان ثابت می‌ماند.

کردستانی و علوی (۱۳۹۰)، به مطالعه رابطه بین شفافیت سود حسابداری بر هزینه سرمایه سهام عادی برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ پرداختند. فرضیه پژوهش به دو روش آماری داده‌های مقطعی و ترکیبی

۴ در صورتی که شرکت عضو نمونه آماری، شرکت هلدینگ باشد، از صورت‌های مالی شرکت اصلی آن استفاده می‌شود.

1 Colombo
2 Al-Akra and Ali
3 Jordan

P_{it} : سود حاصل از کل فعالیت‌های شرکت در پایان سال مالی است (متغیر مستقل).

OP_{it} : سود حاصل از فعالیت‌های عملیاتی شرکت در پایان سال مالی است (متغیر مستقل)

OCF_{it} : خالص جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی شرکت در پایان سال مالی است (متغیر مستقل).

DIV_{it} : سود تقسیمی مصوب مجمع عمومی عادی سالیانه صاحبان سهام شرکت است (متغیر مستقل).

ACC_{it} : ارقام تعهدی شرکت که موجب متفاوت شدن سود خالص از جوه نقد عملیاتی می‌شود. ارقام تعهدی، از تفاوت سود قبل از ارقام غیر مترقبه و جریان‌های نقد عملیاتی در پایان سال مالی به دست می‌آید (متغیر مستقل).

LEV_{it} : نسبت بدهی است که از تقسیم ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال مالی حاصل می‌شود (متغیر مستقل).

A_{it} : ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال مالی است (متغیر مستقل).

$SIZE_{it}$: لگاریتم ارزش بازار شرکت که به صورت حاصلضرب تعداد سهام منتشر شده شرکت در قیمت سهام در پایان سال مالی محاسبه می‌شود (متغیر کنترلی) [۸].

برای بررسی رابطه کیفیت افشا و بازده آتی سهام، معیارهای امتیاز قابلیت اتکای اطلاعات و امتیاز به موقع بودن اطلاعات در نظر گرفته و مدل شماره ۲ آزمون شد [۴، ۲۰، ۱۲].

(۲)

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{it} + \alpha_2 TS_{it} + \alpha_3 ASIZE_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 G_{it} + \varepsilon_{it}$$

RS_{it} : ویژگی قابلیت اتکای اطلاعات است که امتیاز آن توسط سازمان بورس و اوراق بهادار به

به توجه به شرایط فوق، تعداد ۸۶ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب و بررسی شدند.

مدل‌های آماری پژوهش

این پژوهش با استفاده از طرح پژوهش همبستگی و به کارگیری نرم‌افزار Eviews و نیز استفاده از داده‌های ترکیبی اجرا شد. در این پژوهش، ابتدا به منظور آزمون فرضیه‌های گروه اول و دوم، رابطه عامل صورت‌های مالی و عامل کیفیت افشا با بازده آتی سهام به صورت جداگانه و به روش رگرسیون چندگانه آزمون شد. سپس برای بررسی فرضیه‌های گروه سوم، تأثیر عامل کیفیت افشا بر رابطه بین عامل صورت‌های مالی با بازده سهام بررسی گردید. همچنین برای تعیین اثرگذاری کیفیت افشا و مقایسه ضرایب مختلف مدل از آزمون والد استفاده گردید.

برای بررسی رابطه بین ارقام صورت‌های مالی و بازده سهام، معیارهای سود خالص [۱۸]، سود عملیاتی [۱۸، ۱۳]، خالص جریان‌های نقد عملیاتی، نسبت بدهی [۱۸]، ارزش دفتری دارایی‌ها [۱۱، ۲۶]، ارقام تعهدی [۳] و سود تقسیمی [۸] در نظر گرفته و مدل شماره ۱ آزمون شد [۹، ۱۸، ۱۴].

(۱)

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{it}/A_{it} + \alpha_2 OP_{it}/A_{it} + \alpha_3 OCF_{it}/A_{it} + \alpha_4 DIV_{it}/A_{it} + \alpha_5 ACC_{it}/A_{it} + \alpha_6 LEV_{it} + \alpha_7 SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

RET_{it} : بازده سهام تعدیل شده نسبت به بازده بازار است. بازده سهام شرکت به صورت تفاوت قیمت سهام بین دو تاریخ مجمع عمومی عادی سالیانه (از تاریخ ۱۳۳۰/۰۵/۰۱ تا تاریخ ۱۳۳۱/۰۵/۰۱)، به علاوه سایر عواید ناشی از خرید سهام مانند مزایای ناشی از حق تقدم، سهام جایزه و سود نقدی سهام، تقسیم بر قیمت سهام در اول دوره محاسبه می‌شود (متغیر وابسته).

افشا و اطلاع‌رسانی که خود تابعی از امتیاز قابلیت اتکای اطلاعات و امتیاز به موقع بودن اطلاعات است، در نظر گرفته و مدل شماره ۳ آزمون شد.

(۳)

$$\begin{aligned} RET_{it+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 P_{it}/A_{it} + \alpha_2 OP_{it}/A_{it} + \\ & \alpha_3 OCF_{it}/A_{it} + \alpha_4 DIV_{it}/A_{it} + \alpha_5 ACC_{it}/A_{it} + \\ & \alpha_6 LEV_{it} + \alpha_7 DS_{it} + \alpha_8 P_{it}/A_{it} * DS_{it} + \alpha_9 OP_{it}/A_{it} * \\ & DS_{it} + \alpha_{10} OCF_{it}/A_{it} * DS_{it} + \alpha_{11} DIV_{it}/A_{it} * DS_{it} \\ & + \alpha_{12} ACC_{it}/A_{it} * DS_{it} + \alpha_{13} LEV_{it} * DS_{it} + \\ & \alpha_{14} SIZE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

DS_{it} : ویژگی کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی است که امتیاز آن توسط سازمان بورس و اوراق بهادار به صورت سالانه محاسبه شده و از طریق سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران بورس و اوراق بهادار در اختیار عموم قرار می‌گیرد. امتیاز کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی براساس امتیاز قابلیت اتکای اطلاعات و امتیاز به موقع بودن اطلاعات محاسبه می‌شود [۱]. در این تحقیق، برای استانداردسازی امتیاز کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی، امتیازات منتشر شده از سوی سازمان بورس و اوراق بهادار بر روی یک طیف از کوچک به بزرگ مرتب شده و به چهار طبقه تقسیم شدند. سپس برای هر یک از طبقات مذکور، رتبه‌های ۱ تا ۴ در نظر گرفته شد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

با استفاده از مدل شماره ۱، رابطه ارزشی اقلام صورت‌های مالی با بازده آتی سهام به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات ثابت زمانی^۱ بررسی شد که نتایج آن در جدول شماره ۱ مشاهده می‌شود. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود با توجه به آماره F ($pvalue < 0.001$)، می‌توان ادعا کرد که مدل معنی‌دار است. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که ۲۶/۳ درصد از بازده آتی سهام به وسیله متغیرهای مستقل مدل قابل تبیین است. از سوی دیگر،

صورت سالانه محاسبه شده و از طریق سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران بورس و اوراق بهادار در اختیار عموم قرار می‌گیرد. معیار محاسبه امتیاز قابلیت اتکای اطلاعات، میزان نوسان‌ها و تغییرات در پیش‌بینی‌های درآمد هر سهم شرکت و همچنین تفاوت‌های بین مبالغ پیش‌بینی شده و عملکرد واقعی حسابرسی شده آن است (متغیر مستقل) [۱].

TS_{it} : ویژگی به موقع بودن اطلاعات است که امتیاز آن توسط سازمان بورس و اوراق بهادار به صورت سالانه محاسبه شده و از طریق سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران بورس و اوراق بهادار در اختیار عموم قرار می‌گیرد. امتیاز به موقع بودن اطلاعات براساس زمان ارسال اطلاعات (پیش‌بینی‌های درآمد هر سهم، صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای حسابرسی نشده، صورت وضعیت پرتفوی، اظهارنظرهای حسابرس نسبت به پیش‌بینی درآمد هر سهم اولیه و شش‌ماهه و صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای شش‌ماهه، صورت‌های مالی حسابرسی نشده و شده پایان دوره مالی و برنامه زمانبندی پرداخت سود سهامداران) توسط شرکت در مقاطع تعیین شده در "دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت شده نزد سازمان" (۱۳۸۷) و با لحاظ نمودن میزان تاخیر در ارسال اطلاعات، محاسبه شده است (متغیر مستقل) [۱].

$ASIZE_{it}$: از تقسیم ارزش دفتری دارایی‌ها به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی، حاصل می‌شود (متغیر کنترلی) [۱۳].

G_{it} : از تقسیم سود عملیاتی سال جاری به سود عملیاتی سال گذشته حاصل می‌شود (متغیر کنترلی) [۱۳].

برای بررسی تأثیر کیفیت افشا بر رابطه اقلام صورت‌های مالی و بازده آتی سهام، معیار امتیاز کیفیت

با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری (در سطح معنی‌داری ۵ درصد) وجود ندارد. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران در زمان خرید و فروش و قیمت‌گذاری سهام به اطلاعات مربوط به سود عملیاتی و اهرم مالی شرکت به صورت با اهمیت توجهی ندارند.

مقدار آماره دوربین واتسون (بین ۱/۵ تا ۲/۵) نشان می‌دهد که بین خطاهای مدل، استقلال نسبی وجود دارد. علاوه بر این، بین سود خالص، جریان‌های نقد عملیاتی، سود تقسیمی و اقلام تعهدی با بازده آتی سهام رابطه مثبت معنی‌دار (در سطح معنی‌داری ۵ درصد) وجود دارد. همچنین، بین سود عملیاتی و نسبت بدهی

جدول شماره ۱: نتایج آزمون فرضیه‌های گروه اول

$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{it}/A_{it} + \alpha_2 OP_{it}/A_{it} + \alpha_3 OCF_{it}/A_{it} + \alpha_4 DIV_{it}/A_{it} + \alpha_5 ACC_{it}/A_{it} + \alpha_6 LEV_{it} + \alpha_7 SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$			
مقدار آماره t	سطح معنی‌داری	ضریب	متغیر
۶/۰۱۳	۰/۰۰۰*	۰/۵۶۶	P/A
۰/۴۴۳	۰/۶۵۸	۰/۰۶۰	OP/A
۲/۳۸۹	۰/۰۱۷*	۰/۱۷۸	OCF/A
۵/۳۸۹	۰/۰۰۰*	۰/۲۷۲	DIV/A
۳/۱۲۱	۰/۰۰۲*	۰/۱۵۴	ACC/A
-۰/۱۳۴	۰/۸۹۳	-۰/۰۱۲	LEV
-۲/۳۱۸	۰/۰۲۱*	-۰/۰۱۹	SIZE
۳۶/۰۹۹			F آماره
۰/۰۰۰			معنی‌داری آماره F
۰/۲۶۳			ضریب تعیین تعدیل شده
۱/۹۶۸			آماره دوربین واتسون

*: معنی‌دار در سطح خطای ۵ درصد

متغیرهای مستقل مدل قابل تبیین است. از سوی دیگر، مقدار آماره دوربین واتسون (بین ۱/۵ تا ۲/۵) نشان می‌دهد که بین خطاهای مدل، استقلال نسبی وجود دارد. مطابق با نتایج آزمون، بین امتیاز قابلیت اتکا و امتیاز به موقع بودن اطلاعات مالی شرکت با بازده آتی سهام آن رابطه مثبت معنی‌دار (در سطح معنی‌داری ۵ درصد) وجود دارد. از این رو، می‌توان گفت که به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاران نسبت به ویژگی‌های قابلیت اتکا و به موقع بودن واکنش مثبت نشان می‌دهند.

با استفاده از مدل شماره ۲، رابطه ارزشی ویژگی‌های کیفیت افشا (امتیاز قابلیت اتکا و امتیاز به موقع بودن)، با بازده آتی سهام به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات تصادفی زمانی^۱ بررسی شد که نتایج آن در جدول شماره ۲ مشاهده می‌شود. مطابق با اطلاعات مندرج در جدول، با توجه به آماره F ($pvalue < 0/001$)، می‌توان ادعا کرد که مدل معنی‌دار است. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که ۶/۹ درصد از بازده آتی سهام بوسیله

جدول شماره ۲: نتایج آزمون فرضیه‌های گروه دوم

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{it} + \alpha_2 TS_{it} + \alpha_3 ASIZE_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 G_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	ضریب	سطح معنی داری	مقدار آماره t
RS	۰/۰۰۱	۰/۰۴۵*	۲/۰۰۷
TS	۰/۰۰۲	۰/۰۱۱*	۲/۵۳۴
ASIZE	۰/۰۰۹	۰/۵۹۱	۰/۵۳۸
LEV	-۰/۲۷۴	۰/۱۱۱	-۱/۵۹۶
G	-۰/۰۰۲	۰/۶۷۹	-۰/۴۱۴
آماره F	۸/۰۸۷		
معنی داری آماره F	۰/۰۰۰		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۶۹		
آماره دوربین واتسون	۱/۸۸۸		

*: معنی دار در سطح خطای ۵ درصد

با استفاده از مدل شماره ۳، تأثیر امتیاز کیفیت افشا و زمانی بررسی شد که نتایج آن در جدول شماره ۳ اطلاع‌رسانی بر رابطه ارزشی اقلام صورت‌های مالی به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات ثابت مشاهده می‌شود.

جدول شماره ۳: نتایج آزمون فرضیه‌های گروه سوم - بخش الف

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{it}/A_{it} + \alpha_2 OP_{it}/A_{it} + \alpha_3 OCF_{it}/A_{it} + \alpha_4 DIV_{it}/A_{it} + \alpha_5 ACC_{it}/A_{it} + \alpha_6 LEV_{it} + \alpha_7 DS_{it} + \alpha_8 P_{it}/A_{it} * DS_{it} + \alpha_9 OP_{it}/A_{it} * DS_{it} + \alpha_{10} OCF_{it}/A_{it} * DS_{it} + \alpha_{11} DIV_{it}/A_{it} * DS_{it} + \alpha_{12} ACC_{it}/A_{it} * DS_{it} + \alpha_{13} LEV_{it} * DS_{it} + \alpha_{14} SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	ضریب	سطح معنی داری	شرح	ضریب	سطح معنی داری
P	۰/۵۰۴	۰/۰۶۷**	PDS	۰/۲۰۷	۰/۰۰۱*
OP	-۰/۱۸۰	۰/۶۱۶	OPDS	-۰/۰۲۹	۰/۷۵۸
OCF	۰/۱۴۰	۰/۱۵۲	OCFDS	۰/۰۴۴	۰/۰۲۸*
DIV	۰/۱۴۵	۰/۰۰۰*	DIVDS	۰/۰۰۲	۰/۹۰۴
ACC	-۰/۱۲۰	۰/۳۶۷	ACCDS	۰/۰۹۶	۰/۱۶۵
LEV	-۰/۲۰۷	۰/۱۱۲	LEVDS	-۰/۱۰۶	۰/۶۹۴
DS	۰/۰۲۱	۰/۰۴۹*	SIZE	-۰/۰۲۵	۰/۰۰۱*
آماره F	۳۹/۲۸۲				
معنی داری آماره F	۰/۰۰۰				
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۹۶				
آماره دوربین واتسون	۱/۶۳۱				

** و *: معنی دار به ترتیب در سطح خطای ۵ درصد و ۱۰ درصد

اطلاع‌رسانی، بین متغیرهای مذکور و بازده سهام رابطه معنی‌دار وجود ندارد. لیکن با توجه به معنی‌داری (در سطح معنی‌داری ۵ درصد) متغیرهای سود خالص و جریان‌های نقد عملیاتی در حضور امتیاز کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی (متغیرهای PDS و OCFDS)، میزان تأثیر کیفیت افشا بر ضرایب متغیرهای مذکور بررسی شد. نتایج آزمون والد^۱ در جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که امتیاز کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی، رابطه بین سود خالص و جریان‌های نقد عملیاتی را به صورت معنی‌داری تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

مطابق با اطلاعات مندرج در جدول، با توجه به آماره $F(pvalue < 0/001)$ ، می‌توان ادعا کرد که مدل معنی‌دار است. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که ۴۹/۶ درصد از بازده آتی سهام به وسیله متغیرهای مستقل مدل قابل تبیین است. از سوی دیگر، مقدار آماره دوربین و اتسون (بین ۱/۵ تا ۲/۵) نشان می‌دهد که بین خطاهای مدل، استقلال نسبی وجود دارد. علیرغم این که آزمون فرضیه‌های گروه دوم حاکی از وجود رابطه معنی‌دار (در سطح معنی‌داری ۵ درصد) بین سود تقسیمی و ارقام تعهدی با بازده آتی سهام بود، در حضور امتیاز کیفیت افشا و

جدول شماره ۴: نتایج آزمون فرضیه‌های گروه سوم- بخش ب (آزمون والد)

مقایسه ضریب OCF با ضریب OCFDS		مقایسه ضریب P با ضریب PDS	
ضریب معنی‌داری	ارزش آماره F	ضریب معنی‌داری	ارزش آماره F
۰/۵۵۷	۰/۳۴۶	۰/۳۷۸	۰/۹۷۵

دسترسی به این اطلاعات برای همگان ممکن باشد. از این‌رو، در این مقاله، ابتدا رابطه ارزشی ارقام صورت‌های مالی شامل سود خالص، سود عملیاتی، جریان‌های نقد عملیاتی، سود تقسیمی، ارقام تعهدی و نسبت بدهی با بازده آتی سهام بررسی شد. نتایج حاکی از آن است که به غیر از سود عملیاتی و نسبت بدهی، سایر ارقام صورت‌های مالی با بازده آتی سهام رابطه معنی‌دار دارند. همچنین رابطه ارزشی معیارهای کیفیت افشا (قابلیت اتکا و به‌موقع بودن) با بازده آتی سهام بررسی شد. نتایج حاکی از آن است که بین معیارهای مذکور و بازده آتی سهام رابطه معنی‌دار وجود دارد. در پایان، به منظور تعیین اثرگذاری معیارهای کیفیت افشا بر واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به ارقام صورت‌های مالی، تأثیر امتیاز کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی بر رابطه ارزشی ارقام صورت‌های مالی آزمون شد. براساس

نتیجه‌گیری

صورت‌های مالی اساسی به همراه یادداشت‌های همراه آن، مجموعه اطلاعاتی را برای سرمایه‌گذاران و سهامداران فراهم می‌کند که به وسیله آن اقدام به تصمیم‌گیری‌های مالی می‌کنند. یکی از اهداف گزارشگری مالی تهیه و ارائه اطلاعات برای فراهم کردن مبنایی برای تصمیم‌گیری منطقی سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان است. در این راستا اطلاعات باید مفید و مربوط بوده، توان اثرگذاری بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی افراد را داشته باشد و به بهترین تصمیم‌گیری منجر شود. از سوی دیگر، برای مفید واقع شدن اطلاعات مالی در تصمیم‌گیری گروه‌های مزبور، هدف‌های حسابداری و گزارشگری مالی ایجاب می‌کند که اطلاعات مربوط به گونه‌ای مناسب افشا و

5. Bird, R., K. Reddy and D. Yeung. (2011). The relationship between uncertainty and the market reaction to information: How Is It Influenced by Market and Stock-Specific Characteristics? , *working paper series: The Paul Woolley Centre for Capital Market Dysfunctionalit*y, UTS; 14.
6. Botosan, C.A. and M. A. Plumlee. (2001). A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital, *Journal of Accounting Research*, 40 (1): 21-40.
7. Clinch G. (2013). Disclosure Quality, Diversification and the Cost of Capital, *Australian Journal of Management Symposium*, <http://fbe.unimelb.edu.au>.
8. Dasilas, A. and S. Leventis. (2011). Stock market reaction to dividend announcements: Evidence from the Greek stock market, *International Review of Economics and Finance* 20: 302-311.
9. Ebrahimi, M. and Aghaei Chadegani, A. (2011). The Relationship between Earning, Dividend, Stock Price and Stock Return: Evidence from Iranian Companies, *International Conference on Humanities, Society and Culture, Singapore*.
10. Francis, J., K. Schipper and L. Vincent. (2002). Expanded disclosures and the increased usefulness of earnings announcements, *Accounting Review*, 77(3): 515-546.
11. Glezakos, M., J. Mylonakis and C. Kafouros. (2012). The Impact of Accounting Information on Stock Prices: Evidence from the Athens Stock Exchange, *International Journal of Economics and Finance* 4 (2): 56-68.
12. Hassan, O.M.G., P. Romilly, G. Giorgioni and D. Power. (2009). The value relevance of disclosure: Evidence from the emerging capital market of Egypt, *The International Journal of Accounting* 44: 79-102.
13. Hejazi, R., M. Jafari and A. Karimi. (2011). The Information content of Accounting Variables In Companies listed in Tehran Stock Exchange (TSE), *Business Management Dynamics*, 1(2): 32-38.
14. Hirshleifer, D., K. Hou and S.H. Teoh. (2009). Accruals, cash flows, and aggregate stock returns, *Journal of Financial Economics* 91:389-406.

نتایج به دست آمده، به نظر می‌رسد که به طور کلی امتیاز کیفیت افشا بر رابطه ارزشی ارقام صورت‌های مالی تأثیر معنی‌دار ندارد و سرمایه‌گذاران در هنگام واکنش به ارقام صورت‌های مالی در تصمیم‌گیری‌های خود به امتیاز کیفیت افشای منتشر شده از سوی سازمان بورس و اوراق بهادار توجهی ندارند.

با توجه به نتایج فوق، پیشنهاد می‌شود سازمان بورس و اوراق بهادار اقداماتی را در راستای تجدیدنظر نسبت به نحوه محاسبه امتیاز کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی شرکت‌ها انجام دهد؛ به گونه‌ای که علاوه بر در نظر گرفتن ویژگی‌های قابلیت اتکا و به موقع بودن، موارد دیگری از جمله کیفیت ارقام صورت‌های مالی، ساختار مالکیت، میزان سهام شناور آزاد و غیره را مورد توجه قرار دهد. همچنین برای انجام پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود که این پژوهش با در نظر گرفتن معیار افشای اختیاری به عنوان معیار کیفیت افشا مجدداً انجام شود.

منابع

۱. سازمان بورس و اوراق بهادار. (۱۳۹۱). سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال).
۲. کردستانی، غلامرضا و مصطفی علوی. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین شفافیت سود حسابداری و هزینه سرمایه سهام عادی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی.
۳. مجتهدزاده، ویدا و مونا قدرتی. (۱۳۹۱). اثر بی‌قاعدگی ارقام تعهدی بر قیمت‌گذاری شرکت‌ها، *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۱۰، ص ۱۱۹-۱۳۷.
4. Al-Akra, M. and M.J. Ali. (2012). The value relevance of corporate voluntary disclosure in the Middle-East – The case of Jordan, *Journal of Accounting and Public policy* 31(5):533-549.

21. Scott, William R. (2012). *Financial Accounting Theory*, Toronto, Prentice Hall, 5th Edition, 69-77.
22. Tan, W.Kh. and Y.J. Tan. (2012). An Exploratory Investigation of The Investment Information Search Behavior of Individual domestic investors, *Telematics and Informatics* 29: 187-203.
23. Thinggaard, F. and J. Damkier. (2008). Has financial statement information become less relevant? Longitudinal evidence from Denmark, *Scandinavian Journal of Management* 24(4): 375-387.
24. Vishnani, S. and S. Bhupesh Kr. (2008). Value Relevance of Published Financial Statements- with Special Emphasis on Impact of Cash Flow Reporting, *International Research Journal of Finance and Economics* 17:84-90.
25. Wolk, H.I., J. R. Francis and M. G. Tearney. (2006). *Accounting Theory: A Conceptual and Institutional Approach*, Thomson South-Western.
26. Yao, T., T. Yu, T. Zhang and Sh. Chen. (2011). Asset growth and stock returns: Evidence from Asian financial markets, *Pacific-Basin Finance Journal* 19: 115-139.
15. Iatridis, G.E. (2011). Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism, *International Review of Financial Analysis* 20: 88-102.
16. International Accounting Standard Board. (2012). The Conceptual Framework for Financial Reporting, [www. Ifrs.org](http://www.ifrs.org).
17. Julius, B., K. Andrew, T. Joel and R. Lucy. (2011). Determinants of Investor Confidence for Firms Listed at Nairobi Stock Exchange, Kenya, *Annual Conference on Innovations in Business & Management London*, UK.
18. Karunarathne, W.V.A.D. and R.M.D.A.P., Rajapakse. (2012). The Value Relevance of Financial statements Information: With Special Reference To The Listed Companies In Colombo Stock Exchange, *3rd International Conference On Business And Information*.
19. Lee, W., A.Y. Hung, Y.Y. Chang and Ch.M. Cheng. (2011). Analysis of decision making factors for equity investment by DEMATEL and Analytic Network Process, *Expert Systems with Applications* 38: 8375-8383.
20. Ng, Jeffrey, I. Tuna and R. Verdi. (2012). management forecast credibility and underreaction to news, Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=930697>.

پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از انفیس

اصغر مشبکی^{۱*}، اسدالله کردنائیج^۲، سجاد فرازمند^۳

۱- استاد گروه مدیریت دانشگاه تربیت مدرس

moshabak@modares.ac.ir

۲- دانشیار گروه مدیریت دانشگاه تربیت مدرس

naiej@modares.ac.ir

۳- کارشناس ارشد مدیریت دانشگاه تربیت مدرس

sajad.farazmand@gmail.com

چکیده

هدف اصلی این پژوهش بررسی پیش‌بینی پذیری شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران (تدپیکس) به کمک انفیس و یافتن مدل مناسب برای پیش‌بینی این شاخص است. بدین منظور، نخست سه متغیر کلان اقتصادی به همراه مقادیر تاریخی تدپیکس به عنوان ورودی‌های مدل انتخاب شدند؛ سپس ساختارهای گوناگون انفیس و شبکه عصبی مصنوعی پس‌انتشار خطا برای بررسی پیش‌بینی‌پذیری و شناسایی مدل مناسب انتخاب گردید. شایان ذکر است پیش‌بینی‌ها از طریق معیار غیرآماري نرخ برخورد، از نظر اقتصادی نیز بررسی شده‌اند. نتایج بدست آمده از نرم‌افزار (2012) MATLAB، در بازه زمانی آذرماه ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۱، و به کمک معیارهای خطای آماری، غیر آماری و ضریب تعیین بیش از ۸۰ درصد نشان می‌دهد: مدل‌های ساده‌تر در پیش‌بینی شاخص، دارای دقت و عملکرد بیشتر هستند؛ و پیش‌بینی‌های انفیس نسبت به شبکه‌های عصبی مصنوعی پس‌انتشار خطا دقیق‌تر هستند. بر این اساس، انفیس تکنیکی امیدوارکننده برای سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی شاخص بازده کل بورس اوراق بهادار تهران است.

واژه‌های کلیدی: انفیس، پیش‌بینی، بورس، تدپیکس.

مقدمه

بینی را تعیین می‌کند. از این‌رو در این پژوهش نحوه انتخاب متغیرهای ورودی هم از بعد نظری و هم از بعد تجربی بررسی می‌شود. نظر به اهمیت موضوع، هدف این مقاله پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پیشرفته انفیس است. این روش، دانش انسانی و تخصص‌های نوین هوشمند را برای استنتاج و تصمیم‌گیری بکار می‌گیرد. بر این اساس، هدف این مقاله بررسی و برآورد شاخص بورس با استفاده از روش شبکه عصبی مصنوعی و انفیس است. بدین منظور مقاله در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه ادبیات موضوع در بخش دوم بررسی می‌شود. در بخش سوم پیشینه پژوهش و در بخش چهارم روش شناسی پژوهش ارائه شده است. در بخش پنجم نتایج کمی حاصل از برآورد مدل بررسی خواهد شد. بخش ششم به نتیجه‌گیری مقاله اختصاص داده شده است.

ادبیات پژوهش

ایده اصلی پیش‌بینی تخمین برخی جنبه‌های غیرقطعی در آینده است. عدم قطعیت‌ها، به صورت مستمر تحت تأثیر بسیاری از عوامل مرتبط قرار می‌گیرند و مقداری نویز در طول فرآیند پیش‌بینی به وجود می‌آید که به خطا منجر می‌شود. هدف اغلب نظریه‌ها و مطالعات حداقل کردن خطا است. نظریه‌های این حوزه از جنبه‌های مختلف قابل طبقه‌بندی است. به طور کلی، پیش‌بینی‌ها از نظر زمانی، به کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت تقسیم می‌گردند. روش‌های پیش‌بینی از نظر ماهیت نیز، به کمی و کیفی تقسیم می‌شوند. اگر اطلاعات مورد نیاز برای تحلیل وجود نداشته باشد، از روش کیفی استفاده می‌شود. در روش کیفی از فنون: دلفی^۱، پژوهش بازار، آنالوژی چرخه عمر

تأثیر بازارهای سرمایه در جمع‌آوری سرمایه‌های کوچک فردی، تبدیل آن‌ها به سرمایه‌های بزرگ و جهت‌دهی آن‌ها به سمت فعالیت‌های تولیدی، اهمیت این بازارها را بیش از پیش افزوده است. در واقع بازار سرمایه روش تسهیل سرمایه‌گذاری برای افراد حقیقی و حقوقی است [۲۰]. روزانه میلیون‌ها نفر با انگیزه‌های گوناگون، هزاران سهام را در بازارهای بورس مبادله می‌کنند. از این‌رو، بورس‌ها به یک بازار بسیار پیچیده و غیرقابل پیش‌بینی تبدیل شده‌اند. در این‌گونه شرایط، یکی از راه‌های مناسب برای مقابله با پیچیدگی، پیش‌بینی است [۱۸]. تاکنون روش‌های سنتی نظیر رگرسیون با موفقیت‌های نسبی همراه بودند، ولی به دلیل رفتار غیرخطی و آشوب‌گونه شاخص‌های بورس، نتایج آن‌ها نتوانستند نیازهای پژوهشگران را تأمین نماید. از این‌رو امروزه در مسایل پیش‌بینی مربوط به بازار سهام از مدل‌های محاسباتی نرم نظیر شبکه‌های عصبی مصنوعی و مدل‌های ترکیبی نظیر انفیس به طور گسترده استفاده می‌شوند؛ زیرا این مدل‌ها، ابزارهایی دقیق برای ره‌گیری رفتارهای غیرخطی و ارائه پیش‌بینی در فضاهای مغتشش هستند [۷]. شبکه‌های عصبی مصنوعی دارای این ویژگی برجسته هستند که می‌توانند رفتار متغیرها را تشخیص دهند و خود را با پویایی‌های محیطی تطبیق دهند [۲۱]؛ همچنین شبکه‌های عصبی مصنوعی خاصیت «تخمین‌زننده عمومی»^۱ دارند و در نتیجه در انتخاب متغیر هدف (نوع سهام شرکت‌ها) محدودیتی وجود ندارد [۱۳]. یکی از مسایل حائز اهمیت برای ساخت مدل‌های شبکه عصبی و عصبی‌فازی، چگونگی انتخاب متغیرهای ورودی است. این موضوع ساختار^۲ مدل پیش

1 Universal approximator

2 Structure

و مجموعه وجود دارد: تعلق و عدم تعلق. به عبارت دیگر این رابطه، باینری یا صفر یا یک است. از تفاوت‌های مجموعه‌های فازی و کلاسیک می‌توان به ذهنی بودن و غیر رندمی بودن^۴ مجموعه‌های فازی اشاره کرد. تابع عضویت^۵ برای تعریف مشخصه مجموعه فازی استفاده می‌شود. به کمک این توابع می‌توان مجموعه‌های فازی را به صورت کمی بیان کرد. پایگاه دانش فازی شامل تمام اطلاعات و دانش‌های مرتبط با موضوع پژوهش است. در سیستم استنتاج فازی دو مدل اصلی ممدانی و سوگنو استفاده می‌شود. روش ممدانی کاملاً شهودی است؛ قابلیت گسترش دارد و برای ورودی‌های انسانی بسیار مناسب است. مدل فازی سوگنو که توسط تاکاگی، سوگنو و کانگ معرفی شد، می‌تواند مقادیر قطعی را به صورت توابع چند جمله‌ای ارائه کند. مزیت مدل فازی سوگنو این است که با تکنیک‌های بهینه‌سازی و تطبیقی بهتر عمل می‌کند؛ پیوستگی فضای خروجی را تضمین می‌کند.

شبکه عصبی مصنوعی

شبکه‌های عصبی مصنوعی، بر اساس پیشنهاد مک-کالاچ در سال ۱۹۴۳، تعداد زیادی نرون‌های مصنوعی را به کار می‌گیرد تا عملکرد شبکه عصبی طبیعی را تقلید کند. فرایند کامل آموزش شبکه‌های عصبی مصنوعی شامل دو مرحله است: یادگیری و بازخوانی. شبکه‌ها با تغذیه اطلاعات صحیحی که برای یادگیری به آن‌ها نیاز دارند، آموزش داده می‌شوند؛ سپس چگونگی محاسبه نتایج دلخواه را بر اساس فرایند یادگیری مبتنی بر تکرار می‌آموزند. الگوی یادگیری اولیه و ورودی شبکه به عنوان تنظیمات اولیه توسط

محصول^۱، پیش‌بینی شهودی و آنالوژی تاریخی^۲ استفاده می‌شود. در حالی که، روش‌های کمی نیازمند داده‌های تاریخی و کشف رابطه علت و معلولی برای پیش‌بینی شاخص‌هاست. فنون اصلی کمی شامل: پیش‌بینی سری زمانی، میانگین متحرک، هموارسازی نمایی، روش‌های باکس جنکینز، روش‌های مبتنی بر روند، مدل‌های اقتصادسنجی و مدل‌های داده-ستاده است. عواملی بنیادین نظیر عدم قطعیت ذاتی بورس، وجود عوامل ناشناخته و عدم امکان کمی‌سازی برخی از متغیرهای تأثیرگذار بر بورس، باعث شده است تا پیش‌بینی‌ها در این حوزه به صورت تقریبی ارائه شوند. در این شرایط روش‌های سنتی پیش‌بینی، عملکردی نسبی قابل قبول ندارند [۹]. نتایج اغلب پژوهش‌های تجربی نیز نشان می‌دهد روش‌های مدرن (فنون محاسباتی نرم^۳) عملکردی بهتر و قابل قبول نسبت به روش‌های سنتی دارند [۱۱، ۱۴، ۲۳ و ۳۱]. در نتیجه امروزه اغلب از مدل‌های نوین پیش‌بینی استفاده می‌شود. از این رو، در این پژوهش از روش‌های مدرن غیرخطی فازی، شبکه عصبی و ترکیبی انفیس استفاده شده است؛ در ادامه مبانی نظری این روش‌ها بررسی می‌شود.

نظریه مجموعه فازی

در این نظریه، ارزیابی عناصر به صورت مرحله‌ای و پیوسته انجام می‌شود و تمرکز آن بر استدلال تقریبی است. در استدلال تقریبی تلاش می‌شود از ورودی‌های مبهم، خروجی قطعی بدست آورد. نتایج این روش به انتخاب قوانین فازی و توابع فازی بستگی دارد در مجموعه‌های کلاسیک، فقط دو نوع عضویت بین عضو

4 Subjectivity and nonrandomness
5 Membership function (MF)

1 Product Life-Cycle Analogy
2 Historical Analogy
3 Soft computing techniques.

محقق تعیین می‌شود و برای محاسبه خروجی مطلوب مرتبط استفاده می‌شود. سپس مقدار خطا از تفاوت مقدار خروجی محاسبه شده و خروجی هدف بدست می‌آید. وزن‌های مدل از طریق ارسال مجدد مقادیر خطا به شبکه بدست می‌آیند و این فرایند تا زمانی که خروجی مطلوب و هدف به مقدار کافی به هم نزدیک شوند، ادامه می‌یابد.

سیستم استنتاج فازی مبتنی بر شبکه تطبیقی

سیستم استنتاج فازی مبتنی بر شبکه تطبیقی (انفیس)^۱ توسط جانگ^۲ در سال ۱۹۹۳ معرفی شد. چارچوب اصلی انفیس بر اساس مفهوم سیستم استنتاج فازی استوار است. این مدل قابلیت خودسازماندهی را که مشخصه شبکه‌های عصبی مصنوعی است، داراست. در سیستم استنتاج فازی دانش یا تجربه انسان و رویه استنتاج از طریق قوانین اگر- آنگاه فازی به طور کیفی قابل توصیف و تحلیل می‌شوند، ولی قابلیت اجرای تحلیل کمی وجود ندارد. شبکه‌های عصبی مصنوعی قابلیت یادگیری، سازماندهی و تطبیق خودکار را دارند، ولی کیفی نیستند و فرایند استنتاج قابل مقایسه نیست. جانگ مزایای سیستم استنتاج فازی و شبکه‌های عصبی مصنوعی را ترکیب کرد و روش جدید انفیس را معرفی کرد. در نتیجه انفیس هر دو قابلیت ساختار خود سازماندهی و کیفی بودن را همزمان داراست. مزایای مدل انفیس را به اختصار می‌توان به صورت زیر ارائه نمود. ترکیب قوانین و داده‌های عملکرد دنیای واقعی؛ انتخاب قوانین و متغیرهای ورودی و خروجی و بهینه کردن آن‌ها در طول دوره آموزش؛ تقلید از فرآیند تصمیم‌گیری انسانی و محاسبه سریع با استفاده از عملیات فازی [۲۶].

مبانی نظری انتخاب متغیر

برای بررسی و انتخاب متغیرهای مستقل ابتدا رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای رقیب بورس، با شاخص قیمت و بازده نقدی بررسی می‌شود. در اقتصادهای متکی به نفت، تحولات نفتی می‌تواند یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر بخش‌های مختلف اقتصاد مانند بازار سرمایه محسوب شود. بنابراین، لزوم بررسی تأثیر تغییرات بازار نفت بر شاخص بازار سهام مهم تلقی می‌شود. افزایش قیمت نفت، موجب شکل‌گیری انتظارات خوش‌بینانه در مورد رونق برخی فعالیت‌های اقتصادی مانند صنایع پتروشیمی، پالایشگاه و ... می‌شود، در مقابل، برخی بخش‌ها یا شرکت‌ها مانند بخش‌های تولید کالاهای قابل تجارت از افزایش قیمت نفت متضرر می‌شوند.

تغییرات نرخ ارز می‌تواند از دو جنبه بر شاخص قیمت سهام تأثیر بگذارد: نخست در آمد شرکت‌های واردکننده و صادرکننده، ارتباط مستقیم با نرخ ارز دارد. دوم آنکه قیمت ارز موجود در پرتفوی فعالان مالی بر تصمیم‌های آن‌ها درباره خرید و فروش سهام موثر است. در کشورهای توسعه نیافته تغییرات نرخ ارز نیز موجب تأثیرگذاری بر سود شرکت‌ها نیز می‌شود، به ویژه شرکت‌هایی که بدهی ارزی زیادی دارند. برای مقابله از نظریه پرتفوی استفاده می‌شود. بر اساس نظریه پرتفوی، افزایش در بازده یک دارایی مانند زمین یا طلا در مقایسه با سایر دارایی‌ها موجب اختلال در تعادل پرتفوی و جایگزین کردن دارایی‌های دیگر می‌شود. [۲۴]. در این صورت با بروز نوسان در یک نیمه از سبد چه بسا نیمه دیگر آن را جبران نماید [۲۴]؛ بنابراین بررسی متغیرهای اساسی بازارهای موازی حائز اهمیت به نظر می‌رسد. از اینرو در این پژوهش قیمت سکه طلا

1 Adaptive Neuro Fuzzy Inference System (ANFIS).

2 Jang

اغلب روش‌های مورد استفاده در آن‌ها فنون محاسباتی نرم بوده است. این پژوهش‌ها را می‌توان در سه گروه طبقه‌بندی کرد. طبقه اول، شامل پژوهش‌هایی است که داده‌های مربوط به کشورهای توسعه یافته مانند اروپا، آمریکا و ... را به کار می‌گیرند. طبقه دوم، پژوهش‌هایی هستند که بر پیش‌بینی شاخص بازارهای در حال ظهور مانند یونان، استانبول و ... متمرکزند. طبقه سوم نیز، پژوهش‌هایی هستند که بر بررسی خاص متمرکز نیستند، اما سهم‌ها یا پرتفوی‌های مستقل را هدف قرار می‌دهند [۸]. مرور پژوهش‌ها بر این اساس در ادامه ارائه می‌شود. در جدول ۱ برخی از مهم‌ترین پژوهش‌ها در شاخص بازارهای بورس ارائه شده است.

نیز یکی از متغیرهای ورودی پژوهش را تشکیل می‌دهد. بر اساس مفروض‌های روش سری زمانی تاثیر سایر متغیرها در داده‌های تاریخی وجود دارند؛ در نتیجه با در نظر گرفتن مقادیر تاریخی متغیرها به عنوان ورودی مدل، می‌توان امکان دستیابی به مدل مناسب را رد نکرد.

پیشینه پژوهش

آتسالیکیس و والوانیس (۲۰۰۹) با استفاده از روش‌های محاسباتی نرم به گردآوری و طبقه‌بندی پژوهش‌هایی در حوزه مالی پرداختند. این بررسی نشان می‌دهد موضوع اصلی پژوهش‌های تجربی پیش‌بینی بازده شاخص بورس در کشورهای گوناگون است و

جدول ۱- خلاصه پژوهش‌های تجربی بورس در کشورهای گوناگون

بورس	مقاله	اهداف	نتایج
بورس استانبول	یوملو، گارجن و آکی (۲۰۰۵) و (۲۰۰۴)	پیش‌بینی تغییرات و مقایسه روش‌ها	مدل ای‌گارج نسبت به MLP و RNN عملکرد بهتری دارد.
بورس اندونزی	سیتانگکر و سرپا (۲۰۰۳)	پیش‌بینی قیمت سهام	دستیابی به پیش‌بینی‌هایی با صحت بیشتر
بورس آتن	آتسالیکیس و والوانیس (۲۰۰۶)	مشخص کردن بهتری مدل پیش‌بینی روند سهام	سیستم پیشنهادی نروفازی بهترین عملکرد را در بورس دارد.
بورس تهران	جعفری، ایزدی نیا و پیروتی (۱۳۹۰)	بررسی ویژگی‌های مقیاسی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران	قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران دارای همبستگی و حافظه‌اند.
	محمدی و طبسی (۱۳۹۱)	بررسی تغییرات ناهموار بورس اوراق بهادار تهران	مدل کاسپ نسبت به مدل جایگزین قابلیت توضیح دهندگی بیشتری دارد.
	عباسی نژاد و نادری (۱۳۹۱)	پیش‌بینی بازدهی شاخص قیمت و بازده نقدی	برتری مدل MFNN و ANFIS مبتنی بر داده تجزیه شده به کمک تجزیه موجک در برابر به کارگیری سطح داده‌ها
بورس ترکیه	ابونوری و همکاران (۱۳۹۲)	بررسی رابطه نرخ تورم و شاخص بازدهی بورس	وجود ارتباط نامتقارن میان متغیرهای پژوهش
	کلیک و آگرین (۲۰۱۴)	یافتن بهترین مدل پیش‌بینی نوسان	برتری مدل‌های پیش‌بینی مبتنی بر فرکانس بالا نسبت به مدل‌های GARCH و MIDAS و HAR-RV-CJ
بورس	اولسن و ماسمن (۲۰۰۳)	مقایسه روش‌های پیش‌بینی در تخمین	برتری شبکه عصبی مصنوعی د

تورنتو	نقطه و طبقه بندی شرکت‌ها	
بورس	بررسی پیش بینی پذیری جهت حرکت قیمت‌ها	هانگ و همکاران (۲۰۰۵)
توکیو	پیش بینی قیمت گشایش روز بعد	جاروسزیوچ و منزویوک (۲۰۰۴)
بورس تایوان	پیش بینی روند قیمت سهام	وی (۲۰۱۳)
	ارتقا عملکرد مدل‌های پیش‌بینی	چنگ و وی (۲۰۱۴)
بورس قبرس	تحلیل پیش بینی بورس قبرس	کانستتو و همکاران (۲۰۰۶)
بورس نیویورک	ارائه مدل جدید پیش بینی	آرمانو و همکاران (۲۰۰۴)
	کمینه کردن خطای پیش بینی انفیس	ملین و همکاران (۲۰۱۲)

برای ارزیابی عملکرد مدل‌های پیش‌بینی به دو طبقه زیر طبقه بندی می‌شوند: الف) معیارهای آماری؛ ب) معیارهای غیر آماری. معیارهای آماری شامل ریشه میانگین مجذور خطا (RMSE) و میانگین مجذور خطا (MSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) می‌شود. معیار غیر آماری نرخ برخورد^۱ در اکثر پژوهش‌ها ملاک اصلی تصمیم‌گیری برای اندازه‌گیری وجه اقتصادی نتایج مدل‌های پیش‌بینی است. همچنین در اغلب پژوهش‌های مورد بررسی تأثیر پارامترها بر عملکرد مدل‌ها کمتر بررسی شده است. بنابراین به نظر می‌رسد با استفاده از روش‌های محاسباتی نرم، ممکن است بتوان به ارائه پیش‌بینی‌هایی قابل قبول از شاخص بورس بازارهای گوناگون از جمله بورس نوظهور تهران امیدوار بود.

تعداد و نوع متغیرهای به کاررفته در پژوهش‌های فوق گوناگون بوده است. مرسوم‌ترین متغیرهایی که برای ورودی مدل‌های پیش‌بینی در این پژوهش‌ها استفاده شده‌اند، عبارتند از: مقدار گشایش، مقدار پایانی، مقدار حداقلی و داده‌های تاریخی [۸]. این متغیرهای ساده عموماً موجب می‌شوند روش‌های محاسباتی نرم با هزینه زمانی و محاسباتی نسبتاً کم به پیش‌بینی‌های مناسب دست یابند. با وجود این در پژوهش‌های که شاخص‌های بورس یک کشور متغیر هدف بوده است، به متغیرهای کلان نظیر قیمت دلار، قیمت یورو و قیمت طلا نیز توجه شده است [۴، ۷، ۸، ۱۵ و ۲۸].

به طور کلی فنون پیش‌بینی در این پژوهش‌ها حول روش‌های شبکه‌های عصبی مصنوعی متمرکزند. معیارهای به کار گرفته شده در پژوهش‌های تجربی

در زمان t است، در زمان مبدأ مقدار برابر $\sum p_{it} \cdot q_{it}$ بوده است. لازم به ذکر است این شاخص در برابر بازده نقدی پرداختی شرکت‌ها و مواردی همچون افزایش سرمایه از محل آورده نقدی تعدیل می‌شود.

شبکه عصبی مصنوعی پس انتشار خطا

شبکه پس انتشار خطا توسط رانملارت، هینتن و مک‌کلند در ۱۹۸۶ معرفی شد. در مدل پس انتشار آموزش به وسیله داده‌های ورودی و خروجی انجام می‌شود. از آنجا که هدف اصلی آموزش نظارت شده کمینه کردن خطا است، روش کمترین شیب نزولی معمولاً مورد استفاده قرار می‌گیرد و وزن‌ها بر اساس خطایی که از لایه قبل منتقل می‌شود تعدیل می‌شوند.

سیستم استنتاج فازی مبتنی بر شبکه تطبیقی (انفیس)

در معماری انفیس از منطق فازی و شبکه‌های عصبی مصنوعی استفاده شده است. انفیس از داده‌های ورودی - خروجی، قوانین اگر-آنگاه فازی و الگوریتم‌های یادگیری^۲ شبکه‌های عصبی مصنوعی برای آموزش استفاده می‌کند [۱۰]. برای ساده‌سازی توصیف ساختار انفیس فرض می‌شود سیستم استنتاج فازی دارای دو ورودی (X, Y) و یک خروجی است و در حالت کلی به صورت زیر بیان می‌شوند:

اگر X برابر A_1 باشد و Y برابر با B_1 باشد، آنگاه $f = p_1 + q_1 + r$ ؛ به طوری که p, q, r پارامترهای خطی خروجی هستند. این معماری با پنج لایه و نه قانون اگر-آنگاه؛ به صورت نمودار ۱ در می‌آید.

روش پژوهش

در این بخش ساختارهای گوناگون مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی پس انتشار خطا و مدل انفیس به منظور شناسایی ساختارهای مناسب‌تر بررسی می‌شوند. به منظور بررسی عملکرد پیش‌بینی‌ها، علاوه بر معیارهای آماری از معیارهای غیر آماری نیز استفاده شده است. آموزش هنگامی متوقف می‌شود که می‌شود خطای داده‌های ارزیابی افزایش یابد یا ثابت بماند.

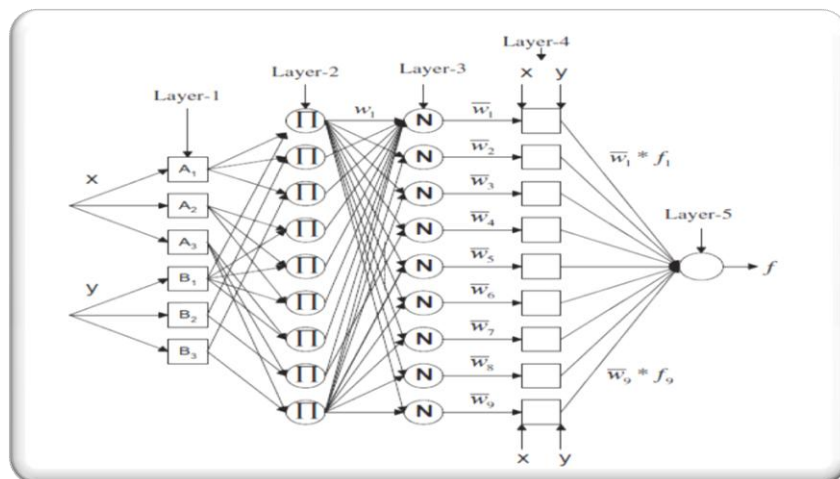
شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران (تدپیکس)^۱

هدف از محاسبه شاخص‌های قیمت سهام، ایجاد امکان مقایسه ارزش زمان حال پرتفوی شاخص با ارزش پرتفوی شاخص در یک زمان پایه است. شاخص تدپیکس نیز بر همین اساس محاسبه و استفاده می‌شود. شاخص قیمت و بازده نقدی یا همان شاخص درآمد کل با نماد TEDPIX از فروردین ۱۳۷۷ در بورس تهران به صورت روزانه محاسبه و منتشر شده است. تغییرات این شاخص نشانگر بازده کل بورس است و از تغییرات قیمت و بازده نقدی پرداختی، متأثر می‌شود. این شاخص کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را در برمی‌گیرد. روش محاسبه شاخص قیمت و بازده نقدی بورس تهران در رابطه ۱ ارائه شده است.

(۱)

$$TEDPIX_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it}}{RD_t} \times 100$$

به طوری که در آن: P_{it} بیانگر قیمت شرکت i ام در زمان t ، q_{it} بیانگر تعداد سهام منتشره شرکت i ام در زمان t ، RD_t نشانگر پایه شاخص قیمت و بازده نقدی



نمودار ۱- ساختار انفیس

قدرت عمل^۴ قانون i ام را به مجموع قدرت عمل تمام قوانین نشان می دهد.

(۴)

$$O_{3,i} = \bar{w}_i = w_i / (w_1 + w_2 + \dots + w_9), \quad i = 1, 2, 3, \dots, 9$$

لایه ۴: گره های موجود در این لایه از نوع مربعی هستند و با یک تابع گره همراه شده اند.

(۵)

$$O_{4,i} = \bar{w}_i \cdot f_i = w_i \cdot (p_i x + q_i y + r_i), \quad i = 1, 2, 3, \dots, 9$$

W_i نشان دهنده خروجی لایه سوم و $\{p_i, q_i, r_i\}$ مجموعه پارامترها هستند. پارامترهای این لایه پارامترهایی ثابت خواهند بود.

لایه ۵: در این لایه تنها یک گره از نوع دایره ای وجود دارد که خروجی کلی را به صورت مجموع تمام سیگنال های ورودی محاسبه می کند و با علامت \sum نمایش داده می شود.

(۶)

$$O_{5,i} = \text{overall output} = \sum_i \bar{w}_i f_i = \frac{\sum_i w_i f_i}{\sum_i w_i}$$

روش های ارزیابی پیش بینی

لایه ۱: در این لایه هر گره از نوع مربعی^۲ و همراه با یک تابع تابع گره است؛ به طوری که x و y ورودی گره i ام و A_i و B_i برچسب زبانی ورودی ها هستند. $O_{1,i}$ تابع عضویت A_i و B_i هستند. معمولاً $\mu_{A_i(x)}$ و $\mu_{B_i(y)}$ توابعی زنگوله ای با حداکثر یک و حداقل صفر انتخاب می شوند. در این روابط A_i و C_i مجموعه پارامترها هستند. این پارامترها را پارامترهای مفروض نیز می نامند.

(۲)

$$O_{1,i} = \mu_{A_i}(x), \text{ for } i = 1, 2, 3 \quad O_{1,i} = \mu_{B_{i-3}}(y), \text{ for } i = 4, 5, 6$$

لایه ۲: هر گره در این لایه، از نوع دایره ای^۳ است. این گره سیگنال های ورودی را در یکدیگر ضرب می کند و با نماد Π نمایش داده می شود.

(۳)

$$O_{2,i} = w_i = \mu_{A_i}(x) \cdot \mu_{B_{i-3}}(y), \quad i = 1, 2, 3, \dots, 9$$

لایه ۳: گره های موجود در این لایه از نوع دایره ای هستند و با نماد N نمایش داده می شوند. گره i ام نسبت

4 Firing strength

1 Node
2 Square
3 Circle node

$$R^2 = \frac{SS_{reg}}{SS_{total}} = 1 - \frac{SS_{err}}{SS_{reg}}$$

(ب) میانگین مجذور خطا (MSE)
(۸)

$$MSE = \frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^N e_t^2$$

(ج) ریشه میانگین مجذور خطا (RMSE)
(۹)

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^N e_t^2}{N}}$$

(د) میانگین مطلق درصد خطا (MAPE)
(۱۰)

$$MAPE = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{|e_t|}{y}$$

عوامل بسیاری ممکن باعث ایجاد خطا در پیش‌بینی‌ها یا تفسیر نتایج مدل‌ها شوند؛ لذا عملکرد مدل‌های پیش‌بینی باید بررسی شود. همان‌طور که در فصل دوم اشاره شد، تکنیک‌های محاسباتی عموماً با استفاده از برخی معیارهای ارزیابی عملکرد ارزیابی می‌شوند. این معیارها به‌طور کلی به دو دسته آماری و غیر آماری به شرح زیر دسته‌بندی می‌شوند. نتایج حاصل از این پژوهش به کمک تعدادی معیارهای هر دسته، بررسی می‌شوند.

(الف) ضریب تعیین (R^2)

(۷)

جدول ۲- قضاوت در مورد صحت پیش‌بینی

قضاوت در مورد عملکرد پیش‌بینی	MAPE
دقت زیاد	کمتر از ۱۰ درصد
پیش‌بینی خوب	بین ۱۱ تا ۲۰ درصد
پیش‌بینی قابل دفاع	بین ۲۱ تا ۵۰ درصد
پیش‌بینی غیر دقیق	بیشتر از ۵۱ درصد

پیش‌بینی با خطای کمتری انجام داده است؛ در نتیجه کارایی مدل بیشتر خواهد بود. معیار ضریب تعیین (R^2) همبستگی بین داده‌های واقعی و پیش‌بینی شده را بررسی می‌کند. مقدار R^2 بین صفر و یک است. مقدار یک بیان‌کننده تطابق کامل نتایج حاصل از مدل و نتایج واقعی است؛ در نتیجه هر چه مقدار R^2 به یک نزدیک‌تر باشد، مطلوب‌تر خواهد بود. معیار نرخ برخورد نیز بیانگر تعداد پیش‌بینی‌های درست مدل است؛ لذا هر چه مقدار این متغیر بیشتر باشد، پیش‌بینی بهتر انجام شده است.

معیار نرخ برخورد به عنوان یکی از معیارهای غیر آماری ارزیابی عملکرد مدل‌هاست. برای محاسبه نرخ برخورد از رابطه ۱۰ استفاده می‌شود:

(۱۱)

$$Hit Rate = \frac{h}{n}$$

در رابطه فوق، h نشانگر تعداد پیش‌بینی‌های صحیح و n تعداد آزمایش‌ها است.

در بین پنج معیار ارزیابی عملکرد فوق سه معیار MSE، RMSE و MAPE مربوط به میانگین خطای استاندارد است و هر چه مقدار آن‌ها کمتر باشد،

جهانی، مجمع جهانی اقتصاد، و به خصوص نرم افزارهای گردآوری داده‌های بورسی و ... مورد استفاده قرار گرفت. به دلیل ناهمسانی زمانی داده‌ها در منابع متفاوت، نرم افزار ره‌آورد نوین برای گردآوری داده‌ها مورد استفاده قرار گرفت. برای مدل‌سازی و ارزیابی مدل‌ها نیز، داده‌ها به سه گروه داده‌های آموزشی، داده‌های ارزیابی و داده‌های آزمایشی تقسیم بندی شد. برای جلوگیری از تأثیر نامطلوب مقیاس متفاوت متغیرها بر مدل‌ها، ضروری است داده‌ها از طریق پیش پردازش تصحیح شوند. در این راه، هر مقدار ورودی باید در دامنه تابع فعال سازی مورد استفاده تصحیح مقیاس شود. در این پژوهش تابع عضویت سیگموئید به عنوان تابع فعال سازی استفاده شد و تمام داده‌ها به بازه ۰ تا ۱ نگاشته شدند. رابطه ۱۲ برای نرمال سازی داده‌ها استفاده شده است.

(۱۳)

$$x_{i, 0 \text{ to } 1} = \frac{x_{\min} - x_i}{x_{\max} - x_{\min}} + 1$$

به طوری که x_i نشانگر مقدار داده، x_{\min} ، داده حداقل، x_{\max} ، داده حداکثر و $x_{i, 0 \text{ to } 1}$ داده نرمال متناظر با x_i است.

تجزیه و تحلیل نتایج کمی حاصل از مدل‌ها

در این بخش مدل به دو روش تخمین زده می‌شود. ابتدا روش شبکه عصبی مصنوعی پس انتشار خطا ارائه می‌شود.

نتایج کمی مدل سازی شبکه عصبی مصنوعی پس انتشار خطا

در این پژوهش از نرم افزار متلب^۲ برای ایجاد شبکه عصبی پس انتشار خطا و مدل‌سازی تغییرات شاخص تدپیکس استفاده شده است. نظر به زیاد بودن تعداد

مراحل کلی پژوهش به این صورت است که بر مبنای مبانی نظری و پیشینه پژوهش، ورودی‌ها (متغیرهای مستقل) مشخص شده‌اند. بر اساس متغیرهای بدست آمده، مدل ریاضی تحقیق تدوین شده است؛ سپس داده‌های مورد نظر از ابتدای سال ۱۳۷۹ تا پایان ۱۳۹۱ جمع‌آوری شده است. سپس مدل‌سازی با کمک داده‌های مرتبط با متغیرهای انجام شد. آزمایش پارامترهای مدل‌ها و در نهایت ارزیابی نتایج حاصل از آن‌ها استخراج شد.

تصریح کلی مدل

بر اساس مطالعات یوملو، گارجن و آکی؛ چنگ، چن و لین؛ و آتسالیکیس و والوانیس [۱۸، ۱۶ و ۹] مدل ریاضی پژوهش در رابطه ۱۱ تصریح می‌شود:

(۱۲)

$$Y_{k+1} = f(u_k, g_k, O_k, y_k, y_{k-1}, y_{k-2}, y_{k-3})$$

در این رابطه نمادهای f نشانگر رابطه تبعی بین متغیرهای مدل؛ Y_{k+1} بیانگر مقدار شاخص قیمت و بازده نقدی مورد نظر روز بعد، u_k بیانگر قیمت دلار امریکا، g_k بیانگر قیمت سکه طلا، O_k بیانگر قیمت نفت و $y_k, y_{k-1}, y_{k-2}, y_{k-3}$ ؛ نشانگر مقادیر شاخص قیمت و بازده نقدی طی چهار روز قبل هستند، بنابراین مدل این پژوهش یک مدل دینامیک یا پویا و تاخیری است.

متغیر وابسته (هدف) شاخص قیمت و بازده نقدی است. شاخص قیمت و بازده نقدی نیز به صورت روزانه و در بازه زمانی پژوهش و به صورت تأخیری استفاده شده است. بازه زمانی آذرماه ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۱؛ شامل ۲۷۰۰ داده به صورت روزانه از منابع گوناگونی مانند سایت بورس اوراق بهادار تهران^۱، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران، بانک

۳- در گام سوم، دو آزمایش با ۱ و ۲ لایه پنهان انجام می‌شود تا در مورد بهترین تعداد لایه‌های پنهان نتیجه‌گیری شود.

۴- در انتها، مدل انتخاب شده در گام‌های بالا طی ۲۰۰۰۰ دوره آموزشی، آموزش داده می‌شود تا احتمال قرار گرفتن در نقاط حداقل محلی کاهش یابد.

ابتدا شش مدل با نرخ یادگیری ۰,۳، تعداد دوره‌های آموزشی ۵۰۰۰ و شش مقدار متفاوت عناصر پردازشی ایجاد می‌شود. نتایج حاصل در جدول ۳ ارائه شده است.

داده‌ها، از ۲۷۰۰ داده، ۸۰٪ برای آموزش، ۱۵٪ برای ارزیابی و ۵٪ داده‌ها برای آزمایش مدل استفاده شده است. ملاک مورد استفاده برای انتخاب مدل برتر میانگین مجذور خطا (RMSE) مربوط به داده‌های آزمایش است. برای بدست آوردن بهترین مقادیر پارامترهای مدل‌ها، گام‌های زیر اجرا شده است.

۱- ابتدا نرخ یادگیری و تعداد دوره‌های آموزش به ترتیب ۰,۳ و ۵۰۰۰ تعیین شد. سپس تأثیر مقادیر مختلف عناصر پردازشی در لایه پنهان تحلیل شد؛

۲- بر اساس مقادیر عناصر پردازش مناسب که از گام یک بدست می‌آید، تأثیر نرخ یادگیری‌های متفاوت بر نتایج مدل‌ها در گام دوم بررسی می‌شود؛

جدول ۳- آزمایش تعداد عناصر پردازشی شبکه عصبی مصنوعی

دوره‌های آموزشی = ۵۰۰۰، تعداد لایه پنهان = ۱					
R ²	RMSE	MSE	مجموعه داده	عناصر پردازشی	آزمایش
۸۲,۱۷%	۲۱,۲۹	۴۴۲۲۱۸۸۴۱	آموزش	۱	۱
۸۳,۵۸%	۲۷,۵۸۹	۷۶۱۱۵۲۹۲۱	آزمایش		
۹۹,۷۴%	۱۵۳۷	۲۳۶۲۳۶۹	آموزش	۲	۲
۸۳,۸۱%	۱۵۹۹	۲۵۵۶۸۰۱	آزمایش		
۹۹,۰۸%	۱۵۲۴	۲۳۲۲۵۷۶	آموزش	۳	۳
۷۷,۴۲%	۳۵۹	۱۲۸۸۸۱	آزمایش		
۸۷,۴۶%	۱۰۴۶۸	۱۰۹۵۷۹۰۲۴	آموزش	۴	۴
۸۹,۶۸%	۹۸۳۳	۹۶۶۸۷۸۸۹	آزمایش		
۹۰,۳۱%	۱۵۴۰۸	۲۳۷۴۰۶۴۶۴	آموزش	۵	۵
۹۰,۸۴%	۱۶۰۵۵	۲۵۷۷۶۳۰۲۵	آزمایش		
۷۲,۰۸%	۲۵۴۵۳	۶۴۷۸۵۵۲۰۹	آموزش	۶	۶
۷۵,۲۴%	۳۶۳	۱۳۱۷۶۹	آزمایش		

ماخذ: نتایج پژوهش

داده است. بنابراین در آزمایش سایر پارامترها از سه عنصر پردازشی استفاده شود.

همان طور که ملاحظه می‌شود کمترین RMSE برابر است با ۳۵۹ که با تعداد عناصر پردازشی سه رخ

در گام دوم، هفت مدل با سه عنصر پردازشی و هفت مقدار متفاوت نرخ یادگیری ایجاد شد. مقادیری که برای آزمایش در نظر گرفته شدند عبارتند از: ۰,۰۱، ۰,۰۵، ۰,۱، ۰,۳، ۰,۵، ۰,۷ و ۰,۹.

جدول ۴- آزمایش نرخ یادگیری شبکه عصبی مصنوعی

دوره‌های آموزشی = ۵۰۰۰، تعداد لایه پنهان = ۱، تعداد عناصر پردازشی = ۳					
آزمایش	نرخ یادگیری	مجموعه داده	MSE	RMSE	R ²
۱	۰,۰۱	آموزش	۵۰۴۹۰۰۹	۲۲۴۷	%۹۹,۴۲
		آزمایش	۴۶۹۵۸۸۹	۲۱۶۷	%۷۹,۲۵
۲	۰,۰۵	آموزش	۲۳۶۲۳۶۹	۱۵۳۷	%۹۹,۷۴
		آزمایش	۲۵۵۶۸۰۱	۱۵۹۹	%۸۳,۸۱
۳	۰,۱	آموزش	۳۳۴۵۲۴۱	۱۸۲۹	%۹۹,۶۳
		آزمایش	۵۵۴۶۰۲۵	۲۳۵۵	%۷۵,۶۴
۴	۰,۳	آموزش	۱۱۸۱۵۶۹	۱۰۸۷	%۹۹,۰۸
		آزمایش	۸۸۲۰۹۰۰	۲۹۷۰	%۷۷,۴۲
۵	۰,۵	آموزش	۱۵۶۸۷۵۶۲۵	۱۲۵۲۵	%۸۳,۹۶
		آزمایش	۱۰۰۱۷۲۲۵	۳۱۶۵	%۷۶,۰۸
۶	۰,۷	آموزش	۳۶۲۵۲۱۶	۱۹۰۴	%۹۹,۶۲
		آزمایش	۳۵۹۶۴۰۰۹	۵۹۹۷	%۶۸,۲۹
۷	۰,۹	آموزش	۴۴۲۳۸۷۰۸۹	۲۱۰۳۳	%۵۰,۲۲
		آزمایش	۱۰۵۰۲۱۵۰۴	۱۰۲۴۸	%۵۳,۸۵

ماخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که جدول ۴ نشان می‌دهد کمترین RMSE که برابر ۱۵۹۹ است در نرخ یادگیری ۰,۰۵ بدست آمده است. بنابراین در گام بعد سه عنصر پردازشی و نرخ یادگیری ۰,۰۵ استفاده شد. در گام نهایی، ابتدا دو مدل با سه عنصر پردازشی، نرخ یادگیری ۰,۰۷، دوره‌های آموزشی ۵۰۰۰ تنظیم شد؛ سپس عملکرد دو مدل با یک و دو لایه پنهان بررسی شد.

جدول ۴- آزمایش تعداد لایه‌های پنهان شبکه عصبی مصنوعی

دوره‌های آموزشی = ۵۰۰۰، تعداد عناصر پردازشی = ۴، نرخ یادگیری = ۰,۰۵					
آزمایش	تعداد لایه‌های پنهان	مجموعه داده	MSE	RMSE	R ²
۱	۱	آموزش	۲۰۳۶۱۰۹۲۲	۱۰۵۳۷	%۹۹,۷۴
		آزمایش	۲۵۵۶۶۷۰	۱۵۹۹	%۸۳,۸۱
۲	۲	آموزش	۸۳۳۶۳۳۶	۲۸۸۷	%۹۹,۰۶
		آزمایش	۶۸۱۶۹۷۶	۲۶۲۴	۸۰,۴۱%

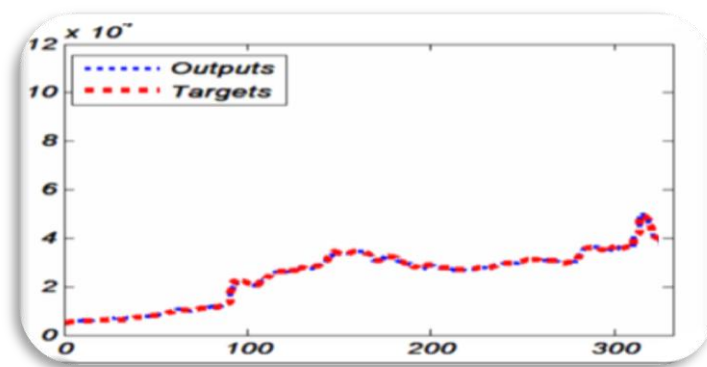
ماخذ: نتایج پژوهش

ارزیابی = ۴۰۵ داده؛ داده‌های آزمایشی = ۱۳۵ داده؛ تابع انتقال = سیگموئید؛ تعداد عناصر پردازشی = ۳؛ نرخ یادگیری = ۰,۰۵؛ تعداد لایه‌های پنهان = ۱؛ دوره‌های آموزشی = ۲۰۰۰۰. نمودار یک نتایج مدل شبکه عصبی پس انتشار خطا دارای بهترین عملکرد را که با پارامترهای فوق حاصل شده را نشان می‌دهد.

همان‌طور که جدول ۴ نشان می‌دهد، کمترین RMSE که برابر ۱۵۹۸,۹۵۹ است، در مدل با یک لایه پنهان رخ می‌دهد.

نتایج حاصل از بررسی مدل‌های شبکه عصبی

بهترین مدل شبکه عصبی مصنوعی بر مبنای پارامترهای زیر ساخته می‌شود: تعداد داده‌ها = ۲۷۰۰ داده؛ داده‌های آموزشی = ۲۱۶۰ داده؛ داده‌های



نمودار ۱- مقایسه عملکرد شبکه عصبی مصنوعی نهایی در مقایسه با مقادیر واقعی

آزمایش چهار مقدار متفاوت تابع عضویت، در هر ورودی بررسی می‌گردد.

نتایج کمی مدل‌سازی انفیس

ابتدا چهار مدل انفیس با نرخ یادگیری ۰,۳، تعداد دوره‌های آموزشی ۱۰۰۰، توابع عضویت گوسی و مدل TSK ایجاد می‌شود. سپس تأثیر تعداد توابع عضویت با

جدول ۵- آزمایش تعداد تابع عضویت انفیس

نرخ یادگیری = ۰,۳، دوره آموزشی = ۱۰۰۰					
R ²	RMSE	MSE	مجموعه داده	تعداد توابع عضویت	آزمایش
%۸۶	۴۸۰	۲۰۳۸۸۹۸۴۱	آموزش	۲	۱
%۷۰	۱۸۴۵۸	۱۷۱۳۹۶	آزمایش		
%۷۶	۴۱۴	۱۰۸۳۹۸۹۷۷۶	آموزش	۳	۲
%۱۱	۴۸۶۷۱	۹۷۳۴۴	آزمایش		
%۸۵	۳۱۲	۹۵۵۹۸۴۵۶۱	آموزش	۴	۳
%۴۲	۲۵۵۶۶	۳۶۵۴۲۰۲۵	آزمایش		
%۵۶	۶۰۴۵	۱۴۳۲۰۱۶۹۶۴	آموزش	۵	۴
%۱۰	۵۰۷۵۹	۲۰۳۸۸۹۸۴۱	آزمایش		

ماخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که جدول ۵ نشان می‌دهد، کمترین مقدار RMSE برابر ۱۸۴۸۵ است و با دو تابع عضویت برای هر ورودی بدست آمده است. در گام دوم، پنج مدل با سه مقدار نرخ یادگیری که برابر ۰,۰۵، ۰,۱، ۰,۳، ۰,۵، ۰,۷ و ۰,۹ وجود دارد.

جدول ۶- آزمایش نرخ یادگیری انفیس

نرخ یادگیری = ۰,۳، دوره آموزشی = ۱۰۰۰، تعداد توابع عضویت = ۲					
آزمایش	نرخ یادگیری	مجموعه داده	MSE	RMSE	R ²
۱	۰,۰۵	آموزش	۱۶۴۰۲۵	۴۰۵	۹۹,۶۵٪
		آزمایش	۸۶۸۴۸۰۹	۲۹۴۷	۸۱,۱۳٪
۲	۰,۰۱	آموزش	۱۶۰۸۰۱	۴۰۱	۹۹,۶۶٪
		آزمایش	۸۲۹۴۴۰۰	۲۸۸۰	۸۰,۷۳٪
۳	۰,۰۵	آموزش	۱۷۸۰۸۴	۴۲۲	۹۹,۶۲٪
		آزمایش	۱۸۱۹۰۲۲۵	۴۲۶۵	۵۷,۸۶٪
۴	۰,۰۷	آموزش	۱۷۸۰۸۴	۴۲۲	۹۹,۶۲٪
		آزمایش	۷۳۲۲۴۳۶	۲۷۰۶	۸۳,۰۳٪
۵	۰,۰۹	آموزش	۱۸۴۰۴۱	۴۲۹	۹۹,۶۱٪
		آزمایش	۱۴۷۱۴۸۹۶	۳۸۳۶	۶۵,۹٪

ماخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که جدول ۶ نشان می‌دهد، کمترین RMSE که برابر ۲,۷۰۶ است که در نرخ یادگیری ۰,۷، ترکیب‌های متفاوت تابع عضویت بررسی شد. در گام نهایی، پنج مدل با

جدول ۷- آزمایش نوع توابع عضویت انفیس

نرخ یادگیری = ۰,۳، دوره آموزشی = ۱۰۰۰، تعداد توابع عضویت					
آزمایش	نوع تابع عضویت	مجموعه داده	MSE	RMSE	R ²
۱	مثلثی	آموزش	۱۲۷۹۲۰۰۰۰	۳۵۷۶۶	-
		آزمایش	۹۸۸۲۸۰۰۰۰	۹۹۴۱۲	-
۲	دوزنقه‌ای	آموزش	۱۷۵۵۵۰	۴۱۹	۹۹,۶۳٪
		آزمایش	۲۸۶۶۱۰۰۰۰	۶۹۳۰	-
۳	گوسی	آموزش	۲۰۱۷۸۰	۴۴۹	۹۹,۵۷٪
		آزمایش	۶۹۷۷۲۰۰	۲۶۴۱	۸۳,۰۸۴٪
۴	زنگوله‌ای تعمیم یافته	آموزش	۱۷۸۳۶۰	۴۲۲	۹۹,۶۲٪
		آزمایش	۷۳۲۴۱۰۰	۲۷۰۶	۸۳,۰۳٪
۵	گوسی ترکیبی	آموزش	۲۰۷۵۷۰	۴۵۶	۹۹,۵۶٪
		آزمایش	۴۶۲۳۱۰۰	۲۱۵۰	۸۹,۲۹٪

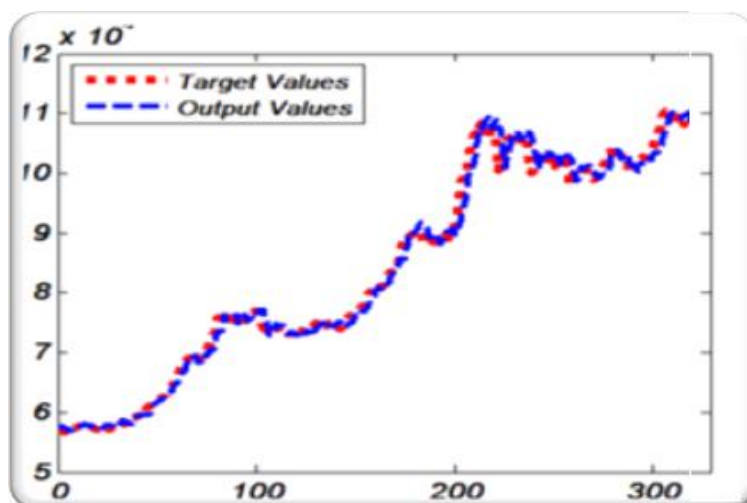
ماخذ: نتایج پژوهش

است: تعداد داده‌ها = ۲۷۰۰ داده؛ تعداد داده‌های آموزشی = ۲۱۶۰ داده؛ تعداد داده‌های ارزیابی = ۴۰۵ داده؛ تعداد داده‌های آزمایشی = ۱۳۵ داده؛ تابع انتقال = سیگموئید؛ نوع تابع عضویت = گوسی ترکیبی؛ تعداد توابع عضویت هر ورودی = ۲؛ نرخ یادگیری = ۰,۷؛ تعداد دوره‌های آموزشی = ۲۰۰۰۰. نمودار دو نتایج مدل انفیس دارای بهترین عملکرد را که با پارامترهای فوق حاصل شده را نشان می‌دهد.

همان‌طور که جدول ۷ نشان می‌دهد، کمترین RMSE که برابر ۲۱۵۰ است که با استفاده از توابع عضویت گوسی ترکیبی بدست آمده است.

نتایج بررسی مدل انفیس نهایی

ساختار نهایی مدل انفیس دارای هفت ورودی با دو تابع عضویت به ازای هر ورودی است. بنابراین به طور کلی ۱۲۸ قانون فازی برای مدل نهایی وجود دارد. نمودار ۴ مقایسه مقادیر مطلوب و خروجی را نشان می‌دهد. پارامترهای مدل انفیس نهایی به صورت زیر



نمودار ۲- مقایسه نتایج مدل انفیس نهایی در مقایسه با مقادیر واقعی

گوناگون بهترین عملکرد شبکه عصبی مصنوعی پس انتشار خطا و مدل انفیس حاصل شد. نتایج بررسی، در بازه زمانی آذرماه ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۱ به صورت روزانه نشان می‌دهد که ساختارهای ساده‌تر شبکه عصبی مصنوعی و انفیس عملکرد و دقت بیشتری هستند. همچنین مدل انفیس نسبت به شبکه عصبی مصنوعی پس انتشار خطا عملکرد بهتری در پیش‌بینی شاخص تدپیکس دارد. مدل انفیس در تمام معیارهای ارزیابی نسبت به شبکه عصبی مصنوعی پس انتشار خطا، برتری

نتیجه‌گیری

از دیدگاه نظری، مدل ترکیبی انفیس که مزایای نظریه مجموعه‌های فازی و شبکه‌های عصبی مصنوعی را ترکیب می‌کند، در حوزه‌های گوناگون علمی به عنوان یک مدل برتر شناخته شده است؛ لذا در این پژوهش سعی شد برای آزمون تجربی پیش‌بینی شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران از این مدل استفاده شود و از مدل شبکه عصبی مصنوعی برای مقایسه عملکرد استفاده شود. پس از بررسی پارامترهای

دارد. نتایج شاخص نرخ برخورد نیز نشانگر بیشتر بودن احتمال موفقیت مدل در عمل نسبت به شانس طبیعی (۵۰٪) است. نظر به این که شاخص MAPE در مدل شبکه عصبی نهایی ۵,۱۴ و در مدل انفیس نهایی ۵,۱۷ است، دقت مدل‌های پیش‌بینی بر اساس جدول ۲ در سطح زیاد است. به علاوه، برآورد معیارهای MSE و RMSE نشان می‌دهد، مدل انفیس نهایی نسبت به مدل شبکه عصبی مصنوعی پس انتشار خطا نهایی، میانگین خطای کمتری دارد. از طرف دیگر، ضریب تعیین بیشتر مدل انفیس نسبت به شبکه عصبی مصنوعی نشانگر توضیح دهنده‌گی بیشتر بود. به طوری که نزدیک به ۸۹ درصد تغییرات شاخص تدپیکس توسط مدل انفیس قابل توضیح است در حالی که در شبکه MLP، ۸۳ درصد است. بنابراین مدل‌های غیرخطی شبکه عصبی مصنوعی پس انتشار خطا و مدل انفیس با ساختار ساده‌تر برای پیش‌بینی مناسب‌ترند. افراد مختلف به فراخور نیازشان می‌توانند از مدل‌های این پژوهش به همراه داده‌های مورد برای پیش‌بینی شاخص تدپیکس و فهم رفتار این متغیر استفاده کنند. با این وجود به کارگیری پیشنهادات ذیل مفید به نظر می‌رسد.

۱- پژوهشگران حوزه مدل‌سازی، در صورت عدم وجود ساختار اولیه، برای ساختاردهی مناسب مدل‌ها، می‌توانند از نتایج این پژوهش استفاده نمایند و از ساختارهای ساده‌تر مدل انفیس استفاده نمایند.

۲- سرمایه‌گذاران اعم از حقیقی و حقوقی می‌توانند از نتایج این پژوهش برای رسیدن به تصمیمات قابل اتکا استفاده نمایند.

۳- مدیران اقتصادی می‌توانند در تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر متغیرهای کلان اقتصادی که تنها کانال دسترسی به اطلاعات، سری زمانی متغیرها است از مدل‌های این پژوهش استفاده نمایند.

منابع

۱. ابونوری، عباسعلی؛ نادری، اسماعیل؛ گندلی علیخانی، نادیا؛ عبداللهی، پرستو. (۱۳۹۲). تجزیه و تحلیل عدم تقارن میان شاخص سهام و نرخ تورم به کمک رویکرد هم‌انباشتگی پنهان: (مطالعه موردی ایران). فصلنامه راهبرد اقتصادی، شماره ۵، صص ۶۹-۹۴.
۲. جعفری، غلامرضا؛ ایزدی نیا، ناصر؛ پیروتی، جلال. (۱۳۹۰). تحلیل چندفراکتالی نوسانات روندزدایی شده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۴، صص ۱۱۵-۱۳۴.
۳. زارع، هاشم. (۱۳۸۴). بررسی تأثیر قیمت دارایی‌های رقیب و سایر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
۴. عباسی نژاد، حسن؛ نادری، اسماعیل. (۱۳۹۱). تحلیل آشوب، تجزیه موجک و شبکه عصبی در پیش‌بینی شاخص بورس تهران. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۸، صص ۱۱۹-۱۴۰.
۵. محمدی، شاپور، طبسی، حامد. (۱۳۹۱). بررسی تغییرات ناهموار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از نظریه کاتاستروف. مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۷، شماره ۲، صص ۱۱۷-۱۳۴.
6. Armano, M., Marchesi and A. Murru. (2004). A hybrid genetic-neural architecture for stock indexes forecasting. Information Sciences, Iss. 12 (Vol. 170), pp. 3-33.
7. Asalak, G., Valavanis, K. (2009). Forecasting stock market short-term trends using a Hneuro-fuzzy based methodology. Expert Systems with Applications, Iss. 3 (Vol. 36), pp. 10696-10707.

18. Guresen, E., & Kayakutlu, G., and U. Daim. (2011). Using artificial neural network models in stock market index prediction. *Expert Systems with Applications*, Iss. 8 (Vol.38), pp. 10389–10397.
19. Huang, W., Nakamori, Y., Wang, S.Y. (2005). Forecasting stock market movement direction with support vector machine. *Computers and Operations Research*, Iss. 10 (Vol. 32), pp. 2513–2522.
20. Iskandar, N. (2005). An Artificial Neural Networks Approach for Short Term Modeling of Stock Price Market. M.Sc Thesis University of Regia.
21. Jang, J., Sun, C., Mizutani, E. (1997), *Neuro-fuzzy and soft computing: a computational approach to learning and machine intelligence*, Prentice-Hall, NJ.
22. Jaruszewicz, M., Mandziuk, J. (2004). One day prediction of NIKKEI Index considering information from other stock markets. *Lecture Notes in Computer Science* (3070). Springer.
23. Melin, P., Soto, J., Castillo, O., Soria, J. (2012). A new approach for time series prediction using ensembles of ANFIS models. *Expert Systems with Applications*, Iss. 3 (Vol. 39), pp. 3494–3506.
24. Miller, K., Show Fang G. (2001). Is There a Long-Run Relationship Between Stock Returns and Monetary Variables: Evidence from an Emerging Market. *Applied Financial Economics*, 11, PP. 641-649.
25. Olson, D., & Mossman, C. (2003). Neural network forecasts of Canadian stock returns using accounting ratios. *International Journal of Forecasting*, Iss. 3 (Vol. 19), pp. 453–466.
26. Passino, K.M., Yurkovich, S. (1998). *Fuzzy Control* Addison-Wesley, Stand Hill Road, Menlo Park, California 94025.
27. Situngkir, H., Surya, Y. (2003). Neural Network Revisited: Perception on Modified Poincare Map of Financial Time-Series Data. *Physica A*, p. 344.
28. Wei, L., (2013). A hybrid model based on ANFIS and adaptive expectation genetic algorithm to forecast TAIEX. *Economic Modelling*, 33, pp. 893–899.
29. Yumlu, M. S., Gurgun, F. S., Okay, N. (2004). Turkish stock market analysis using mixture of experts. In *Proceedings of*
8. Atsalakis, G. S., Valavanis, K. P. (2009). Surveying stock market forecasting techniques – Part II: Soft computing methods, *Expert Systems with Applications*, Iss. 3 (Vol. 36), Part 2, pp. 5932-5941.
9. Atsalakis, G., Valavanis, K. (2006). A neuro-fuzzy controller for stock market forecasting. Working paper, Technical University of Crete.
10. Avci, E. (2008). Comparison of wavelet families for texture classification by using wavelet packet entropy adaptive network based fuzzy inference system. *Applied Soft Computing*, Iss. 1 (Vol. 8), pp. 225–231.
11. Cao, Q., Leggio, K., Schniederjans M. (2005). A comparison between Fama and French's model and artificial neural networks in predicting the Chinese stock market. *Computer and operations research*, vol 32, pp 2499-2512.
12. Çelik, S., Ergin, H. (2014). Volatility forecasting using high frequency data: Evidence from stock markets. *Economic Modelling*, 36, pp. 176–190.
13. Chen, A., Leung, M. T., & Hazem, D. (2003). Application of neural networks to an emerging financial market: Forecasting and trading the Taiwan Stock Index. *Computers and Operations Research*, 30, pp. 901–923.
14. Chen, S., Ying, L, Pan, M (2010). Forecasting tourist arrivals by using the adaptive network-based fuzzy inference system. *Expert Systems with Applications*, 37(2), pp. 1185–1191.
15. Cheng, C., Wei, L., (2014). A novel time-series model based on empirical mode decomposition for forecasting TAIEX. *Economic Modelling*, 36, pp. 136–141.
16. Cheng, J., Chen, H., Lin, Y. (2010). A hybrid forecast marketing timing model based on probabilistic neural network, rough set and C4. 5. *Expert Systems with Applications*, Iss. 3 (Vol. 37), pp. 1814–1820.
17. Constantinou, E., Georgiades, R., Kazandjian A., Kouretas, G. (2006). Regime switching and artificial neural network forecasting of the Cyprus Stock Exchange daily returns. *International Journal of Finance and Economics*. Iss. 4 (Vol. 11), pp. 371-383.

31. Yunos, M., Shamsuddin, M., Sallehuddin, R. (2008). Data Modeling for Kuala Lumpur Composite Index with ANFIS. In Second Asia international conference on modeling and simulation, AICMS 08, Kuala Lumpur, pp. 609–614.
- Engineering of Intelligent Systems (EIS), Madeira.
30. Yumlu, S., Gurgun, F. G., & Okay, N. (2005). A Comparison of global, recurrent and smoothed-piecewise neural models for Istanbul Stock Exchange prediction. Pattern Recognition Letters, Iss. 13 (Vol. 26), pp. 2093–2103.

برتری تصادفی مبتنی بر صرف ارزش و رفتار ریسک‌گریزانه سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران

احمد بدری^۱، محمد عرب مازار یزدی^۲، محمدرضا حمیدی زاده^۳، عبدالمجید عبدالباقی^۴*

۱- دانشیار دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی تهران

a_badri@sbu.ac.ir

۲- دانشیار دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی تهران

arabmazar@yahoo.com

۳- استاد دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی تهران

m-hamidizadeh@sbu.ac.ir

۴- دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی تهران

abdolbaghi@shbu.ac.ir

چکیده

برتری تصادفی به بررسی اولویت‌بندی ترجیح‌های افراد در موقعیت‌های خاص می‌پردازد، به طوری که شرایط موقعیتی بر نوع رفتار منطقی سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد. بر این اساس، در این پژوهش با استفاده از اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ و تشکیل پرتفویهای رشدی-ارزشی، رفتار مبتنی بر ترجیح‌های سرمایه‌گذاران در انتخاب پرتفویهای ارزشی نسبت به رشدی در چارچوب برتری تصادفی مراتب اول تا سوم مورد آزمون قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که با توجه به ترجیح‌های سرمایه‌گذاران هیچگونه برتری تصادفی مراتب اول تا سوم سهام ارزشی بر رشدی و سهام رشدی بر ارزشی مشاهده نمی‌گردد، در حالی که در بازه‌های سالیانه در سال‌های ۱۳۸۷، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ برتری تصادفی سهام ارزشی بر رشدی در تمامی سطوح بازده مشاهده می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: برتری تصادفی، نظریه چشم انداز، تابع مطلوب‌بودن، سهام ارزشی، سهام رشدی.

مقدمه

اهمیت تصمیم‌گیری مبتنی بر عملکرد مورد انتظار متغیرهای مالی و اقتصادی، یکی از موضوع‌های مهم بسیاری از مناقشه‌های علمی است. در این رابطه، نظریه تصمیم درصدد تشریح و عملی کردن فرایند تصمیم‌گیری در میان گزینه‌های موجود در شرایط عدم اطمینان است؛ به طوری که فرایند تصمیم‌گیری همواره مبتنی بر استدلال‌های منطقی و عقلایی نبوده و مبتنی بر انتخاب‌های غیرعقلایی و ترجیح‌های رفتاری افراد است بر این اساس برتری تصافی^۱ به دنبال تشریح این قبیل از تورش‌های رفتاری بر مبنای ترجیح‌های سرمایه‌گذاران در شرایط تصمیم‌گیری است [۷].

از آنجایی که به‌دست آوردن شکل صریحی از تابع مطلوب‌بودن سرمایه‌گذار دشوار است، به عنوان راه‌حلی جایگزین، می‌توان از برتری تصادفی به اولویت‌بندی سرمایه‌گذار در سرمایه‌گذاری‌های ریسکی پی برد. در واقع مزیت اصلی استفاده از برتری تصادفی این است که می‌تواند شکلی از تابع مطلوب‌بودن سرمایه‌گذاران بر اساس رده‌بندی اولویت سهام مختلف را ارائه دهد. علاوه بر این برتری تصادفی به دلیل جهت‌گیری‌های غیر پارامتریک دارای جذابیت است. بر خلاف تحلیل میانگین-واریانس که فقط برای توابع مطلوب‌بودن درجه دوم یا توزیع بازدهی نرمال معتبر است، قواعد برتری تصادفی برای توزیع‌های خاصی محدود نمی‌شود و نیاز به حداقل مفروض‌های درباره اولویت‌بندی سرمایه‌گذاران دارد [۱۴]. در این مقاله، ابتدا به ارائه مفاهیم مطلوب‌بودن مورد انتظار ثروت و انتخاب تحت شرایط ریسکی پرداخته شده است. سپس برتری تصادفی و قوانین آن تحت شرایط ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری بحث و بررسی شده

است. در انتهای مقاله نیز به معرفی متداول‌ترین آزمون‌های برتری تصادفی و بررسی وجود برتری تصادفی سهام ارزشی بر رشدی یا رشدی بر ارزشی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است.

مفاهیم نظری برتری تصادفی

نظریه برتری تصادفی به عنوان یکی از نظریه‌های مطرح در حوزه اقتصاد مالی، اخیراً توجه بسیاری را در حوزه مطالعات تجربی به خود جلب کرده است. در واقع برتری تصادفی شکلی از اولویت‌بندی تصادفی است که در نظریه تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار گرفته و به موقعیت‌هایی اشاره دارد که بر اساس آن یک سبد سرمایه‌گذاری (با یک توزیع احتمال نتایج مورد انتظار) می‌تواند بر سبد سرمایه‌گذاری دیگر بر مبنای ترجیح‌های مربوط به نتایج، برتری داشته باشد. در اغلب منابع و کتب مربوط به اقتصاد مالی به مفهوم برتری تصادفی از منظر یک نظریه رفتاری در حوزه مالی پرداخته شده است. در همین حال مطالعات تجربی اندکی در زمینه کارکردهای این نظریه در حوزه مالی انجام شده است. در حوزه مالی کلاسیک غالباً به مفهوم تنوع‌بخشی در سبدهای سرمایه‌گذاری پرداخته شده، در حالی که بر مبنای نظریه برتری تصادفی به مقایسه رفتار توزیع بازده دو سبد سرمایه‌گذاری پرداخته شده است. عموماً زمانی گفته می‌شود که یک دارایی بر دارایی دیگر برتری تصادفی دارد که در هر موقعیت بازار، عایدی بیشتری را برای دارنده خود به همراه داشته باشد.

نظریه برتری تصادفی یک چارچوب کلی برای رتبه‌بندی آتی مبتنی بر ریسک، بر اساس نظریه

تجمعی F و G و U تابع مطلوب بودن سرمایه گذار باشد و تمام سرمایه گذاران سیری ناپذیر باشند (یعنی برای تمام x ها، $U'(x) \geq 0$)، اگر:

$$F(x) \leq G(x) \quad \forall x \quad (1)$$

آن گاه برای تمام سرمایه گذاران ریسک گریز، دارایی با تابع توزیع F ، بر دارایی با تابع توزیع G برتری دارد. به عبارت دیگر دارایی X برتری تصادفی مرتبه اول بر دارایی Y دارد. [۱۳]

برتری تصادفی مرتبه دوم: اگر X و Y متغیرهای تصادفی، دو دارایی ریسکی به ترتیب با تابع توزیع تجمعی F_A, F_B در بازه $[a, b]$ باشند، برای تمام سرمایه گذاران ریسک گریز با تابع مطلوب بودن U ، وقتی برای تمام x ها، $U'(x) \geq 0, U''(x) \leq 0$ باشد، اگر رابطه ۲ برقرار باشد، گفته می شود F_A برتری تصادفی مرتبه دوم نسبت به F_B دارد،

$$\int_{-\infty}^x [F_B(t) - F_A(t)] dt \geq 0, \quad \forall x \quad (2)$$

برتری تصادفی مرتبه سوم: برتری تصادفی مرتبه سوم، فرض برتری همراه با چولگی توزیع بازده را به ریسک پذیری اضافه می کند. اگر F_A و F_B توزیع احتمال تجمعی بازده دو سرمایه گذاری در بازه $[a, b]$ باشد، برای همه سرمایه گذاران ریسک گریز با تابع مطلوب بودن U وقتی $U''(x) \geq 0, U'''(x) \geq 0$ باشد، اگر بازده مورد انتظار F_A بیشتر از بازده مورد انتظار F_B باشد (یعنی $\mu_A > \mu_B$) و رابطه ۳ برقرار باشد، F_A دارای برتری تصادفی مرتبه سوم نسبت به F_B است [۱۳].

$$\int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x [F_B(u) - F_A(v)] du dv \geq 0, \quad \forall x, y \quad (3)$$

مطلوب بودن فراهم می کند. از آنجایی که به دست آوردن شکل صریحی از تابع مطلوب بودن یک سرمایه گذار همیشه کار آسانی نیست، می توان از برتری تصادفی به اولویت بندی سرمایه گذار در سرمایه گذاری های ریسکی پی برد. در واقع مزیت اصلی استفاده از برتری تصادفی این است که می تواند ما را به پی بردن شکلی از تابع مطلوب بودن سرمایه گذاران بر اساس اولویت بندی سبدهای مختلف سهام قادر سازد. علاوه بر این برتری تصادفی به دلیل جهت گیری های غیرپارامتریک جذاب است در حالی که تحلیل میانگین-واریانس فقط برای توابع مطلوب بودن درجه دوم یا توزیع بازدهی نرمال معتبر است. بر این اساس، مطالعاتی توسط هادار-روسسل^۱ [۱۹۶۹] [۱۶] و هوناچ-لوی^۲ [۱۹۶۹] [۱۷] و روزچیلد-استیگلیتز^۳ [۱۹۷۰] [۲۵] و ویتمور^۴ [۱۹۷۰] [۲۸] به منظور بررسی مطلوب بودن سرمایه گذاری بر مبنای برتری تصادفی انجام شده است. در واقع بر مبنای نظریه برتری تصادفی زمانی که یک سرمایه گذار اقدام به سرمایه گذاری می نماید، علاوه بر متغیرهای مؤثر بر تصمیم گیری از قبیل عوامل بنیادی، تکنیکال، ریسک و بازده، موقعیت زمانی و شرایط بازار بر انتخاب و ترجیح های وی مؤثر است. بنابراین اصولی در چارچوب این نظریه ارایه می شود که بر مبنای آن به بررسی این نوع از رفتار سرمایه گذاری پرداخته می شود.

برتری تصادفی مرتبه اول و بالاتر: ریسک گریزی

برتری تصادفی مرتبه اول: اگر X و Y متغیرهای تصادفی دو دارایی ریسکی، به ترتیب با تابع های توزیع

1 Hadar and Russel
2 Hanoch and Levy
3 Rothschild and Stiglitz
4 Whitmore

برتری تصادفی مرتبه اول و بالاتر: ریسک پذیری

وونگ و لی^۱ [۱۹]، قوانین برتری تصادفی را از منظر اولویت بندی سرمایه گذاران ریسک پذیر مورد بررسی قرار دادند. بطور خاص، فرض Λ یک چند تایی از ضرایب تحدب را نشان دهد (زیرا تابع مطلوب بودن افراد ریسک پذیر محدب است).

$$\Lambda = \{(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n): \lambda_i \geq 0 \text{ for } i = 1, \dots, n, \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1\} \quad (۴)$$

آن گاه اگر و فقط اگر تابع مطلوب بودن محدب و رابطه ۵ برقرار باشد، سرمایه گذاران ریسک پذیر در مرتبه اول، F را به G ترجیح می دهند.

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i F(x_i) \geq \sum_{i=1}^n \lambda_i G(x_i) \quad (۵)$$

برتری تصادفی مرتبه دوم برای سرمایه گذاران ریسک پذیر: سرمایه گذار ریسک پذیر با تابع مطلوب بودن $U'(x) \geq 0$ و $U''(x) \geq 0$ در نظر گرفته می شود. حال اگر رابطه ۶ برقرار باشد، F_A بر F_B برتری مرتبه دوم دارد.

$$\int_{-\infty}^x [F_B(t) - F_A(t)] dt \leq 0, \forall x \quad (۶)$$

برتری تصادفی مرتبه سوم برای سرمایه گذاران ریسک پذیر: برای تمام سرمایه گذاران ریسک پذیر با تابع مطلوب بودن U وقتی $U'''(x) \geq 0, U''(x) \geq 0$ و $U'(x) \geq 0$ برای تمام xها و رابطه ۷ برقرار باشد و بازده مورد انتظار F_B بیشتر از بازده مورد انتظار F_A باشد (یعنی $\mu_A < \mu_B$). آن گاه F_A بر F_B برتری مرتبه سوم دارد [۱۳].

$$\int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x [F_B(z) - F_A(v)] dz dv \leq 0, \forall x, y \quad (۷)$$

برتری تصادفی مارکویتز^۲

اگر X و Y دو متغیر تصادفی به ترتیب با تابع توزیع های احتمال F و G باشند، آن گاه برتری تصادفی مارکویتز، برای این دو متغیر به صورت زیر تعریف می شود:

الف) اگر برای تمام xها، $F(-x) \leq G(-x)$ و $F(x) \geq G(x)$ باشد، آن گاه تابع توزیع F برتری تصادفی مرتبه اول مارکویتز نسبت به تابع توزیع G دارد.

ب) اگر برای تمام xها، $\int_{-\infty}^0 (F(x) - G(x)) dx \leq 0$ و $\int_0^{\infty} (F(x) - G(x)) dx \geq 0$ ، آن گاه تابع توزیع F برتری تصادفی مرتبه دوم مارکویتز نسبت به تابع توزیع G دارد.

ج) اگر برای تمام xها، $\int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^0 (F(x) - G(x)) dx dy \leq 0$ و $\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} (F(x) - G(x)) dx dy \geq 0$ ، آن گاه تابع توزیع F برتری تصادفی مرتبه سوم مارکویتز نسبت به تابع توزیع G دارد [۲۹].

تابع مطلوب بودن که مارکویتز برای رفتار مبتنی بر ریسک سرمایه گذاران پیشنهاد داده بود (شکل ۱) حاکی بر این است که سرمایه گذاران، در دامنه مثبت ابتدا ریسک پذیر و در دامنه منفی ابتدا ریسک گریزند. در واقع سرمایه گذاران در دامنه مثبت، سهام با بازده پایین تر را انتخاب می کنند و در دامنه منفی سهام با بازده بالاتر را انتخاب می کنند. برای سرمایه گذارانی که تابع مطلوب بودن سرمایه گذاری آنها به صورت تابع مطلوب بودن باشد که مارکویتز پیشنهاد کرده است، سهمی که تابع توزیع آن در ناحیه مثبت بالاتر و در ناحیه منفی تابع توزیع آن پایین تر است برتری خواهد داشت. [۲۹]

برتری تصادفی آتی^۱

اگر X و Y دو متغیر تصادفی با تابع توزیع احتمال F و G باشند آن گاه برتری تصادفی آتی، برای این دو متغیر بصورت زیر تعریف می شود:

(الف) اگر برای تمام x ها، $F(-x) \geq G(-x)$ و $F(x) \leq G(x)$ باشد آن گاه تابع توزیع F دارای برتری تصادفی مرتبه اول آتی نسبت به تابع توزیع G است.

(ب) اگر برای تمام x ها، $\int_{-\infty}^0 (F(x) - G(x)) dx \leq 0$ و $\int_0^{\infty} (F(x) - G(x)) dx \geq 0$ ، آن گاه تابع توزیع F برتری تصادفی مرتبه دوم آتی نسبت به تابع توزیع G دارد.

(ج) اگر برای تمام x ها، $\int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^0 (F(x) - G(x)) dx dy \leq 0$ و $\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} (F(x) - G(x)) dx dy \geq 0$ ، آن گاه تابع توزیع F برتری تصادفی مرتبه سوم آتی نسبت به تابع توزیع G دارد [۲۹].

تابع مطلوب بودنی که کانمن و تورسکی برای رفتار مبتنی بر ریسک سرمایه گذاران پیشنهاد داده بود به صورت شکل (۲) بوده است. همان طور که در شکل (۲) مشاهده می شود، سرمایه گذاران در دامنه مثبت ریسک گریز و در دامنه منفی ریسک پذیرند. در واقع سرمایه گذاران در دامنه مثبت، سهام با بازده بالاتر و در دامنه منفی سهام با بازده پایین تر را انتخاب می کنند. برای سرمایه گذارانی که تابع مطلوب بودن سرمایه گذاری آن ها به صورت تابع مطلوب بودنی باشد که کانمن و تورسکی پیشنهاد کرده اند، سهامی که تابع توزیع آن در ناحیه مثبت پایین تر و در ناحیه منفی تابع توزیع آن بالاتر است، برتری خواهد داشت. [۲۹]

مطلوب بودن مورد انتظار ثروت

یک روش مرسوم برای نشان دادن مدلی برای اولویت بندی سرمایه گذار تابع مطلوب بودن است، که با $U(w)$ نشان داده می شود که بر حسب ثروت (w) است. از آنجایی که افراد دارایی بیشتر را به دارایی کمتر ترجیح می دهند، فرض صعودی بودن تابع U ، قابل قبول است. فرضیه قابل قبول دیگر این است که U تابعی مقعر است؛ یعنی:

$$U(\lambda x + (1 - \lambda)y) \geq \lambda U(x) + (1 - \lambda)U(y) \quad (۸)$$

$$0 < \lambda < 1$$

توابع مطلوب بودن راهی برای اندازه گیری اولویت بندی سرمایه گذار برای ثروت و مقدار ریسکی که آن ها می خواهند به امید رسیدن به ثروت بیشتر تقبل کنند را نشان می دهد. [۳]

نظریه مطلوب بودن مورد انتظار، برای تجزیه و تحلیل تصمیم گیری تحت شرایط ریسکی به کار می رود و به طور کلی در گذشته، بعنوان یک مدل پایه در بین سرمایه گذاران پذیرفته شده بود و بر این فرض استوار بوده است که تمام سرمایه گذاران منطقی از اصول بدیهی این نظریه پیروی می کنند. سه نظریه مهم بازارهای مالی، با عنوان نظریه پرتفوی مارکوویتز [۲۳]، نظریه قیمت گذاری های دارایی سرمایه ای شارپ و لینتر [۸]، نظریه قیمت گذاری اوراق اختیار معامله بلک و شولز [۸] است. فرض اساسی تمامی آنها، کارایی بازار است. نظریه اقتصادی مالی کلاسیک بر این پیش فرض استوار است که فعالان بازار به صورت عقلایی عمل می کنند. این عقلانیت اینگونه تفسیر می شود:

« افراد در بازار بر اساس نظریه مطلوب بودن مورد انتظار تصمیم گیری می کنند و پیش بینی ها را در رابطه با آینده انجام می دهند. » [۱۳]

نظریه مطلوب بودن مورد انتظار به علت این که نتوانست چگونگی رفتار و تصمیم گیری برخی از

و سویچ به این نکته اشاره کردند که سرمایه گذران ممکن است هم ریسک پذیر و هم ریسک گریز باشد. در این خصوص افرادی هستند که در عین حال که از پوشش بیمه‌ای استفاده می‌کنند، همچنین ممکن است در یک بازی ریسکی هم شرکت کنند. در واقع آن‌ها یک تابع مطلوب بودن با بخش مقعر برای خرید بیمه‌نامه و بخش محدب را برای سرمایه گذاری ارایه دادند. این تابع مطلوب بودن به این اصل اشاره دارد که فقط افرادی که از ثروت متوسطی برخوردارند، سرمایه گذاری می‌کنند. بعدها مارکویتز تحلیل‌های فریدمن و سویچ را توسعه داد تا موضوع خرید بیمه‌نامه و شرط بندی را برای همه مردم اعم از غنی و فقیر تطبیق دهد. او پیشنهاد کرد که تابع مطلوب بودن در ارتباط با "ثروت متداول"^{۱۱} است چیزی که معمولاً به عنوان جریان ثروت تفسیر می‌شود و در اینجا با w_0 نشان داده می‌شود. فرض می‌شود که این تابع مطلوب بودن در ناحیه $w - w_0 > 0$ (بر اساس شکل (۱)) ابتدا محدب و سپس مقعر می‌شود و دلالت بر این دارد که شخص ابتدا خواهان سرمایه گذاری ریسکی است و امید به بهبود جریان ثروتش دارد و سپس برای بالاتر بردن سطح دارایی به دست آورده ریسک گریز می‌شود. در مقابل در ناحیه $w - w_0 < 0$ ، فرض می‌شود که تابع مطلوب بودن ابتدا مقعر و سپس محدب می‌شود. بنابراین شخص پیش از زیان‌های کوچک ریسک گریز، اما پیش از زیان‌های بزرگ ریسک پذیر می‌شود. در شکل (۱) تابع مطلوب بودن مارکویتز به تصویر کشیده شده است [۱۸].

سرمایه گذاران را توجیه کند مورد انتقاد قرار گرفت و به دنبال آن نظریه‌های جایگزین متعددی برای ارایه واقعی تر از بیان اولویت بندی ریسک توسط فریدمن - سویچ [۱۴]، مارکویتز [۲۲] و کانمن - تورسکی [۱۸] پیشنهاد شد. [۱۳]

برتری آتی $(x_1, p_1; \dots; x_n, p_n)$ مبین این مفهوم است که بازده x_i با احتمال p_i رخ دهد ($\sum_{i=1}^n p_i = 1$) که بطور ساده بصورت (x, p) نشان داده می‌شود (بازده x با احتمال p و 0 ، با احتمال $1 - p$). کاربرد نظریه مطلوب بودن مورد انتظار برای انتخاب آتی، روی سه اصل زیر پایه گذاری شده است:

در نظریه مطلوب بودن مورد انتظار، اگر $U(x)$ ، تابع مطلوب بودن یک سرمایه گذاری باشد و شخصی با دارایی w وارد سرمایه گذاری شود که با احتمال p_i بازدهی x_i برای $i = 1, 2, \dots, n$ داشته باشد، آن گاه سه مفهوم زیر قابل بیان است:

(۱) امید (مقدار مورد انتظار):

$$E(U(X)) = p_1 U(x_1) + \dots + p_n U(x_n) \quad (9)$$

(۲) یکپارچگی دارایی: شخص آتی

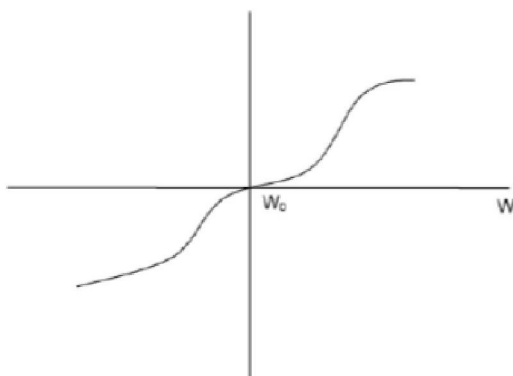
$(x_1, p_1, \dots, x_n, p_n)$ را می‌پذیرد، اگر و فقط اگر

$$U(w + x_1, p_1; \dots; w + x_n, p_n) > U(w) \quad (10)$$

به عبارت دیگر انتخاب آتی در صورتی قابل قبول است، که نتایج مطلوب بودن ناشی از مجموع دارایی و بازده که از سرمایه گذاری با آن دارایی‌ها کسب شده است، بیش از مطلوب بودن از خود دارایی باشد [۱۸].

(۳) ریسک گریزی: شخصی ریسک گریز است که

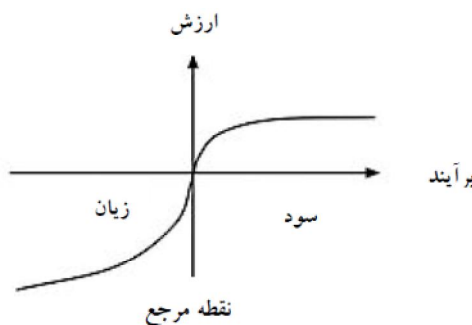
یک وضعیت مشخص آتی با پیامد x را به هر موقعیت آتی با ارزش مورد انتظار x ، ترجیح دهد [۱۸]. فریدمن



شکل (۱) - تابع مطلوب بودن مارکوویتز [۱۸]

ریسک گریز و در حوزه زیان ریسک پذیرند. در واقع آن‌ها دریافتند که اولویت بندی بین انتظارات منفی دقیقاً عکس اولویت بندی بین انتظارات مثبت است. بنابراین انتظارات اطراف صفر، یک تصویر عکس (شکل ۲) از خود نشان می دهد.

بر اساس شکل (۱) تابع مطلوب بودن در همسایگی نقطه W_0 تصویری عکس شکل S، و روی هم رفته به شکل S، در هر یک از دو ناحیه است. بر این اساس تأکید بر تغییرات ثروت به جای سطوح ثروت است. کانمن و تورسکی بر اساس یک سری از آزمایش‌های تصادفی، نشان دادند که سرمایه گذاران در حوزه سود



شکل (۲) - تابع مطلوب بودن بر اساس نظریه چشم انداز [۱۳]

یکی از بی قاعده گی‌هایی است که مفاهیم مبتنی بر ریسک را به چالش کشیده است. در این زمینه سؤالی که همیشه مطرح است این است که آیا وجود اثر مومنتوم واقعی است یا در اثر تصریح نادرست مدل‌های قیمت گذاری دارایی هاست. در این مطالعه از ۲۴ شاخص بین المللی به منظور تکمیل پرتفویهای مومنتومی استفاده کردند. نتایج این پژوهش حاکی از این واقعیت بود که اثر مومنتوم در مقیاس جهانی وجود دارد. همچنین نتایج این مطالعه نشان داد که مدل‌های منطقی قیمت گذاری دارایی‌ها که مبتنی بر فرض سیری ناپذیری

از میان نظریاتی که ریسک گریزی و ریسک پذیری را ترکیب کردند، نظریه چشم انداز به عنوان جایگزینی، برای نظریه مطلوب بودن مورد انتظار در تشریح نحوه تصمیم گیری افراد تحت ریسک، پذیرفته شد [۱۳].

پیشینه پژوهش

فونگ، وونگ و لین^۱ (۲۰۰۳) [۱۲]، به بررسی استراتژی‌های معاملاتی مبتنی بر اثر مومنتوم بر مبنای نظریه برتری تصادفی پرداختند. اثر مومنتوم به عنوان

1. Fong, Wong & Lean

و ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران است قادر به توضیح رفتار مومنتومی بازار نیست.

فونگ، لین و وونگ (۲۰۰۸) [۱۳] به بررسی بازده بالای سهام شرکت‌های اینترنتی در اواخر دهه ۹۰ و زیان بالای این نوع سهام در ابتدای قرن ۲۱ از منظر نظریه برتری تصادفی پرداختند. نتایج مطالعات آنها حاکی از آن بود که ترجیح‌های سرمایه‌گذاران در دوره مورد مطالعه تغییر کرده است. این تغییرات مبتنی بر تئوری مطلوب‌بودن و مالی رفتاری بود. یافته‌های مطالعات آنها نشان داد که ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران تفاوت قابل توجهی را در ترجیح‌های آنها به منظور انتخاب سهام شرکت‌های اینترنتی در مقایسه با سایر سهام ایجاد می‌کند. این تفاوت در خلال دوره‌های رشد بازار (۱۹۹۸ تا ۲۰۰۰) یعنی در دوره‌ای که سهام اینترنتی بر سایر سهام برتری تصادفی دارند (از منظر سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر)، مشهودتر است. [۱۳]

در مطالعات متعدد انجام شده توسط روزبرگ، رید و لانستین^۱ (۱۹۸۵) [۲۴]، چان، هامانو و لاکونیشوک^۲ (۱۹۹۱، ۱۹۹۳) [۵] [۶]، فاما و فرنچ (۱۹۹۲، ۱۹۹۳) [۱۰] [۱۱] لاکونیشوک، شلیفر و ویشی^۳ (۱۹۹۴) [۱۹]، پیرامون سهام ارزشی، شواهد تجربی مبنی بر صرف ارزش یا برتری بازده چنین سهامی نسبت به سهام با رشدی، وجود دارد. به عبارتی این نتایج مبین این واقعیت است که در شرایط بد بازار سهام ارزشی ریسکی‌تر از سهام رشدی است. در واقع بر مبنای این دیدگاه بازده پایین سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی در شرایط بد بازار به دلیل رفتار ریسک‌گریزانه سرمایه‌گذاران است. آبهایانکر، یوهو و ژاو^۴

(۲۰۰۶) [۱]، به بررسی استراتژی سرمایه‌گذاری رشدی - ارزشی از منظر برتری تصادفی پرداختند. نتایج پژوهش آنها مبین این واقعیت بود که سهام ارزشی دارای برتری‌های مرتبه اول، دوم و سوم بر سهام رشدی در تمامی دوره‌های رونق بازار بود، اما در دوره‌های رکود هیچگونه برتری تصادفی معنی‌داری بین سهام رشدی و ارزشی وجود نداشته است. این نتایج مؤید مطالعات لاکونیشوک، شلیفر و ویشی (۱۹۹۴) [۱۸]، دال بر صرف ارزش در شرایط خوب بازار و صرف رشد در شرایط بد بازار بر مبنای رفتار ریسک‌گریزانه سرمایه‌گذاران بود.

فونگ (۲۰۰۹) [۲۷]، در مطالعه‌ای پیرامون رفتار سفته‌بازانه، به بررسی برتری نسبی سهام نوع A و سهام نوع B در بازار مالی چین بر مبنای نظریه برتری تصادفی پرداخت. هدف این پژوهش بررسی این مفهوم بود که آیا تفاوت توزیع بازده این دو نوع سهم منطبق بر کارایی بازار است. نتایج مطالعه وی حاکی از برتری تصادفی مرتبه دوم سهام نوع A بر سهام نوع B طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۶ بود. همچنین نتایج پژوهش حاکی از این واقعیت بود که عملکرد برتر سهام نوع A را نمی‌توان به عوامل ریسک منتسب کرد، بلکه دلیل اصلی آن رفتار سفته‌بازانه سرمایه‌گذاران است.

چو، لیتون و وانگ^۵ (۲۰۰۶) [۲۹]، به بررسی اثر دوشنبه بر روی شاخص‌های مختلف سهام بر مبنای رهیافت برتری تصادفی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان دهنده وجود اثر دوشنبه در برخی از مواقع با استفاده از این رهیافت بود. اما با وجود انطباق نتایج این پژوهش با پژوهش‌های قبلی مبنی بر وجود اثر بیشتر در نیمه دوم ماه و روزهای دوشنبه پس از روزهای جمعه

1. Rosenberg, Reid and Lanstein
2. Chan, Hamao, and Lakonishok
3. Lakonishok, Shleifer, and Vishny
4. Abhyankar, Yu Ho & Zhao

5. Cho, Linton and Whang

انتخاب گردیده است. در تشکیل پرتفوی‌ها از روش وزنی^۱ استفاده شده است.

محاسبه بازده

بازده روزانه شرکت‌ها در قالب دوره بازده قیمتی از انتهای ۴ ماه پس از پایان سال مالی محاسبه شده تا از در دسترس بودن اطلاعات بنیادی مالی شرکت‌ها اطمینان حاصل شود. توزیع بازده آتی شرکت - سال‌ها برای یک سال بعد در غالب بازده روزانه مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین بازده‌ها از طریق کسر کردن میانه بازده چندک پنجم، تعدیل شده است به این صورت که بازده روزانه شرکت‌ها به پنج طبقه تقسیم شده و بازده شرکت‌ها در آن دوره از میانه پنجم مورد نظر کسر شده تا بازده تعدیل شده بدست آید.

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right)$$

که در آن R_{it} بازده روزانه سهام i و $R_{mediant}$ بازده میانه چندک پنجم رای دوره t است و $adjR_{it}$ بازده تعدیل شده است.

$$adjR_{it} = [R_{it} - R_{mediant}]$$

سپس بازده روزانه وزنی پرتفوی سهام ارزشی و رشدی با وزن ارزش بازار محاسبه گردیده است.

$$R_{vt} = \sum_{i=1}^n W_{it} * R_{it} \quad \text{بازده سهام ارزشی}$$

$$R_{gt} = \sum_{i=1}^n W_{it} * R_{it} \quad \text{بازده سهام رشدی [۴]}$$

داده‌ها

داده‌های مورد نیاز پژوهش شامل داده‌های صورت‌های مالی گزارش‌های سالانه شرکت‌های بورسی از سال ۱۳۸۴ تا سال ۱۳۹۱ است که از سیستم‌های اطلاع‌رسانی و پایگاه‌های اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران (RDIS)^۲ و گزارش مجمع عمومی

با بازدهی منفی، اما این اثر در مورد شاخص سهام شرکت‌های بزرگ آمریکایی در سال‌های پس از ۱۹۸۷ معکوس می‌شد. نتیجه کلی این پژوهش نشان دهنده شواهد ضعیف وجود اثر دوشنبه بود.

گونزالو و المو (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی برتری تصادفی شرطی به منظور بررسی کارایی پرتفوی‌های مربوط به شرکت‌های آمریکایی در بین صنایع مختلف پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که با توجه به ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران، صنایع ارتباطات از نظر عملکرد مالی بر سایر صنایع آمریکایی برتری تصادفی دارد [۱۵].

روش پژوهش

تشکیل پرتفوی سهام رشدی-ارزشی

به منظور تشکیل پرتفوی سهام رشدی و ارزشی، ابتدا پنج نسبت E/P (سود خالص هر سهم به قیمت بازار)؛ نسبت D/P (سود تقسیمی به قیمت بازار)؛ نسبت S/P (میزان فروش به قیمت بازار) نسبت CF/P (جریان‌های نقدی به قیمت بازار) و نسبت B/P (ارزش دفتری به قیمت بازار) محاسبه شده است. هرچقدر نسبت‌های مذکور کمتر باشد، نشان‌دهنده رشدی بودن سهام و هرچقدر مقدار این نسبت‌ها، بیشتر باشد، بیانگر ارزشی بودن سهام است [۱۰]. سپس سهام بر اساس متوسط نسبت‌های مزبور دهک‌بندی و سهام موجود در دهک پایین به عنوان پرتفوی سهام رشدی و سهام موجود در دهک بالا به عنوان پرتفوی سهام ارزشی

1. Value Waithed

2. Reserch Development Islamic Studies

شرکت‌ها، استخراج شده است و داده‌های قیمت مورد استفاده برای محاسبه بازده سالانه سهام شرکت‌ها با استفاده از نرم افزار جامع بورس اوراق بهادار، استخراج شده است. این اطلاعات شامل ترازنامه حدود ۳۵۰ شرکتی است که سهام آن‌ها در بورس خرید و فروش می‌شود.

جدول ۱. آمار توصیفی

آمار سهام ارزشی											
متغیر	بازده (روزانه)	لگاریتم دارایی‌ها	لگاریتم فروش	EPS	DPS	E/P	D/P	S/P	CF/P	B/P	متوسط نسبت‌ها
میانگین	۰/۰۰۰۲	۱۲/۴	۱۲/۷	۱۰۳۷/۵	۱۰۳۷/۴	۰/۳	۰/۳	۸/۳	۰/۹	۱/۳	۲/۲
میانه	۰۰۰۰	۱۲/۵	۱۲/۶	۴۹۳/۱	۲۰۰	۰/۳	۰/۱	۶/۲	۰/۸	۱/۲	۱/۸
مد	۰۰۰۰	۴/۸	۴/۸	-۳/۹	۰	-۳/۱	۰	۰/۱	-۵/۴	-۴/۱	۰/۵
چولگی	۰/۴	-۰/۸	-۰/۹	۸/۸	۹/۹	۶/۵	۹/۶	۷/۲	۴/۶	۰/۶	۷/۱
کشیدگی	۳۰/۴	۴/۸	۴/۸	۸۴	۹۸/۷	۵۸	۹۲/۷	۶۱/۴	۳۸/۷	۶/۱	۵۹/۵
چارک اول	-۰/۰۰۳	۱۱/۶	۱۱/۷	۱۵۲/۸	۰	۰/۱	۰	۳/۳	۰/۳	۰/۷	۱/۳
چارک آخر	۰/۰۰۶	۱۳/۲	۱۳/۷	۱۰۲۷	۶۰۰	۰/۵	۰/۳	۸/۴	۱/۲	۱/۷	۲/۴
آمار سهام رشدی											
متغیر	بازده (روزانه)	لگاریتم دارایی‌ها	لگاریتم فروش	EPS	DPS	E/P	D/P	S/P	CF/P	B/P	متوسط نسبت‌ها
میانگین	۰/۰۰۰۷	۱۲/۳	۱۰	۹۳/۶	۲۵۹/۵	-۰/۴	۰/۳	۰/۹	۰/۴	۱/۱	-۰/۱
میانه	۰۰۰۰۰	۱۲/۴	۱۱/۶	۰	۰	۰	۰	۰/۲	۰/۰۳	۰/۲	۰/۱
مد	۰۰۰۰۰	۵/۲	۰	-۴/۶	۰	-۹/۵	۰	۰	۰	-۴/۳	-۶/۱
چولگی	۰/۰۰۷	-۱/۱	-۲/۲	۰/۸	۴/۸	-۴/۸	۳/۹	۶/۱	۱/۵	-۷/۳	-۵/۹
کشیدگی	۲۳/۴	۳/۵	۵/۵	۸/۳	۳۰/۱	۳۰	۲۲/۴	۴۴/۸	۱۵/۶	۶۲/۴	۴۲/۹
چارک اول	-۰/۰۰۸	۱۱/۴	۱۰/۴	۶۷۵/۶	۰	-۰/۳	۰	۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۵	۰/۰۰۱
چارک آخر	۰/۰۱	۱۳/۵	۱۲/۶	۴۳۱/۹	۲۱۹	۰/۱	۰/۵	۰/۶	۰/۱	۰/۳	۰/۱۴

در این بین شرکت‌هایی که فاقد داده‌های کافی برای انجام محاسبات بوده حذف شده‌اند. ضمناً شرکت‌های مربوط به صنعت واسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری به علت ساختار متفاوت مالی حذف شده‌اند و در نهایت از دو سری ۱۹۱۰ داده‌ای سهام ارزشی و رشدی به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده که آمار توصیفی مربوط به این دو گروه از سهام در جدول ۱ ارائه شده است.

روش‌های آماری و آزمون‌های اقتصادسنجی

روش‌های متعدد اقتصادسنجی برای آزمون برتری تصادفی مورد استفاده قرار می‌گیرد. یکی از ساده‌ترین آزمون‌های برتری تصادفی توسط دیویدسون و داکلوس (DD) [۹]، آرایه شده است.

ریسک گریزان سهام A را به سهام B ترجیح می دهند. فرض H_{A_2} ، عکس فرض H_{A_1} است، یعنی اگر فرض H_{A_2} برقرار باشد همه ریسک گریزان، سهام B را به سهام A ترجیح خواهند داد. [۱۳]

از آنجایی که همیشه استفاده از توابع توزیع برای تعیین برتری تصادفی کار آسانی نیست، تخمینی از روابط بدست می آید و به جای استفاده از روابط اصلی از تخمین آن استفاده می شود. برای آزمون فرض H_0 ، از آماره زیر استفاده می شود.

$$T^S(x) = [\hat{D}_G^S(x) - \hat{D}_V^S(x)] / \sqrt{\hat{V}^S(x)} \quad (17)$$

زمانیکه:

$$\hat{D}_G^S(x) = \frac{1}{T(S-1)!} \sum_{i=1}^T (x - G_i)_+^{S-1} \quad (18)$$

$$\hat{D}_V^S(x) = \frac{1}{T(S-1)!} \sum_{i=1}^T (x - V_i)_+^{S-1} \quad (19)$$

و $\hat{V}^S(x)$ ، واریانسی از انتگرال توابع توزیع تجمعی، به صورت زیر محاسبه شده است.

$$\hat{V}^S(x) = \hat{V}_G^S(x) + \hat{V}_V^S(x) - 2\hat{V}_{G,V}^S(x) \quad (20)$$

زمانی که:

$$\hat{V}_G^S(x) = \frac{1}{T} \left[\frac{1}{T((S-1)!)^2} \sum_{i=1}^T (x - G_i + 2S - 1 - DG_S x)^2 \right] \quad (21)$$

$$\hat{V}_V^S(x) = \frac{1}{T} \left[\frac{1}{T((S-1)!)^2} \sum_{i=1}^T (x - V_i + 2S - 1 - DV_S x)^2 \right] \quad (22)$$

$$\hat{V}_{G,V}^S(x) = \frac{1}{T} \left[\frac{1}{T((S-1)!)^2} \sum_{i=1}^T (x - G_i + S - 1 - V_i + S - 1 - DG_S x DV_S x) \right] \quad (23)$$

آماره^۱ مثبت و معنی دار $T^S(x)$ نشان می دهد که سرمایه گذاران ریسک گریز سهام B را به سهام A ترجیح می دهند و برعکس. در آماره $T^S(x)$ ، مقدار مخرج رادیکال است که مقداری مثبت است و صورت این کسر دو مقدار $\hat{D}_V^S(x)$ و $\hat{D}_G^S(x)$ هستند که جمع مقادیر مثبت و یا صفراند، پس مقدار هر کدام غیر منفی است. مخرج مثبت است و در صورتی مثبت خواهد بود

اگر برای $\{G_i\}, i = 1, 2, \dots, T$ نمونه ای از بازده سهام A با تابع توزیع تجمعی F_G ، در بازه $[a, b]$ و $\{V_i\}, i = 1, 2, \dots, T$ نمونه ای از بازده سهام B با تابع توزیع تجمعی F_V ، و s ، مرتبه برتری تصادفی باشد، آن-گاه تعاریف زیر را می توان بیان کرد:

الف) $D_G^S(x) : D_G^S(x)$ تابعی است که انتگرال F_G

را تا مرتبه $s - 1$ به صورت زیر محاسبه می کند.

$$D_G^1(x) = F_G(x) \quad (11)$$

$$D_G^2(x) = \int_a^x F_G(u) du = \int_a^x D_G^1(u) du \quad (12)$$

$$D_G^3(x) = \int_a^x \int_a^y F_G(v) dv du = \int_a^x \int_a^y \int_a^z F_G(u) du dv du \quad (13)$$

axDG2udu

ب) $D_V^S(x) : D_V^S(x)$ تابعی است که انتگرال F_V

تا مرتبه $s - 1$ به صورت زیر محاسبه می کند.

$$D_V^1(x) = F_V(x) \quad (14)$$

$$D_V^2(x) = \int_a^x F_V(u) du = \int_a^x D_V^1(u) du \quad (15)$$

$$D_V^3(x) = \int_a^x \int_a^y F_V(v) dv du = \int_a^x \int_a^y \int_a^z F_V(u) du dv du \quad (16)$$

فرضیه های صفر و جایگزین

$$1. H_0 : D_G^S(x_i) = D_V^S(x_i) \forall x_i, i = 1, \dots, k$$

$$2. H_A : D_G^S(x_i) \neq D_V^S(x_i), \text{ برای بعضی از } x_i \text{ ها}$$

$$3. H_{A_1} : D_G^S(x_i) \leq D_V^S(x_i) \forall x_i, i = 1, \dots, k, D_G^S(x_i) < D_V^S(x_i) \text{ برای بعضی از } x_i \text{ ها}$$

$$4. H_{A_2} : D_G^S(x_i) \geq D_V^S(x_i) \forall x_i, i = 1, \dots, k, D_G^S(x_i) > D_V^S(x_i) \text{ برای بعضی از } x_i \text{ ها}$$

از آنجایی که D_N^1 و D_I^1 ، به ترتیب تابع توزیع

تجمعی سهام A و B را نشان می دهند، D_N^2 و D_I^2 سطح

زیر نمودار تابع توزیع تجمعی سهام A و B را نشان

می دهند و D_N^3 و D_I^3 حجم زیر نمودار توزیع تجمعی

سهام A و B را نشان می دهند. بنابر تعریف برتری

تصادفی مرتبه اول و دوم و سوم، اگر فرض H_0 رد

نشود، یعنی نه سهام A بر B و نه سهام B بر A برتری

دارند. اگر فرض H_{A_1} برقرار باشد، یعنی همه

که تفاضل $\hat{D}_G^S(x)$ و $\hat{D}_V^S(x)$ مثبت باشد. چون $\hat{D}(x)$ و $\hat{D}_V^S(x)$ به ترتیب تخمینی از $D_G^S(x)$ و $D_V^S(x)$ است. مقدار مثبت آماره $T^S(x)$ یعنی $D_V^S(x) < D_G^S(x)$ و این؛ یعنی افراد ریسک‌گریز سهام B را به سهام A ترجیح می‌دهند. برای افراد ریسک‌پذیر، فرض‌های صفر و جایگزین، همانند آن چه که در بالا بیان شد عمل می‌کنند، اما آماره DD با انتگرال‌گیری از تابع توزیع تجمعی، در جهت معکوس به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\hat{D}_G^S(x) = \frac{1}{T^{(s-1)!}} \sum_{i=1}^T (G_i - x)_+^{s-1} \quad (24)$$

$$\hat{D}_V^S(x) = \frac{1}{T^{(s-1)!}} \sum_{i=1}^T (V_i - x)_+^{s-1} \quad (25)$$

$$\hat{V}_G^S(x) = \frac{1}{T} \left[\frac{1}{T^{((s-1)!)^2}} \sum_{i=1}^T (G_i - x + 2s - 1 - DG_S x)^2 \right] \quad (26)$$

$$\hat{V}_V^S(x) = \frac{1}{T} \left[\frac{1}{T^{((s-1)!)^2}} \sum_{i=1}^T (V_i - x + 2s - 1 - DV_S x)^2 \right] \quad (27)$$

$$\hat{V}_{G,V}^S(x) = \frac{1}{T} \left[\frac{1}{T^{((s-1)!)^2}} \sum_{i=1}^T (G_i - x + k + s - 1 - Vi - xk + s - 1 - DG_S x DV_S(x)) \right] \quad (28)$$

با همان دلایلی که برای سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز بیان شد، یک آماره مثبت معنی‌دار $T^S(x)$ نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر سهام A را به سهام B ترجیح می‌دهند و بالعکس. این اولویت‌بندی مخالف سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز است. [۱۳]

۳- اگر برای همه $i = 1, 2, \dots, k$ ، $T^S(x_i) < M_{\infty,0.05}^{10}$ و برای بعضی از آنها $T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ ، آن گاه فرض H_{A_2} پذیرفته می‌شود.

۴- و برای بعضی از آنها $T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ و برای بعضی از آنها $-T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ ، آن گاه فرض H_A پذیرفته می‌شود.

برای سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر:

۱- اگر برای همه $i = 1, 2, \dots, k$ $|T^S(x_i)| < M_{\infty,0.05}^{10}$ ،

، آن گاه فرض H_0 پذیرفته می‌شود.

۲- اگر برای همه $i = 1, 2, \dots, k$ ، $T^S(x_i) < M_{\infty,0.05}^{10}$ و برای بعضی از آنها $T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ ، آن گاه فرض H_{A_1} پذیرفته می‌شود.

۳- اگر برای همه $i = 1, 2, \dots, k$ ، $T^S(x_i) < M_{\infty,0.05}^{10}$ و برای بعضی از آنها $-T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ ، آن گاه فرض H_{A_2} پذیرفته می‌شود.

۴- و برای بعضی از آنها $T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ و برای بعضی از آنها $-T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ ، آن گاه فرض H_A پذیرفته می‌شود. [۲۰]

بررسی روابط برتری تصادفی

برای بررسی برتری تصادفی مرتبه اول نیاز به رسم تابع توزیع تجمعی است که این کار را می‌توان با برنامه MATLAB انجام داد. اما برای برتری تصادفی مرتبه دوم و سوم از تخمین‌های گفته شده در بالا استفاده می‌شود که برای این کار نیاز به تعیین نقاط x_k است. بارت^۱ و دونال^۲ و تز^۳ و زانگ^۴ [۲۶] نشان دادند که

آزمون فرضیه

برای سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز:

۱- اگر برای همه $i = 1, 2, \dots, k$ $|T^S(x_i)| < M_{\infty,0.05}^{10}$ ،

، آن گاه فرض H_0 رد نمی‌شود.

۲- اگر برای همه $i = 1, 2, \dots, k$ ، $T^S(x_i) < M_{\infty,0.05}^{10}$ و برای بعضی از آنها $T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ ، آن گاه فرض H_{A_1} پذیرفته می‌شود.

۳- اگر برای همه $i = 1, 2, \dots, k$ ، $T^S(x_i) < M_{\infty,0.05}^{10}$ و برای بعضی از آنها $-T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ ، آن گاه فرض H_{A_2} پذیرفته می‌شود.

۴- و برای بعضی از آنها $T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ و برای بعضی از آنها $-T^S(x_i) > M_{\infty,0.05}^{10}$ ، آن گاه فرض H_A پذیرفته می‌شود.

1 Barrett

2 Donald

3 Tse

4 Zhang

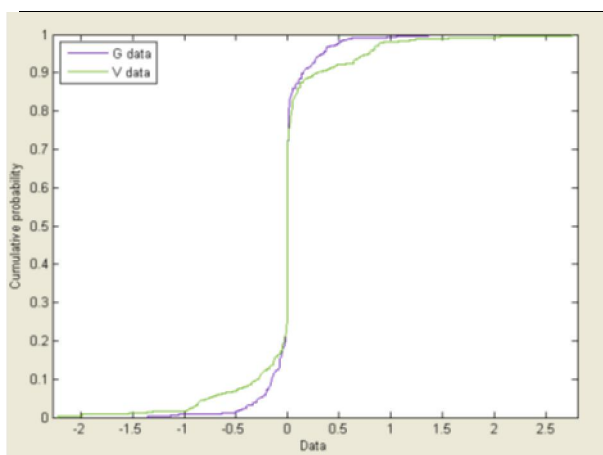
می‌شود. برای بررسی برتری تصادفی مرتبه اول باید تابع توزیع تجمعی این دو سری رسم شود. شکل‌های (۳) الف) تا (۳) و) تابع توزیع تجمعی این دو سری را در سال‌های ۸۵-۹۱ و هر سال به طور جداگانه، با هم نشان می‌دهد که G ، تابع توزیع تجمعی سهام شرکت‌های رشدی و V ، تابع توزیع تجمعی سهام شرکت‌های ارزشی را نشان می‌دهد.

همان‌طور که در شکل‌های (۳ الف تا ۳ ط) در بعضی از بازه‌ها تابع توزیع سهام ارزشی بالاتر است و در بعضی از بازه‌ها سهام رشدی بالاتر است و این یعنی از برتری تصادفی مرتبه اول نمی‌توان به برتری این دو سهام پی برد در نتیجه با استفاده از آماره‌های آزمون، روابط برتری تصادفی مراتب بالاتر بررسی می‌شود. نتایج مربوط به آزمون برتری تصادفی مراتب بالاتر برای کل دوره (سال‌های ۸۵-۹۱) و برای دوره‌های سالیانه به‌طور جداگانه بدست آمده است که در جدول (۲) نشان داده شده است (نکته $T^S(x_i)$ همان مقدار محاسبه شده در رابطه (۱۴) است).

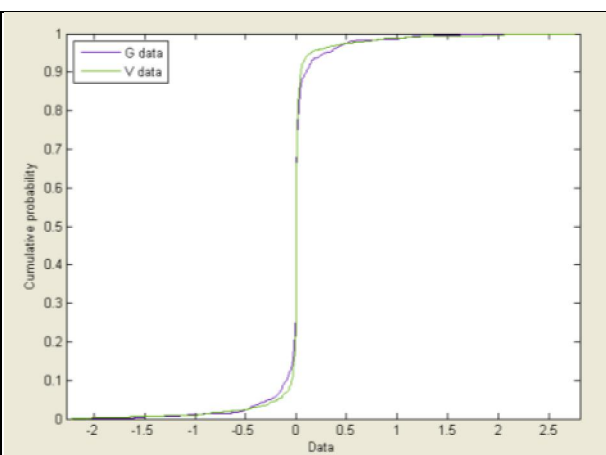
برای مشاهدات بالای ۵۰۰، آزمون DD، برای $k=10$ به خوبی کار می‌کند. برای پیدا کردن نقاط x_1 تا x_{10} ، دو سری بازده سهام رشدی و ارزشی دوم در غالب یک سری به صورت صعودی مرتب می‌شوند. سپس دهک‌بندی شده و برای به دست آمدن نقاط x_k ، کافی است میانه هر طبقه محاسبه شود [۱۳]، [۲۰]. میانه طبقه اول x_1 ، میانه طبقه دوم x_2 ، ...، میانه طبقه دهم برابر x_{10} است. $\{G_i\}$ سری بازدهی سهام رشدی، $\{V_i\}$ سری بازدهی سهام ارزشی و همچنین x_k ها به دست آمدند، S هم مرتبه برتری تصادفی است. با قرار دادن داده‌ها در روابط فوق، مقادیر لازم به دست می‌آید. بعد از به دست آمدن مقادیر لازم است احتمال معنی‌داری مقادیر بررسی شود که این کار توسط آماره توزیع SMM با درجه آزادی ∞ و $k=10$ انجام می‌شود $(m_{0.05, 10, \infty} = 3/254)$.

یافته‌ها و نتایج برتری تصادفی

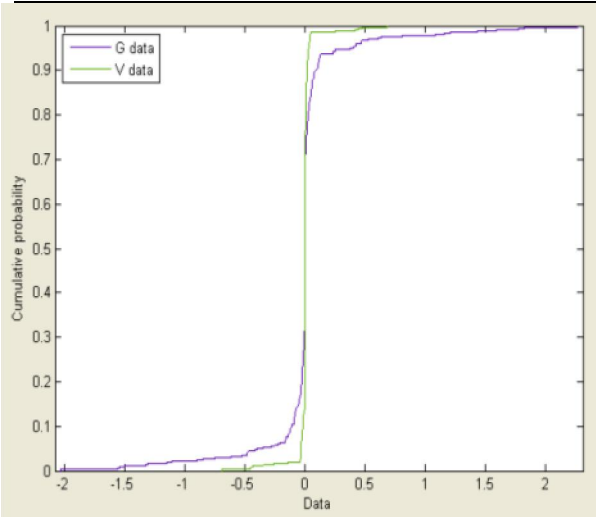
در این بخش روابط برتری تصادفی دو سری ارزشی و رشدی که در بخش قبل محاسبه شد، بررسی



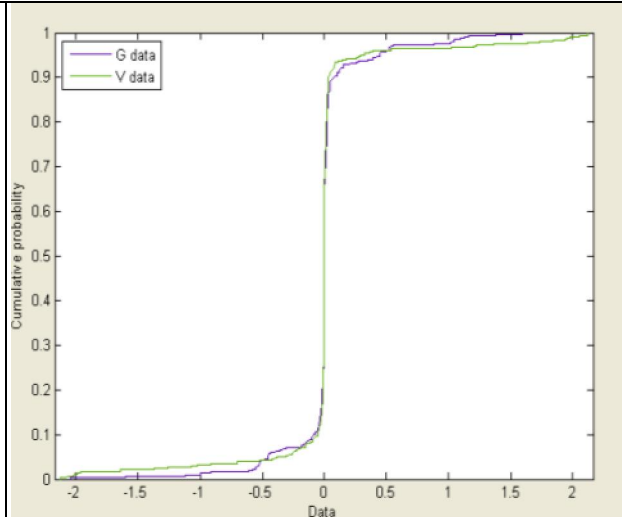
شکل (۳ ب): تابع توزیع تجمعی بازده سهام ارزشی و رشدی در سال ۸۵



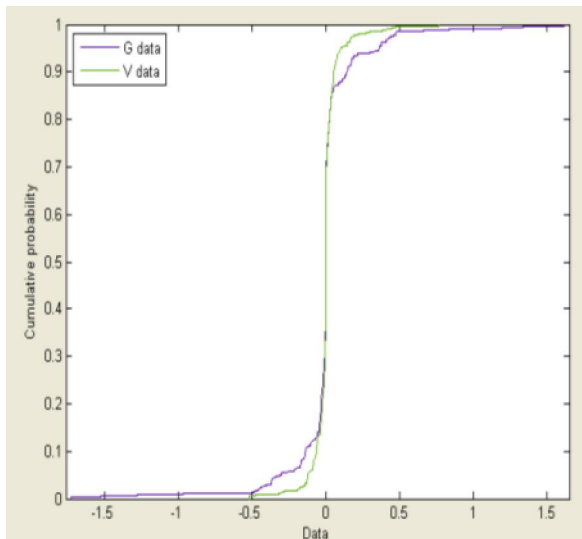
شکل (۳ الف): نمودار تابع توزیع تجمعی بازده سهام ارزشی و رشدی از سال ۸۵-۹۱



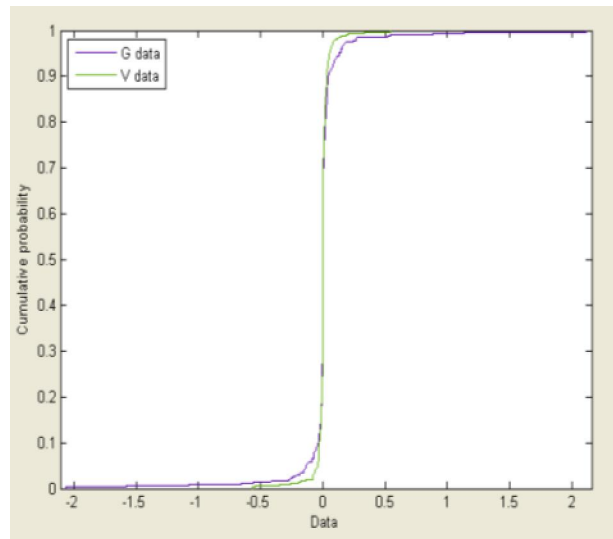
شکل (۳د): تابع توزیع تجمعی بازده سهام ارزشی و رشدی در سال ۸۷



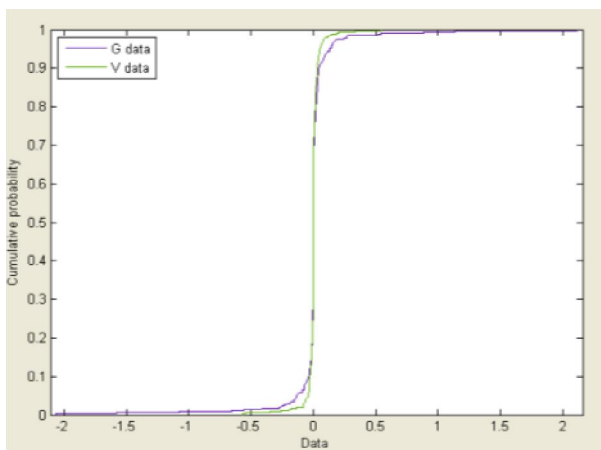
شکل (۳ج): تابع توزیع تجمعی بازده سهام ارزشی و رشدی در سال ۸۶



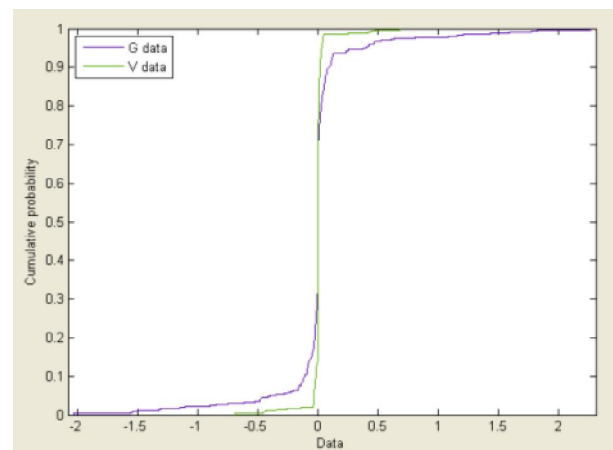
شکل (۳و): تابع توزیع تجمعی بازده سهام ارزشی و رشدی در سال ۸۹



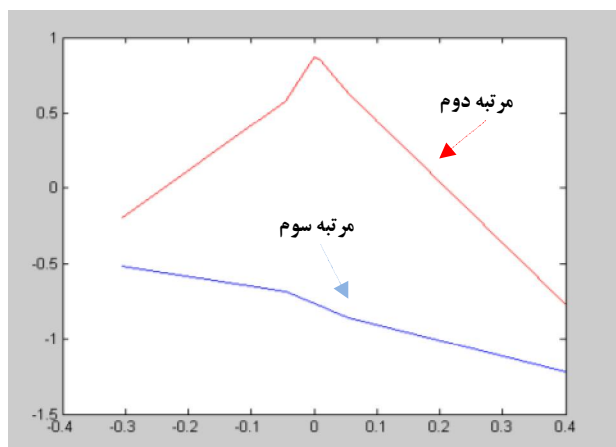
شکل (۳ه): تابع توزیع تجمعی بازده سهام ارزشی و رشدی در سال ۸۸



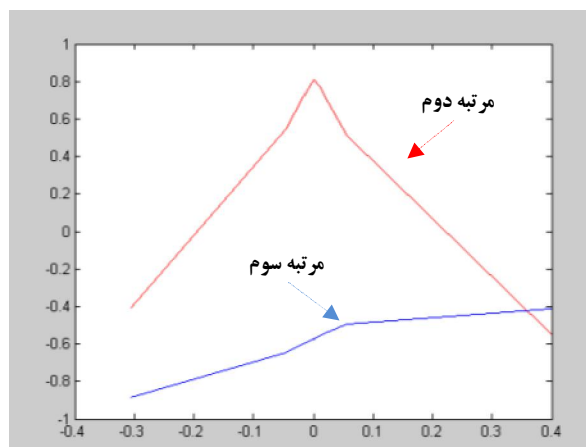
شکل (۳ط): تابع توزیع تجمعی بازده سهام ارزشی و رشدی در سال ۹۱



شکل (۳ح): تابع توزیع تجمعی بازده سهام ارزشی و رشدی در سال ۹۰



x_i ها در محور افقی و T_i ها در محور عمودی، مرتبه دوم و سوم (ریسک پذیری)



x_i ها در محور افقی و T_i ها در محور عمودی: مرتبه دوم و سوم (ریسک گریزی)

شکل ۴: آماره‌های دیویدسون-داکلووس به ازای x های مختلف

مرتبه دوم فرض H_{A_2} ، پذیرفته می‌شود و این یعنی سال ۸۷ برای سرمایه گذاران ریسک گریز، سهام ارزشی برتری مرتبه دوم نسبت به سهام رشدی دارد. با توجه به نتایج به دست آمده در سمت چپ جدول (۴) برای سرمایه گذاران ریسک پذیر، مشاهده می‌شود که اعداد از $T^3(x_1) - T^3(x_{10})$ تا $T^3(x_{10}) - T^3(x_1)$ همگی از $3/254$ کوچکتر است و $T^3(x_3)$ و $T^3(x_9)$ از $3/254$ بزرگتر است، که این یعنی در مرتبه دوم فرض H_{A_1} ، پذیرفته می‌شود و این یعنی سال ۸۷ برای سرمایه گذاران ریسک پذیر، سهام رشدی برتری مرتبه دوم نسبت به سهام ارزشی دارد. در سایر سال‌ها قدر مطلق کلیه اعداد از $3/254$ کوچکتر است. در نتیجه برای بررسی برتری تصادفی فرض H_0 ، پذیرفته می‌شود. یعنی نه سهام رشدی بر ارزشی و نه سهام ارزشی بر رشدی برتری دارند.

با توجه به نتایج به دست آمده، در مورد سرمایه گذاران ریسک گریز در سال ۸۵، مشاهده می‌شود که آماره‌های محاسبه شده از $T^3(x_1)$ تا $T^3(x_7)$ و $T^3(x_{10})$ همگی از آماره $3/254$ کوچکتر است و $T^3(x_8) - T^3(x_9)$ از $3/254$ بزرگتر است، که این یعنی در مرتبه دوم فرض H_{A_1} ، پذیرفته می‌شود و این یعنی سال ۸۵ برای سرمایه گذاران ریسک گریز، سهام رشدی برتری مرتبه دوم نسبت به سهام ارزشی دارد.

همچنین با توجه به نتایج به دست آمده در سمت چپ جدول (۴) برای سرمایه گذاران ریسک گریز در سال ۸۷، ۹۰ مشاهده می‌شود که اعداد از $T^3(x_1) - T^3(x_{10})$ تا $T^3(x_{10}) - T^3(x_1)$ همگی از $3/254$ کوچکتر است و $T^3(x_3)$ و $T^3(x_9)$ از $3/254$ بزرگتر است، که این یعنی در

جدول (۲): نتایج برتری تصادفی مرتبه دوم و سوم برای سرمایه گذاران ریسک پذیر

ریسک پذیری		ریسک گزیری		ریسک پذیری		ریسک گزیری		
برتری مرتبه دوم	برتری مرتبه سوم	برتری مرتبه دوم	برتری مرتبه سوم	برتری مرتبه دوم	برتری مرتبه سوم	برتری مرتبه دوم	برتری مرتبه سوم	
(۸۵)	(۸۵)	(۸۵)	سال (۸۵)	(۹۱-۸۵)	(۹۱-۸۵)	(۹۱-۸۵)	سال (۹۱-۸۵)	
								(۳)
-۲/۴۱۱۶	-۱/۷۷۵۳	-۰/۹۷۹۰	۲/۵۷۰۲	۰/۶۶۹۵	-۰/۹۹۴۵	-۰/۶۶۲۲	-۰/۵۱۲۲	۱
-۳/۱۳۳۱	-۲/۴۸۴۸	-۲/۶۱۷۹	-۲/۹۲۹۳	۰/۶۲۱۸	-۰/۸۵۴۳	۰/۵۵۵۳	-۰/۳۸۳۸	۲
-۲/۹۳۵۴	-۲/۶۰۸۵	-۲/۹۵۶۴	-۲/۹۰۶۹	۰/۷۶۳۷	-۰/۸۱۳۳	۰/۴۸۴۵	-۰/۶۳۴۷	۳
-۲/۹۵۱۳	-۲/۶۳۵۳	-۳/۱۲۱۴	-۲/۸۸۷۴	۰/۸۲۵۱	-۰/۲۳۱۰	۰/۷۸۱۲	-۰/۴۵۳۸	۴
-۲/۹۴۴۷	-۲/۶۳۷۸	-۳/۱۲۹۰	-۲/۸۸۵۰	۰/۶۷۲۰	-۰/۹۸۷۶	۰/۸۲۳۱	-۰/۷۸۲۰	۵
-۲/۹۴۴۵	-۲/۶۳۸۹	-۳/۱۳۵۹	-۲/۸۸۴۰	۰/۴۷۲۴	-۰/۷۶۱۸	۰/۸۵۱۹	-۰/۵۲۳۲	۶
-۲/۹۲۳۶	-۲/۶۴۹۰	-۳/۱۸۳۵	-۲/۸۷۲۳	۰/۹۵۱۸	-۰/۷۲۷۰	۰/۷۹۱۶	-۰/۵۴۵۹	۷
-۲/۸۲۲۲	-۲/۶۷۵۹	-۳/۲۹۷۵	-۲/۸۳۳۸	۰/۷۵۲۲	-۰/۷۶۵۴	۰/۶۷۸۸	-۰/۴۹۳۵	۸
-۲/۴۶۴۵	-۲/۷۰۸۲	-۳/۴۲۸۰	-۲/۶۹۸۳	۰/۵۷۹۰	-۰/۶۱۱۴	۰/۵۱۴۳	-۰/۷۵۴۴	۹
-۰/۹۸۸۹	-۲/۴۲۹۶	-۲/۶۳۱۲	-۲/۰۴۵۴	-۰/۱۹۰۹	-۰/۴۱۶۷	-۰/۴۲۳۹	-۰/۹۶۲۲	۱۰
	(۸۷)	(۸۷)	سال (۸۷)	(۸۶)	(۸۶)	(۸۶)	سال (۸۶)	(۳)
۳/۰۸۳۶	۲/۵۴۶۱	۲/۶۲۰۵	۳/۱۳۸۱	-۱/۸۰۱۰	-۲/۴۲۷۱	-۱/۴۶۰۸	-۱/۷۲۳۳	۱
۲/۹۲۹۲	۲/۴۴۰۸	۲/۱۷۶۱	۳/۰۷۳۵	-۰/۹۵۶۱	-۲/۰۱۰۸	-۱/۲۱۴۳	-۱/۸۴۹۶	۲
۳/۸۰۹۲	۲/۷۷۶۹	۴/۰۳۰۶	۳/۰۶۳۷	-۰/۹۱۹۹	-۱/۹۹۶۴	-۱/۱۹۱۱	-۱/۸۵۷۳	۳
۳/۸۵۳۲	۲/۷۹۰۷	۴/۱۱۸۴	۳/۰۴۸۰	-۰/۸۷۱۹	-۱/۹۸۰۲	-۱/۱۵۷۸	-۱/۸۶۵۵	۴
۳/۸۵۱۱	۲/۷۹۴۰	۴/۱۲۶۴	۳/۰۴۴۱	-۰/۸۶۵۰	-۱/۹۷۴۷	-۱/۱۵۵۸	-۱/۸۶۹۷	۵
۳/۸۴۶۰	۲/۷۹۴۹	۴/۱۲۴۰	۳/۰۴۳۰	-۰/۸۶۱۲	-۱/۹۷۱۶	-۱/۱۵۴۸	-۱/۸۷۱۵	۶
۳/۸۳۰۲	۲/۷۹۶۹	۴/۱۱۴۱	۳/۰۴۰۶	-۰/۸۵۴۵	-۱/۹۶۳۲	-۱/۱۵۵۶	-۱/۸۷۶۶	۷
۳/۶۲۵۳	۲/۸۱۸۰	۳/۹۷۸۲	۳/۰۱۳۵	-۰/۸۶۳۴	-۱/۹۵۱۳	-۱/۱۷۶۶	-۱/۸۸۳۷	۸
۳/۴۴۶۳	۲/۸۳۶۱	۳/۸۶۸۸	-۱/۹۲۱۹	-۰/۸۸۸۷	-۱/۸۹۰۴	-۱/۲۷۰۰	-۱/۹۲۱۹	۹
۲/۲۱۸۹	۲/۸۴۴۰	۳/۲۴۸۲	۲/۹۸۶۵	-۰/۹۷۸۳	-۱/۵۸۹۲	-۲/۰۸۲۲	-۲/۱۰۰۲	۱۰
	(۸۹)	(۸۹)	سال (۸۹)	(۸۸)	(۸۸)	(۸۸)	سال (۸۸)	(۳)
۲/۵۲۴۸	۱/۸۸۸۲	۱/۶۱۸۸	۲/۲۹۲۸	۱/۹۰۰۳	۱/۳۹۳۰	۱/۴۲۳۲	۱/۶۶۳۲	۱
۲/۹۶۸۳	۲/۱۶۸۴	۲/۶۸۷۰	۲/۲۷۴۳	۲/۱۹۲۰	۱/۴۶۹	۱/۸۵۵۵	۱/۶۴۹۴	۲
۲/۸۵۶۲	۲/۲۱۸۶	۲/۷۴۹۶	۲/۲۴۲۷	۲/۲۲۲۳	۱/۴۸۲۵	۱/۹۳۳۱	۱/۶۴۲۲	۳
۲/۸۸۵۷	۲/۲۴۸۵	۲/۸۸۹۳	۲/۲۱۸۲	۲/۲۳۹۲	۱/۴۹۴۶	۱/۹۹۱۳	۱/۶۳۵۷	۴
۲/۷۷۰۶	۲/۲۵۵۱	۲/۸۹۹۳	۲/۲۱۲۲	۲/۲۳۵۳	۱/۵۰۱۸	۲/۰۱۳۰	۱/۶۳۱۵	۵
۲/۷۵۷۴	۲/۲۵۸۴	۲/۸۰۲۹	۲/۲۰۹۰	۲/۲۳۱۱	۱/۵۰۳۱	۲/۰۱۳۴	۱/۶۳۰۸	۶
۲/۷۰۱۸	۲/۲۷۲۰	۲/۸۱۹۳	۲/۱۹۴۹	۲/۲۱۴۳	۱/۵۰۶۰	۲/۰۰۹۱	۱/۶۲۹۰	۷
۲/۵۹۹۰	۲/۲۹۲۴	۲/۸۳۴۷	۲/۱۷۰۰	۲/۱۹۵۹	۱/۵۱۴۰	۲/۰۱۹۶	۱/۶۲۴۰	۸
۲/۴۶۲۴	۲/۳۲۳۸	۲/۹۱۹۵	۲/۱۱۵۸	۲/۱۵۶۵	۱/۵۲۹۸	۲/۰۳۷۸	۱/۶۱۳۳	۹
۱/۴۸۸۱	۲/۲۹۷۵	۲/۴۵۴۳	۱/۸۹۶۴	۱/۶۶۵۱	۱/۵۸۴۸	۱/۷۸۸۲	۱/۵۶۳۸	۱۰
	(۹۱)	(۹۱)	سال (۹۱)	(۹۰)	(۹۰)	(۹۰)	سال (۹۰)	(۳)
۱/۹۷۲۴	۲/۷۶۲۳	۱/۳۰۹۸	۱/۰۶۳۷	-۴/۸۹۵۳	-۲/۴۳۴۵	۳/۶۲۰۵	۴/۳۵۲۴	۱
۱/۹۷۸۹	۲/۱۶۳۲	۱/۴۶۷۸	۲/۰۴۸۰	-۵/۱۹۸۷	-۳/۱۴۳۲	۴/۱۷۶۱	۳/۴۹۸۷	۲
۱/۹۶۶۷	۳/۵۴۱۵	۱/۵۳۴۳	۲/۶۴۴۱	-۴/۰۳۰۶	-۳/۶۵۲۳	۴/۱۳۰۶	۳/۱۴۸۱	۳
۰/۹۶۸۶	۳/۵۶۶۹	۱/۵۷۴۵	۳/۸۹۳۷	-۴/۱۱۸۴	-۲/۶۶۷۸	۴/۲۳۸۴	۳/۲۲۳۴	۴
۰/۹۵۷۹	۳/۵۰۰۴	۱/۶۲۳۱	۲/۲۴۸۰	-۴/۱۲۶۴	-۲/۹۴۴۷	۴/۱۲۶۴	۳/۰۷۴۱	۵
۲/۹۵۲۳	۴/۰۰۲۲	۱/۶۳۴۵	۲/۰۴۴۱	-۴/۱۲۴۰	-۲/۴۴۰۹	۵/۱۳۵۰	۴/۱۴۳۰	۶
۲/۹۷۵۴	۴/۲۹۲۱	۱/۷۸۸۱	۳/۰۶۳۷	-۴/۱۱۴۱	-۲/۸۷۰۰	۴/۲۲۴۱	۴/۳۵۵۵	۷
۱/۹۷۳۴	۴/۰۷۴۶	۱/۷۶۰۵	۳/۱۴۴۵	-۳/۹۵۶۴	-۲/۶۲۲۲	۳/۵۶۵۲	۴/۱۱۵	۸
۱/۹۲۲۶	۳/۳۸۸۷	۱/۸۶۰۳	۳/۳۴۹۰	-۳/۸۶۸۸	-۲/۴۰۹۸	۳/۷۶۸۸	۳/۷۶۵۴	۹
۱/۹۶۸۰	۳/۷۶۳۵	۱/۳۸۳۳	۳/۳۴۲۰	-۳/۲۸۹۷	-۲/۹۸۸۹	۳/۸۴۸۲	۳/۸۸۵۵	۱۰

نتیجه گیری

هدف این پژوهش بررسی سودمندی استراتژی معاملاتی مثبتی بر خرید سهام ارزشی و فروش سهام رشدی بر مبنای نظریه برتری تصادفی با توجه به ریسک پذیری و ریسک گریزی به منظور کسب بازده بیشتر است.

همان طور که در مطالب بالا دیده شد در طول ۵ سال، یعنی از سال ۸۵ تا ۹۱، چه برای سرمایه گذاران ریسک گریز و چه برای سرمایه گذاران ریسک پذیر، در مرتبه های اول، دوم و سوم نه سهام ارزشی بر رشدی و نه سهام رشدی بر ارزشی برتری ای را نشان نداد. در واقع در دامنه بازدهی های مثبت و منفی، انتخاب سهام ارزشی و رشدی برای سرمایه گذاران صرفاً ریسک گریز یا ریسک پذیر، بازدهی مثبتی به همراه نخواهد داشت.

نتایج نشان داد که در سال ۸۵ برای سرمایه گذاران ریسک گریز، سهام رشدی دارای برتری مرتبه دوم نسبت به سهام ارزشی است. به همین ترتیب در سال ۸۷، برای سرمایه گذاران ریسک گریز سهام ارزشی برتری مرتبه دوم نسبت به سهام رشدی داشته است و برای سرمایه گذاران ریسک پذیر سهام رشدی برتری مرتبه دوم نسبت به سهام ارزشی داشته است و این یعنی در سال ۸۷، سرمایه گذارانی که رفتار ریسک گریزانه از خود نشان دادند با خرید سهام ارزشی قادر به کسب سود بیشتری بوده اند و برعکس. همچنین در سال ۸۷، سرمایه گذارانی که رفتار ریسک پذیر از خود نشان دادند با خرید سهام رشدی می توانستند سود بیشتری کسب کنند و برعکس. در بقیه سال ها، چه برای سرمایه گذاران ریسک گریز و چه برای سرمایه گذاران ریسک پذیر، در مرتبه های اول، دوم و سوم نه سهام ارزشی بر رشدی و نه سهام رشدی بر ارزشی برتری ای

را نشان نداده است. در سال ۱۳۹۰ سهام ارزشی دارای برتری تصادفی مرتبه دوم و سوم بر سهام رشدی است، به عبارتی از دیدگاه سرمایه گذاران ریسک گریز انتخاب سهام ارزشی بر سهام رشدی رجحان داده شده است. در همین حال از دیدگاه سرمایه گذاران ریسک گریز، در سال ۹۱ در بازه های مثبت بازده (شرایط رشد بازار) سهام ارزشی دارای برتری بر سهام رشدی است.

پیشنهادها

از آنجایی که در این پژوهش به بررسی برتری پرتفوی سهام ارزشی بر سهام رشدی بر مبنای ترجیح های ریسک گریزانه سرمایه گذاران پرداخته شده است، به منظور پیشبرد پژوهش ها مشابه می توان به بررسی رفتار مومنتومی آتی بازده پرتفوی های مزبور در دوره های زمانی کوتاه مدت ماهیانه، هفتگی و حتی روزانه و دوره های بلندمدت در چارچوب برتری تصادفی پرداخت. همچنین پیشنهاد می شود بر اساس شرایط رو به رشد و رو به افول بازار به بررسی ترجیح های ریسک گریزانه و ریسک پذیرانه سرمایه گذاران با توجه به تابع مطلوب بودن آنها پرداخت.

منابع

- [1] Abhyankar, Abhay and Ho, Keng-Yu and Zhao, Huainan (2006). Value versus Growth: Stochastic Dominance Criteria. Working paper. Faculty of Finance, Cass Business School, London EC1Y 8TZ, UK.
- [2] Barrett, G., Donald, S., (2003). Consistent tests for stochastic dominance. *Econometrica* 71, 71-104.
- [3] Brandimarte, P., (1974) Numerical Methods in Finance, Wiley.
- [4] Capiński, M and Zasta Wniak, T. (2003). Mathematics for Finance, An Introduction

- [18] Kahneman, D., Tversky, A. (1979). Prospect theory of decisions under risk. *Econometrica* ,47, 263–291
- [19] Lakonishok, J., Shleifer, A., and Vishny, R.W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance* 49, 1541-1578.
- [18]. Lean, H.H. , Phoon , K.F. and Wong, W.K., (2011) Stochastic dominance analysis of CTA funds. *Working Paper No*
http://ink.library.smu.edu.sg/lkcsb_research/3074
- [20] Li, C.K., Wong, W.K., 1999. A note on convex stochastic dominance theory. *Economics Letters* 62, 293–300.
- [21] Markowitz, H.: "The Utility of Wealth," *Journal of Political Economy*, 60 (1952), 151-158.
- [22] Markowitz, H., (1952a) Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, 77–91.
- [23] Rosenberg, B., Reid, K., and Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management* 11, 9-11.
- [24] Rothschild, M., Stiglitz, J., 1970. Increasing risk I: a definition. *Journal of Economic Theory* 2, 225–243.
- [25] Tse, Y.K., Zhang, X.B., (2004). A Monte Carlo investigation of some tests for stochastic dominance." *Journal of Statistical Computation and Simulation*"74, 361–378.
- [26] Wai Mun Fong (2009). Speculative trading and stock returns: A stochastic dominance analysis of the Chinese A-share market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. Volume 19, Issue 4, October 2009, Pages 712-727.
- [27] Whitmore, G.A., 1970. Third degree stochastic dominance. *American Economic Review* 60, 457–459.
- [28] Wong, W.K. and Chan, R.H., (2005) Prospect and Markowitz stochastic dominance. *Working Paper No,0505*.
<http://nt2.fas.nus.edu.sg/ecs/pub/wp/wp0505.pdf>
- [29] Young-Hyun Cho, Oliver Linton, Yoon-Jae Whang (2006) Are there Monday effects in stock returns: a stochastic dominance approach. *Journal of Empirical Finance*. Volume: 14, Issue: 5, Pages: 736-755
- to Financial Engineering, Springer-verlag.
- [5] Chan, L.K.C., Hamao, Y., and Lakonishok, J. (1993). Can fundamentals predict Japanese stock returns? *Financial Analysts Journal*, July/August, 63-69
- [6] Chan, L.K.C., Hamao, Y., and Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and stock returns in Japan. *Journal of Finance* 46, 1739-1764.
- [7] Castellao, Rosella and Cerqueti , Roy (2013) Roots and effects of financial misperception in a stochastic dominance framework, *Journal of Quality & Quantity*, Vol 47, Issue 6, pp 3371-3389
- [8] Danthine, J-P., Danaldson, J B., (2006). *Intermediate Financial Theory*.Elsevier
- [9] Davidson, R., Duclos, J.-Y., (2000). Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality. *Econometrica* 68, 1435–1464.
- [10] Fama, E.F. and French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- [11] Fama, E- F. and French, K- R., (1992) The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, 427-465.
- [12] Fong, W., Lean, H and Wong, W., (2003). *International Momentum Strategies: A Stochastic Dominance Approach*.Working paper. National University of Singapore.
- [13] Fong, W., Lean, H and Wong, W., (2008).Stochastic dominance and behavior towards risk:The market for Internet stocks. *Economic Behavior & Organization*. PP. 142-157.
- [14] Friedman, M., Savage, L.J., (1948). The utility analysis of choices involving risk. *Journal of Political Economy* 56, 279–304.
- [15]Gonzalo, Jesus and Olmo, Jose (2013), *Conditional Stochastic Dominance Tests in Dynamic Settings*, University of Southampton, <
<http://www.eco.uc3m.es>>.
- [16] Hadar, J., Russell, W.R., (1969). Rules for ordering uncertain prospects. *American Economic Review* 59, 25–34.
- [17] Hanoch, G., Levy, H., (1969). The efficiency analysis of choices involving risk. *Review of Economic Studies* 36, 335–346.

بررسی اثر نقدشوندگی بازار ثانویه بر قیمت عرضه اولیه در بورس اوراق بهادار تهران

فریدون رهنمای رودپشتی^۱، زهرا پورزمانی^۲، لیلا باطنی^{۳*}

۱- استاد دانشگاه آزاداسلامی واحد علوم و تحقیقات

rahnama.roodposhti@gmail.com

۲- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال

zah.Poorzamani@iauctb.ac.ir

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه آزاداسلامی واحد علوم و تحقیقات

l.bateni@srbiau.ac.ir

چکیده

باتوجه به روند افزایش فعالیت بازار سرمایه ایران، اهمیت بررسی نحوه قیمت گذاری شرکتها در بدو ورود به بورس اوراق بهادار از کسی پوشیده نیست. از طرف دیگر، نقد شونده گی به مثابه شریان حیاتی بازارهای مالی به شمار می آید، لذا پژوهش حاضر سعی دارد با توجه به نقش نقدشوندگی در کشف قیمت داراییها، توزیع ریسک مالی و کاهش هزینه مبادلات به بررسی تاثیر این شاخص و عوامل مربوط به آن بر قیمت گذاری سهام عرضه اولیه پردازد. پس از تحلیل نتایج، یافته های پژوهش نشان می دهد که نقدشوندگی بازار ثانویه در تعیین قیمت عرضه اولیه موثر است و نتیجه دیگر اینکه متغیرهای مرتبط با قیمت گذاری عرضه اولیه، اندازه عرضه اولیه تاثیر منفی و متعلق بودن به صنایع پر ریسک در تعیین قیمت عرضه تاثیر مثبت دارد.

واژه های کلیدی: عرضه عمومی اولیه، نقدشوندگی بازار، هزینه مبادلات.

مقدمه

بازارهای سرمایه در اقتصاد از اهمیت قابل توجهی در رونق فعالیت‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری و تخصیص بهینه سرمایه برخوردار است. هر ساله شرکت‌های متعددی در مسیر چرخه اقتصادی یا در فرایند خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی، نخستین بار قدم به بازار سرمایه نهاده و مبادرت به عرضه عمومی اولیه سهام خود در بورس اوراق بهادار می‌نمایند، فارغ از مساله خصوصی‌سازی، وقتی یک شرکت رشد می‌کند، نیازمند نقدینگی برای توسعه است. سیاست‌گذاری‌های جدید دولت در خصوص اصل ۴۴ قانون اساسی که به آزادسازی اقتصاد از طریق واگذاری صنایع مادر نظیر صنایع نفت و پتروشیمی، صنایع هوایی و دریایی، صنایع مدنی و کانی، بیمه و بانک‌ها و... منجر می‌گردد. حجم معاملات در بورس اوراق بهادار را به یکباره در طی چند سال اخیر بالا برده است. در واگذاری‌ها، شرکت‌های دولتی با سرمایه‌های کلان برای اولین بار از طریق مزایده یا بورس به عموم عرضه می‌گردند. شرکت‌های دولتی که از طریق بورس عرضه می‌شوند، به وسیله عرضه و تقاضا، کشف قیمت می‌شوند. کشف قیمت از طریق حداقل ۵۰٪ سهام اینگونه شرکت‌ها در بازارها صورت می‌گیرد و بر اساس این قیمت، مابقی سهام قابل واگذاری، در بورس اوراق بهادار فروخته می‌شود. آنچه مسلم است، نوسان‌های شدید قیمت سهام عرضه اولیه، موجبات ورشکستگی و عدم اعتماد بسیاری از سرمایه‌گذاران و کاهش سرمایه‌گذاری عموم در بازارهای سرمایه را فراهم می‌نماید و نهایتاً کاهش روند خصوصی‌سازی را در پی خواهد داشت.

عرضه اوراق بهادار به سرمایه‌گذاران در سطح وسیع را عرضه اولیه و به اولین انتشار عمومی اوراق بهادار

توسط یک شرکت عرضه عمومی اولیه^۱ (IPO) گفته می‌شود. عرضه عمومی اوراق بهادار مزایای متعددی برای ناشران به ارمغان می‌آورد. از جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

- ۱- دستیابی به سرمایه برای رشد و گسترش فعالیت؛
- ۲- افزایش نقدشوندگی از طریق تقویت تقاضا برای سهام شرکت در بازار؛
- ۳- دستیابی به اطلاعات مفید با استفاده از تحلیل گران متخصص؛
- ۴- افزایش کارایی شرکت؛
- ۵- اعتماد بیشتر تامین‌کنندگان منابع مالی و سرمایه‌گذاران.

در مطالعات انجام شده از نقدشوندگی، پژوهشگران تعدادی زیادی از ویژگی‌های نقدشوندگی را بر می‌شمارند (امیهود و مندلسون ۱۹۸۷، ۲۰۰۰، ۲۰۰۸؛ فانگ ۲۰۰۹؛ ماگ ۱۹۹۸؛ کیل و ویلا ۱۹۹۱؛ هولمستروم و تیرول؛ گامبرس و همکاران (۲۰۰۳)، ادمانس ۲۰۰۹؛ ادماتی و پفلیدر ۲۰۰۹؛ پالمیر ۲۰۰۲؛ خانان و سونتی ۲۰۰۴؛ ساب رحمانیام و تیمان ۲۰۰۲ کوفی ۱۹۹۱، بهاد ۱۹۹۳، ماگ ۱۹۹۸) که مهمترین این ویژگی، کم بودن هزینه معاملات این نوع سهام است. در این رابطه امیهود و مندلسون (۲۰۰۸، ۱۹۹۷) بیان داشتند که تمامی هزینه‌های مبادله سهام که توسط خریدار و فروشنده پرداخت می‌شود جزو هزینه نقدشوندگی است که در نبود نقدشوندگی کامل رخ می‌دهد. به علاوه ویژگی نقدشوندگی در سهام موجب می‌شود مظنه قیمتی برای پیشنهاد خرید و فروش به یکدیگر نزدیک شده و خریدار و فروشنده تلاش کمتری برای رسیدن به توافق برای انجام معامله، لازم داشته باشند (امیهود و مندلسون ۲۰۰۶). درک اهمیت

نقدشوندگی در توسعه مشارکت در بازارهای مالی، بورس‌های دنیا را به سمت پیش‌بینی ساز و کارهای لازم برای رفع مشکل نقدشوندگی در این بازارها سوق داده است [4]، لذا به منظور آگاهی از ارتباط بین رفتار نقدشوندگی سهام و تعیین قیمت عرضه اولیه در بازار نو ظهور ایران این پژوهش درصدد است تا با آزمون تجربی و باز آزمونی مدل‌های بکار رفته قبلی، ارتباط بین نقدشوندگی و تعیین قیمت عرضه اولیه، و همچنین جهت و میزان تاثیر نقدشوندگی بر قیمت عرضه اولیه شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سهام ایران را مورد سنجش قرار دهد.

مروری بر ادبیات علمی و پیشینه پژوهش

پدیده قیمت گذاری کمتر از واقع سهام عرضه‌های اولیه برای نخستین بار در بازار سرمایه آمریکا و توسط ایوتسون شناسایی شد. ایوتسون با مطالعه ۱۲۰ سهم عرضه شده عمومی اولیه در بورس نیویورک در فاصله بین سال‌های ۱۹۶۵-۱۹۶۹، پی برد که این سهام از تاریخ عرضه تا پایان اولین ماه داد و ستد خود به طور متوسط ۱۱/۴٪ بازده اولیه مثبت ایجاد کرده‌اند. طبق نظر ایوتسون و جف قیمت گذاری کمتر از واقع سهام عرضه‌های اولیه یک پدیده ادواری است، به این معنی که در دوره‌هایی که تعداد عرضه‌های عمومی اولیه در بازار زیاد است (دوره‌های داغ)^۱ قیمت گذاری کمتر از واقع بیشتر بوده و دوره‌هایی که تعداد عرضه‌های اولیه در بازار کم است (دوره‌های سرد)^۲ میزان قیمت گذاری کمتر از واقع کاهش می‌یابد. پدیده بازده کوتاه مدت غیرعادی عرضه‌های اولیه تنها به بازار سرمایه کشور آمریکا منحصر نمی‌شود، این پدیده در سایر بازارهای سرمایه توسعه یافته و در حال توسعه نیز شناسایی و

مستند گردیده است، پژوهش جامع لوفران و همکاران پدیده بازده کوتاه مدت یا به عبارت دیگر قیمت گذاری کمتر از واقع سهام عرضه اولیه در ۲۵ کشور توسعه یافته و در حال توسعه را مورد تأیید قرار داده است. محققان دلایل متعددی را برای قیمت گذاری کمتر از واقع ارائه کرده‌اند. این دلایل در قالب نظریه‌های سنتی مانند عدم تقارن اطلاعات تانزیه‌های نوین همچون نظریه‌های رفتاری شکل گرفته و ارائه شده است. که شاخص‌ترین این نظریه عبارتند از: نظریه مبنی بر عدم تقارن اطلاعات^۳ که سطوح مختلفی از اطلاعات را در میان گروه‌های مختلف شرح می‌دهد، نظریه مبتنی بر ملاحظات کنترل و ساختار مالکیت، نظریه‌های مبتنی بر علل نهادی و نظریه‌های مالی رفتاری [۱].

راک (۱۹۸۶) پیرامون موضوع بازده کوتاه مدت غیرعادی، در پژوهش خود به دو گروه سرمایه گذار مطلع و غیر مطلع (ناآگاه) در بازار اشاره می‌کند. نتیجه این پژوهش نشان داد که میانگین بازده سرمایه گذاران خریدار سهام در عرضه اولیه آنها بیشتر از بازده عادی بازار بوده است [۲]. بارون (۱۹۸۹) نظریه حاکمیت شرکتی را در تشریح بازده کوتاه مدت غیرعادی را به عنوان نتیجه عدم تقارن اطلاعات بین شرکت‌های منتشرکننده و بانک‌های سرمایه گذاری به کار برده است و به این نتیجه رسید، قیمت گذاری کمتر از واقع همانند هزینه نمایندگی برای اطلاعات ارایه شده توسط بانک‌های سرمایه گذاری به شرکت تحمیل می‌شود. پژوهش‌های دیگری همانند؛ ماسکارلاوسپین (۱۹۸۹) نظریه بارون را مورد آزمون قرار دادند. نتیجه پژوهش‌های آنها فرضیه بارون را تأیید نمی‌کرد. در سال ۱۹۸۹ ماسکارلاوسپین در پژوهش خود بر روی

1 Hot Issue

2 Cold Issue

3 Information Asymmetry

۷۴ شرکت عدم تقارن اطلاعات بین شرکت منتشر کننده و سرمایه گذاران را آزمودند. آنها متوجه شدند که قیمت گذاری کمتر از واقع در عرضه دوم به عموم کمتر از عرضه اول به عموم است. نتیجه پژوهش آنها به عنوان فرضیه نظریه علامت دهی^۱ منتشر شد. در این نظریه بین شرکت عرضه کننده سهم و سرمایه گذاران بالقوه در بازار عدم تقارن اطلاعات وجود دارد. فرضیه های مختلفی در زمینه اطلاع رسانی (علامت دهی) ارائه شده است. نظیر تاثیر فروشندگان داخلی^۲ و فرضیه بازخور بازار.

لیلان و پایل (۱۹۷۷) نسبت سهامداران داخلی را به عنوان یک پارامتر علامت دهی به منظور تخمین وجوه نقد مورد انتظار شرکت مورد استفاده قرار دادند. بر اساس این نظریه هر چه میزان نسبت سهامداران داخلی بیشتر باشد، عملکرد شرکت مطلوب تر بوده و در نتیجه این علامتی برای سهام خوب است. در این مدل قیمت گذاری کمتر از واقع سهام عرضه اولیه با ارزش ذاتی شرکت رابطه مثبت وجود دارد. ولج (۱۹۸۹) اینگونه مطرح می کند که شرکت ناشر سهام، اطلاعات بیشتری در زمینه ارزش خود دارد و به این ترتیب هر چه شرکت مزبور با ارزش تر باشد، از ارزش گذاری زیر قیمت به عنوان علامتی به بازار استفاده می نماید. گرین بلات و هوانگ (۱۹۸۹) مطرح می کنند ارزش ذاتی شرکت ارتباط مستقیم با میزان قیمت گذاری کمتر از واقع سهام عرضه اولیه آن شرکت دارد. چمانر (۱۹۹۳) چنین عنوان می کند که قیمت گذاری کمتر از واقع هزینه کسب اطلاعات در بازار ثانیه را پوشش می دهد. هر چه هزینه کسب اطلاعات بالاتر باشد، قیمت گذاری کمتر از واقع بیشتر خواهد بود. آمیهود و مندلسون به بررسی اثر نقد شونددگی در قیمت گذاری دارایی ها

پرداختند [۱۳]. آنها ارتباط بین بازده سهام و تفاوت عرضه و تقاضا را تحلیل کردند و شواهدی مبنی بر وجود صرف نقد شونددگی یافتند و آمیهود و مندلسون به این نتیجه رسیدند که بابت تغییر در تفاوت عرضه و تقاضا صرف نقد شونددگی وجود دارد. آنها در مقاله ای با عنوان "قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و تفاوت عرضه و تقاضا" به بررسی نقد شونددگی پرداختند. از دید آنها تفاوت عرضه و تقاضا نماینده خوبی برای سنجش نقدینگی به حساب می آید. فانگ و همکاران به بررسی ارتباط بین نقد شونددگی و ارزش شرکت در ۲۶۴۲ شرکت عضو بازار آمکس و نزدیک به مدت ۶ سال پرداختند. آنها این ارتباط را با اثر نقد شونددگی بر نسبت قیمت به سود، معکوس اهرم مالی و بازده عملیاتی تشریح کردند. بطور کلی، نتایج پژوهش آنها نشان داد بین نقد شونددگی سهام با نسبت سود عملیاتی بر دارایی و میزان حقوق صاحبان سهام در شرکت های با سطح نقد شونددگی بالاتر رابطه مثبت وجود دارد، ولی ارتباط بین نقد شونددگی و نسبت قیمت بر سود عملیاتی با سطوح نقد شونددگی متفاوت دارای تفاوت معناداری نیست. چانگ (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان حاکمیت شرکتی و نقد شونددگی به صورتی تجربی رابطه حاکمیت شرکتی و نقد شونددگی را بررسی نموده است در مطالعات خود نشان داد همبستگی بالای مثبتی بین حاکمیت شرکتی و نقد شونددگی سهام در همه زمان ها برقرار است. هوی وانگ و همکاران (۲۰۱۲) طی مطالعه ای رابطه میان شهرت واسطه های مالی و تعیین قیمت کمتر از واقع عرضه اولیه را در چین بررسی کردند و رابطه مثبت میان واسطه های مالی و بازده دوره ها یافتند. آنتیونیو گلدسون و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهشی اثرات تعیین قیمت در عرضه اولیه ها را بر نقد شونددگی بلندمدت بررسی کردند و دریافتند که

رابطه مثبتی میان این دو متغیر وجود دارد. فیتریا فاووزی و همکاران (۲۰۱۲) اثر بحران جهانی را بر قیمت عرضه اولیه در بورس اوراق بهادار نیوزیلند بررسی کرده و شواهدی مبنی بر عملکرد کوتاه مدت شرکت‌ها در طول بحران جهانی فراهم نمودند و نشان دادند که بحران مالی جهانی بر قیمت عرضه اولیه موثر است.

از مهمترین پژوهش‌های داخلی در حوزه IPO می‌توان به اولین پژوهش درباره عرضه اولیه در سال ۱۳۷۴ با عنوان مشکلات قیمت گذاری سهام شرکت‌های مشمول خصوصی سازی و پیشنهاد روش مناسب برای قیمت گذاری مناسب برای آنها توسط قدرت اله طالب‌نیا اشاره نمود. ایشان در صدد تأیید یا رد ارتباط بین اولین معامله انجام شده شرکت‌های مشمول خصوصی سازی و قیمت گذاری طبق

نظریه‌های علمی برآمد و نهایتاً فرضیه اصلی پژوهش رد شد. در سال ۱۳۸۸-۱۳۸۹ پژوهش دیگری با عنوان بررسی نحوه قیمت گذاری سهام در عرضه اولیه (IPO) توسط زهرا مرادی انجام شده که در این پژوهش نیز فرضیاتی در رابطه با عرضه اولیه سهام در بورس اوراق

بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۷ مطرح شد، این فرضیات شامل عکس‌العمل سرمایه گذار، تعداد روزهایی که قیمت سهام جدید به تثبیت می‌رسد و ابتدای انتشار چند روز طول می‌کشد تا به تثبیت برسد و همچنین متغیرهای حسابداری شامل EPS, P/E و چند فرضیه فرعی دیگر که نتیجه پژوهش حاکی از آن بود که تعداد روزهای به تثبیت رسیدن قیمت در بورس اوراق بهادار تهران به طور میانگین در طول سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۷ در حدود ۱۹ روز است و همچنین در میان متغیرهای مورد بررسی تنها متغیر P/E بر عملکرد کوتاه مدت IPO تاثیر گذار بود (مرادی، ۱۳۸۸). پژوهش دیگری در همین سال (۱۳۸۸-۱۳۸۹) توسط الهام

تاجیک‌نیا انجام گرفت که در این پژوهش تاثیر عوامل مالی و غیرمالی بر عملکرد کوتاه مدت عرضه اولیه سهام در بورس اوراق بهادار تهران در طول سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۷ مورد بررسی قرار گرفت که در این پژوهش فرضیاتی در مورد تاثیر حجم انتشار و نوع موسسه حسابرسی کننده و نوع مالکیت شرکت بر اختلاف بازده کوتاه مدت شرکت‌های تازه پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مطرح گردیده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که حجم انتشار و نوع مالکیت شرکت بر اختلاف بازده کوتاه مدت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بی تاثیر است، ولی نوع موسسه حسابرسی کننده بر اختلاف بازده تاثیر دارد [۱].

فرضیه‌ها و روش پژوهش

روش پژوهش حاضر توصیفی-پیمایشی از نوع همبستگی و از نظر هدف پژوهشی کاربردی است که مبتنی بر تحلیل رگرسیون زمانی مقطعی است که از برآورد رگرسیون ساده چند متغیره با روش حداقل مربعات معمولی استفاده شده است.

پژوهش حاضر، بر اساس اطلاعاتی از صورت‌های مالی شرکت‌هایی که از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند و برای اولین بار سهام آنها به عموم عرضه گردیده است، است، بدین ترتیب این نمونه شامل شرکت‌هایی است که مجموعه شرایط ذیل را داشته باشد:

- ۱- شرکت‌هایی که از ابتدای سال ۱۳۸۵ عرضه اولیه انجام داده‌اند،
- ۲- شرکت‌هایی که در طول سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۰ معاملاتشان در بورس، بیش از سه ماه دچار وقفه نشده باشد،
- ۳- پایان سال مالی این شرکت‌ها پایان اسفند ماه هر سال بوده و شرکت در فاصله سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۰ تغییر سال مالی نداده باشد،

Reputation : شهرت پذیره نویس با عنوان میزان اعتبارپذیره نویس اوراق بهادار تعریف شده و از آنجایی که در ایران شرکت‌های پذیره نویسی تحت نظارت مستقیم سازمان بورس و اوراق بهادار بوده و قوانین آن توسط سازمان بورس اوراق بهادار تعیین می‌شود، همه آنها از درجه اعتبار یکسانی برخوردارند.

High risk : صنایع تکنولوژیکی صنایع پرخطر محسوب شده و از متغیر اسمی صفر و یک استفاده می‌گردد.

متغیرهای پژوهش و روش محاسبه آنها متغیر مستقل

دربازارهای مالی، نقدشوندگی درجه‌ای است که معاملات در حجم زیادی می‌توانند در یک مدت زمانی کوتاه انجام شوند و کمترین تاثیر را روی قیمت داشته باشند. یک شاخص ایده‌آل برای نقدشوندگی باید شامل فاکتورهای نظیر حجم، زمان و هزینه معاملات باشد. شاخص‌هایی نظیر حجم معاملات و یا نرخ گردش، اگر چه به سهولت در دسترس هستند، اما نمی‌توانند هزینه‌های معاملاتی را منعکس نمایند و در ضمن تفاوت‌های اندازه‌های سهام نیز در این دو شاخص لحاظ نمی‌شوند. در مجموع می‌توان گفت برای نقدشوندگی یک شاخص دقیق وجود ندارد و معیارهایی که استفاده می‌شود تنها برای پیش بینی و تخمین نقد شوندگی است.

معیارهای نقد شوندگی

معیارهای نقدشوندگی را می‌توانیم به ۴ دسته تقسیم کنیم: [۳]

۱- معیارهای مبتنی بر هزینه مبادله؛

۲- معیارهای مبتنی بر حجم معاملات؛

۴- دسترسی به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی همراه آنها وجود داشته باشد.

با لحاظ کردن شرایط فوق، حجم نمونه بالغ بر ۳۵ شرکت گردید. برای گردآوری اطلاعات لازم به منظور انجام این پژوهش از اطلاعات و صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه استفاده می‌شود، بدین منظور از نرم‌افزار ره‌آورد و همچنین سایت رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران و سایت رسمی سازمان خصوصی سازی کشور استفاده شد. برای پردازش اطلاعات از نرم‌افزار SPSS, EViews استفاده شده است. این پژوهش در صدد است با توجه به نظریه‌های ارائه شده در ادبیات پژوهش و همچنین مدل‌های بکارگرفته شده در کشورهای دیگر به بازآزمونی این نظریه‌ها و مدل‌ها در بازار نوظهور سرمایه ایران بپردازد. برای این امر فرضیه زیر ارایه می‌گردد: "نقدشوندگی بازار ثانویه در قیمت عرضه اولیه موثر است."

مدل پژوهش

برای آزمون فرضیه فوق از مدل رگرسیونی فوق استفاده شده است که در زیر تشریح می‌شود:

$$\text{IPO Price} = C_0 + C_1 \text{Liquidity} + C_2 \text{IPO Size} + C_3 \text{Firm Size} + C_4 \text{Age} + C_5 \text{Reputation} + C_6 \text{High risk} + \varepsilon$$

IPO Price : از طریق قیمت پایانی سهام در روز عرضه اولیه به دست می‌آید.

Liquidity : توسط نسبت نقدشوندگی هوی-هوبل (Hui&Heubel) سنجیده می‌شود.

IPO Size : اندازه عرضه اولیه به حجم انتشار سهام در روز عرضه اولیه اشاره دارد.

Firm Size : از طریق لگاریتم دارایی‌های کل بدست می‌آید.

Age : عمر شرکت

۳- معیارهای مبتنی بر بازار؛

۴- معیارهای مبتنی بر قیمت تعادلی.

P متوسط آخرین قیمت روز

در این مدل اساساً سعی در اندازه گیری بعد وسعت بازار دارد که حجم مبادلات را با اثر قیمتی آنها مرتبط می‌سازد. هر چقدر این نسبت پایین تر باشد، نقدشوندگی دارایی بیشتر است، دارای وسعت بیشتری است.

معیارهای مبتنی بر هزینه مبادله

این معیار هزینه‌های مبادله دارایی‌های مالی در بازارهای ثانویه را اساس کار خود قرار می‌دهد. شکاف قیمت بین خرید و فروش ممکن است تقریباً تمام این هزینه‌ها را پوشش دهد، این شکاف‌های قیمت معمولاً به عنوان معیار نقدشوندگی در نظر گرفته می‌شود. شکاف قیمتی به عنوان یکی از معیارهای نقدشوندگی به صورت اختلاف قیمت مطلق بین خرید و فروش و یا به عنوان درصدی از شکاف قیمت قابل اندازه گیری است.

$$S_a = P_a - P_b$$

P_a : قیمت پیشنهادی فروش P_b : قیمت پیشنهادی خرید

معیارهای مبتنی بر بازار

در این معیار سعی شده است تا با ایجاد تمایز بین تغییرات قیمت به علت درجه نقدشوندگی و سایر عوامل مانند شرایط عمومی و یا ورود اطلاعات جدید، بعد قابلیت ارتجاع، کشف قیمت را اندازه گیری نمود. هنگامی که خبر جدیدی در بازار منتشر می‌شود حتی حجم مبادلات اندک نیز می‌تواند با نوسانات شدید قیمت همراه باشد. هوی و هوبل با استفاده از روش CAPM ریسک نقدشوندگی را بر اساس بازار اوراق

بهادار محاسبه نمودند. [۱۲]

$$R_i = \alpha + \beta R_m + u_i$$

R_i بازده روزانه سهام i

R_m بازده روزانه بازار

U_i ریسک مخصوص سهم (شرکت) پسماند رگرسیون

معیار نقدشوندگی تعدیل شده بر اساس بازار، با

استفاده از در مدل CAPM و بیرون کشیدن آن از

ریسک سیستماتیک سهمی در تعیین نقدشوندگی ذاتی

یک دارایی مالی دارد. [۷]

معیارهای مبتنی بر قیمت تعادلی

این معیار به دنبال اندازه گیری حرکات منظم به سمت قیمت تعادلی است تا عمدتاً بعد قابلیت ارتجاع را اندازه گیری نماید.

معیارهای مبتنی بر حجم معاملات

در این معیار بازارهای نقدشونده را از طریق حجم مبادلات در مقایسه با تغییرات قیمت شناسایی می‌کنند که این معیارها برای سنجش ابعاد وسعت و عمق نقدشوندگی بکار می‌روند. یکی از معیارهای نقدشوندگی در این دسته، نسبت نقد شونگی هوی-هوبل (Hui&Heubel) است. این نسبت که به اختصار با L_{hh} نمایش داده می‌شود مطابق تساوی زیر است:

$$LR_{hh} = \frac{(P_{max} - P_{min})}{v/s \times p}$$

P_{MAX} بالاترین قیمت روز سهام در طول یک دوره ۵ روزه

P_{MIN} پایین ترین قیمت روز سهام در طول یک دوره ۵ روزه

V کل حجم مبادلات در طول یک دوره ۵ روزه

S تعداد سهام منتشره

متغیر وابسته

قیمت عرضه اولیه از طریق قیمت پایانی سهام در روز عرضه اولیه به دست می آید.

۴- صنایع تکنولوژیکی صنایع پرخطر محسوب شده

و از متغیر اسمی صفر و یک استفاده می گردد.

متغیر کنترلی

متغیرهای کنترلی با توجه به مدل فانگک و همکاران (۲۰۰۹) و مرور متون دیگر که با شرایط ایران سازگار باشد تعیین گردید. متغیرهای کنترلی این پژوهش عبارتند از:

در این پژوهش از رگرسیون حداقل مربعات

معمولی OLS استفاده شده است برای اجرای این آزمون وجود چند پیش فرض لازم و ضروری است تا برآورد صحیحی از رگرسیون انجام شده، حاصل آید. بنابراین قبل از انجام برآورد، پیش فرض ها را آزمون نموده و بعد به اجرای رگرسیون می پردازیم.

پیش فرض های لازم برای اجرای رگرسیون^۱ OLS

با انجام آزمون فرض میانگین صفر پیش فرض لازم مربوط به صفر بودن میانگین اجزای باقیمانده انجام می گیرد که با توجه به آماره آزمون فرض H_0 مبنی بر صفر بودن میانگین اجزای آزمون پذیرفته می شود و همچنین برای آزمون همسانی واریانس از آزمون وایت^۲ استفاده نموده ایم که با توجه به آماره احتمال این آزمون که بالاتر از ۵٪ است فرضیه H_0 مبتنی بر همسانی واریانس پذیرفته می شود.

۱- اندازه عرضه اولیه به حجم انتشار سهام در روز عرضه اولیه اشاره داشته و از طریق اطلاعات ثبت شده در سازمان بورس و اوراق بهادار به دست می آید.

۲- شهرت پذیره نویس با عنوان میزان اعتبارپذیره نویس اوراق بهادار تعریف شده و از آنجایی که در ایران شرکت های پذیره نویسی تحت نظارت مستقیم سازمان بورس و اوراق بهادار بوده و قوانین آن توسط سازمان بورس اوراق بهادار تعیین می شود، همه آنها از درجه اعتبار یکسانی برخوردارند.

۳- اندازه شرکت که از طریق لگاریتم دارایی های کل بدست می آید.

جدول ۱: آزمون پیش فرض ها

نتیجه آزمون	احتمال آماره F و t	آزمون پیش فرض ها
تایید می شود	۰/۵۸	آزمون میانگین صفر
تایید می شود	۰/۷۲	آزمون وایت

بهادار تهران در طول سال های ۱۳۸۵-۱۳۹۰ استخراج شده است، بنابراین هر متغیر می تواند ۳۶ مشاهده داشته باشد. آماره های توصیفی محاسبه شده شامل حداقل، حداکثر، میانگین و انحراف معیار است.

جدول شماره ۲ حاوی آمار توصیفی داده های مورد مطالعه برای استفاده در رگرسیون خطی است. با توجه به اینکه اطلاعات و داده های آماری با استفاده از داده های ۳۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق

1 Ordinary Least Squares

2 White Heteroskedasticity Test

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر آماره	تعداد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
نقد شونگی بازار ثانویه	۳۶	۰	۷۶۱۶,۵۹۹	۴۳۹/۱۹	۱۶۴۳,۷۲
قیمت عرضه اولیه	۳۶	۱۰۰۱	۲۷۱۴۷	۴۹۶۷/۵۸	۶۰۵۲/۵۸
اندازه شرکت	۳۶	۱۱/۸۲	۱۹/۸۲	۱۵/۸۸	۱/۷۹
عمر شرکت	۳۶	۱/۳۶	۴/۸۲	۳/۰۴	۰/۷۸
اندازه عرضه اولیه	۳۶	۰/۶۶	۲۲۳۰	۲۲۳/۷۵	۴۱۴/۰۲

شاخص پراکندگی انحراف معیار ۱/۷۹ را نشان می‌دهد که میزان پراکندگی این متغیر در شرکت‌های مختلف پایین است.

آزمون فرضیه

همانطور که در جدول ۳ مشهود است، احتمال آماره F کل مدل ۰,۰۰۱ است، لذا می‌توان گفت کل رگرسیون در سطح ۹۹٪ اطمینان معتبر است. در عین حال باید دانست که این واقعیت در نمونه انتخاب شده رخ داده است و ممکن است در نمونه‌های دیگر این شدت همبستگی کم و زیاد شود.

همانطور که از جدول ۲ مشخص است اختلاف میان حداقل و حداکثر داده‌ها بیانگر دامنه مناسب برای استفاده از متغیرهاست. نتایج بدست آمده از شاخص‌های گرایش مرکزی و پراکندگی داده‌های مشاهده شده نشان داده است که نسبت نقدشوندگی و قیمت عرضه اولیه بالاترین انحراف معیار را دارد که خبر از پراکندگی بیشتر و کاهش انسجام در جامعه مورد بررسی را دارد که برای جلوگیری از کوچک شدن نمونه، مشاهدات حذف نشده‌اند. قیمت عرضه اولیه با میانگین ۴۳۹/۳۶ و انحراف معیار ۱۶۴۳/۷۲ دارای میزان پراکندگی بالا در شرکت‌های مختلف است. میانگین اندازه شرکت، معادل ۱۵/۸۸ است و

جدول ۳: نتایج آزمون

متغیرهای مستقل و کنترل	ضریب	آماره t	احتمال آماره t
نقدشوندگی	۰,۶۲۶	۴,۶۸۵	۰,۰۰۰
اندازه عرضه اولیه	-۰/۲۶۳	۰/۱۲۱	0.01
اندازه شرکت	-۰/۲۴۱	۰/۱۵۷	7۲0.
عمر شرکت	-۰/۰۵۵	۰/۷۴۹	0.48
شهرت پذیره نویس	۰	۰	۸۷0.
پوریسک	۰/۰۲۶	۰/۸۷۸	0.01
آماره F	۲۱,۹۴۸	احتمال آماره F	۰,۰۰۱
ضریب R ²	۰,۳۹۲	ضریب R ² تعدیل شده	0.374

متغیر وابسته: قیمت عرضه اولیه

تأثیر متغیرهای کنترلی

این پژوهش رابطه منفی را بین اندازه عرضه اولیه و قیمت عرضه اولیه در سطح ۹۵٪ اطمینان نشان می‌دهد و همچنین با توجه به آماره ۰,۲۷، بین اندازه شرکت و قیمت عرضه اولیه، ارتباط بین این دو متغیر رد می‌شود. نتایج حاصل از آزمون ارتباط عمر شرکت‌ها و شهرت پذیره نویس را با قیمت عرضه اولیه رد می‌کند. همینطور ارتباط مثبت میان تعلق به صنایع پر ریسک و قیمت عرضه اولیه تأیید می‌شود.

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش، رابطه بین قیمت عرضه اولیه و نقدشوندگی بازار ثانویه در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون نشان می‌دهد بین نقدشوندگی بازار ثانویه و قیمت عرضه اولیه رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ یعنی می‌توان گفت هر چه سهم نقدشونده‌تر باشد، قیمت گذاری بالاتر است، زیرا با نقد شونده‌تر بودن سهم، ریسک عدم فروش آن کاهش یافته در واقع آن سهم در نزد مردم جذاب شده و گردش آن در بازار بیشتر می‌شود و بازار را به حرکت در می‌آورد. همانطور که پیشتر اشاره شد نقد شوندگی بالا و امکان تغییرات سریع در قیمت سهم، موجب جذاب شدن سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار را برای سرمایه گذاران می‌شود. یافته‌ها همچنین اثر سایر متغیرهای کنترلی؛ همچون اندازه عرضه اولیه، اندازه شرکت، عمر شرکت، شهرت پذیره نویس و تعلق به صنایع پرریسک مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج این پژوهش منطبق بر پژوهش‌های فانگ و همکاران (۲۰۰۹)، (آمیهود و مندلسون ۱۹۸۶) و گامبرس و همکاران (۲۰۰۳) ادمانس (۲۰۰۹) و خانان و

براساس نتایج به دست آمده t با مقدار $۴/۶۸۵$ دارای سطح معنی داری کوچکتر از $۰/۰۵$ است که نشان می‌دهد شیب نقدشوندگی و قیمت عرضه اولیه مستقیم و معنادار است. به بیان دیگر با توجه به اینکه آماره t محاسبه شده به صورت مثبت بزرگتر از $۱/۹۶$ است، بنابراین فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد و فرضیه مخالف مبنی بر وجود تاثیر مثبت پذیرفته شده است. در نتیجه می‌توان پذیرفت که در جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین میزان نقدشوندگی و قیمت عرضه اولیه آنها رابطه مثبت و مستقیم وجود دارد. بنابراین نقدشوندگی بازار ثانویه اثر مثبت بر قیمت عرضه اولیه و رابطه‌ای مستقیم با آن دارد. یعنی اگر نقدشوندگی بازار ثانویه افزایش یابد، قیمت عرضه اولیه نیز افزایش می‌یابد. این بدان معناست که به نظر می‌رسد سرمایه گذاران در سهام شرکت‌های تازه پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار حاضرند مبلغ بیشتری برای بدست آوردن سهام شرکت‌هایی که از قابلیت معامله بالاتری برخوردارند، پردازند. ضریب تشخیص این مدل بیانگر این است که $۳۹۲/۰$ از تغییرات قیمت عرضه اولیه درقبال یک واحد انحراف استاندارد تغییرات میزان نقدشوندگی قابل تبیین است و معیاری برای نیکویی برآزش معادله رگرسیون است، که نشانگر این است که با افزایش یک واحد در نقدشوندگی بازار ثانویه افزایشی معادل $۰/۴۰$ در قیمت عرضه اولیه رخ می‌دهد. همچنین با توجه به آماره F مدل رگرسیون برآزش شده معنادار است و متغیر نقدشوندگی بازار ثانویه تاثیر معناداری بر قیمت عرضه اولیه دارد. به عبارت دیگر، تغییرات قیمت عرضه اولیه با تغییرات نقدشوندگی بازار ثانویه همسو است.

۳. رودگر، زهیر (۱۳۹۰) "بررسی و مقایسه قابلیت نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران در مقاطع مختلف"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.
۴. زارع استخریجی، مجید (۱۳۸۱) "بررسی عوامل موثر بر قابلیت نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران" پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشگاه امام صادق (ع)
۵. طالب نیا، قدرت اله (۱۳۷۲) "مشکلات روش های قیمت گذاری سهام شرکت های مشمول واگذاری در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه رساله دکتری، دانشگاه تهران.
۶. مرادی، زهرا (۱۳۸۸) "بررسی قیمت گذاری سهام عرضه اولیه (IPO)، در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان نامه رساله دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.
۷. یاور، سعید (۱۳۷۷) "بررسی عوامل موثر بر محاسبه و مقدار ریسک سیستماتیک بتا"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرکز.

8. Admati, Pfleiderer (2009). "The 'Wall Street walk' and shareholder activism: exit as a form of voice". Review of Financial Studies 2645-2685.
9. Amihud, Y., Mendelson, H (2008) "Liquidity, the Value of the Firm, and Corporate Finance". Journal of Financial Applied Corporate Finance
10. Amihud, Y., Mendelson, H., (2006) "The Liquidity Route to a Lower Cost of Capital". Journal of Financial Applied Corporate Finance
11. Amihud, Y. (2002). "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects". Journal of Financial Markets. Vol. 5, pp. 31-56
12. Amihud, Y. and Mendelson, H. (1986). Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. Journal of Financial Economics, Vol. 17, pp. 223-249
13. Antonio Gledson de Carvalho, Rodrigo Andrade Tolentino, (2010) Effects of Price

سونتی (۲۰۰۴) و ساب رحمانیام و تیمان (۲۰۰۲) است. با توجه به مطالب عنوان شده می توان موارد ذیل را پیشنهاد نمود و فرا روی سایر متخصصان قرار داد.

پیشنادهای مبتنی بر نتایج پژوهش

۱- با توجه به اینکه مشخص گردید قیمت عرضه اولیه کاملاً همسو با نقد شونددگی بازار ثانویه است، پیشنهاد می شود استفاده کنندگان از بازار سرمایه در خرید سهام عرضه اولیه با توجه به قیمت، نقدشوندگی بازار ثانویه را در نظر گرفته و صرفاً به دلیل پایین بودن قیمت عرضه اولیه اقدام به خرید آن سهام نکنند.

پیشنادهایی برای پژوهش های آتی

- ۱- پیشنهاد می شود پژوهش حاضر به تفکیک صنایع مختلف انجام شود.
- ۲- پیشنهاد می شود رابطه زمان عرضه اولیه سهام (دوران رکود یا رونق) و قیمت عرضه اولیه بررسی گردد.
- ۳- پیشنهاد می شود تاثیر انواع ریسک های مرتبط با شرکت بر قیمت عرضه اولیه بررسی گردد.

منابع

۱. تاجیک نیا، الهام (۱۳۸۹) "تبیین عوامل مالی و غیرمالی بر عملکرد کوتاه مدت عرضه اولیه سهام در بورس اوراق بهادار تهران" پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.
۲. خانجمالی، حسن (۱۳۸۵) "بررسی کارایی نسبی قیمت گذاری سهام در صنایع منتخب با استفاده از مدل تحلیل پوششی داده ها"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده مدیریت و حسابداری.

26. Ibbotson, R. and J. Jaff (1975). "Hot Issue Markets" *Journal of Finance*. Vol. 4, pp. 1027-1042
27. Khanna, N., Sonti, R., (2004). "Value creating stock manipulation: feedback effect of stock prices on firm value". *Journal of Financial Markets*. Vol. 7, pp. 237-270
28. Kyle, A., Vila, J., (1991). "Noise trading and takeovers. Rand" *Journal of Economics*. Vol. 22, pp. 54-71
29. Leland H. E. and Pyle D. H., 1977, Information asymmetries, financial structure and financial intermediaries, *Journal of Finance*, Vol. 32, 125-135.
30. Loughran, T., Ritter and K. Rydquist. (1994). "Initial Public Offerings: International Insights." *Pacific-Basin Finance Journal* 2, pp. 165-199
31. Maug, E., (1998). "Large shareholders as monitors: is there a tradeoff between liquidity and control?" *Journal of Finance* 53, 65-98
32. Muscarella C. J. and Vetsuypens M.R., 1989, A simple test of Barron's model of IPO underpricing, *Journal of Financial Economics*, Vol. 24, pp. 12-135.
33. Palmiter, A., (2002). "Mutual fund voting of portfolio shares: why not disclose?" *Cardozo Law Review*, Vol. 23, pp. 1419-1491
34. Rock, K., (1986). Why New Issues are Underpriced, *Journal of Financial Economics*, Vol. 15, pp. 187-212
35. Subrahmanyam, A., Titman, S., (2001). "Feedback from stock prices to cash flows". *Journal of Finance*, Vol. 56, pp. 2389-2413.
36. WANG Hui; ZHOU Zongfang; PAN Heping (2012) The Influence of the Reputation of Finance Intermediaries on IPO Underpricing in China Growth Enterprise Markets (GEM) *Asian Journal of Finance & Accounting Journal*, V. 4 pp. 180-198
37. Welsch, Glenn A. Zlatkovich Charles T., (1989) "Intermediate Accounting", pp. 904
14. Bhide, A., (1993). "The hidden costs of stock market liquidity". *Journal of Financial Economics*. Vol. 34, pp. 31-51.
15. Baron, D. P. (1982), A model of the demand for investment banking advising and distribution services for new issues, *Journal of Finance*. 37, pp. 955-1067.
16. Chemmanur, T. J. (1993), "The Pricing of Initial Public Offerings: A Dynamic Model with Information Production," *The Journal of Finance*, V. 48, pp. 285-305.
17. Coffee, J. (1991). "Liquidity versus control: the institutional investor as corporate monitor". *Columbia Law Review*. Vol. 91, pp. 1277-1368.
18. Edmans, A., (2009). "Blockholder trading, market efficiency and managerial myopia". *Journal of Finance*.
19. Fang, V. W., Noe, T. H., & Tice, S. (2009). Stock Market Liquidity and Firm Value. *Journal of Financial Economics*, V. 94, pp. 150-169.
20. - Fitriya Fauzi, Nirosha Hewa-Wellalage, Stuart Locke (2012) The Global Financial Crisis' Impact on Short-term Performance of IPO: The Case Study of New Zealand Firms' IPOs, *Asian Journal of Finance & Accounting* V. 4 pp. 180-198
21. Grinblatt, M., & Hwang, C. Y. (1989). Signaling and the pricing of new issues. *Journal of Finance*, V. 44, pp. 393 - 420.
22. Holmstrom, B., Tirole, J. (1993). "Market liquidity and performance monitoring". *Journal of Political Economy*. Vol. 101, pp. 678-709
23. Holmstrom, B., Tirole, J. (2001). "LAPM: liquidity-based asset pricing model". *Journal of Finance*. Vol. 56, pp. 1837-1867.
24. Hui and B. Huebel, (1984). Comparative Liquidity Advantages Among Major U.S. Stock Markets, DRI Financial Information Group Study Series,
25. Ibbotson, R, G, (1975). "Price Performance of Common Stock New Issues" *Journal of Financial Economics*, Vol. 2, pp. 235-272

مقایسه رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه شده بر اساس مدل‌های مبتنی بر روش‌های همبستگی ثابت و شرطی پویا

غلامرضا منصورفر^{۱*}، حمزه دیدار^۲، میر سعید محمدی^۳

۱- استادیار علوم مالی گروه حسابداری دانشگاه ارومیه

g.mansourfar@urmia.ac.ir

۲- استادیار حسابداری گروه حسابداری دانشگاه ارومیه

h.didar@urmia.ac.ir

۳- کارشناسی ارشد حسابداری

mirsaeedmohammadi@yahoo.com

چکیده

مسئله انتخاب سبد دارایی بهینه همواره یکی از دغدغه‌های ذهنی سرمایه‌گذاران بوده است. درحالی که مارکویتز از همبستگی ثابت در مدل خود بهره می‌برد، مطالعات اخیر از ثابت نبودن همبستگی بین متغیرها در طول زمان حکایت دارند. بر همین اساس، پژوهش حاضر ابتدا در پی بررسی همسانی ماتریس‌های همبستگی بین بازدهی بازار مالی کشورهای نوظهور جنوب شرق آسیا، کشورهای در حال توسعه منطقه خاورمیانه و کشورهای توسعه یافته بوده و سپس با توسعه مدل مارکویتز سعی در مقایسه رفتار سبد دارایی‌های بهینه شده مبتنی بر دو مدل "همبستگی پویا" و "همبستگی ایستا" توسط الگوریتم توابع برازش چندگانه ژنتیکی را دارد. یافته‌های پژوهش حاضر حکایت از نابرابر بودن ماتریس‌های همبستگی بازدهی در طول دوره مطالعه دارد. همچنین رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه شده مبتنی بر مدل پویا و مدل ایستا تفاوت معنی داری با هم دارد. این درحالی است که در هر سه گروه از کشورهای مورد مطالعه، مدل پویا سطوح بازده بالاتری را ارائه داده و بازده گسترده‌تری از ریسک را برای سرمایه‌گذار پیشنهاد می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: بهینه‌سازی سبد دارایی - الگوریتم توابع برازش چندگانه ژنتیکی (MFFGA) - همبستگی شرطی پویا (DCC) - رفتار سبد دارایی.

مقدمه

در موضوع‌های مالی سبد دارایی را می‌توان به معنی ترکیب و یا مجموعه‌ای از دارایی‌های مورد سرمایه‌گذاری دانست که به وسیله یک موسسه و یا یک فرد نگهداری می‌شوند. انتخاب بهینه سبد دارایی به منظور حداکثرسازی سود، با در نظر گرفتن سطح ریسک، و یا کاهش ریسک در سطح معینی از بازدهی، یکی از اصلی‌ترین دغدغه‌های سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. در قیاس با رشد روزافزون استفاده از سبد دارایی‌ها و وجود ادبیات و پیشینه غنی در این زمینه همچنان پرسش‌های بی‌پاسخ فراوانی در این خصوص وجود دارد.

هدف از بهینه‌سازی، تعیین میزان تخصیص وجه به هر دارایی به گونه‌ای است که بازده مجموعه دارایی، حداکثر و ریسک آن، حداقل گردد. در این زمینه روش‌های موجود برای انتخاب سبد دارایی بهینه از کارایی کافی برخوردار نبوده و لذا برای این هدف استفاده از الگوریتم‌های فراابتکاری مورد توجه قرار گرفته است [۷]. الگوریتم توابع برآزش چند گانه ژنتیکی (MFFGA)^۱ نیز یکی از الگوریتم‌های فراابتکاری مورد استفاده برای بهینه‌سازی سبد دارایی‌ها به شمار می‌رود [۲۵].

همچنین، یکی از مباحث مورد توجه، بحث مربوط به همبستگی بین متغیرها است. پژوهش‌های بسیاری از جمله لانگین و سولنیک [۲۴]، تسه [۳۵] و شپارد و انگل [۱۲] نشان دادند که همبستگی بین بازدهی‌ها ثابت نبوده و در طول زمان تغییر می‌کند. به همین منظور، یکی از روش‌های مورد استفاده برای اعمال تاثیر گذشت زمان در همبستگی بین متغیرها روش همبستگی شرطی پویا (DCC)^۲ است. این روش مزایای عملی مناسبی دارد؛

بطوریکه، مثبت بودن وابستگی ماتریس همبستگی شرطی را در هر نقطه از زمان تضمین می‌کند. همچنین در این روش پارامترها بصورت خطی رشد کرده و باعث می‌شود که این روش یک مدل صرفه‌جو بحساب آید [۱۱].

طرح مسأله

مسأله انتخاب سبد دارایی بهینه همواره یکی از نظریه‌های مورد پرسش در بازار سرمایه بوده است. در واقع، تصمیم‌گیری بهینه برای سرمایه‌گذاری، میزان مطلوبیت مورد انتظار سرمایه‌گذار را (طی افق برنامه‌ریزی) بیشینه می‌سازد. تابع مطلوبیت هر سرمایه‌گذار با توجه به ترجیحات شخص تعیین می‌شود که لزوماً با سایر سرمایه‌گذاران یکسان نخواهد بود. در این خصوص، ریسک و بازدهی معیارهایی هستند که میزان مطلوبیت سرمایه‌گذار را از انتخاب مجموعه دارایی مورد سرمایه‌گذاری مشخص می‌کنند.

تاکنون مدل‌های زیادی برای انتخاب سبد دارایی بهینه ارائه شده است که هر یک با توجه به شرایط و محدودیت‌هایی طرح شده‌اند. اگرچه این مدل‌ها از لحاظ نظری با روش‌های برنامه‌ریزی ریاضی قابل حل هستند، اما در عمل مشکلاتی در این زمینه وجود دارد.

از جمله این مدل‌ها می‌توان به نظریه سبد دارایی مدرن اشاره کرد. این تئوری اولین بار توسط مارکوویتز در سال ۱۹۵۲ معرفی شد. اهمیت این تئوری که به مدل M-V^۳ نیز معروف است، به حدی بود که جایزه نوبل اقتصاد را برای مارکوویتز به همراه داشت و همچنان بعد از گذشت سال‌ها، جایگاه خود را در زمینه مسایل انتخاب سبد دارایی حفظ کرده است. مدل M-V مارکوویتز به ترکیب مطلوب اوراق بهادار می‌پردازد،

1 Multiple Fitness Function Genetic Algorithm
2 Dynamic Conditional Correlation

به نحوی که ریسک آن سبد دارایی در ازای بازده معین به حداقل رسیده و یا بازده در ازای ریسک معین، بیشترین مقدار ممکن را داشته باشد.

پس از مارکویتز، منافع تشکیل و بهینه سازی سبد دارایی بطور وسیعی در پژوهش‌های تجربی و نظری بررسی شده است. در این خصوص از جمله موضوعاتی که توجه سرمایه‌گذاران و محققان بسیاری را به خود جلب کرده است تشکیل سبد دارایی بین‌المللی است.

طبق نظریه سولنیک، تنوع سازی سبد دارایی به شکل بین‌المللی که از سهام کشورهای مختلف تشکیل می‌یابد، منافع بیشتری در مقابل تنوع سازی در بازار بومی دارد. این برتری به دلیل وجود طیف گسترده‌ای از سهام و همبستگی پایین بین بازده شاخص‌های قیمت بازارهای بین‌المللی است [۲۶]. بر اساس این نظریه، سرمایه‌گذاری در بازار کشورهای مختلف منافع متعددی از جمله افزایش بازده و کاهش ریسک را برای سرمایه‌گذاران به دنبال دارد. بر اساس همین منافع، سرمایه‌گذاران مایل به بین‌المللی کردن سبد دارایی خود هستند [۸]. با این وجود، شواهد تجربی نشان دهنده وجود همبستگی بالا بین بازار مالی کشورهای توسعه یافته است [۹] که این خود بیانگر وجود منافع کم تنوع‌سازی برای سرمایه‌گذاران در این بازارهاست.

در این میان، توجه سرمایه‌گذاران بین‌المللی بیشتر به سمت کشورهای نوظهور معطوف شده است. از آنجا که کشورهای نوظهور دارای نرخ رشد اقتصادی بالاتر از میانگین جهانی هستند [۳۵]، مسلماً منافع بازده بالاتری را برای سرمایه‌گذاران فراهم خواهند ساخت. از سوی دیگر طبق مطالعات تجربی، بازارهای نوظهور دارای همبستگی و همگرایی پایینی با بازارهای توسعه یافته بوده و در نتیجه کاهش ریسک بیشتری را برای

سرمایه‌گذارانی که از سهام این بازارها در سبد دارایی خود استفاده می‌کنند نسبت به کسانی که صرفاً از سهام بازارهای توسعه یافته استفاده می‌کنند حاصل خواهد نمود [۱۹]، [۲۸]. همین عوامل دلیل اصلی افزایش جریان سرمایه‌گذاری سبد دارایی به بازارهای نوظهور از ۶ میلیارد دلار سال ۲۰۰۱ به ۷۳ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۲ باشد [۱۸].

و لیکن، مطالعات اخیر اکثراً به بررسی میزان "همگرایی" بازارهای نوظهور با بازارهای بین‌المللی پرداخته و توجه کمی پیرامون "چگونگی" تنوع‌سازی و "انتخاب سبد دارایی" بهینه کرده‌اند [۲۶]. همچنین، از بین معدود پژوهش‌های انجام گرفته پیرامون موضوع بهینه سازی سبد دارایی نیز غالب آنها از چارچوب مدل کلاسیک مارکویتز استفاده کرده‌اند.

علیرغم استفاده گسترده از مدل M-V در بهینه‌سازی سبد دارایی که در آن از مفهوم و روش همبستگی ثابت بین بازده سهام استفاده می‌شود، محققانی چون سولنیک، تسه، انگل و... نشان داده‌اند که همبستگی بین متغیرها نه تنها ثابت نبوده، بلکه در طول زمان تغییر پیدا می‌کند. در حالی که مارکویتز در مدل میانگین-واریانس خود از مفهوم و روش همبستگی ثابت بین بازده سهام بهره جسته است.

با توجه به مطالب ذکر شده، پژوهش حاضر با بررسی تغییرپذیری ماتریس‌های همبستگی بازدهی بین شاخص‌های قیمت بازارهای مورد مطالعه، سعی در ارزیابی و اثبات ثابت نبودن همبستگی بین بازدهی‌ها در طول زمان را دارد. همچنین با توسعه مدل M-V مارکویتز و معرفی مدل M-VDCC، در پی مقایسه رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه شده مبتنی بر دو مدل کلاسیک و توسعه یافته مارکویتز توسط الگوریتم MFFGA است. بر همین اساس پاسخ‌گویی به دو

پرسش زیر جزو اهداف اصلی پژوهش حاضر به شمار می‌رود:

- ۱- آیا ماتریس ضرایب همبستگی بین بازدهی شاخص‌های قیمت، در طول زمان ثابت است؟
- ۲- آیا رفتار سبد دارایی‌های بهینه بین‌المللی ایجاد شده با مدل کلاسیک مارکویتز (M-V) و مدل توسعه یافته مارکویتز (M-VDCC) تفاوت معنی‌داری باهم دارند؟

ادبیات پژوهش

برای اولین بار گروبل [۱۶] نظریه مدرن سبد دارایی را برای بررسی مزایای بالقوه و بلند مدت نگهداری دارایی‌های بین‌المللی بکار برده است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که اگر سرمایه‌گذاران آمریکایی بخشی از سرمایه خودشان را به بازارهای سرمایه خارجی تخصیص دهند، می‌توانند شاهد کاهش چشمگیر ریسک و افزایش فرصت‌های بازده سبد دارایی باشند. به دنبال گروبل منافع تنوع‌سازی بین‌المللی سبد دارایی توسط سرنات [۳۰]، سولنیک [۳۲] و لسارد [۲۳] نیز بررسی شده است. برای مثال، سولنیک متوجه شد که تنوع‌سازی بین‌المللی سبد دارایی با استفاده از سهام کشورهای آمریکا، آلمان و سوئیس ریسک سبد بین‌المللی سهام را نسبت به سبدی که صرفاً از سهام بازار آمریکا تشکیل شده باشد، تقریباً تا نصف کاهش می‌دهد.

در کنار پژوهش‌های زیادی که در زمینه بین‌المللی کردن سبد دارایی در میان کشورهای توسعه یافته انجام یافته در میان کشورهای نوظهور نیز توجه خاصی به این موضوع شده است. در این خصوص می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

از جمله پژوهش‌های انجام گرفته در منطقه خاورمیانه می‌توان موارد زیر را برشمرد:

آبراهام و همکاران [۶] با استفاده از چارچوب M-V مارکویتز به بررسی منافع تنوع‌سازی سبد دارایی بین‌المللی در بین کشورهای نوظهور حوزه خلیج فارس پرداختند. نتایج پژوهش‌های ایشان نشان داد که این کشورها دارای همبستگی پایینی با بازارهای بین‌المللی بوده و شرایط مناسبی را برای سرمایه‌گذاران بین‌المللی فراهم می‌کند.

منصورفر و همکاران [۲۶] در پژوهشی به بررسی همبستگی درون گروهی و منافع تنوع‌سازی سبد دارایی بین‌المللی در بین کشورهای همکار خلیج فارس (GCC) پرداختند. نتایج پژوهش‌های ایشان نشان داد که هیچ گونه همبستگی درون گروهی بین این کشورها وجود نداشته و در نتیجه، منافع متعددی برای سرمایه‌گذاران بین‌المللی می‌تواند فراهم کنند.

در خصوص پژوهش‌های صورت گرفته در منطقه جنوب شرق آسیا نیز پژوهش‌های زیر صورت گرفته‌اند:

همچنین تاو و دالی [۳۴] به بررسی رابطه بلند مدت بازارهای جنوب شرق آسیا با یکدیگر پرداخته نشان دادند که کشورهای اندونزی، مالزی، تایلند، سنگاپور، ویتنام و فیلیپین در بلند مدت دارای هم‌جمعی بوده و برای سرمایه‌گذاران محلی منافع چندانی را تامین نمی‌کند.

منصورفر [۲۵] در پژوهشی به بررسی منافع متنوع‌سازی سبد دارایی‌های بین‌المللی سرمایه‌گذاران جنوب شرق آسیا در کشورهای نوظهور خاورمیانه با بهره‌گیری از چارچوب M-V و M-LPM و استفاده از الگوریتم توابع برازش چند گانه (MFFGA) پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان دادند که متنوع‌سازی سبد

متغیر بودن همبستگی بین شاخص قیمت این بازارها را در تنوع‌سازی سبب دارایی‌های بین‌المللی باید مدنظر قرار داد.

پنگ و دنگ [۲۹] به بررسی همبستگی شرطی پویای بین بازارهای هنگ کنگ و ژاپن پرداختند. آنها با استفاده از مدل‌های GARCH-DCC چند متغیره به این نتیجه رسیدند که همبستگی بین این دو بازار بر اساس زمان و نوسانات هر بازار تغییر می‌کند. همچنین تجزیه و تحلیل داده‌های تجربی بدست آمده از بازار دو کشور حکایت از افزایش همبستگی بین بازارهای هنگ کنگ و ژاپن در طی سال‌های اخیر دارند.

یلماز [۳۷] در پژوهشی با عنوان "بهبود بهینه‌سازی سبب دارایی بوسیله DCC و DECO-GARCH^۱:" شواهدی از بازار استانبول^۲ به مقایسه سبب دارایی بهینه با روش DCC و DECO با سایر روش‌ها پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان داد که سبب دارایی‌های بهینه شده بوسیله DCC و DECO دارای کارایی بیشتری نسبت به سایر روش‌هاست. این نتایج نشان دهنده تاثیر همبستگی پویا در بهینه‌سازی سبب دارایی در بازار ترکیه است.

عرووری و نگیان [۷] در پژوهشی به بررسی ویژگی‌های زمانی مختلف همجمعی بازار اوراق بهادار در داخل منطقه خلیج فارس و بین بازارهای خلیج فارس و بازار جهان پرداختند. آنها از داده‌های روزانه در طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۰۸ استفاده کرده و از روش DCC برای ارزیابی همبستگی آنها استفاده کردند. نتیجه بدست آمده نشان داد که همبستگی بین بازارهای خلیج فارس و بازارهای جهان بسیار کوچک است. بنابراین امکان انتفاع از فرصت‌های تنوع‌سازی بین‌المللی در این منطقه وجود دارد.

دارایی‌های سرمایه‌گذاران جنوب شرق آسیا در منطقه خاورمیانه در کوتاه مدت منافع بیشتری را نسبت به متنوع‌سازی در بلند مدت فراهم می‌کند.

در ارتباط با کشورهای نوظهور اروپایی و امریکای لاتین پژوهش‌های زیر قابل ذکر هستند:

گیلمور و همکاران [۱۵] و کایس و همکاران [۱۳] در پژوهش‌های جداگانه‌ای به بررسی رابطه بین کشورهای نوظهور اروپای مرکزی با کشورهای توسعه یافته پرداختند. این پژوهشگران با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی به این نتیجه رسیدند که کشورهای نوظهور مورد مطالعه با کشورهای توسعه یافته همجمع نبوده و برای سرمایه‌گذاران بین‌المللی دارای منافع متعددی هستند.

لسارد [۲۲] به بررسی تنوع‌سازی بین‌المللی سبب دارایی در بین کشورهای آمریکای لاتین پرداخت. پژوهش او در مورد چهار کشورهای آرژانتین، برزیل، شیلی و کلمبیا نشان داد که این کشورهای دارای همبستگی پایینی با یکدیگر بوده، لذا تنوع‌سازی سبب دارایی با استفاده از این کشورها توأم با منافع مرتبط با کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خواهد بود.

در ارتباط با پژوهش‌های صورت گرفته در مورد بکارگیری مدل‌های همبستگی شرطی پویا برای مباحث مربوط به سبب دارایی نیز می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

ناوایی و همکاران [۲۷] در پژوهشی به بررسی پدیده هم‌جمعی مالی در طی بحران مالی ناشی از وام-های بدون پشتوانه آمریکا با استفاده از مدل‌های DCC پرداختند. جامعه آماری این پژوهش متشکل از ۵ کشور توسعه یافته و ۱۰ کشور نوظهور است. نتایج پژوهش ایشان نشان داد که استفاده از مدل‌های DCC برای بررسی روابط بین بازارهای مالی بسیار سودمند بوده و

دارای مشکلاتی است. با توجه به مطالب فوق و بررسی ادبیات موجود، انجام پژوهش در خصوص بهینه‌سازی سبد دارایی بین‌المللی با توجه خاص به پویایی همبستگی بازدهی‌ها امری ضروری و اجتناب‌ناپذیر است. بدین منظور پژوهش حاضر با وارد کردن مدل همبستگی شرطی پویا در مدل M-V و تعریف مدل توسعه‌یافته M-VDCC و استفاده از روش فرا ابتکاری الگوریتم MFFGA به بررسی پویایی همبستگی بازدهی‌ها و اهمیت آن در تشکیل سبد دارایی بین‌المللی می‌پردازد.

روش پژوهش

یکی از پرکاربردترین مدل‌ها برای انتخاب سبد دارایی، مدل مارکوویتز است. این مدل که به مدل M-V مشهور است همبستگی بین بازده دارایی‌های موجود در سبد دارایی را ثابت فرض می‌کند.

عبدالعلی‌زاده و عشقی [۳] نیز همچون تسه شپارد وانگل و بسیاری دیگر از پژوهشگران به بیان مشکلات مدل M-V پرداخته و به طور خاص بیان می‌دارند که در این مدل برای نشان دادن همبستگی بین متغیرها از کوواریانس بین آنها استفاده می‌شود که در طول زمان مقدار آن ثابت است در حالی که مطالعات تجربی از ثابت نبودن همبستگی متغیرها در سیر زمان خبر می‌دهند.

برهمن اساس، پژوهش حاضر پس از بررسی آماری پویایی همبستگی بین بازدهی‌ها در طول دوره مورد مطالعه با ترکیب مدل همبستگی شرطی پویا با مدل مارکوویتز، مسأله بهینه‌سازی سبد دارایی را براساس رویکرد توسعه‌یافته M-VDCC مدل‌سازی نموده و با استفاده از الگوریتم MFFGA رفتار سبد دارایی‌های

گارسیا و لوگر در سال [۱۴] از همبستگی پویا برای برآورد ریسک و مدیریت سبد دارایی در حین بحران‌های مالی استفاده کردند. آنها از چهار مدل CCC، DCC، TVC^۱ و مدل DECO برای بررسی مسأله انتخاب سبد دارایی بهینه بهره بردند. نتایج پژوهش آنها حاکی از آن است که هرچند همبستگی بین‌المللی در طول بحران مالی روز به روز تغییر می‌کند و اما نوسان‌های چشمگیری در همبستگی بین کشورهای نوظهور و توسعه یافته مورد مطالعه در این برهه به چشم نمی‌خورد.

هوانگ [۱۷] با استفاده از مدل DCC به بررسی ارتباط بین بازارهای منطقه آسیا و ارتباط بین کشورهای آسیایی و بازار آمریکا در دوره بین ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ می‌پردازد. نتایج پژوهش از وجود همبستگی بالا در بین بازارهای مالی در طی بحران مالی سال ۲۰۰۸ حکایت دارد. در نتیجه، هیچ گونه منافع ناشی از تنوع‌سازی بین‌المللی در طی این سال‌ها وجود ندارد. همچنین هوانگ اشاره می‌کند که بازار مالی آمریکا تأثیر چشمگیری بر روی بازارهای آسیایی دارد.

بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد پژوهش‌های گسترده‌ای در زمینه تنوع‌سازی سبد دارایی بین‌المللی در بین کشورهای توسعه یافته و نوظهور صورت گرفته است. همچنین، اکثر پژوهش‌های انجام گرفته به بررسی امکان تنوع‌سازی سبد دارایی و سودآوری ناشی از آن با استفاده از روش‌های همجمعی پرداخته و توجه کمی پیرامون موضوع نحوه انتخاب سبد دارایی و روش‌های بهینه کردن آن شده است.

از سوی دیگر، محدود پژوهش‌های صورت گرفته در خصوص بهینه‌سازی سبد دارایی بین‌المللی نیز از چارچوب M-V بهره جسته‌اند که این چارچوب نیز

برای بررسی فرضیه دوم، با بهره‌گیری از الگوریتم MFFGA خطوط کارای سبد دارایی‌های بهینه بر اساس دو مدل M-VDCC و مدل M-V ترسیم و رفتار سبد دارایی‌های بهینه مورد مقایسه قرار می‌گیرد. همانگونه که اشاره شد، مسأله انتخاب سبد دارایی بهینه همواره یکی از دغدغه‌های ذهنی سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه بوده است. تاکنون مدل‌های زیادی برای حل مسأله انتخاب سبد دارایی بهینه ارائه شده است که هر یک با توجه به شرایط و محدودیت‌هایی طرح شده‌اند. از جمله مشهورترین مدل‌ها، مدل M-V مارکوویتز است که در سال ۱۹۵۲ برای حل مسأله انتخاب سبد دارایی بهینه مطرح شد.

مدل M-V بصورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{Max} R_p &= \sum_{i=1}^N r_i x_i \\ \text{Min} \sigma_p &= \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j \text{cov}_{ij}} \\ \text{Subject to} \\ \sum_{i=1}^N x_i &= 1 \\ x_i &\geq 0 \quad i=1,2,3,\dots,N \end{aligned}$$

که در مدل فوق داریم:

R_p = بازده سبددارایی که به صورت درصد بیان می‌شود.
 x_i = درصد دارایی (سهام) i ام در سبددارایی اوراق بهادار.

r_i = بازدهی دارایی (سهام) i ام

N = تعداد سهام موجود در بازار

σ_p = انحراف معیار (ریسک) سبددارایی

cov_{ij} = کوواریانس بین نرخ‌های بازده شرکت‌های i و j

که در آن، $\text{cov}_{ij} = r_{ij} \sigma_i \sigma_j$ است.

بهینه بین‌المللی مبتنی بر مدل‌های M-V و M-VDCC را مورد مقایسه قرار می‌دهد.

برای بررسی پرسش اول که برابری ماتریس‌های همبستگی بازدهی شاخص‌های قیمت بازارهای مطالعه را ارزیابی می‌کند، شاخص‌های قیمت بازارهای مذکور جمع‌آوری شده و بازدهی ماهانه بین آنها محاسبه می‌شود. سپس برابری ماتریس‌های همبستگی تشکیل شده با استفاده از آزمون Jennrich مورد بررسی قرار می‌گیرند.

جنریچ در سال ۱۹۷۰ برای ارزیابی برابری ماتریس‌های کوواریانس و ماتریس‌های همبستگی آزمون Jennrich را مطرح کرد. از این آزمون برای مقایسه ماتریس‌های همبستگی نمونه‌های مستقل از دو جامعه نرمال استفاده می‌شود. این آزمون از آماره χ^2 با $\frac{K(K-1)}{2}$ درجه آزادی بهره می‌برد که K نشان دهنده تعداد متغیرهاست.

برهمن اساس آزمون Jennrich بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$J = \left(\frac{1}{2}\right) \times \text{tr}(Z^2)$$

Subject to

$$\begin{aligned} Z &= \sqrt{c} \bar{R}^{-1} (R_1 - R_2) \\ \bar{R} &\equiv (\bar{r}_{ij}) = \frac{n_1 R_1 + n_2 R_2}{n_1 + n_2} \\ \bar{R}^{-1} &= (\bar{r}_{ij}) \times \text{tr}(0) \\ C &= \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} \end{aligned}$$

در مدل بالا داریم:

R_i = ماتریس همبستگی

n_i = تعداد نمونه

\bar{r}_{ij} = درایه ماتریس R

بر اساس آزمون فوق، برابری ماتریس‌های همبستگی در طول دوره مطالعه مورد ارزیابی قرار گرفته و فرضیه اول پژوهش بررسی می‌شود.

در همین ارتباط، پژوهش‌های سولنیک و لانگین، تسه و انگل و شپارد نشان دادند که همبستگی بین متغیرها در طول زمان مقدار ثابتی نبوده و متغیر است، لذا استفاده از کوواریانس بین متغیرها در مدل ریسک صحیح نبوده و لزوم اعمال تاثیر گذشت زمان بر همبستگی بین بازدهی‌ها امری اجتناب‌ناپذیر به نظر می‌رسد. بر همین اساس، پژوهش حاضر با توسعه دادن مدل M-V مارکوویتز، رویکرد جدید و توسعه یافته M-VDCC را معرفی می‌کند.

این مدل به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{Max } R_p &= \sum_{i=1}^N r_{it} x_i \\ \text{Min } \sigma_p &= \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j \text{cov}_{ij,t}} \\ \text{Subject to} \\ \text{cov}_{ij,t} &= \rho_{ij,t} \sqrt{\text{var}_{i,t} \text{var}_{j,t}} \\ \sum_{i=1}^N x_i &= 1 \\ x_i &\geq 0 \quad i=1,2,3,\dots,N \end{aligned}$$

R_p = بازده سبددارایی که به صورت درصد بیان می‌شود.

x_i = درصد دارایی (سهم) i ام در سبددارایی اوراق بهادار

r_{it} = بازده سهم i در زمان t

N = تعداد سهام موجود در بازار

σ_p = انحراف معیار (ریسک) سبددارایی

$\text{cov}_{ij,t}$ = کوواریانس بین سهم i و j در زمان t

$\rho_{ij,t}$ = همبستگی بین سهم i و j در زمان t

با توجه به مطالب ذکر شده برای اعمال تاثیر

گذشت زمان بر همبستگی بین بازدهی‌ها، از روش

همبستگی شرطی پویا که در سال ۲۰۰۲ توسط انگل مطرح شد استفاده شده است. اغلب همبستگی‌های متغیر زمانی، توسط مدل‌های چند متغیره GARCH تخمین زده می‌شوند. این مدل‌ها خطی نبوده و اغلب با روش‌های تک مرحله‌ای یا دو مرحله‌ای که مبتنی بر تابع راستنمایی هستند برآورد می‌شوند. همچنین، این مدل‌ها همبستگی شرطی را بطور مستقیم پارامترسازی کرده و زمانی که تعداد متغیرها در سیستم زیاد باشد بر محدودیت‌های محاسباتی مدل‌های چند متغیره غلبه می‌کند. از این رو نسبت به روش‌های دیگر از مزیت‌های زیر برخوردار است: اولاً مدل DCC-GARCH ضریب همبستگی باقیمانده‌های استاندارد شده را تخمین می‌زند در نتیجه ناهمسانی بطور مستقیم محاسبه می‌گردد. ثانیاً، مدل اجازه اضافه نمودن متغیرهای توضیحی اضافی را در معادله میانگین به منظور اندازه‌گیری عامل مشترک می‌دهد. ثالثاً، می‌توان از مدل چند متغیره GARCH برای بررسی بازدهی چندگانه دارایی بدون اضافه کردن تعداد زیادی پارامتر استفاده نمود.

بدین منظور، تخمین در دو مرحله انجام می‌گیرد:

۱- تخمین سری GARCH چند متغیره برای

هر کدام از متغیرها ۲- تخمین همبستگی شرطی اجزا
اخلال استاندارد بدست آمده از مرحله اول.

برهمن اساس همبستگی بین دو متغیر تصادفی r_1 و

r_2 که هر دو میانگین صفر دارند، به صورت زیر تعریف

می‌شود:

$$\rho_{12} = \frac{E(r_1 r_2)}{\sqrt{E(r_1^2) E(r_2^2)}}$$

مشابه با آن، همبستگی شرطی پویا بصورت زیر

تعریف می‌گردد:

$$\rho_{12t} = \frac{E_{t-1}(r_{1,t} r_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(r_{1,t}^2) E_{t-1}(r_{2,t}^2)}}$$

تعداد بسیار اندکی از راه حل‌های غیر مغلوب واقع در مرز بهینه پارتو قابل دستیابی است در صورتی که در جستجوی چند سویه امکان دستیابی به راه حل‌های غیر مغلوب و بهینه متعدد بیشتر از جستجوی یک سویه است [۳۱].

همچنین در الگوریتم MFFGA به منظور اینکه سرتاسر مرز بهینه پارتو مورد شناسایی قرار گیرد، روش طراحی یکنواخت بکار رفته است.

در پژوهش حاضر رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه تشکیل شده توسط الگوریتم توابع برازش چند گانه ژنتیکی برای دو مدل M-V و مدل M-VDCC، توسط آزمون Mann Whitney U مقایسه قرار می‌گیرند.

آزمون Mann Whitney U در سال ۱۹۴۵ برای بررسی دو گروه از مشاهدات مستقل ارایه گردید. فرض صفر در این آزمون بر این اساس قرار دارد که دو گروه از مشاهدات دارای میانگین یکسان است.

این آزمون بر پایه مقایسه تک تک مشاهدات گروه اول با تک تک مشاهدات گروه دوم قرار دارد. بر این اساس داده‌ها باید بصورت صعودی مرتب شوند. سپس هر داده از گروه اول با داده متقابل در گروه دوم بصورت جداگانه مورد مقایسه قرار می‌گیرد. بیشترین تعداد زوج‌های مورد مقایسه برابر است با $n_x \times n_y$ که n_x برابر است با تعداد مشاهدات گروه اول و n_y برابر است با تعداد مشاهدات گروه دوم.

آزمون Mann whitney U برای هر یک از گروه‌ها آماره U را محاسبه می‌کند. این آماره برای هر یک از گروه‌ها بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} - R_1$$

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2 + 1)}{2} - R_2$$

پس از تشکیل ماتریس‌های همبستگی شرطی پویا از الگوریتم MFFGA برای بهینه‌سازی و ترسیم خطوط کارای بهینه استفاده می‌شود. همانگونه که در تعریف بهینه‌سازی بیان شد، بهینه‌سازی با جستجوی راه حل‌ها در مجموعه‌ای از انتخاب‌های ممکن به منظور بهینه کردن یک معیار (ضابطه) مشخص سر و کار دارد. اگر تنها یک معیار وجود داشته باشد، مسأله بهینه‌سازی یک هدفه پیش می‌آید که در ۵۰ سال گذشته بطور جامع مورد مطالعه قرار گرفته است. با وجود بیش از یک معیار که بطور همزمان باید بهینه شوند، مسأله بهینه‌سازی چند هدفه پیش می‌آید. مسائل بهینه‌سازی چند هدفه از اوایل دهه ۱۹۶۰ بطور فزاینده‌ای توسط محققان مختلف مورد مطالعه قرار گرفته اند. تعدادی از محققان نقش عمده‌ای در این مسأله داشته‌اند که در بین آنها شاید پارتو یکی از شناخته شده‌ترین پیشگامان این زمینه باشد.

به منظور جستجو در فضای هدف با استفاده از بردارهای جستجو، در فرآیند بهینه‌سازی چند هدفه معمولاً از رویکرد یک سویه استفاده می‌گردد. در رویکرد یک سویه تنها از یک بردار وزن‌دهی استفاده می‌شود، به عبارت دیگر تنها یک ضریب ثابت و معین به عنوان ضریب وزنی بر هر تابع هدف اعمال می‌گردد. در حالی که در رویکرد مورد استفاده در الگوریتم MFFGA که رویکردی چند سویه است، بردارهای وزن دهی متعدد به منظور تعیین ضرایب وزنی توابع هدف بکار می‌روند و در حقیقت بجای تعیین و تعریف یک بردار وزن دهی و یک ضریب وزنی برای هر تابع هدف، چندین بردار وزن دهی تعریف شده و ضرایب وزنی متفاوت و متعدد بر هر یک از توابع هدف اعمال می‌گردند. اگرچه سرعت محاسبات در جستجوی یک سویه بیشتر است، در این رویکرد تنها

علت انتخاب سه گروه مختلف فوق برای بررسی پرسش‌های مزبور این است که کشورهای جنوب شرق آسیا دارای همبستگی پایین با بازارهای جهانی بوده [۱۰] ولی در بین خود دارای همجمعی بالایی هستند [۳۴] همچنین کشورهای خاورمیانه نیز همبستگی پایینی با بازارهای بین‌المللی داشته [۷] و دارای همجمعی کم در بین خود هستند [۲۶] و گروه سوم کشورها نیز دارای همبستگی بالا و همجمعی بالا با بازارهای جهانی و خود هستند [۹].

در این پژوهش برای جمع‌آوری اطلاعات از بانک اطلاعاتی Datastream، سایت بورس‌های برخی از کشورها و سایت بورس اوراق بهادار تهران و داده‌های ماهانه از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ میلادی استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

فرضیه اول: ماتریس ضرایب همبستگی بین بازدهی شاخص‌های قیمت، در طول زمان ثابت نیستند. در ارتباط با فرضیه اول، ابتدا شاخص‌های قیمت بازارهای مورد مطالعه برای سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ میلادی جمع‌آوری شده و بازدهی ماهانه آنها با استفاده از نرم‌افزار Excel محاسبه شد. سپس، برای هر سال ماتریس ضرایب همبستگی بازدهی‌ها با بهره‌گیری از نرم‌افزار Eviews تشکیل شده و با استفاده از آزمون Jennrich و نرم‌افزار Statistica همسانی ماتریس‌های فوق مورد ارزیابی قرار گرفتند که نتایج آزمون فوق در جدول شماره ۱ نشان داده شده است.

بعد از محاسبه این آماره برای هر گروه برای سطح اطمینان مورد نظر و با توجه به اندازه نمونه به جدول مربوط به آماره U نگاه کرده و مقدار مورد نظر را مشخص می‌نماییم. چنانچه یکی از مقادیر U بدست آمده از دو فرمول بالا کمتر از مقدار مشخص شده در جدول باشد فرض صفر مبنی بر برابر بودن دو گروه رد می‌شود.

پرسش‌های پژوهش

پرسش‌های پژوهش حاضر به شرح زیر می‌باشند:

پرسش اول: آیا ماتریس ضرایب همبستگی بین بازدهی شاخص‌های قیمت، در طول زمان ثابت است؟

پرسش دوم: آیا رفتار سبب دارایی‌های بهینه بین‌المللی ایجاد شده با مدل M-V مارکوویتز (ایستا) و مدل M-VDCC (پویا) تفاوت معنی‌داری باهم دارند؟

نمونه و جامعه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر از سه گروه از کشورهای جهان تشکیل می‌شود:

۱- کشورهای نوظهور جنوب شرق آسیا شامل کشورهای: مالزی، اندونزی، تایلند، کره جنوبی، چین، هنگ‌کنگ، تایوان و سنگاپور

۲- کشورهای نوظهور خاورمیانه شامل کشورهای: کویت، امارات متحده عربی، عربستان سعودی، بحرین، ایران، قطر

۳- کشورهای توسعه یافته شامل کشورهای: آمریکا، انگلیس، آلمان، ژاپن، کانادا، فرانسه، استرالیا و هلند.

جدول ۱: نتایج آزمون Jennrich برای سه گروه از کشورهای مورد مطالعه

دوره زمانی	۲۰۰۷-۲۰۰۸		۲۰۰۸-۲۰۰۹		۲۰۰۹-۲۰۱۰		۲۰۱۰-۲۰۱۱		۲۰۱۱-۲۰۱۲	
	آماره	سطح	آماره	سطح	آماره	سطح	آماره	سطح	آماره	سطح
	خی-دو	معنی‌دار	خی-دو	معنی‌دار	خی-دو	معنی‌دار	خی-دو	معنی‌دار	خی-دو	معنی‌دار
خاورمیانه	۱۴۴/۷۰۴	۰/۰۰۰۱	۹۲/۴۲۱	۰/۰۰۰۱	۱۲۴/۷۹	۰/۰۰۰۱	۵۴/۲۵۲	۰/۰۰۰۱	۱۰۹/۷۹	۰/۰۰۰۱
جنوب شرق آسیا	۳۹۳/۹۷۹	۰/۰۰۰۱	۲۷۴/۹۳۹	۰/۰۰۰۱	۳۰۴/۴۷۳	۰/۰۰۰۱	۲۳۳/۱۵	۰/۰۰۰۱	۲۱۶/۶۵۳	۰/۰۰۰۱
توسعه یافته	۳۱۰/۶۵۴	۰/۰۰۰۱	۲۷۸/۲۰۸	۰/۰۰۰۱	۲۳۷/۴۱۶	۰/۰۰۰۱	۲۸۲/۰۱	۰/۰۰۰۱	۲۸۴/۴۳۳	۰/۰۰۰۱

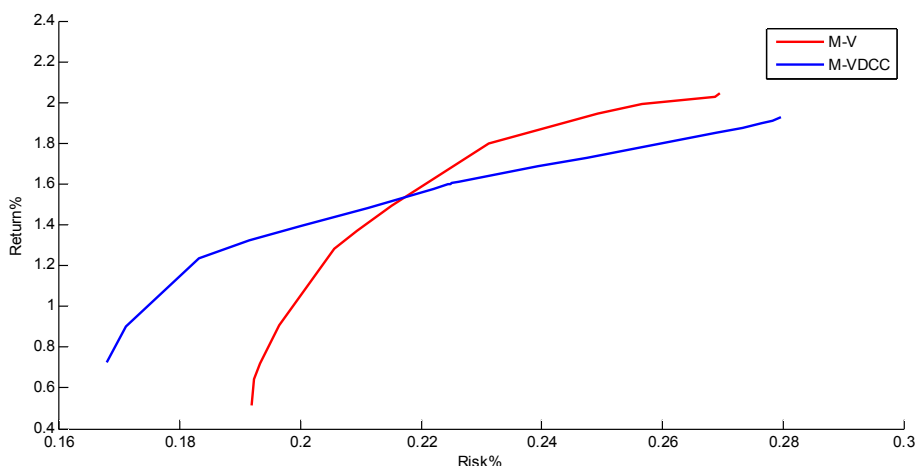
همانند فرضیه اول پژوهش، این فرضیه نیز در ارتباط با سه گروه از کشورها مورد آزمایش قرار می‌گیرد. برای این منظور، ابتدا ماتریس‌های همبستگی شرطی توسط روش همبستگی شرطی پویا (DCC) تشکیل شده سپس با استفاده از الگوریتم MFFGA و نرم‌افزار Matlab، مدل‌های ریاضی مسأله بهینه‌سازی سبد دارایی که مبتنی بر دو رویکرد ایستا و پویاست حل شده و خطوط کارایی که حاوی سبد دارایی‌های بهینه هستند، ترسیم گردیدند. به دنبال آن رفتار سبد دارایی‌های مذکور مورد تحلیل قرار گرفته و یکسان بودن رفتار سبد دارایی‌های بهینه تشکیل یافته بر اساس دو مدل ایستا و پویا توسط آزمون Mann Whitney U و نرم‌افزار SPSS بررسی می‌شوند.

شکل ۱ تا شکل ۳ نشان دهنده خطوط کارایی سبد دارایی‌های بهینه ایجاد شده توسط الگوریتم MFFGA برای اساس مدل‌های M-V و M-VDCC برای سه گروه از کشورها با استفاده از داده‌های ماهانه است.

با توجه به جدول مزبور و مقادیر آماره خی-دو و سطوح معنی‌دار برای هر سه گروه از کشورها، و توجه به این نکته که تمامی سطوح معنی‌دار از ۰/۰۵ کوچکتر هستند، نابرابر بودن ماتریس‌های ضرایب همبستگی بین بازدهی شاخص‌های قیمت پذیرفته می‌شود.

به عبارت دیگر، ماتریس ضرایب همبستگی بازدهی شاخص‌های قیمت که برای سه گروه از کشورهای مورد مطالعه تعریف شده بود، در طول زمان ثابت نبوده و پویایی بین ضرایب همبستگی بازدهی‌ها قابل مشاهده است. بر همین اساس، استفاده از ضرایب همبستگی ثابت در مدل M-V امری نادرست بوده و نتایج غیرقابل اتکایی را در اختیار سرمایه‌گذار قرار می‌دهد، لذا لزوم لحاظ کردن تغییرپذیری ضرایب همبستگی در طول زمان در مدل M-V امری اجتناب‌ناپذیر به نظر می‌رسد.

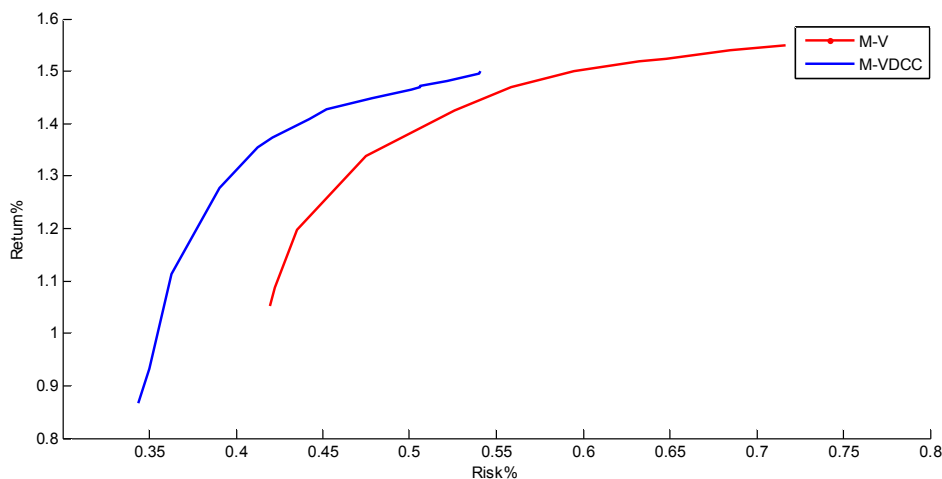
فرضیه دوم: رفتار سبد دارایی‌های بهینه بین‌المللی ایجاد شده با مدل M-V مارکویتز (ایستا) و مدل M-VDCC (پویا) تفاوت معنی‌داری باهم دارند.



شکل ۱: خطوط کارای سبد دارایی‌های بهینه شده توسط الگوریتم MFFGA برای کشورهای منطقه خاورمیانه

بازهی گسترده‌تری از ریسک را نسبت به مدل M-V در اختیار می‌گذارد تا با توجه به رفتار سرمایه‌گذاران، (ریسک‌گریزی یا ریسک‌پذیری) سبد دارایی‌های بهینه مورد نظر با سطوح مشخص ریسک و بازده انتخاب شود. بطور کلی، به سرمایه‌گذاران ریسک‌گریزی که تمایل به تنوع‌سازی سبد دارایی‌های بین‌المللی خود و استفاده از سهام موجود در بازارهای این منطقه دارند، استفاده از مدل M-VDCC در مدل بهینه‌سازی خود و بهره‌گیری از الگوریتم MFFGA پیشنهاد می‌گردد.

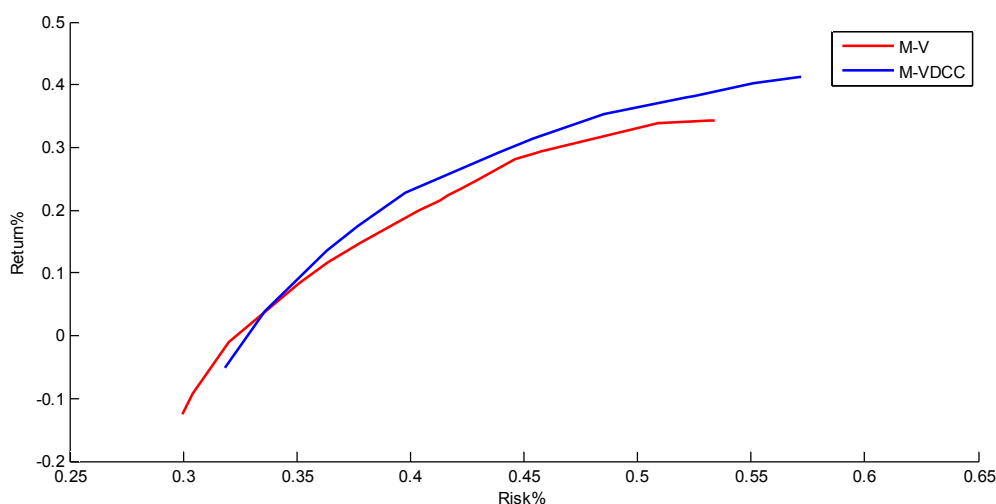
همانگونه که مشاهده می‌شود، مدل M-VDCC خطوط کارای متفاوتی را نسبت به مدل M-V برای کشورهای نوظهور منطقه خاورمیانه ارائه می‌دهد. مدل M-VDCC در مقایسه با مدل M-V در سطوح پایین ریسک، بازده بالاتری را در اختیار سرمایه‌گذارانی که مایل به سرمایه‌گذاری در بازارهای این منطقه دارند، قرار می‌دهد که این خود امری مطلوب برای سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز که همواره به دنبال سطوح پایین ریسک هستند، به حساب می‌آید. با توجه به شکل بالا، همچنین می‌توان نتیجه گرفت که مدل M-VDCC



شکل ۲: خطوط کارای سبد دارایی‌های بهینه شده توسط الگوریتم MFFGA برای کشورهای نوظهور جنوب

شرق آسیا

حکایت از آن دارد که مدل M-VDCC در سطوح پایین ریسک نیز بازدهی در اختیار سرمایه‌گذار قرار می‌دهد در حالیکه مدل M-V صرفاً از سطوح ریسک بالاتری شروع به بازدهی می‌نماید. سرمایه‌گذارانی که صرفاً به دنبال سطوح پایین ریسک هستند تا در ازای آن بازدهی بدست آورند، می‌توانند با لحاظ کردن پویایی همبستگی بین بازدهی‌ها در مدل بهینه‌سازی سبد دارایی و استفاده از مدل M-VDCC از این فرصت مناسب بهره ببرند.



شکل ۳: خطوط کارای سبد دارایی‌های بهینه شده توسط الگوریتم MFFGA برای کشورهای توسعه یافته

VDCC در سطوح پایین ریسک، سبد دارایی‌هایی با بازده منفی کمتری را به سرمایه‌گذار پیشنهاد می‌دهد که این خود مطلوبیت روش فوق را نسبت به مدل M-V افزایش می‌دهد. علاوه بر مطالب فوق، در کشورهای توسعه یافته به دلیل اینکه همبستگی بین این بازارها بالا بوده و لذا امکان برخورداری از منافع متنوع‌سازی سبد دارایی در این مناطق وجود ندارد، سرمایه‌گذاران می‌توانند علاوه بر استفاده از برتری مدل M-VDCC نسبت به مدل M-V، از منافع متنوع‌سازی سبد

شکل شماره ۲ متفاوت بودن رفتار سبد دارایی‌های بهینه شده بر اساس دو مدل M-V و M-VDCC برای کشورهای نوظهور منطقه جنوب شرق آسیا را به خوبی به نمایش می‌گذارد. با توجه به شکل بالا می‌توان نتیجه گرفت که در کشورهای نوظهور منطقه جنوب شرق آسیا، خط کارای مدل M-VDCC در سطوح یکسان ریسک، بازده بالاتر و مطلوب‌تری نسبت به مدل M-V ارائه می‌دهد که این خود نشان‌دهنده برتری مدل فوق بر مدل M-V است. توجه به نقاط شروع خطوط کارا

در ارتباط با کشورهای توسعه یافته نیز شکل شماره ۳ نشان‌دهنده تفاوت رفتار سبد دارایی‌های بهینه بین‌المللی بر اساس دو مدل M-V و M-VDCC است. با توجه به شکل می‌توان دریافت که در سطوح یکسان ریسک، مدل M-VDCC سطوح بالاتری از بازدهی را در مقایسه با مدل کلاسیک M-V به نمایش می‌گذارد و همچنین این مدل بازه گسترده‌تر و متنوع‌تری از ریسک را نسبت به مدل M-V در اختیار سرمایه‌گذارانی که به دنبال تنوع بیشتری در بازه ریسک هستند می‌گذارد. از سوی دیگر، مدل M-

به عبارت دیگر، سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه که توسط الگوریتم MFFGA تشکیل شده‌اند، برای هر سه گروه از کشورهای مورد مطالعه رفتار متفاوتی را در دو مدل M-VDCC و مدل M-V نشان می‌دهند که این امر باعث اثبات فرضیه دوم پژوهش، که معنی دار بودن تفاوت در رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه را مورد ارزیابی قرار می‌داد، است.

دارایی‌های خود در محیط بین‌المللی و بازارهای نوظهور بهره‌مند گردند. با توجه به جدول شماره ۴ و مقادیر آماره Z و سطوح معنی دار و توجه به این نکته که تمامی سطوح معنی دار از $\alpha=0/05$ کوچکتر هستند، معنی دار بودن تفاوت رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه ایجاد شده برای مدل M-V و مدل M-VDCC پذیرفته می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون Mann Whitney U در مورد سه گروه از کشورهای مورد مطالعه

کشورها	برابری بازده		برابری ریسک	
	آماره Z	سطح معنی دار	آماره Z	سطح معنی دار
خاورمیانه	-۲/۶۲۸	۰/۰۰۹	-۳/۱۷۳	۰/۰۰۲
جنوب شرق آسیا	-۲/۳۴۵	۰/۰۱۹	-۵/۶۸۱	۰/۰۰۰۱
توسعه یافته	-۳/۰۸۲	۰/۰۰۲	-۲/۴۱۲	۰/۰۱۶

نتایج آزمون Jennrich که برای مقایسه ماتریس‌های همبستگی مورد استفاده قرار گرفت، نشان داد که ماتریس‌های ضرایب همبستگی بازدهی شاخص‌های قیمت سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ برای سه گروه از کشورهای مورد مطالعه دارای تفاوت معنی داری با یکدیگر بوده و لذا فرضیه اول پژوهش پذیرفته شد. در واقع ثابت بودن ضرایب همبستگی بازدهی‌ها در طول زمان رد شده و پویایی موجود در ضرایب مزبور مورد تایید قرار گرفتند. بر همین اساس، استفاده از ضرایب همبستگی ثابت در مدل M-V امری نادرست بوده و نتایج غیرقابل اتکایی را در اختیار سرمایه‌گذار قرار می‌دهد، لذا لزوم لحاظ کردن تغییرپذیری ضرایب همبستگی در طول زمان در مدل M-V امری اجتناب‌ناپذیر به نظر می‌رسد.

با توجه به مطالب فوق، برای لحاظ نمودن پویایی ضرایب همبستگی بازدهی‌ها در مدل M-V، مدل توسعه یافته M-VDCC در پژوهش حاضر تعریف شد.

نتایج پژوهش

پژوهش حاضر در پی این بود تا با مقایسه ماتریس ضرایب همبستگی شاخص‌های قیمت، پویایی همبستگی بازدهی‌ها را در طول زمان به اثبات رسانده و با تشکیل سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه، رفتار سبد دارایی‌هایی که با مدل کلاسیک M-V و مدل توسعه یافته‌ای که پویایی همبستگی بازدهی‌ها در آن لحاظ شده بود را مورد ارزیابی قرار دهد.

بر همین اساس، شاخص‌های قیمت سه گروه از کشورهای مورد مطالعه شامل کشورهای در حال توسعه خاورمیانه، کشورهای نوظهور جنوب شرق آسیا و کشورهای توسعه یافته برای سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ میلادی جمع‌آوری شده و بازدهی ماهانه آنها محاسبه شد. سپس ماتریس ضرایب همبستگی بازدهی شاخص‌های قیمت برای سه گروه از کشورها تشکیل شده و فرضیه اول پژوهش که در پی بررسی برابری ماتریس‌های مذکور بود، مورد ارزیابی قرار گرفت.

بهینه‌سازی سبد دارایی‌های بین‌المللی خود بهره‌جسته و برای بهینه‌سازی سبد دارایی‌های خود از روش فراابتکاری الگوریتم MFGGA بهره‌گیرند تا علاوه بر بازه گسترده‌تری از ریسک، از سطوح بالاتری از بازده هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت برخوردار گردند.

منابع

۱- باقرزاده آذر، ف. (۱۳۹۰). *تنوع‌سازی سبد دارایی بین‌المللی: شواهدی از کشورهای تولیدکننده نفت خام خاورمیانه*، پایان‌نامه منتشر شده کارشناسی ارشد، دانشگاه ارومیه.

۲- دمرچی لو، ح؛ مرادخانی، ب؛ نجفی، ع. (۲۲، ۱۳۹۰ اردیبهشت). *به‌کارگیری یک الگوریتم ژنتیک دومرحله‌ای برای انتخاب پرتفوی بهینه سهام در بورس*، مجموعه مقالات نهمین همایش سراسری حسابداری ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان.

۳- عبدالعلی زاده شهیر، س؛ عشقی، ک. (۱۳۸۲). *کاربرد الگوریتم ژنتیک در انتخاب یک مجموعه دارایی از سهام بورس اوراق بهادار*، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۷، ۱۹۲-۱۷۵.

۴- گرگر، م؛ عباسی، ا؛ مقدسی، م. (۱۳۸۹). *انتخاب و بهینه‌سازی سبد دارایی با استفاده از الگوریتم ژنتیک بر اساس تعاریف متفاوتی از ریسک*، فصلنامه مدیریت صنعتی دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج، ۵(۱۱)، ۱۲۱-۱۱۶

به منظور ارزیابی رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه ایجاد شده بر اساس دو مدل M-V و M-VDCC از الگوریتم MFFGA که با استفاده از نرم‌افزار Matlab ارائه شده بود، برای تشکیل سبد دارایی‌های بهینه مزبور بهره‌گرفته شد. مقایسه رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه شده توسط آزمون Mann Whitney U و نرم‌افزار SPSS نشان‌دهنده این امر بود که رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه شده بر اساس مدل M-VDCC تفاوت معنی‌داری با سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه شده بر اساس مدل M-V برای سه گروه از کشورهای مورد مطالعه داشتند.

تجزیه و تحلیل نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان می‌دهد که استفاده از مدل M-VDCC در حل مسأله بهینه‌سازی سبد دارایی، خطوط کارای متفاوتی را نسبت به مدل M-V در اختیار سرمایه‌گذار قرار می‌دهد. با توجه به نمودارهای مقایسه‌ای خطوط کارای -توان دریافت که مدل M-VDCC علاوه بر این که بازدهی مطلوب‌تری را در اختیار سرمایه‌گذار قرار می‌دهد، بازه گسترده‌تری از ریسک را برای سرمایه‌گذار فراهم می‌کند تا سرمایه‌گذار با توجه به ریسک‌گریز بودن یا ریسک‌پذیر بودن سبد دارایی بهینه خود را انتخاب کند.

برهمن اساس نتایج پژوهش حاضر علاوه بر اثبات نابرابری ماتریس ضرایب همبستگی بازدهی شاخص‌های قیمت در طول دوره مطالعه، معنی‌دار بودن تفاوت رفتار سبد دارایی‌های بین‌المللی بهینه شده بر اساس دو مدل M-V و M-VDCC را نشان داد.

از لحاظ کاربردی، سرمایه‌گذاران کشورهای مورد مطالعه علاوه بر بهره‌مندی از منافع متعدد متنوع‌سازی سبد دارایی‌های بین‌المللی، می‌توانند با استفاده از نتایج پژوهش حاضر، از مدل M-VDCC در حل مسأله

- 5- Abraham, A. J., Seyyed., & Al-Elg. (2001). Analysis of Diversification Benefits of Investing in the Emerging Gulf Equity Markets. *Managerial Finance*, 27, 47-57.
- 6- Arouri, M. E. H., & and Naguyen, D. K. (2010). Time-varying characteristics of

- Economies, *IIF Research Note*, From WWW.IIF.COM
- 18- Kabir Hassan, M., Maroney, N.C., Monir El-Sady, h., & Telfah, A. (2003). Country risk and stock market volatility, predictability and diversification in the Middle East and Africa. *Economic Systems*, 27(1), 63-82.
 - 19- kim, J., & Yoo, S. S. (2009). Market Liberalization and foreign equity portfolio selection in Korea. *Journal of multinational Financial Management*, 19(3), 206-220.
 - 20- Kuper, G., & Lestano. (2007). Dynamic conditional correlation analysis of financial market interdependence: An application to Thailand and Indonesia, *Journal of Asian Economics*, 18, 670-684.
 - 21- Lessard, D. R. (2008). International Portfolio Diversification: A Multivariate Analysis for a Group of Latin American Countries, *The Journal of Finance*, 28 (3), 619-633
 - 22- Lessard, D. R., (1976). World, Country and Industry Relationships in Equity Returns: Implications for Risk Reduction Through International Diversification, *Financial Analysts Journal*.
 - 23- Longin, F., & Solnik, B. (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990? *Journal of International Money and Finance*, 14 (1), 3-26, 1995
 - 24- Mansourfar, G. (2013). Econometrics and Metaheuristic Optimization Approaches to International Portfolio Diversification. *Iranian Journal of Management Studies (IJMS)*, 6(1), 45-75
 - 25- Mansourfar, G., Shamsher, M., & Taufiq, H. (2010). The behavior of MENA oil and non oil producing countries in international portfolio optimization. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 415.
 - 26- Naoui, K., Liouance, N., & Brahim, S. (2010). A Dynamic Conditional Correlation Analysis of Financial Contagion: The Case of the Subprime Credit Crisis. *International Journal of Economics and Finance*, 2(3), 85-90.
 - 27- Narenjo, A., & Porter, B. (2007). Including emerging markets in international momentum investment strategies. *Emerging Markets Review*, 8(2), 147- 166.
 - cross-market linkages with empirical application to Gulf stock markets. *Managerial Finance*.
 - 7- Bartram, S. M., & Dufey, G. (2001). International Portfolio Investment: Theory, Evidence and Institutional Framework. *Financial Market. Institutions & Instruments*, 10(3), 85-155.
 - 8- Caruso, M., Silli, B., & Umlauf, R. (2005). The Benefits of Emerging Market Diversification in Practice: Institutional vs. Private Investors, 1-13.
 - 9- Dunis, C. L., & Shannon, G. (2005). Emerging Markets of South-East and Central Asia: Do they Still Offer a Diversification Benefit? *Journal of Asset Management*, 6(3), 168-190.
 - 10- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. 1-9.
 - 11- Engle, R., & Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, Working paper, 1-25.
 - 12- Fadhlaouia, K., Bellalah, M., Dheryc, A., & Zouaoui, M. (2009). An Empirical Examination of International Diversification Benefits in Central European Emerging Equity Markets, *INTERNATIONAL JOURNAL OF BUSINESS*, 14(2), 2009, 164-171.
 - 13- Garcia-Alvarez, L., & Luga, R. (2011). Dynamic Correlation, Estimation Risk and Portfolio management during The Financial Crisis, *CEMFI Working Paper No. 1103*, 1-24.
 - 14- Gilmore, C. G., McManus, G. M., & Tezel, A. (2005). Should Investors Diversify into the Central European Equity Markets? Politics and Economics of Eastern and Central Europe (Nova Science), *in press*, 69-83.
 - 15- Grubel, H. G. (1968). Internationally Diversified Portfolios. *American Economic Review*, 1299-1314.
 - 16- Hwang, j.K. (2012). Dynamic Correlation Analysis of Asian Stock Markets, *International Advanced Economics Research*, 18, 227-237.
 - 17- Institute of International Finance. (2013). Capital Flows to Emerging Market

- 32- Taskin, f., & muradoglu, G. (2003). Financial liberalization: from segmented to integrated economies. *Journal of Economies and business*, 55(5-6), 529-555.
- 33- Thao, T. P., & Daly, K. (2012). Long run relationship among the South-East Asian markets, *2nd International Conference on Economics, Trade and Development IPEDR*. 36, Singapore, 2012, 67-72.
- 34- Tridico, P. (2007). The Determinants of Economic Growth in Emerging Economies: a Comparative Analysis, 1-8.
- 35- Tse, Y.K., (2000). A test for constant correlations in a multivariate GARCH model. *Journal of Econometrics*, 98, 107-127.
- 36- Yilmaz, T. (2010). Improving Portfolio Optimization by DCC And DECO GARCH: Evidence from Istanbul Stock Exchange. *Munich Personal RePEc Archive*, 1-21.
- 28- Peng, S., & Deng, H. (2010). Modeling the Dynamic Conditional Correlation between Hong Kong and Tokyo Stock Markets with Multivariate GARCH models. *D-Level thesis in Statistics, School of Technology & Business Studies, Dalarna University, Sweden*, 2-12.
- 29- Sarnat, L., & Marshall, H. (1970). International Diversification of Investment Portfolios. *The American Economic Review*, 60(4), 668-750.
- 30- Solimanpur, M., Vrat, P., & Shankar, R. (2004). A Multi-Objective Genetic Algorithm approach to the design of cellular manufacturing system. *International Journal of Production Research*, 42(7), 1419-1441.
- 31- Solnik, B.H., (1974). Why do not diversify internationally rather than domestically? *Financial Analyst Journal*, 30, 48-54

تأثیر ساختار مالکیت بر ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها

ولی خدادادی^{۱*}، محسن رشیدی باغی^۲، رامین قربانی^۳، مریم کاویانی^۴

۱- دانشیار گروه حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز

vkhodadadi@scu.ac.ir

۲- دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز

mohsen.rb67@yahoo.com

۳- دانش آموزخته کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز

ghorbani.ramin@yahoo.com

۴- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز

m.kaviyani90@yahoo.com

چکیده

بر اساس نظریه نمایندگی، ساختار مالکیتی نقش با اهمیتی را در راهبری رفتارهای فرصت طلبانه مدیران ایفا می‌کند. در این پژوهش اشکال مختلف ساختار مالکیتی شامل مالکیت مدیریتی و نهادی و چگونگی تأثیر آنها بر ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها بررسی می‌شود. به همین منظور، داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ استخراج و از الگوی رگرسیونی داده‌های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین جریان‌های نقد آزاد، مالکیت مدیریتی و استفاده بهینه از دارایی‌ها رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد، اما ارتباط بین مالکیت نهادی و استفاده بهینه از دارایی‌ها تأیید نشد. همچنین، نتایج حاکی از این است که با افزایش مالکیت مدیریتی، ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها منفی و معنی‌دارتر می‌شود. مدیران مایل به سرمایه‌گذاری جریان‌های نقد آزاد در پروژه‌های با منفعت شخصی هستند و از رویه‌های پیش‌بینی شده پیروی نکرده و حتی از خالص ارزش فعلی منفی پروژه چشم‌پوشی می‌کنند. برخی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در مجموع ممکن است که بازده مثبت داشته باشند، ولی این بازده کمتر از هزینه سرمایه است.

واژه‌های کلیدی: جریان نقد آزاد، استفاده بهینه از دارایی‌ها، مالکیت مدیریتی، مالکیت نهادی

مقدمه

استفاده از دارایی‌ها معیاری برای توانایی دارایی‌ها در تولید و آنچه که می‌توانند تولید کنند، است [۸]. در مقابل، استفاده نادرست از دارایی‌ها بیانگر زیان‌های مربوط به سرمایه‌گذاری است که ممکن است نتیجه استفاده غیر کارا از دارایی‌ها باشد. استفاده نادرست از دارایی‌ها، هزینه‌های نمایندگی را افزایش می‌دهد، زیرا مدیران در راستای حداکثر سازی منافع مالکان عمل نمی‌کنند [۱۰]. وجود جریان نقد آزاد عاملی برای استفاده نادرست از دارایی‌ها به شمار می‌رود زیرا، به مدیران اجازه می‌دهد که منابع مالی را در فعالیت‌هایی به مصرف برسانند که ارزش سهامداران را کاهش داده و متقابلاً هزینه‌های نمایندگی را افزایش می‌دهد.

در غیاب راهبری اثربخش، مدیران ممکن است به منظور دریافت پاداش یا رانت، اقدام به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با ارزش فعلی منفی کنند. مطالعات قبلی نشان می‌دهد که برخی از رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران، به منظور اطمینان نسبت به استفاده کارا از دارایی‌ها در جهت ایجاد و افزایش ارزش برای سهامداران، توسط آنها کنترل شود [۱، ۱۰، ۲۸]. نتایج حاکی از آن است که ساختار مالکیتی از جمله مالکیت دولتی [۱، ۹]، مالکیت مدیریتی [۲، ۲۸] و مالکیت نهادی، ممکن است راهبری مناسبی را در بکارگیری درست دارایی‌ها فراهم می‌آورند. با این وجود، در مطالعات قبلی تاثیر وجود جریان‌های نقد آزاد بر این رابطه مورد بررسی قرار نگرفته است.

هدف از این مقاله بررسی ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها و تحت تاثیر قرار گرفتن این ارتباط با توجه به ساختارهای متفاوت مالکیتی است. در این پژوهش فرض بر این است که ساختارهای متفاوت مالکیتی عاملی برای ممانعت از

رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران برای استفاده نادرست از دارایی‌ها به هنگام وجود وجوه نقد مازاد است. انتظار بر این است که مالکیت، اثرات نامساعد جریان‌های نقد آزاد را برای بهبود استفاده از دارایی‌ها، کاهش دهد. با بررسی مطالعات گذشته می‌توان عنوان کرد که مدیران زمانی که میزان مالکیت مدیریتی و نهادی محدود باشد، متمایل به سمت رفتارهای فرصت‌طلبانه هستند. به نظر می‌رسد که مالکیت دولتی تاثیر معنی‌داری بر استفاده درست از دارایی‌ها، در تمامی سطوح جریان‌های نقد آزاد، نداشته باشد. به عبارتی، مالکیت مدیریتی و نهادی بر مدیریت منابع نقدی تاثیر معنی‌داری دارد [۷].

مبانی نظری

جریان‌های نقد آزاد

جریان نقد آزاد وجه نقدی را نشان می‌دهد که شرکت پس از انجام مخارج لازم برای نگهداری یا توسعه دارایی‌ها، در اختیار دارد. هنگامی که مدیران واحد تجاری با جریان‌های نقد آزاد مواجه می‌شوند، در وهله اول مهم این است که آنان بتوانند وجوه مذکور را در پروژه‌های مناسب و پربازده سرمایه‌گذاری کرده تا از این طریق برای مالکان خود ایجاد ارزش نمایند. در واقع، ارزش هر شرکتی نه تنها به توانایی آن شرکت در ایجاد جریان نقد آزاد بلکه، به میزان قابل توجهی به شیوه بکارگیری این وجوه بستگی دارد. به گونه‌ای که استفاده مناسب از جریان نقد آزاد توسط مدیران یک شرکت که دارای فرصت‌های رشد سرمایه‌گذاری مناسبی هستند باعث می‌شود که بازار به این گونه جریان نقد آزاد واکنش مثبت نشان دهد در نتیجه قیمت سهام افزایش یابد [۱۵]. از سوی دیگر، جنسن [۱۹] با توجه به نظریه تضاد منافع استدلال

زیرا، مدیران وجوه نقد را در پروژه‌هایی غیر سودآوری سرمایه‌گذاری می‌کنند که متناسب با علایق شخصی آنها باشد [۱۹]. بر اساس فرضیه جریان‌های نقد آزاد، پیش‌بینی می‌شود که شرکت‌های دارای وجوه نقد مازاد، شاهد کاهش در سطوح کارای استفاده از دارایی‌ها باشند. رفتار فرصت‌طلبانه مدیران شرکت‌های دارای وجوه نقد مازاد به وسیله فرضیه جریان‌های نقد آزاد توضیح داده می‌شود [۱۹]. مدیران شرکت‌های دارای جریان‌های نقد آزاد ممکن است نه تنها عملکردی پایین‌تر از حد مطلوب داشته باشند؛ بلکه از جریان‌های نقد آزاد موجود نیز استفاده درست را نکنند [۲]. بر مبنای فرضیه جریان‌های نقد آزاد، جریان‌های نقد آزاد بالا ممکن است مدیران را تحریک به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های غیر سودآوری کند که کارایی دارایی‌ها را کاهش دهد. مدیران مایل به استفاده از جریان‌های نقد آزاد برای کسب منافع شخصی هستند [۱۹].

جریان‌های نقد آزاد بالاتر باعث ایجاد مشکلات نمایندگی می‌شوند زیرا، مدیران مایل به استفاده از این وجوه در فعالیت‌هایی هستند که برای شرکت ارزش کمی ایجاد می‌کند. با این وجود، شناسایی هزینه نمایندگی جریان‌های نقد آزاد بسیار دشوار است [۱۰]. مدیران وجوه نقد ناشی از سرمایه‌گذاری‌ها را برای سرمایه‌گذاران افشا نمی‌کنند. نظریه‌های نمایندگی عنوان می‌کند که جریان‌های نقد آزاد به علت فرصت‌طلبی مدیر و تضاد منافع بین سهامداران و مدیران، برای بهبود بلند مدت ارزش شرکت به کار گرفته نمی‌شوند [۲۰]. مدیران به منظور تامین منافع کوتاه مدت خود، دارایی‌ها را به نحو نامناسبی به کار می‌گیرند. افزون بر این، آنها از جریان‌های نقد آزاد برای ایجاد پاداش استفاده می‌کنند [۱۳،۴]. وجود

می‌کند مدیران شرکت‌هایی که جریان نقد آزاد بالا و فرصت‌های رشد کمی دارند، گرایش به سرمایه‌گذاری نابخردانه در پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی صفر و یا منفی داشته تا در کوتاه‌مدت بتوانند برخی از منافع شخصی خود (که در تضاد با منافع سهامداران است) را تأمین نمایند. موارد گفته شده فوق بیانگر این است که ارزش‌گذاری جریان نقد آزاد یک شرکت می‌تواند تحت تاثیر فرصت‌های رشد آتی آن شرکت قرار بگیرد به گونه‌ای که بازار سرمایه جریان نقد آزاد شرکت‌هایی با فرصت‌های رشد بالاتر را بیش‌تر ارزش‌گذاری می‌کند [۱۵،۲۵].

جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها

جریان‌های نقد آزاد ممکن است که نتیجه افزایش یا کاهش ارزش شرکت با توجه به کاربرد آن باشند [۲۴]. استفاده کارا از دارایی‌ها باعث افزایش ارزش شرکت می‌شود و در مقابل، استفاده غیر کارا از دارایی‌ها باعث کاهش ارزش شرکت می‌شود. جریان‌های نقد آزاد باعث تحریک مدیریت در جهت استفاده و مصرف منابع موجود در فعالیت‌های مختلفی می‌شود که ممکن است ارزش شرکت را افزایش داده و یا تغییری در ارزش شرکت ایجاد نکند [۱۹].

مدیران مایل به سرمایه‌گذاری جریان‌های نقد آزاد در پروژه‌های با منفعت شخصی هستند و از رویه‌های پیش‌بینی شده پیروی نکرده و حتی از خالص ارزش فعلی منفی پروژه چشم‌پوشی می‌کنند [۶]. برخی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در مجموع ممکن است که بازدهی مثبت داشته باشند، ولی این بازدهی کمتر از هزینه سرمایه است [۱۹]. متعاقباً، جریان‌های نقد آزاد بالا، استفاده نادرست از دارایی‌ها را افزایش می‌دهد

مالکیت نهادی

مالکیت نهادی به عنوان درصد سهام آورده شده به وسیله سرمایه گذاران حقوقی تعریف می شود که نقش بااهمیتی را در راهبری فعالیت های مدیران ایفا می کند [۷]. آنها بیان می کنند که وجود مالکان نهادی باعث تکمیل وظیفه راهبری در شرکت شده و تصمیمات مدیریتی را در استفاده غیر کارا از دارایی ها خنثی می کند. مالکان نهادی در کشورهای دارای سازو کارهای حاکمیتی و قانونی مستحکم توانایی کنترل بالاتری نسبت به مدیران شرکت ها دارند [۳].

انتظار بر این است که مالکیت نهادی میزان عدم تقارن اطلاعاتی و از اینرو، مشکلات نمایندگی را کاهش دهد [۷، ۳۴]. زیرا، مالکیت نهادی می تواند به نحو اثربخشی تلاش های مدیریت را برابری حساب ها راهبری و کنترل کند [۳۴]. مالکان نهادی تمام تلاش خود را می کنند تا وظایف خود را به بهترین نحو ممکن انجام داده و اطمینان منطقی را نسبت به کیفیت گزارشگری مالی، محافظت از منافع سهامداران و افزایش منافع ناشی از سرمایه گذاری را در سرمایه گذاران ایجاد کنند [۳۴]. بنابراین، احتمال وقوع رفتارهای فرصت طلبانه از جمله استفاده نادرست از دارایی ها، برای شرکت هایی که سهام آنها توسط مالکان نهادی نگهداری می شود، کاهش می یابد. با افزایش مالکیت نهادی، تصمیمات مدیریتی شرکت به نحو مناسبی راهبری شده و اقداماتی در جهت ایجاد اطمینان نسبت به کارایی و اثربخشی استفاده از جریان های نقد آزاد صورت می پذیرد.

مالکان نهادی با استفاده از تخصص و دانش خود در زمینه فن آوری های تولیدی به شرکت ها برای دستیابی به حداکثر کارایی کمک می کنند [۱۷]. مالکان نهادی که درصد بالاتری از مالکیت شرکت را

جریان های نقد آزاد با توجه به حداکثرسازی منافع مدیران، باعث بکارگیری نادرست دارایی ها می شود. وجود جریان های نقد آزاد ممکن است که مدیران را تحریک کند که وجوه نقد را در شرکت نگهداری کرده و آن را به عنوان سود تقسیم نکنند [۱۹]. مدیران با استفاده از جریان های نقد آزاد و خرید دارایی هایی با منافع شخصی، قدرت کنترلی خود را در شرکت افزایش می دهند [۱۹]. این رویه مطابق این فرضیه است که جریان های نقد آزاد برای فعالیت های سرمایه گذاری مازادی بکار می رود که با فعالیت های اصلی شرکت مرتبط نیست و باعث استفاده نادرست از دارایی ها می شود. بنابراین، انتظار می رود که جریان های نقد آزاد با استفاده غیر کارا از دارایی ها مرتبط باشد.

اثر تعدیلی ساختارهای مالکیتی

مطالعات قبلی حاکی از آن است که ساختار مالکیتی رفتارهای فرصت طلبانه مدیران را محدود می سازد [۱۸]. انواع ساختارهای مالکیتی شامل مالکیت مدیریتی، دولتی و نهادی است. مالکان انگیزه و قدرت لازم برای کنترل استفاده درست از دارایی ها را دارند [۲]. مالکیت سرمایه با تعدیل ارتباط بین جریان های نقد آزاد و استفاده از دارایی ها، امکان کنترل رفتارهای فرصت طلبانه مدیران را فراهم می سازد. افزون بر این، با توجه به وظیفه راهبری حقوق مالکانه، هزینه های نمایندگی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی و تفکیک مالکیت از مدیریت کاهش می یابد [۳۲]. راهبری سهامداران با توجه به توانایی آنها در کاهش هزینه سرمایه برای شرکت های که به علت وجود جریان های نقد آزاد با مشکلات نمایندگی مواجه هستند، به طور معنی داری بیشتر است [۵].

مدیرانی که سهام شرکت را نیز در اختیار دارند، توانایی تاثیرگذاری بر تصمیمات شرکت در راستای سرمایه‌گذاری جریان‌های نقد در پروژه‌های با ارزش فعلی مثبت را دارند. این مدیران جریان‌های نقد آزاد را فقط در راستای تامین منافع سهامداران به اجرا می‌آورد [۳۱]. به عبارتی، هدف مدیران حداکثرسازی بازده سهامداران از طریق استفاده صحیح از جریان‌های نقد آزاد است. می‌توان گفت که مالکیت مدیریتی استفاده نادرست از جریان‌های نقد آزاد را محدود ساخته و باعث بکارگیری مناسب دارایی‌ها می‌شود.

پیشینه پژوهش

جنسن [۱۹] در پژوهشی به بررسی ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد، سود تقسیمی و سرمایه‌گذاری اضافی در شرکت‌ها پرداخت. نتیجه مطالعه وی نشان داد بین این متغیرها ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد بطوری که، شرکت‌هایی که جریان نقد آزاد بالاتری دارند بطور اساسی در فرصت‌هایی که خالص ارزش فعلی مثبت دارند سرمایه‌گذاری می‌کنند و از این طریق ارزش شرکت را بالا می‌برند.

لوپز و ویسنته [۲۳] نشان دادند که سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی برای یازده شرکت که جریان نقد آزاد زیاد داشته، ولی از فرصت‌های رشد مطلوبی برخوردار نبوده‌اند، منجر به ورشکستگی این شرکت‌ها شده است.

هارفورد [۱۶] در پژوهش خود به این نتیجه رسید شرکت‌هایی که از نظر جریان‌های نقدی غنی هستند، اما فرصت‌های رشد چندانی ندارند، تمایل بیشتری به تحصیل دارایی‌ها یا سرمایه‌گذاری در پروژه‌های نامطلوب دارند که به دنبال آن کاهش در فعالیت‌های عملیاتی را تجربه می‌کنند.

در اختیار دارند، انگیزه بیشتری برای راهبری و کنترل فعالیت‌های مدیریتی دارند، به نحوی که با افزایش درصد مالکان نهادی، ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده از دارایی‌ها معنی‌دارتر می‌شود [۱،۹،۲۶].

مالکیت مدیریتی

مالکیت مدیریتی به عنوان درصد سهام در اختیار مدیران داخلی شرکت تعریف می‌شود. سطح مالکیت مدیریتی متفاوت است. این تفاوت سطح می‌تواند معیاری برای اندازه‌گیری تضاد منافع بین مدیر و مالک مدنظر قرار گیرد [۱۸،۲]. با افزایش سطح مالکیت مدیران داخلی، احتمال وقوع هزینه‌های نمایندگی کاهش پیدا می‌کند [۲۸]. شرکت‌ها با مالکیت مدیریتی بالاتر به منظور حداکثرسازی ارزش سهامداران، از دارایی‌های خود به نحو کاراتری استفاده می‌کنند. مالکیت مدیریتی باعث کاهش انگیزه مدیران برای افزایش منافع شخصی خود و چشم‌پوشی از منافع سهامداران، می‌شود. زیرا، این مدیران تحریک می‌شوند که سخت‌تر و کارآتر عمل کرده و در نتیجه با استفاده صحیح از دارایی‌ها، بهره‌وری و منافع مربوط نیز افزایش می‌یابد.

مالکیت مدیریتی باعث مشارکت فعال مدیران در راهبری جریان‌های نقد آزاد شرکت برای اطمینان از سرمایه‌گذاری در طرح‌های دارای ارزش افزوده، می‌شود [۳۱]. مالکیت مدیریتی نقش بااهمیتی را در اطمینان‌دهی نسبت به استفاده درست از جریان‌های نقد آزاد در طرح‌های سودآور بلندمدت و حداکثرسازی منافع سهامداران، ایفا می‌کند. بر اساس نظریه نمایندگی، مالکیت مدیریتی به تامین منافع هر دوی مدیران و مالکان کمک می‌کند [۲].

مخارج سرمایه‌گذاری‌های شده در پروژه‌های نامطلوب را با دستکاری در سود پنهان می‌کنند.

زرنی و همکاران [۳۵] در پژوهشی که در بازار سوئد انجام دادند، شواهدی از ارزش‌گذاری مثبت جریان نقد آزاد برای شرکت‌هایی که هیأت مدیره قوی‌تری داشته و برنامه‌ریزی بهتری برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری پیش‌رو داشته‌اند، بدست آوردند.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به اینکه هدف این پژوهش، بررسی تاثیر ساختار مالکیتی بر ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها است، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها رابطه معنی‌داری دارد.

فرضیه دوم: بین مالکیت نهادی و استفاده بهینه از دارایی‌ها رابطه معنی‌داری دارد.

فرضیه سوم: بین مالکیت مدیریتی و استفاده بهینه از دارایی‌ها رابطه معنی‌داری دارد.

فرضیه چهارم: تاثیر جریان‌های نقد آزاد بر استفاده بهینه از دارایی‌ها، در شرکت‌های با مالکیت نهادی بالاتر نسبت به دیگر شرکت‌ها معنی‌دارتر است.

فرضیه پنجم: تاثیر جریان‌های نقد آزاد بر استفاده بهینه از دارایی‌ها، در شرکت‌های با مالکیت مدیریتی بالاتر نسبت به دیگر شرکت‌ها معنی‌دارتر است.

روش پژوهش

پژوهش حاضر بر اساس هدف، از نوع توصیفی و بر اساس ماهیت و روش از نوع همبستگی است. با توجه به اینکه این پژوهش می‌تواند در فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مورد استفاده قرار گیرد، نوع پژوهش

مطالعات قبلی نشان می‌دهد که شرکت‌های با جریان‌های نقد آزاد بالاتر نسبت به دیگر شرکت‌های با جریان نقد آزاد پایین‌تر، در طرح‌های با سودآوری پایین‌تر سرمایه‌گذاری می‌کنند [۱۱، ۲۷].

انگ و همکاران [۲] و چانگ و همکاران [۶] به این نتیجه رسیدند که مدیران مایل به استفاده از جریان‌های نقد آزاد برای کسب منافع شخصی و به هزینه سهامداران، هستند.

ینگ و فن [۳۳] در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که ارتباط بین فرصت‌های رشد و عملکرد شرکت در شرکت‌هایی با عدم استفاده بهینه مدیریت از جریان نقد آزاد ضعیف‌تر از ارتباط بین فرصت‌های رشد و عملکرد شرکت در سایر شرکت‌هاست.

انگ و دینگ [۱] نشان دادند که شرکت‌های دارای مالکیت نهادی بالاتر، حاکمیت شرکتی و ارزش بالاتری نسبت به دیگر شرکت‌ها دارند. فنگ و همکاران [۹] نشان دادند که انتشار سهام و خصوصی سازی شرکت‌ها تاثیر مثبتی بر عملکرد آنها دارد. با این وجود، شواهدی مبنی بر مزایای کمتر مالکیت نهادی نسبت به غیر دولتی پیدا نکردند.

وگت و وو [۳۰] در پژوهش خود عملکرد شرکت‌هایی که بیش‌ترین جریان نقد آزاد را دارا بودند، تحلیل کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد شرکت‌هایی که وجه نقد زیادی را بین سهامداران توزیع کرده‌اند، در صورت کنترل سایر متغیرها، در بلندمدت با افزایش قیمت مواجه می‌شوند.

گال و تسای [۱۴] در پژوهش خود شواهدی از فرصت‌طلبی مدیران برای استفاده از جریان نقد آزاد بدست آوردند. آنان با استفاده از نتایج بدست آمده استدلال کردند مدیران شرکت‌هایی که جریان نقد آزاد بالا و فرصت‌های سرمایه‌گذاری کمی دارند،

دارایی‌هاست که در این پژوهش، از طریق نسبت کل فروش به کل دارایی‌های ثابت اندازه‌گیری می‌شود. این معیار بر اساس پژوهش انگک و همکاران [۲] انتخاب شده که عنوان می‌کنند که این نسبت بیانگر درآمد ناشی از هر دلار سرمایه‌گذاری شده است که ممکن است عاملی برای استفاده کارا از دارایی‌ها باشد.

متغیرهای مستقل

در این پژوهش متغیرهای مستقل، به شرح زیر هستند:

جریان نقد آزاد (FCF)

در این پژوهش، از مدل لن و پلسن [۲۲] برای تعیین جریان نقد آزاد (متغیر مستقل پژوهش) واحد تجاری استفاده شده است. براین اساس، جریان نقد آزاد از طریق فرمول زیر محاسبه شده است:

$$FCF_{it} = INC_{it} - TAX_{it} - INTEP_{it} - PSDIV_{it} - CSDIV_{it}$$

INC_{it} : سود عملیاتی قبل از استهلاک شرکت i در سال t ؛ TAX_{it} : کل مالیات پرداختی شرکت i در سال t ؛ $INTEP_{it}$: هزینه بهره پرداختی شرکت i در سال t ؛ $PSDIV_{it}$: سود سهام‌داران ممتاز پرداختی شرکت i در سال t ؛ $CSDIV_{it}$: سود سهام‌داران عادی پرداختی شرکت i در سال t .

مالکیت نهادی (INST)

میزان مالکیت نهادی، از مجموع سهام در اختیار بانک‌ها و بیمه‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی، نهادهای دولتی و شرکت‌های دولتی بر کل سهام منتشره شرکت بدست می‌آید.

کاربردی محسوب می‌شود. در اجرای طرح پژوهش توصیفی، پژوهشگر متغیرها را دستکاری نمی‌کند یا برای وقوع رویدادها شرایطی را به وجود نمی‌آورد. بر اساس این طبقه‌بندی به دلیل اینکه هیچ یک از متغیرهای پژوهش دستکاری نشده‌اند و به توصیف اطلاعات گردآوری شده بسنده می‌شود، روش پژوهش توصیفی است. پژوهش‌های همبستگی شامل پژوهش‌هایی است که در آن‌ها سعی می‌شود رابطه بین متغیرهای مختلف با استفاده از ضریب همبستگی، کشف یا تعیین شود. در پژوهش همبستگی، هدف اصلی مشخص کردن رابطه بین دو یا چند متغیر، اندازه و مقدار آن رابطه است.

روش گردآوری داده‌ها و اطلاعات

در این پژوهش برای گردآوری داده‌ها و اطلاعات، ابتدا از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. در روش کتابخانه‌ای، مبانی نظری پژوهش، از کتب و مجلات تخصصی فارسی و لاتین گردآوری می‌شود. سپس، برای گردآوری داده‌های پژوهش حاضر از لوح‌های فشرده آرشیو تصویری و آماری سازمان بورس اوراق بهادار تهران، سایت رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران و دیگر پایگاه‌های اینترنتی مرتبط، اطلاعات حسابداری شرکت‌های بورسی و دیگر منابع اطلاعاتی استفاده شده است.

متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش شامل سه دسته متغیرهای وابسته، مستقل و کنترل به شرح زیر است:

متغیر وابسته

سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها (ASSET)

در این پژوهش متغیر وابسته سرمایه‌گذاری در

مالکیت مدیریتی (MGT)

مالکیت مدیریت که از تقسیم سهام نگهداری شده توسط هیات مدیره بر کل سهام شرکت در هر دوره بدست می آید.

مدیریتی؛ FCF جریان های نقد آزاد؛ OCF جریان های نقد عملیاتی؛ LEV اهرم مالی، SIZE اندازه شرکت صاحبکار است. i نماد شرکت مورد نظر و t نماد سال مورد نظر است.

متغیرهای کنترل

در این پژوهش متغیرهای کنترل به شرح زیر است:

اهرم مالی (LEV): نسبت بدهی های شرکت به دارایی های آن است.

اندازه شرکت (SIZE): لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت تعریف شده است.

جریان نقد عملیاتی (OCF): برابر با جریان های نقدی عملیاتی است و از صورت جریان های نقدی استخراج می شود. برای سهولت کار این عدد به جمع دارایی های اول دوره به شرح زیر تقسیم شده است:

$$SCFO_{it} = \frac{Cash\ Flow_{it}}{TA_{it}}$$

در معادله مزبور TA_{it} برابر با جمع کل دارایی های شرکت i در سال t و $CashFlow_{it}$ جریان های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t است.

مدل پژوهش

این پژوهش به دنبال بررسی تاثیر ساختار مالکیتی بر ارتباط بین جریان های نقد آزاد و سرمایه گذاری در دارایی ها است. بدین منظور از الگوی زیر برای بررسی فرضیه ها و به شرح زیر استفاده شده است:

$$ASSET_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INST_{it} + \alpha_2 MGT_{it} + \alpha_3 FCF_{it} + \alpha_4 FCF * INST_{it} + \alpha_5 FCF * MGT_{it} + \alpha_6 SIZE_{it} + \alpha_7 LEV_{it} + \alpha_8 OCF_{it} + \epsilon_{it}$$

در مدل مزبور:

ASSET معیار سرمایه گذاری در دارایی ها؛ INST

درصد مالکیت نهادی؛ MGT درصد مالکیت

جامعه آماری و نحوه انتخاب شرکت ها

جامعه آماری مورد مطالعه این پژوهش، کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ است. در این پژوهش، برای انتخاب نمونه، از کل داده های در دسترس استفاده شده است. نخست تمام شرکت هایی که می توانستند در نمونه گیری شرکت کنند، انتخاب شدند. سپس، از بین کلیه شرکت های موجود، شرکت هایی که واجد هر یک از شرایط زیر نبوده اند، حذف شده و در نهایت شرکت های باقی مانده برای انجام آزمون انتخاب شده اند:

۱- به منظور همگن شدن نمونه آماری در سال های مورد بررسی، پیش از سال ۱۳۸۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

۲- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

۳- نمونه آماری شامل شرکت های واسطه گری مالی، سرمایه گذاری، لیزینگ، بانک ها و شرکت های بیمه نمی شود.

۴- شرکت ها طی قلمرو زمانی این پژوهش تغییر فعالیت یا دوره مالی نداده باشند.

۵- داده های مورد نظر شرکت ها در دسترس باشد. در نهایت شرکت های مورد بررسی در این پژوهش، شامل ۱۲۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است.

یافته‌های پژوهش آمار توصیفی

آمار توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل و اکثر مشاهدات ارائه شده است.

برای ارائه یک نمای کلی از خصوصیات مهم متغیرهای محاسبه شده، در جدول زیر برخی از مفاهیم

جدول شماره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
استفاده بهینه از دارایی‌ها	۳/۸۴۸۲	۲/۶۶۱۷	۴/۴۱۰۱	۵۰/۸۷۸۴	۰/۰۴۰۸
مالکیت نهادی	۰/۷۲۱۷	۰/۸۱۹۹	۰/۲۶۸۴	۰/۹۹۰۰	۰/۰۱۰۰
مالکیت مدیریتی	۰/۶۷۵۳	۰/۷۰۱۹	۰/۱۹۶۰	۰/۹۹۰۰	۰/۰۱۰۰
جریان نقد آزاد	۴/۴۸۹۵	۴/۴۸۹۶	۰/۷۵۷۸	۷/۱۵۵۹	۱/۴۶۲۳
جریان نقد آزاد * مالکیت نهادی	۳/۲۹۲۹	۳/۵۷۴۶	۱/۳۷۶۴	۶/۲۸۸۱	۰/۰۲۵۴
جریان نقد آزاد * مالکیت مدیریتی	۳/۰۲۲۱	۳/۱۳۷۰	۰/۹۹۶۰	۵/۶۳۴۴	۰/۰۴۴۶
اهرم مالی	۰/۶۵۳۷	۰/۶۶۲۹	۰/۱۷۵۷	۰/۹۷۱۳	۰/۰۹۶۴
اندازه شرکت	۵/۷۳۳۸	۵/۶۸۰۸	۰/۶۰۱۱	۷/۹۵۶۷	۴/۲۴۶۴
جریان نقد عملیاتی	۰/۹۴۲۰	۰/۰۶۵۹	۶/۵۸۰۳	۱۶۰/۰۲۲۴	-۱۰/۴۰۸۳

متغیرها دارای حداقل فاصله از ارزش ارائه شده برای کشیدگی هستند. واوس [۲۹] عنوان می‌کند که زمانی که اندازه نمونه بزرگ‌تر از ۱۰۰ باشد (معیاری تقریبی برای توزیع نرمال) احتمال نرمال بودن داده‌ها افزایش می‌یابد.

آمار استنباطی

قبل از برآزش الگوها لازم است تا آزمون F لیمر به منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی برای الگوی بالا انجام شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای الگوی پژوهش در جدول شماره (۳) نشان داده شده است.

میانگین استفاده بهینه از دارایی‌ها برابر با ۳/۸۴ است که نشان‌دهنده این است که فروش ۳/۸۴ برابر مجموع دارایی‌هاست. جدول فوق بیانگر ارزش ۴/۴۹ برای میانگین جریان‌های نقد آزاد است. ساختار مالکیتی شرکت شامل ۰/۷۲ مالکیت نهادی، ۰/۶۷ مالکیت مدیریتی، است. ارزش میانگین برای اهرم مالی ۰/۶۵، جریان نقد عملیاتی ۰/۹۴ و برای اندازه شرکت ۵/۷۳ است.

آماره‌های انحراف معیار، ضریب کشیدگی و چولگی نیز به منظور بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها بکار گرفته می‌شوند [۲۱]. با بررسی معیارهای مذکور می‌توان اظهار داشت که داده‌های مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته از توزیع نرمال برخوردار هستند، زیرا

جدول شماره (۳): نتایج آزمون F لیمر برای الگوهای پژوهش

آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
۱۴/۳۰	۰/۰۰۰	الگوی اثرات ثابت

با توجه به آماره و سطح خطای آزمون F لیمر و رد فرضیه H_0 برای الگوی پژوهش، لازم است برای انتخاب از بین الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یا داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی، آزمون هاسمن نیز انجام شود. نتایج مربوط به آزمون هاسمن نیز در جدول شماره (۴) نشان داده شده است.

جدول شماره (۴): نتایج آزمون هاسمن برای الگوهای پژوهش

آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
۴۵/۶۰	۰/۰۰۰	الگوی اثرات ثابت

همانطور که در جدول شماره (۴) قابل مشاهده است، نتایج حاکی از رد شدن فرضیه H_0 برای الگوی پژوهش بوده، در نتیجه الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت ارجح است. بنابراین، برای تخمین الگوی پژوهش از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت استفاده شده است.

در پژوهش حاضر، از آزمون دوربین-واتسون برای تشخیص خود همبستگی مدل استفاده شده است. اگر مقدار آماره دوربین-واتسون نزدیک به عدد ۲ باشد، استقلال جمله خطای مدل می‌تواند پذیرفته شود. علاوه بر این، از آزمون فیشر برای بررسی معناداری کل مدل استفاده شده است. جدول شماره (۵) نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول شماره (۵): نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش

متغیر	ضریب	آماره t	سطح خطا
عرض از مبدا	۲/۷۰۹۹	۳/۲۱۷۳	۰/۰۰۱۴
مالکیت نهادی	-۱/۲۵۷۲	-۱/۲۲۷۳	۰/۲۲۰۲
مالکیت مدیریتی	۲/۸۶۸۴	۲/۱۶۶۵	۰/۰۳۰۶
جریان نقد آزاد	۰/۵۱۷۲	۳/۱۷۸۵	۰/۰۰۱۶
جریان نقد آزاد * مالکیت نهادی	۰/۲۵۲۰	۱/۲۰۹۵	۰/۲۲۶۹
جریان نقد آزاد * مالکیت مدیریتی	-۰/۷۰۲۳	-۲/۶۶۴۹	۰/۰۰۷۹
اهرم مالی	-۱/۶۹۹۴	-۹/۷۴۴	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۰۳۳۲	۱/۰۷۴۴	۰/۲۸۳۰
جریان نقد عملیاتی	-۰/۰۰۱۱	-۰/۳۸۲۹	۰/۲۸۳۰
ضریب تعیین		۰/۵۳۲۱	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۸۶۷	
آماره دوربین-واتسون		۱/۶۷۲	
آماره F		۳۹/۶۵۰۰	
احتمال آماره F		۰/۰۰۰	

برای آزمون فرضیه فرعی اول نیز، ارتباط بین مالکیت نهادی و استفاده بهینه از دارایی‌ها مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول شماره (۵)؛ احتمال مربوط به فرض صفر، برابر $0/22$ است که بزرگ‌تر از $0/05$ است، بنابراین فرض صفر در سطح خطای ۵ درصد تایید نمی‌شود.

آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم پژوهش به شکل زیر تدوین شده است: بین مالکیت مدیریتی و استفاده بهینه از دارایی‌ها رابطه معنی‌داری دارد.

فرضیه فرعی دوم پژوهش، احتمال مربوط به متغیر مستقل مالکیت مدیریتی را نشان می‌دهد که این متغیر بر عملکرد رقابتی در سطح خطای ۵ درصد تاثیر معنی‌دار و معکوسی دارد. نتایج بیانگر این است که با افزایش درصد مالکیت مدیریتی، استفاده بهینه از دارایی‌های شرکت کاهش می‌یابد. نتایج مربوط به آزمون فرضیه دوم که در جدول شماره (۵) آورده شده است، بیانگر آماره احتمال $0/0079$ برای فرضیه مذکور است.

آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم پژوهش به شکل زیر تدوین شده است:

رابطه بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها، در شرکت‌های با مالکیت نهادی بالاتر نسبت به دیگر شرکت‌ها معنی‌دارتر است.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول شماره (۵)؛ احتمال مربوط به فرض صفر، مبنی بر معنی‌دارتر بودن رابطه بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها، در شرکت‌های با مالکیت نهادی بالاتر نسبت

بر اساس نتایج تخمین مدل، می‌توان نتیجه گرفت که مدل پژوهش معنادار است؛ زیرا مقدار سطح خطای احتمال مربوط به آماره F برابر صفر است و کمتر از ۵ درصد است. در نتیجه، حتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد نیز معنادار بودن مدل پذیرفته می‌شود. همچنین، با توجه به مقدار آماره دوربین-واتسون مدل که در جدول شماره (۵) عنوان شده است، می‌توان نتیجه گرفت که مدل پژوهش مشکل خود همبستگی ندارد. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل برابر با $0/48$ است. این آماره نشان دهنده این موضوع است که حدود ۴۸ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توصیف است. با توجه به تایید شدن آماره‌های مدل، فرضیه‌های پژوهش بررسی می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

آزمون فرضیه اول

فرضیه اول پژوهش به شکل زیر تدوین شده است: بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها رابطه معنی‌داری دارد.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول شماره (۵)؛ احتمال مربوط به فرض صفر، مبنی بر ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها، برابر $0/0016$ است که کوچکتر از $0/05$ است، بنابراین فرض صفر در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود. در نتیجه، بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد.

آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم پژوهش به شکل زیر تدوین شده است: بین مالکیت نهادی و استفاده بهینه از دارایی‌ها رابطه معنی‌داری دارد.

بتوان دلیل رد را اینگونه بیان کرد که در ایران مالکان نهادی به دلیل نداشتن تخصص کافی آن طوری که باید، وظایف کنترلی و نظارتی خود را ایفا نمی‌کنند. بنابراین، در کشور ما بین مالکیت نهادی و استفاده بهینه از دارایی‌ها ارتباط معناداری وجود ندارد. در فرضیه سوم به بررسی ارتباط بین مالکیت مدیریتی و استفاده بهینه از دارایی‌ها پرداخته شده است. نتایج بیانگر این است که با افزایش مالکیت مدیریتی، استفاده بهینه از دارایی‌ها نیز افزایش می‌یابد. با افزایش سطح مالکیت مدیران داخلی، احتمال وقوع هزینه‌های نمایندگی کاهش پیدا می‌کند [۲۸]. شرکت‌ها با مالکیت مدیریتی بالاتر به منظور حداکثر سازی ارزش سهامداران، از دارایی‌های خود به نحو کاراتری استفاده می‌کنند. در فرضیه چهارم، رابطه بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها، در شرکت‌های با مالکیت نهادی بالاتر نسبت به دیگر شرکت‌ها مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به تایید نشدن فرضیه دوم مبنی بر ارتباط معنادار بین مالکیت نهادی و استفاده بهینه از دارایی‌ها، این فرضیه نیز تایید نگردید. در فرضیه پنجم نیز رابطه بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها، در شرکت‌های با مالکیت مدیریتی بالاتر نسبت به دیگر شرکت‌ها بررسی شد. نتایج حاکی از منفی و معنی‌دار بودن این فرضیه است. مدیران مایل به سرمایه‌گذاری جریان‌های نقد آزاد در پروژه‌های با منفعت شخصی هستند و از رویه‌های پیش‌بینی شده پیروی نکرده و حتی از خالص ارزش فعلی منفی پروژه چشم‌پوشی می‌کنند [۶]. برخی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در مجموع ممکن است که بازده مثبت داشته باشند، ولی این بازده کمتر از هزینه سرمایه است [۱۹]. متعاقباً، جریان‌های نقد آزاد بالا، استفاده نادرست از دارایی‌ها را افزایش می‌دهد، زیرا مدیران وجوه نقد

به دیگر شرکت‌ها، برابر $0/2279$ است که بزرگ‌تر از $0/05$ است، بنابراین فرض صفر در سطح خطای ۵ درصد تایید نمی‌شود.

آزمون فرضیه پنجم

فرضیه پنجم پژوهش به شکل زیر تدوین شده است:

رابطه بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها، در شرکت‌های با مالکیت مدیریتی بالاتر نسبت به دیگر شرکت‌ها معنی‌دارتر است.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول شماره (۵)؛ احتمال مربوط به فرض صفر، مبنی بر معنی‌دارتر بودن رابطه بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها، در شرکت‌های با مالکیت مدیریتی بالاتر نسبت به دیگر شرکت‌ها، برابر $0/0079$ است که کوچکتر از $0/05$ است، بنابراین فرض صفر در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود. همچنین، ضریب متغیر جریان نقد آزاد از $0/51$ به $0/70$ - رسیده است که بیانگر معنی‌دارتر بودن این ارتباط با توجه به سطح مالکیت مدیریتی شده است.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش، تاثیر ساختار مالکیتی بر ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها، مورد مطالعه قرار گرفته است. فرضیه اول این پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنادار بین جریان نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها رد نشده است. بر اساس نتایج به دست آمده، با افزایش جریان‌های نقد آزاد، میزان استفاده بهینه از دارایی‌ها نیز افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم بیانگر عدم وجود ارتباط معنی‌دار بین مالکیت نهادی و استفاده بهینه از دارایی‌هاست. شاید

بیش‌تری دارند، کم‌تر قیمت‌گذاری می‌کنند و این قضیه به معنی عدم مدیریت وجه نقد است. بنابراین، به شرکت‌های دارای جریان نقد آزاد بالا توصیه می‌شود که وجه مازاد را در پروژه‌های با ارزش فعلی مثبت سرمایه‌گذاری کنند، تا بتوانند دیدگاه سهامداران و سرمایه‌گذاران را نسبت به خود تغییر دهند.

با توجه به نتایج و فرضیات پژوهش مشخص گردید که با افزایش جریان‌های نقد آزاد در شرکت‌هایی که مالکیت مدیریتی آنها بالاتر است، استفاده بهینه از دارایی‌ها کاهش می‌یابد زیرا، مدیران از این وجوه مازاد در جهت منافع شخصی استفاده می‌کنند. بنابراین لازم است که، مکانیزم‌های کنترلی برای مقابله با استفاده نادرست از این وجوه مدنظر قرار گیرد که از جمله آن حسابرسی عملیاتی به منظور بررسی استفاده کارآ و اثربخش از منابع مازاد توسط مدیریت است.

منابع

- [1] Ang, J., & Ding, D. (2006). Government ownership and the performance of government-linked companies: The case of Singapore. *Journal of Multinational Financial Management*, 16, 64-88.
- [2] Ang, J. S., Cole, R. A., & Lin, W. J. (2000). Agency cost and ownership structure. *Journal of Finance*, 55, 81-106.
- [3] Benfratello, L., & Sembenelli, A. (2006). Foreign ownership and productivity: Is the direction of causality so obvious? *International Journal of Industrial Organization*, 24, 733-751.
- [4] Br-Bukit, R., & Iskandar, T. M. (2009). Surplus cash flow, earnings management and audit committee. *International Journal of Economics and Management*, 3(1), 204-223.
- [5] Chen, K. C. W., Chen, Z., & Wei, K. C. J. (2011). Agency costs of free cash flow and the effect of shareholder rights on the implied cost of equity capital, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46, 171-207.

را در پروژه‌هایی غیر سودآوری سرمایه‌گذاری می‌کنند که متناسب با علایق شخصی آنها باشد [۱۹]. بر اساس فرضیه جریان‌های نقد آزاد، پیش‌بینی می‌شود که شرکت‌های دارای وجوه نقد مازاد، شاهد کاهش در سطوح کارایی استفاده از دارایی‌ها باشند. رفتار فرصت-طلبانه مدیران شرکت‌های دارای وجوه نقد مازاد به وسیله فرضیه جریان‌های نقد آزاد توضیح داده می‌شود [۱۹]. مدیران شرکت‌های دارای جریان‌های نقد آزاد ممکن است نه تنها عملکردی پایین‌تر از حد مطلوب داشته باشند؛ بلکه از جریان‌های نقد آزاد موجود نیز استفاده درست را نکنند [۲]. بر مبنای فرضیه جریان‌های نقد آزاد، جریان‌های نقد آزاد بالا ممکن است مدیران را تحریک به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های غیر سودآوری کند که کارایی دارایی‌ها را کاهش دهد. مدیران مایل به استفاده از جریان‌های نقد آزاد برای کسب منافع شخصی هستند [۱۹].

پیشنهاد‌های پژوهش

با توجه به نتایج بدست آمده توصیه می‌شود سرمایه‌گذاران نه تنها به میزان جریان نقد آزاد؛ بلکه باید به عوامل موثر بر نحوه استفاده از جریان نقد آزاد نیز توجه شود. زیرا، تصمیم‌گیری‌هایی که از جانب مدیریت در قبال چنین وجوهی اتخاذ می‌شود، می‌تواند تا حد زیادی کارایی مدیریت را در استفاده بهینه از این منابع در فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب تعیین کند. با توجه به نتایج بدست آمده مشخص گردید که در شرکت‌های دارای جریان نقد آزاد بیش‌تر، توجه به فرصت‌های پیش روی شرکت می‌تواند باعث افزایش ارزش شرکت شود.

همچنین، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران، شرکت‌هایی را که جریان نقد آزاد

- agency costs, and capital structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
- [19] Jensen, M. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *American Economic Review*, 76, 323–329.
- [20] Jensen, M. (1993). AFA presidential address: The modern industrial revolution exit and the failure of internal control systems. *Journal of Finance*, 48, 830–881.
- [21] Keller, G., & Warrack, B. (2003). *Statistics for management and economics* (6th ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- [22] Lehn, K., and Poulsen, A. (1989). "Free Cash Flow and Stockholders Gains in Going Private Transaction". *Journal of Practice and Theory*. Vol 22, No 1.
- [23] Lopez, I., F. and Vecente, C. (2010). "Do Leverage, Dividend Payout, and Ownership Concentration Influence Firms' Value Creation?". *Emerging Markets Finance and Trade*. Vol 46, No 3, pp 80 – 94.
- [24] McCabe, G. M., & Yook, K. C. (1997). Free cash flow and the returns to bidders. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 37(3), 697–707.
- [25] Penman, S., H and Yehuda, N. (2009). "The pricing of earnings and cash flows and an affirmation of accrual accounting". *Review of Accounting Studies*. Vol 14, No 4, Pp 453 -479.
- [26] Qiang, Q. (2003). Corporate governance and state-owned shares in China listed companies. *Journal of Asian Economics*, 14, 771–783.
- [27] Shin, H. H., & Kim, Y. H. (2002). Agency costs and efficiency of business capital investment: evidence from quarterly capital expenditures. *Journal of Corporate Finance*, 8, 139–158.
- [28] Singh, M., & Davidson III, W. N. (2003). Agency costs, ownership structure and corporate governance mechanisms. *Journal of Banking and Finance*, 27, 793–816.
- [29] Vaus, D. (2002). *Analyzing social science data* (1st Ed.). London: SAGE Publications Ltd.
- [30] Vogt, S., C and Vu, J., (2000). "Free cash flow and long run firm value: Evidence
- [6] Chung, R., Firth, M., & Kim, J. B. (2005). Earnings management, surplus free cash flow, and external monitoring. *Journal of Business Research*, 58, 766–776.
- [7] Dahlquist, M., & Robertson, G. (2001). Direct foreign ownership, institutional investors, and firm characteristics. *Journal of Financial Economics*, 59, 413–440.
- [8] Ellis, R. (1998). Asset utilization: A metric for focusing reliability efforts. *Seventh International Conference on Process Plant Reliability*. Marriott Houston Westside Houston, Texas, 25–30 October.
- [9] Feng, F., Sun, Q., & Tong, W. H. S. (2004). Do government-linked companies underperform? *A Journal of Banking and Finance*, 28, 2461–2492.
- [10] Fleming, G., Heaney, R., & McCosker, R. (2005). Agency costs and ownership structure in Australia. *Pacific-Basin Finance Journal*, 13, 29–52.
- [11] Griffin, J. M. (1988). A test of the free cash flow hypothesis: Results from the petroleum industry. *The Review of Economics and Statistics*, 70(1), 76–82.
- [12] Gujarati, D. N. (2003). *Basic econometrics* (4th Intl Ed.). New York: McGraw Hill.
- [13] Gul, F. A. (2001). Free cash flow, debt monitoring and managers' LIFO/ FIFO policy choice. *Journal of Corporate Finance*, 7, 475–492.
- [14] Gul, F., A and Tsui, S., L. (2001). "Free cash flow, debt monitoring, and audit pricing: Further evidence on the role of director equity ownership". *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol20, No 2, Pp 71 - 84.
- [15] Habib, A., (2011). "Growth Opportunities, Earnings Permanence and the Valuation of Free Cash Flow". *Journal of Australasian Accounting Business and Finance*. Vol.5, No 4.
- [16] Harford, J., (1999). "Corporate cash reserves and acquisitions". *Journal of Finance*. Vol 54, No 6, Pp 1969 – 1997.
- [17] Ito, K. (2004). Foreign ownership and plant productivity in the Thai automobile industry in 1996 and 1998: A conditional quartile analysis. *Journal of Asian Economics*, 15, 321–353.
- [18] Jensen, M., & Meckling, W. (1976). *Theory of the firm: Managerial behavior,*

- firm performance”.*Proceedings for the Northeast Region Decision Sciences Institute*.pp:122-129.
- [34] Yoo, S. (2005). Essay on corporate ownership and governance in an emerging market. PhD thesis, The Temple University.
- [35] Zerni, M., K. and Nilsson. H .(2010).“ The entrenchment problem, corporate governance mechanisms, and firm value”. *Contemporary Accounting Research*. Vol 27, No 4, pp 1169 - 1206.
- from the Value Line Investment Survey ”. *Journal of Managerial*. Vol 12, No 2, Pp 188 - 207.
- [31] Warfield, T., Wild, J., & Wild, K. (1995). Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 20(1), 61–91.
- [32] Watts R. L., & Zimmerman J. L. (1983). Agency problems, auditing, and the theory of the firm: some evidence. *Journal of Law and Economy*, 26, 613–633.
- [33] Ying.C, and Fen. H.(2013).”Managerial sentiment, investment opportunity ser and

بررسی تصمیمات تامین مالی، زمانبندی بازار و سرمایه گذاری واقعی در بورس اوراق بهادار تهران

عبدالله خانی^{۱*}، حمیده افشاری^۲، میرهادی حسینی کندلجی^۳

۱- استادیار گروه حسابداری و مدیریت مالی دانشگاه اصفهان

dr.a.khani@gmail.com

۲- دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه اصفهان

hamidehafshari@gmail.com

۳- دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

mhadi.hoseini@gmail.com

چکیده

در ادبیات مالی، دو نظریه زمانبندی بازار و سرمایه گذاری واقعی در ارتباط با رابطه بین تامین مالی برون سازمانی با بازده غیر عادی سهام وجود دارد. هر دو نظریه رابطه منفی بین تامین مالی برون سازمانی و بازده سهام را پیش بینی می نمایند. اما نظریه اول براساس رفتار مدیر برای بهره گیری از قیمت گذاری اشتباه سهام و نظریه دوم براساس پاسخ کارآمد قیمت های بازار به تغییر در ریسک است. با استفاده از اطلاعات مالی ۷۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۹ و با استفاده از مدل CAPM و فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و تجزیه و تحلیل رگرسیون ترکیبی، نظریه ها آزمون شده است. نتایج بیانگر رابطه مثبت تامین مالی برون سازمانی، در دو حالت ترکیبی و خالص، با بازده غیر عادی سهام در مدل CAPM و رابطه منفی تامین مالی برون سازمانی در دو حالت مذکور با بازده غیر عادی سهام در مدل فاما و فرنچ است. همچنین رابطه میان خالص تامین مالی و ترکیب تامین مالی به صورت همزمان، با بازده غیر عادی سهام معنادار است.

واژه های کلیدی: تامین مالی برون سازمانی، نظریه زمانبندی بازار، نظریه سرمایه گذاری واقعی، مدل قیمت گذاری

دارایی های سرمایه ای، مدل فاما و فرنچ.

مقدمه

ساختار بقیه مقاله به این صورت است که در بخش دوم، بیان مسأله مرتبط با موضوع مطرح می‌شود. در بخش سوم، پژوهش‌های صورت گرفته در زمینه پژوهش معرفی خواهد شد. در بخش چهارم، روش پژوهش شامل فرضیه‌ها، نمونه، مدل‌ها، متغیرهای پژوهش و نحوه سنجش آنها ارائه می‌شود. در بخش پنجم، یافته‌های تجربی پژوهش ارائه خواهد شد، در پایان نیز نتیجه‌گیری، پیشنهادات و محدودیت‌ها و منابع پژوهش مطرح می‌گردد.

بیان مسأله

از دیدگاه نظری، تصمیم‌گیری مدیران پیرامون ترکیب تامین مالی، تحت تاثیر عوامل گوناگون همچون عوامل سیاسی، اقتصادی و مقررات قانونی قرار دارد، لذا تعیین استراتژی ترکیب تامین مالی علاوه بر آنکه متاثر از برخی متغیرهای کلان اقتصادی همچون تورم، نرخ بهره، سیاست‌های اعطای تسهیلات در نظام بانکی و مالیات است، تحت تاثیر عواملی چون هزینه تامین مالی، ریسک مالی و تجاری شرکت‌ها، ترکیب دارایی‌ها همراه با محدودیت‌های قراردادی در جذب منابع از طریق ایجاد بدهی و بازنگری در قوانین بورس اوراق بهادار قرار دارد. از آنجا که یکی از وظایف اصلی مدیران، حداکثر کردن ثروت سهامداران است، تاثیر روش‌ها و تعیین ترکیب تامین مالی و نحوه مصرف عواید حاصل از این روش‌ها بر بازده آتی سهام، برای آنان از اهمیت بسزایی برخوردار است [۲].

در ادبیات مالی، در رابطه تاثیر تامین مالی برون سازمانی (بدهی و صدور سهام) بر بازده غیر عادی

ایجاد و توسعه روز افزون بنگاه‌های اقتصادی نیازمند تامین مالی قابل ملاحظه است که اغلب از عهده مؤسسان خارج است، بازار سرمایه برای شرکت‌ها این امکان را فراهم می‌آورد که منابع مالی مورد نیاز خود را از طریق عرضه سهام و انتشار بدهی تامین نمایند. مدیران با استفاده از منابع به دست آمده برای بقا و رشد سازمان خود تلاش می‌کنند. در یک بازار کارا، رشد و سودآوری شرکت و در نهایت افزایش ثروت سهامداران زمانی محقق خواهد شد که بازدهی ناشی از بکارگیری منابع مالی ناشی از انتشار سهام بیش از هزینه‌های فرصت ناشی از پروژه‌های سرمایه‌ای مورد اجرا باشد. از آنجا که روش‌های تامین مالی به همراه تصمیمات سرمایه‌گذاری و سیاست‌های تقسیم سود بر ارزش و در نهایت بر ثروت سهامداران موثر است، شناسایی الگوها و مدل‌هایی که تصمیم‌گیری شرکت‌ها و مدیران از آن تبعیت می‌کنند، از اهمیت به سزایی برخوردار است. نظریه‌های متفاوتی پیرامون اثرات متفاوت تامین مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری بر بازده سهام وجود دارد. اما باور حاکم در پژوهش‌ها، وجود رابطه منفی تامین مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری با بازده سهام است. دو نظریه زمانبندی بازار و سرمایه‌گذاری واقعی در ارتباط با رابطه بین تامین مالی برون سازمانی با بازده غیر عادی سهام وجود دارد. نظریه زمانبندی بازار این رابطه را در قالب تامین مالی ترکیبی و نظریه سرمایه‌گذاری واقعی در قالب تامین مالی خالص بیان می‌کنند. در پژوهش حاضر برای اولین بار، تلاش شده است تا این موضوع در بورس اوراق بهادار تهران بررسی گردد که «آیا تامین مالی خارجی در دو حالت خالص و ترکیبی^۱ با بازده سهام ارتباط منفی دارند یا خیر؟»

سهام، دو فرضیه زمانبندی بازار و سرمایه گذاری مطرح است. این فرضیات در مورد تاثیر اجزای تامین مالی برون سازمانی، پیش بینی های متمایزی دارند.

فرضیه زمانبندی بازار

این فرضیه، تامین مالی از طریق انتشار سهام را برتر از تامین مالی از طریق بدهی می داند. به عبارت دیگر، براساس فرضیه زمانبندی بازار، رابطه بین انتشار سهام و بازده سهام، قوی تر از رابطه بین بدهی و بازده سهام است، زیرا قیمت سهام نسبت به تغییرات در ارزش شرکت، حساستر است. علاوه بر این، بین مبادلات تامین مالی مجدد و بازده سهام، رابطه منفی وجود دارد. همچنین، هر یک از اجزای بدهی نیز دارای رابطه متمایزی با بازده سهام هستند. پژوهش ها نشان دهنده این واقعیت است که فعالیت های تأمین مالی در برگیرنده علامت یا خبر منفی برای بازار است. به عنوان نمونه، دنیل و تیتمن^۱ [۸]، پونیف و ودگیت^۲ [۱۱] و برادشو، ریچاردسون و اسلوان^۳ [۶] نشان دادند که سطح بالای از تامین مالی با سطح پایین تر از بازده آتی همراه است. اگر بین تامین مالی برون سازمانی و بازده سهام، رابطه منفی وجود داشته باشد، به این معنا خواهد بود که با افزایش تامین مالی برون سازمانی، بازده سهام کاهش می یابد. براساس نظریه زمان بندی بازار^۴، مدیر می تواند از بدهی و سرمایه استفاده نماید (تامین مالی ترکیبی). مدیر، زمانی که مشاهده نماید سهام، بالای قیمت^۵، قیمت گذاری شده است، از طریق صدور سهام، اقدام

به تامین مالی نموده و زمانی که سهام، زیر قیمت^۶، قیمت گذاری شده باشد از طریق ایجاد بدهی، تامین مالی خواهد نمود تا از آن طریق، اقدام به بازخرید سهام نماید [۱۴]. حال، اگر بازار بتواند این رفتار مدیر را پیش بینی نماید در این صورت، افزایش تامین مالی برون سازمانی می تواند همراه با کاهش بازده سهام باشد، به عبارت دیگر، رابطه تامین مالی برون سازمانی و بازده، منفی خواهد بود. زیرا از یک طرف، سهام بیش از ارزش ذاتی آن ارزش گذاری شده، در نتیجه با اطلاع بازار، ارزش آن کاهش خواهد یافت و از طرف دیگر نیز هدف از تامین مالی، سرمایه گذاری در پروژه های با خالص ارزش فعلی مثبت و در نتیجه، افزایش سودآوری شرکت نبوده است.

نظریه سرمایه گذاری

براساس نظریه سرمایه گذاری^۷ نیز می تواند رابطه منفی بین تامین مالی برون سازمانی و بازده سهام وجود داشته باشد. براساس این فرضیه، بین مبادلات خالص تامین مالی برون سازمانی از طریق سهام و بدهی شرکت ها (تامین مالی خالص) و تصمیمات سرمایه گذاری مدیران، رابطه مستقیمی وجود دارد، یعنی هر چه میزان تامین مالی از سوی شرکت ها بیشتر باشد، سرمایه گذاری آنها بیشتر خواهد بود، به نحوی که در برخی از اوقات، این پدیده به سرمایه گذاری بیش از حد خواهد منجر گردید. حال، زمانی که عواید حاصل از تامین مالی صرف سرمایه گذاری اضافه شود، بین خالص افزایش در تامین مالی و بازده سهام رابطه

1. Daniel & Titman
2. Pontiff & Woodgate
3. Bradshaw, Richardson & Sloan
4. market timing theory
5. overvalue

6. undervalue
7. investment theory

مروری بر پیشینه پژوهش

اهم پژوهش‌های مرتبط با موضوع پژوهش که شامل پژوهش‌های ستیاوان و فرنسیدی^۱ [۱۳]، استیاوان^۲ [۱۲]، باتلر و همکاران^۳ [۵]، بائو ژانگ و یانگ^۴ [۱۵]، ژانگ و کای^۵ [۷]، کردستانی و پیرداوری [۳]، کردستانی و نجفی عمران، زنجیردار و ابراهیمی راد، رهنمای رودپشتی و همکاران [۱] است، در جدول (۱) ارائه شده است.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: تاثیر خالص تامین مالی بر بازده سهام منفی است.

فرضیه دوم: تاثیر ترکیب تامین مالی (سرمایه در مقابل بدهی) بر بازده سهام منفی است.

فرضیه سوم: بین تامین مالی در حالت ترکیبی و خالص (به صورت همزمان) و بازده سهام رابطه وجود دارد.

منفی وجود خواهد داشت و زمانی این رابطه به بیشترین حد خود خواهد رسید که این عواید فوراً در فعالیت‌های عملیاتی، سرمایه‌گذاری شود [۱۰]. نظریه سرمایه‌گذاری بیش از اندازه بر اساس تضاد میان مدیران و سهامداران شکل می‌گیرد. مدیران تمایل دارند اندازه شرکت را بزرگ نمایند، گرچه مجبور باشند پروژه‌های ضعیف را پذیرفته و ثروت سهامداران را کاهش دهند. اگر جریان‌های نقدی مازاد در دست نباشد، توانایی مدیران در رسیدن به این هدف محدود شده، ولی این محدودیت می‌تواند با تامین مالی از طریق بدهی و سرمایه برطرف شود. متعاقب آن، مدیر باید اصل و بهره این بدهی‌ها را با وجه نقد حاصل از بازده سرمایه‌گذاری در پروژه‌های ضعیف پرداخت نماید. در این صورت، مدیر با کسری وجه نقد روبرو خواهد شد. نتیجه، ارتباط منفی بین تامین مالی از طریق بدهی و بازده سهام وجود خواهد داشت. از این رو، تامین مالی از طریق بدهی می‌تواند به عنوان اهرم مکانیسمی برای غلبه بر مساله سرمایه‌گذاری بیش از اندازه به شمار رود. این نظریه ارتباط منفی میان اهرم و سرمایه‌گذاری را در شرکت‌هایی توجیه می‌کند که فرصت‌های رشد کمتری دارند.

به طور خلاصه، نظریه‌های ساختار سرمایه بهینه بر اساس هزینه‌های نمایندگی، چنین بیان می‌کنند که در برخی موارد، اثر معکوس اهرم بر رشد، ارزش شرکت را از طریق ممانعت از مدیر در تقبل پروژه‌های ضعیف افزایش می‌دهند. بنابراین، ارتباط منفی بین اهرم و رشد ممکن است بدین دلیل باشد که مانعی در برابر مدیر ایجاد می‌نماید تا وی نتواند در پروژه‌هایی که نباید در آن سرمایه‌گذاری کند، دست به چنین کاری بزند [۴].

1. Setyawan & Frensidy
2. Setyawan
3. Butler et al
4. Yang
5. Cai & Zhang

جدول (۱): فرضیه‌ها و نتایج دیگر پژوهشگران

پژوهشگران	فرضیه‌های و مدل مورد بررسی	نتایج
استیاوان و فرنسییدی (۲۰۱۳)	- آزمون نظریه زمانبندی بازار بر ساختار سرمایه	تامین مالی از طریق صدور سهام در زمان قیمت گذاری بالای سهام
استیاوان (۲۰۱۲)	- آزمون نظریه زمانبندی بازار بر ساختار سرمایه	تاثیر منفی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام بر اهرم بازار
بائو ژانگ یانگ (۲۰۱۱)	- بررسی ساختار سرمایه و زمانبندی بازار	کسب بازده منفی با انتشار سهام
باتلر و همکاران (۲۰۱۱)	- بررسی تصمیمات تامین مالی، زمانبندی بازار و سرمایه گذاری واقعی، مدل فاما و فرنچ	رابطه منفی بین تامین مالی برون سازمانی و بازده سهام
ژانگ و کای (۲۰۰۵)	- بررسی پویایی ساختار سرمایه و بازده سهام با استفاده از تجزیه و تحلیل مقطعی	ارتباط منفی بین تغییرات اهرم مالی و بازده سهام
کردستانی و پیرداوری (۱۳۹۱)	- بررسی ساختار سرمایه، نظریه زمانبندی بازار با روش تحلیل رگرسیون چند متغیره	رابطه معنادار بین ارزش‌های گذشته بازار با ساختار سرمایه و تغییرات ساختار سرمایه
کردستانی و نجفی عمران (۱۳۸۹)	- بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی بر بازده سهام با روش داده‌های ترکیبی و مقطعی	رابطه مثبت بین تغییر در تأمین مالی با بازده غیر عادی انباشته سهام
زنجیردار و ابراهیمی راد (۱۳۸۸)	- بررسی رابطه بین روش‌های تأمین مالی و بازده سهام با روش همبستگی	رابطه مثبت بین تأمین مالی از طریق انتشار سهام و بدهی با بازده سهام
رهنمای رود پستی و همکاران (۱۳۸۸)	- بررسی رابطه بین فعالیت‌های تأمین مالی و بازده سهام با روش تجزیه و تحلیل رگرسیون	عدم وجود رابطه معنی‌داری بین فعالیت‌های تأمین مالی با بازده سهام

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نوع پس رویداری مبتنی بر داده‌های عینی و در عین حال مطالعه پرتفوی (portfolio study) است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش، از نرم افزارهای Exel و Eviews7 به کار گرفته شده است. روش گردآوری داده‌ها، اسناد کاوی است و داده‌های موردنیاز و اطلاعات مالی، از طریق مراجعه به صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و بانک‌های اطلاعاتی نظیر تدبیرپرداز، ره آورد نوین و... جمع آوری و مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه‌ها، ابتدا شرکت‌های نمونه پرتفوبندی شده‌اند. سپس، نحوه محاسبه متغیرهای

پژوهش و در نهایت مدل‌های مورد استفاده برای آزمون فرضیه بیان شده است.

نحوه تشکیل پرتفوی

در این پژوهش برای آزمون فرضیه اول براساس مدل CAPM، تمامی شرکت‌های نمونه براساس متغیر خالص تامین مالی (NF) به سه طبقه دسته بندی شده‌اند و سپس بازده موزون ماهانه آنها محاسبه گردید. همچنین برای آزمون فرضیه اول براساس مدل فاما و فرنچ، تمامی شرکت‌های نمونه براساس متغیر خالص تامین مالی (NF) به سه طبقه دسته بندی شده‌اند. در هر طبقه، شرکت‌های نمونه بر اساس متغیر اندازه (Size) که همان ارزش بازار در پایان هر سال است، از بزرگ به کوچک مرتب شده‌اند، سپس به دو دسته، ۵۰ درصد

شده‌اند. در مرحله بعد، شرکت‌های موجود در هر پرتفو، به طور مستقل از پرتفوبندی براساس اندازه (مرحله قبل)، بر اساس نسبت B/M شرکت‌ها در پایان هر سال مرتب شده، و شرکت‌های موجود در هر طبقه به سه طبقه دیگر و این بار بر اساس نسبت B/M، به ترتیب ۳۰ درصد بالا، به عنوان پورتفوی با نسبت B/M بالا (شرکت‌های ارزشی)، ۴۰ درصد میانی به عنوان پورتفوی با نسبت B/M متوسط (شرکت‌های متوسط) و ۳۰ درصد پایین به عنوان پورتفوی با نسبت B/M پایین (شرکت‌های رشدی)، طبقه‌بندی شده‌اند. بنابراین، از تقابل دو حالت مختلف مذکور برای دو عامل در هر پرتفوی، ۶ پرتفوی جدید تشکیل گردید. برای هر یک از پرتفوها بازده موزون ماهانه آن براساس مدل فاما و فرنچ محاسبه گردید.

نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش

الف - نحوه محاسبه متغیر وابسته:

الف-۱) بازده سهام

ابتدا بازده سهام^۱ حساب می‌شود که عبارتست از نسبت کل عایدی حاصل از سرمایه گذاری در یک دوره معین نسبت به سرمایه گذاری که طی آن دوره مصرف شده است. به طور کلی بازده سهام را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$R_t = \frac{(P_{t+1} - P_t) + DPSt}{P_t} \quad (۱) \text{ رابطه}$$

R_t : بازده سهام عادی در دوره t ؛

P_t : قیمت سهام عادی در زمان t ؛

P_{t+1} : قیمت سهام عادی در زمان $t+1$ ؛

DPS_t : سود نقدی سهام عادی طی دوره t ؛

پایین، شرکت‌های کوچک، ۵۰ درصد بالا، شرکت‌های بزرگ، تقسیم شده‌اند. در مرحله بعد، شرکت‌های نمونه، به طور مستقل از پرتفوبندی براساس اندازه (مرحله قبل)، بر اساس نسبت ارزش دفتری به بازار سهم (B/M) شرکت‌ها در پایان هر سال مرتب شده، و شرکت‌های موجود در هر طبقه به سه طبقه دیگر و این بار بر اساس نسبت B/M، به ترتیب ۳۰ درصد بالا، به عنوان پورتفوی با نسبت B/M بالا (شرکت‌های ارزشی)، ۴۰ درصد میانی به عنوان پورتفوی با نسبت B/M متوسط (شرکت‌های متوسط) و ۳۰ درصد پایین به عنوان پورتفوی با نسبت B/M پایین (شرکت‌های رشدی)، طبقه‌بندی شده‌اند، سپس و برای هر یک از پرتفوها بازده موزون ماهانه آنها محاسبه گردید.

برای آزمون فرضیه دوم براساس مدل CAPM، شرکت‌های نمونه مربوط به آزمون فرضیه اول که براساس متغیر خالص تامین مالی (NF) به سه طبقه دسته‌بندی شده بودند، در سه طبقه دیگر براساس متغیر نسبت سرمایه (ER) دسته‌بندی شده‌اند. در مجموع ۹ پرتفوی تشکیل گردید و بازده موزون ماهانه آنها محاسبه شد. همچنین برای آزمون فرضیه دوم براساس مدل فاما و فرنچ، شرکت‌های نمونه مربوط به آزمون فرضیه اول که براساس متغیر خالص تامین مالی (NF) به سه طبقه دسته‌بندی شده بودند، براساس متغیر نسبت سرمایه (ER) به سه طبقه دیگر دسته‌بندی شده‌اند. در مجموع ۹ پرتفوی حاصل گردید و بازده ماهانه آنها محاسبه شد. در هر پرتفوی، شرکت‌های موجود بر اساس متغیر اندازه (Size) که همان ارزش بازار در پایان هر سال است، از بزرگ به کوچک مرتب شده‌اند، سپس، به دو دسته، ۵۰ درصد پایین، شرکت‌های کوچک، ۵۰ درصد بالا، شرکت‌های بزرگ، تقسیم

د-۳) MOM: متوسط روند حرکت قیمت پرتفوی در سال t:

$$\text{رابطه (۶)} \quad \text{MOM} = \sum_{i=1}^n R_i$$

R_i : عامل روند حرکت قیمت سهام شرکت i در پایان شهریورماه سال t؛ که به صورت مجموع بازده شش ماه گذشته شرکت i، یعنی ماه‌های شهریور ماه سال t تا اسفند ماه سال t-1 به دست می‌آید.

د-۴) GROWTH: رشد دارایی‌ها که برابر است با تفاوت کل دارایی‌های سال t و t-1.

د-۵) ROA: نسبت سود خالص قبل از مالیات به دارایی‌های سال t.

در این پژوهش برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم و تجزیه و تحلیل داده‌ها، از مدل‌های زیر استفاده شده است. عرض از مبدا برآورده شده (α) به عنوان بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک روی پرتفو شناخته می‌شود و آلفا نشانگر عملکرد متغیرهای مستقل در پیش بینی متغیر وابسته (بازده سهام) است.

$$\text{رابطه (۷)} \quad \text{CAPM: } r_{i,t} - r_{f,t} = a_i + b_i \text{MKT}_i + e_{i,t}$$

$$\text{رابطه (۸)} \quad \text{FF3: } r_{i,t} - r_{f,t} = a_i + b_i \text{MKT}_i +$$

$$s_i \text{SMB}_i + h_i \text{HML}_i + e_{i,t}$$

$r_{f,t}$: صرف ریسک پرتفوی است که از طریق کسر بازده بدون ریسک از میانگین موزون بازده پرتفوی به دست می‌آید. میانگین بازده موزون پرتفوی از طریق رابطه (۳) محاسبه شده است:

$$\text{رابطه (۹)} \quad R_i = \sum_{i=1}^n (W_i X_i)$$

X_i : بازده پرتفوی؛

W_i : وزن پرتفوی i که از رابطه (۴) محاسبه گردید:

$$\text{رابطه (۱۰)} \quad W_i = \frac{P_i}{\sum_{i=1}^n P_i}$$

P_i : ارزش بازار کل سهام منتشر شده در بورس پرتفوی؛
 $r_{f,t}$: نرخ بازده بدون ریسک است. در این پژوهش از نرخ سود اوراق مشارکت دولتی به عنوان نرخ بازده

ب- نحوه محاسبه متغیرهای مستقل:

ب-۱) خالص تامین مالی^۱ (معیاری برای آزمون سرمایه گذاری):

$$\text{رابطه (۲)} \quad \text{NF}_t = \frac{(\text{Net Equity}_t + \text{Net Debt}_t)}{\text{Assets}_{t-1}}$$

NF_t : خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تامین مالی؛
 Net Equity_t : خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام؛
 Net Debt_t : خالص وجه نقد حاصل از استقراض؛

ب-۲) نسبت سرمایه^۲ (معیاری برای آزمون زمانبندی بازار):

$$\text{رابطه (۳)} \quad \text{ER}_t = \frac{(\text{Net Equity}_t)}{(\text{Net Equity}_t + \text{Net Debt}_t)}$$

ER_t : نسبت سرمایه؛
 Net Equity_t : خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام؛
 Net Debt_t : خالص وجه نقد حاصل از استقراض؛

ج- نحوه محاسبه متغیر مصنوعی:

ج-۱) POSNF: متغیر دامی به ازای $\text{NF} > 0$ ، با مقدار یک و برای $\text{NF} < 0$ با مقدار صفر.

د- نحوه محاسبه متغیرهای کنترلی:

د-۱) $\log(MV)$: لگاریتم ارزش بازار پرتفوی در پایان سال t:

$$\text{رابطه (۴)} \quad \log(MV_{p,t}) = \log(\sum_{i=1}^n P_i Q_i)$$

Q_i : تعداد سهام شرکت i؛

P_i : ارزش هر سهم شرکت i در پایان سال t؛

د-۲) $\log(B/M)_{i,t}$: لگاریتم نسبت ارزش دفتری به

ارزش بازار حقوق صاحبان سهام پرتفوی در پایان سال:

$$\text{رابطه (۵)} \quad \log\left(\frac{B}{M}\right)_{p,t} = \log\left(\sum_{i=1}^n \left(\frac{B_{i,t}}{M_{i,t}}\right)\right)$$

$B_{i,t}$: ارزش دفتری سهام شرکت i در پایان سال t؛

$M_{i,t}$: ارزش بازار سهام شرکت i در پایان سال t؛

بدون ریسک استفاده می‌شود. در بازه زمانی ۸۵-۸۹ این نرخ به صورت جدول (۱) است:

جدول (۲): نرخ سود اوراق مشارکت در بازه زمانی ۸۵-۸۹

سال	۸۵	۸۶	۸۷	۸۸	۸۹
نرخ (i)	٪۱۵,۵	٪۱۵,۵	٪۱۸	٪۱۷	٪۱۷

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

$NF_{i,t}$: خالص تامین مالی در زمان t ؛

$X_{i,t}$: متغیرهای کنترلی در زمان t شامل $\text{Log}(MV)$,

$\text{Log}(B/M)$, MOM , $GROWTH$, ROA

$POSNF$: متغیر مصنوعی؛

$\epsilon_{i,t}$: باقیمانده؛

جامعه آماری و نمونه گیری

جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. روش نمونه برداری در این پژوهش روش حذف سیستماتیک یا روش هدفمند بوده، لذا شرکت‌هایی که حایز شرایط باشند به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند. در این پژوهش، شرکت‌های نمونه باید از کلیه ویژگی‌ها و شرایط ذیل برخوردار باشند:

- ۱- به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد؛
- ۲- جزو شرکت‌های واسطه‌گری مالی (بانکها، سرمایه‌گذاری‌ها و لیزینگ) نباشد؛
- ۳- کلیه اطلاعات مورد نیاز پژوهش برای شرکت‌های مورد بررسی موجود باشد؛
- ۴- تمامی شرکت‌های مورد بررسی دارای ارزش دفتری مثبت باشند.

با در نظر گرفتن شرایط بیان شده، در مجموع ۷۸ شرکت به عنوان نمونه انتخاب گردید.

$MKT(r_m - r_f)$: مازاد بازدهی ماهیانه پرتفوی پس از

کسر نرخ بازده بدون ریسک است. این متغیر صرف

ریسک بازار نامیده می‌شود. m بازده ماهانه بازار از

رابطه (۵) محاسبه شد:

$$R_m = \frac{(I_t - I_{t+1})}{I_{t+1}} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

I_t : شاخص کل قیمت در پایان دوره t ؛

I_{t+1} : شاخص کل قیمت در پایان دوره $t+1$ ؛

SMB : بازده ماهانه شرکت‌های بزرگ - بازده ماهانه

شرکت‌های کوچک از نظر اندازه (ارزش بازار):

$$SMB = \frac{S/L + S/M + S/H}{3} - \frac{B/L + B/M + B/H}{3} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

HML : بازده ماهانه شرکت‌هایی با B/M بالاتر - بازده

شرکت‌هایی با B/M پایین‌تر:

$$HML = \frac{S/H + B/H}{2} - \frac{S/L + B/L}{2} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

برای آزمون فرضیه سوم از مدل زیر استفاده شده

است:

رابطه (۱۴)

$$\begin{aligned} R_{i,t+1} &= a_i \\ &+ b_1 ER_{i,t} + b_2 POSNF * ER_{i,t} \\ &+ b_3 NF_{i,t} \\ &+ b_4 POSNF * NF_{i,t} + b_5 POSNF \\ &+ \gamma X_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \end{aligned}$$

که در رابطه فوق:

$R_{i,t+1}$: بازده سهام شرکت i در زمان $t+1$ ؛

$ER_{i,t}$: نسبت سرمایه در زمان t ؛

یافته‌های پژوهش

جدول (۳): نتایج آزمون فرضیه اول براساس مدل CAPM

مدل (۱)		آماره F، p-value	دوربین واتسون
ضرایب p-value	۲/۱۵۱	۰/۱۰۹	۲/۲۰۷
	۰/۰۳۶	۰/۰۵۵	۱/۹۵۸
	۲/۱۹۸	۰/۸۹۳	۱/۸۷۶
	۰/۰۰۱	۰/۰۴۱	
	۳/۱۱۳	۱/۰۱۶	
	۰/۰۰۳	۰/۰۸۸	

منبع: یافته‌های برگرفته از پژوهش

بازده ماهانه سهام، رابطه معنی دار و مثبت وجود دارد و فرضیه اول تأیید نمی‌شود. این بدین معنی است که در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، خالص تامین مالی، بر بازده سهام آنها، تاثیر مثبت دارد. با توجه به مقدار آماره F ($p\text{-value} < 0/05$) مدل رگرسیون برازش شده، معنادار است. آماره دوربین واتسون نیز بیانگر نبود، خود همبستگی بین اجزای خطاست (جدول ۳).

هدف از آزمون فرضیه اول پژوهش، بررسی تاثیر خالص تامین مالی برون سازمانی بر بازده ماهانه سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج نشان می‌دهد در صورتی که شرکت‌ها براساس خالص تامین مالی از کوچک به بزرگ مرتب شوند آلفای مدل CAPM از مقدار ۲/۱۵۱ به ۲/۱۹۸ و سپس به ۳/۱۱۳ افزایش می‌یابد، که بیانگر این خواهد بود که بین متغیر خالص تامین مالی برون سازمانی و

جدول (۴): نتایج آزمون فرضیه اول براساس مدل فاما و فرنچ

مدل (۲)		آماره F، p-value	دوربین واتسون
ضرایب p-value	۴/۱۹۹	۰/۱۵۲	۱/۸۱۲
	۰/۰۰۰	۰/۰۶۳	۱/۹۰۵
	۳/۲۹۹	۰/۰۸۸	۲/۰۰۳
	۰/۰۵۰	۰/۱۴۸	
	۰/۸۳۲	۰/۱۲۸	
	۰/۸۸۶	۰/۱۲۸	
	۰/۱۲۹	۰/۰۸۷	

منبع: یافته‌های برگرفته از پژوهش

اوراق بهادار تهران، در صورت کنترل اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام، خالص تامین مالی برون سازمانی، بر بازده سهام آنها تاثیر منفی دارد. با توجه به مقدار آماره $F (p\text{-value} < 0/05)$ مدل رگرسیون برازش شده، معنادار است. آماره دوربین واتسون نیز بیانگر نبود خود همبستگی بین اجزای خطاست (جدول ۴).

آزمون فرضیه اول پژوهش، براساس مدل فاما و فرنچ نشان می دهد در صورتی که شرکت های نمونه براساس خالص تامین مالی برون سازمانی از کوچک به بزرگ مرتب شود آلفای این مدل به مرور کاهش می یابد، که بیانگر این است که بین متغیر خالص تامین مالی برون سازمانی و بازده ماهانه سهام، رابطه معنی دار و منفی وجود دارد و فرضیه اول رد نمی شود. این بدین معنی است که در شرکت های پذیرفته شده در بورس

جدول (۵): نتایج آزمون فرضیه دوم براساس مدل CAPM

مدل (۲)		آماره F، p-value	دوربین واتسون
ضرایب p-value	۲/۸۰۳ ۰/۰۱۴	۱/۱۹۴ ۰/۶۶۰	۲/۱۵۳
	۲/۳۰۵ ۰/۰۲۱	۱/۶۴۰ ۰/۰۴۲۶	۲/۲۶۱
	۲/۴۵۷ ۰/۰۰۱	۲/۶۹۰ ۰/۰۷۹	۲/۱۷۰
	۲/۱۰۷ ۰/۰۵۰	۱/۲۹۹ ۰/۵۸۶	۱/۸۳۴
	۵/۰۵۳ ۰/۰۰۳	۲/۳۱۹ ۰/۰۳۳	۲/۱۵۶
	۳/۲۴۵ ۰/۰۲۲	۱/۱۱۴ ۰/۷۳۵	۱/۶۷۱
	۰/۱۵۲ ۰/۰۴۱	۶/۳۴۴ ۰/۰۰۳	۲/۱۶۷
	۶/۹۴۴ ۰/۰۴۴	۲/۲۱۰ ۰/۶۴۸	۱/۳۰۰
	۳/۸۵۱ ۰/۰۰۰	۱/۵۵۱ ۰/۴۶۰	۲/۰۵۵

منبع: یافته های برگرفته از پژوهش

مالی برون سازمانی و بازده ماهانه سهام، رابطه معنی دار و مثبت وجود دارد و فرضیه دوم رد می شود. این بدین معنی است که در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، خالص تامین مالی، بر بازده سهام آنها تاثیر مثبت دارد. با توجه به مقدار آماره $F(0.05) <$ p-value مدل رگرسیون برازش شده، معنادار است. آماره دوربین واتسون نیز بیانگر نبود خود همبستگی بین اجزای خطاست (جدول ۵).

هدف از آزمون فرضیه دوم پژوهش، بررسی تاثیر ترکیب تامین مالی برون سازمانی (سرمایه در مقابل بدهی) بر بازده ماهانه سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج براساس مدل CAPM نشان می دهد در صورتی که شرکت های نمونه ابتدا براساس خالص تامین مالی برون سازمانی، سپس، براساس نسبت سرمایه از کوچک به بزرگ پرتفونندی شود آلفای مدل CAPM به مرور افزایش می یابد که بیانگر این است که بین متغیر خالص تامین

جدول (۶): نتایج آزمون فرضیه دوم براساس مدل فاما و فرنچ

مدل (۲)					آماره F، p-value	دوربین واتسون
ضرایب p-value	۳/۰۷۶	۵/۷۰۸	-۰/۳۱۶	۰/۰۴۱	۴/۴۲۳	۲/۱۹۹
	۰/۰۰۱	۰/۰۳	۰/۰۰۰	۰/۶۰۱	۰/۰۰۰	
	۳/۱۹۵	۴/۴۵۳	-۰/۱۲۳	۰/۱۱۳	۱/۷۳۲	۱/۸۷۶
	۰/۰۰۰	۰/۰۲	۰/۰۷۳	۰/۰۲۲	۰/۰۰۹	
	۲/۳۳۸	-۰/۱۷۱	۰/۳۶۵	۰/۰۴۹	۴/۶۲۶	۲/۲۸۶
	۰/۰۰۷	۰/۸۶۴	۰/۰۰۰	۰/۱۹۶	۰/۰۰۰	
	۰/۸۴۱	۱/۸۴۷	-۰/۱۹۷	۰/۰۶۲	۲/۸۲۳	۱/۷۵۴
	۰/۰۰۳	۰/۳۷۰	۰/۰۰۲	۰/۳۲۶	۰/۰۰۴	
	۲/۸۱۶	-۰/۲۲۵	۰/۰۳۷	-۰/۱۲۵	۱/۰۶۹	۲/۰۲۱
	۰/۰۰۰	۰/۶۶۰	۰/۵۴۵	۰/۰۰۹	۰/۰۴۵	
	۱/۹۶۱	-۱/۹۶۵	۰/۲۳۵	۰/۳۰۱	۲/۹۹۵	۲۰/۴۲
	۰/۰۰۲	۰/۴۱۲	۰/۰۳۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
۲/۸۲۷	-۰/۲۲۳	۰/۱۱۲	۰/۲۵۶	۲/۸۶۶	۲/۱۰۵	
۰/۰۰۰	۰/۷۹۶	۰/۲۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		
۰/۸۰۵	۱/۴۶۶	-۰/۲۹۴	-۰/۲۳۲	۲/۶۱۲	۲/۰۵۲	
۰/۰۴۶	۰/۱۸۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸		
۱/۳۹۹	-۲/۱۰۲	۰/۱۴۱	۰/۲۱۷	۴/۳۰۳	۲/۲۰۷	
۰/۰۳۳	۰/۴۵۴	۰/۰۴۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		

منبع: یافته های برگرفته از پژوهش

اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، خالص تامین مالی، بر بازده سهام آنها تاثیر منفی دارد. با توجه به مقدار آماره F ($p\text{-value} < 0/05$) مدل رگرسیون برازش شده، معنادار است. آماره دوربین واتسون نیز بیانگر نبود خود همبستگی بین اجزای خطاست (جدول ۶).

آزمون فرضیه دوم پژوهش، براساس مدل فاما و فرنچ نیز نشان می دهد در صورتی که شرکت ها را ابتدا براساس خالص تامین مالی برون سازمانی و سپس براساس نسبت سرمایه از کوچک به بزرگ پرتفوبندی کنیم آلفای این مدل به مرور کاهش می یابد. که بیانگر این است که بین متغیر خالص تامین مالی و بازده ماهانه سهام، رابطه معنی دار و منفی وجود دارد و فرضیه دوم رد نمی شود. در اینجا نیز مجدداً با کنترل متغیرهای

جدول (۷): نتایج آزمون فرضیه سوم

$R_{i,t+1} = a_1 + b_1 ER_{i,t} + b_2 POSNF * ER_{i,t} + b_3 NF_{i,t} + b_4 POSNF * NF_{i,t} + b_5 POSNF + \gamma X_{i,t} + e_{i,t+1}$							
مدل (۳)	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	آماره F، p-value	دوربین واتسون
ضرایب	-۰/۱۷۰	۱/۸۳۹	۰/۰۱۰	۰/۰۴۵	-۱/۲۳۱	۲۰/۵۲۲	۲/۲۴۱
	۰/۰۲۹	۰/۰۴۵	۰/۰۴۸	۰/۰۳۶	۰/۴۸۵		
p-value	-۰/۴۱۴	۰/۰۷۹	۰/۱۷۳	۰/۱۳۴	۰/۰۱۴	۰/۰۰۰	
	۰/۸۴۵	۰/۰۰۰	۰/۴۳۲	۰/۳۶۸	۰/۹۷۶		

منبع: یافته های برگرفته از پژوهش

نتیجه گیری

در این پژوهش نظریه زمانبندی بازار و نظریه سرمایه گذاری واقعی در ارتباط با رابطه بین تامین مالی برون سازمانی از طریق بدهی و سرمایه با بازده غیر عادی سهام بررسی شد. هر دو نظریه رابطه منفی بین تامین مالی برون سازمانی و بازده غیر عادی سهام را پیش بینی می نمایند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه های پژوهش در مدل فاما و فرنچ نشان دهنده این واقعیت است که بین تامین مالی برون سازمانی در دو حالت خالص و ترکیبی با بازده سهام شرکت های بورس اوراق رابطه معنی دار منفی برقرار است و تبیین و پیش بینی بازده سهام از طریق اطلاعات مربوط به فعالیت های مذکور در صورت های مالی امکان پذیر است. در این

هدف از آزمون فرضیه سوم پژوهش، بررسی تاثیر همزمان ترکیب و خالص تامین مالی برون سازمانی بر بازده ماهانه سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج نشان می دهد که ضریب متغیر اصلی ER برابر ۰/۱۷۰- و منفی است در نتیجه با افزایش آن، بازده سهام کاهش می یابد و p-value این متغیر، ۰/۰۲۹ است که در سطح معناداری ۰/۰۵ در صد معنی دار است. ضریب متغیر اصلی NF برابر ۰/۰۱۰ و مثبت است در نتیجه با افزایش آن، بازده سهام افزایش می یابد و p-value برای متغیر مذکور، ۰/۰۴۸ است که در سطح معناداری ۰/۰۵ در صد معنی دار است. آماره دوربین واتسون نیز بیانگر نبود خود همبستگی بین اجزای خطاست (جدول ۷).

ایجاد کند، لذا بهتر است که شرکت‌ها علاوه بر تامین مالی برون سازمانی، از روش‌های تامین مالی داخلی و همچنین، سایر تغییرات در ساختار سرمایه (سود سهمی و افزایش سرمایه از محل مطالبات) را در تامین وجوه مورد نیاز خود مد نظر قرار دهند.

۲- با توجه به تغییر عوامل تأثیرگذار در فرصت‌های رشد و بازده، مانند شرایط اقتصادی، سیاسی-اجتماعی، موضوع این پژوهش می‌تواند در دوره‌های زمانی آتی، توسط پژوهشگران مطالعه و با نتایج دوره زمانی پژوهش حاضر مقایسه شود.

منابع

۱- رهنمای رود پستی، فریدون. طالب‌نیا، قدرت‌ا. و روح‌ا... سلیمانی فر. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های تامین مالی و بازده سهام در شرکتهای بورس تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار. ش ۸، صص ۸۹-۶۵.

۲- زنجیردار، مجید و سجاد ابراهیمی راد. (۱۳۸۸). رابطه بین شیوه‌های تامین مالی (منابع خارجی) و بازده سهام. مجله مطالعات مالی، ش ۲، صص ۱۵۷-۱۷۲.

۳- کردستانی، غلامرضا و پیرداوری، طناز. (۱۳۹۱). ساختار سرمایه، آزمون تجربی نظریه زمانبندی بازار. مجله دانش حسابداری، ش ۹، صص ۱۲۳-۱۴۲.

۴- کردستانی، غلامرضا و مظاهری، نجفی عمران. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر روش‌های تامین مالی بر بازده آتی سهام. مجله پیشرفت‌های حسابداری، ش ۲، صص ۱۰۸-۷۵.

5- Butler, A. Cornaggia, J. Grullon, G. and Weston, J (2011), "Corporate financing, managerial market timing, and real investment", *Journal of Financial Economics*, pp. 666-683.

مورد باید گفت نظریه حاکم در ادبیات پژوهش مبنی بر اثر منفی روش‌های مختلف تامین مالی برون سازمانی بر بازده سهام، در بازار سرمایه ایران مصداق دارد. این نتیجه با نتایج به دست آمده از پژوهش‌های باتلر و همکاران [۵]، ژانگ و کای [۷]، بائو ژانگ یانگ [۱۵] سازگار است و با نتایج پژوهش‌های زنجیردار و ابراهیمی راد [۲]، کردستانی و نجفی عمران [۴] مبنی بر رابطه مثبت میان تامین مالی برون سازمانی و بازده و همچنین نتایج پژوهش‌های رهنمای رودپستی و همکاران [۱]، کردستانی و پیرداوری [۳] مبنی بر عدم وجود رابطه میان تامین مالی برون سازمانی و بازده، ناسازگار است. در حالی که مدل CAPM به دلیل عدم کنترل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام [۹] برای پیش بینی بازده مناسب نیست و قادر به نشان دادن این واقعیت نبود.

پیشنهادها

پیشنهادها بر اساس نتایج پژوهش

۱- دوره زمانی مورد بررسی در این پژوهش بر اساس دسترسی داده‌های مورد نیاز پژوهش، انجام گرفته است. با گذشت زمان، پژوهش‌های آتی می‌توانند موضوع این پژوهش را در دوره زمانی طولانی تری مورد بررسی قرار دهند.

۲- پیشنهاد می‌شود با تفکیک شرکت‌ها بر اساس صنعت، موضوع پژوهش مورد بررسی و تحلیل قرار گیرد و با نتایج این پژوهش مقایسه گردد.

پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی

۱- با توجه به آنکه روش‌های تامین مالی برون سازمانی (شامل انتشار سهام جدید و استقراض) نتوانسته است بازده لازم را برای سهامداران واحد اقتصادی

- of Michigan, working paper, The warton School, University of Pennsylvania.
- 11-Pontiff, J and Woodgate, A (2008),"Share issuance and cross-sectional returns", *Journal of Finance*, Vol. 63, pp. 921–945.
- 12-Setyawan, R. I (2012),"Empirical Tests for Market Timing Theory of Capital Structure on the Indonesian Stock Exchange", <http://ssrn.com/abstract=1980014>.
- 13-Setyawan, R. I and Frensidy, B (2013),"Empirical Tests for Market Timing Theory of Capital Structure of IPOs". Working paper series
- 14-Titman,S and Wessels R (1988), "Determination of Capital Structure Choice", *Journal of Finance*, pp. 1-20.
- 15-Yang, B (2011),"Dynamic Capital Structure with Heterogeneous Beliefs and Market Timing", <http://ssrn.com/abstract=1732870>.
- 6-Bradshaw, M. Richardson, S and Sloan, R (2006),"The relation between corporate financing activities, analysts' forecasts and stock returns", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 42, pp. 53–85.
- 7-Cai, Jieand Zhang(2005),"Capital Structure Dynamics and Stock Return" The University of Iowa, Department of Finance(January) WWW.FMA
- 8-Daniel, K and Titman, Sh (2006),"Market reaction to tangible and intangible information",*Journal of Finance*, Vol. 61, pp. 1605–1643.
- 9- Fama, E. and K, French. (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Bonds and Stocks".*Journal of Financial Economics*. 33, Pp. 3-56.
- 10-Richardson, S. A., Sloan, R. G. (2003), External Financing, Capital Investment and Future Stock Returns, Working Paper, University of Pennsylvania and University

Examining of Financial Decisions, Market Timing and Real Investment on Tehran Stock Exchange

A. Khani

Assistant Professor, University of Isfahan
Dr.a.khani@gmail.com

H. Afshari

Ph.D. Student, University of Isfahan
Hamidehafshari@gmail.com

M. Hosseini

Ph.D. Student, University of Isfahan
mhadi.hosseini@gmail.com

Abstract:

There are two theories, market timing theory (composition financing) and real investment-based theory (net financing), about relation between corporate financing decisions and subsequent stock returns. Both theories predict a negative relationship, but with different explanation. Using CAMP and Fama and French (1993) models and a sample contains 78 active companies listed on Tehran Stock Exchange (TSE), we examine these two theories. The results indicate that, - using the CAPM model, there is a significantly positive relation between net and composition financing and stock returns. However, using the Fama and French model, there is a significantly negative relation between net and composition financing and stock returns. Also, when we use net and composition financing together, there is a significant relation between the net and composition financing and the stock returns.

Keywords: External Financing, Market Timing Theory, Real Investment-Based Theory, CAPM Model, Fama-French Model.

The Effect of Ownership Structure on the Relationship between Free Cash flow and Efficient Use of Assets

V. Khodadadi

Associate Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
Vkhodadadi@scu.ac.ir

M. Rashidi Baghi

Ph.D. Student, Shahid Chamran University of Ahvaz
mohsen.rb67@yahoo.com

R. Ghorbani

MA in Shahid Chamran University of Ahvaz
ghorbani.ramin@yahoo.com

M. Kaviani

MA in Shahid Chamran University of Ahvaz
m.kaviyani90@yahoo.com

Abstract:

According to the agency theory, ownership structure plays an important role in leading opportunistic behavior by managers. In this study, we examine various forms of ownership structure including managerial and institutional ownership structure and their effect on the relationship between free cash flow and efficient usage of assets. We use data for to the companies listed in Tehran Stock Exchange during the period 1384 to 1390 and the combination regression model to test the hypothesis. The results show that there is a significant positive relationship between free cash flow, managerial ownership and efficient usage of assets. However, the relationship between institutional ownership and asset utilization was not confirmed. Also, the results show that when managerial ownership increases, the relationship between free cash flow and efficient usage of assets becomes more negative and meaningful. Managers are willing to invest free cash flows in projects with personal gain and did not follow the foreseen procedures and even ignore negative net present value projects. Some of investment activities may have a positive ROI, but this ROI is less than the cost of capital.

Keywords: Free Cash Flow, Optimal Use of the Asset, Managerial Ownership, Institutional

Comparison of the Behavior of International Optimum Portfolios Based On Constant and Dynamic Conditional Correlation Approaches

G. Mansourfar

Assistant Professor, University of Urmia
g.mansourfar@urmia.ac.ir

H. Didar

Assistant Professor, University of Urmia
h.didar@urmia.ac.ir

M. Mohammadi

MA in University of Urmia
mirsaeedmohammadi@yahoo.com

Abstract:

The issue of the optimal portfolio selection has always been one of the essential concerns of the investors. One of the famous models for this purpose is the Mean-Variance model of Markowitz. While Markowitz uses static correlation in his model, the recent studies have shown that correlation between the assets change over time. Accordingly, this research first investigates the consistency of the correlation matrices of return among the selected financial markets. In addition, developing the Markowitz's Mean-Variance model and using the Multiple Fitness Functions Genetic Algorithm, it tries to compare the behavior of the optimal portfolios based on two models of "Dynamic Conditional Correlation" and "Static Correlation". Hence, market price index of three groups of the Middle Eastern developing, South East Emerging and some of the developing countries have been collected. The findings confirm inequality of the correlation matrices of return during the period of study and also show that there is a significant difference between the behavior of international optimal portfolios based on the static and dynamic models.

Keywords: Optimizing Portfolios, Multiple Fitness Functions Genetic Algorithm, Dynamic Conditional Correlation, Behavior Of Portfolio.

IPO Price and After-Market Liquidity

F. Rahnama Rood Poshti
Professor, Islamic Azad University - Oloom Tahghighat
rahnama.Roodposhti@gmail.com

Z. Poorzamani
Assistant Professor, Islamic Azad University – Tehran Shomal
zah.Poorzamani@iauctb.ac.ir

L. Bateni
M.A. in Islamic Azad University – Oloom Tahghighat
l.bateni@srbiau.ac.ir

Abstract:

This study investigates the relationship between after-market liquidity and the initial public offering (IPO) price. We also examine effects of other factors such as firm size, belonging to a high-risk industry, IPO size, underwriter reputation and firm age on the IPO price. The sample consists of all IPOs issued in Tehran Stock Exchange during 2006-2012. The actual data cover the period from September 2006 to March 2012. Our findings indicate that the IPO price is positively related to after-market liquidity and there is no relationship between the IPO price and other factors such as firm size, belonging to a high-risk industry, IPO size, underwriter reputation and firm age.

Keywords: Initial Public Offering (IPO), After-Market Liquidity,

Stochastic Dominance Based On Value Premium And Investors Risk Aversion Behavior in TSE

A Badri

Associate Professor, Shahid Beheshti University
a-badri@sbu.ac.ir

M. Arabmazar

Associate Professor, Shahid Beheshti University
Marabmazar@cc.sbu.ac.ir

M.R. Hamidizadeh

Professor, Shahid Beheshti University
m-hamidizadeh@sbu.ac.ir

A.M. Abdolbaghi

Ph.D. Student, Shahid Beheshti University
Abdolbaghi@shbu.ac.ir

Abstract:

In this paper we study the common rules of stochastic dominance (first order stochastic dominance, second and third) and the concept of stochastic dominance are discussed in the context of real behavior of investors. Base on this, we examine the Investor's behavior toward growth-value stocks based on rules of stochastic dominance for the listed companies in TSE. The results don't show first, second and third order of stochastic dominance of growth stocks over value stocks and value stocks over growth stocks.

Keywords: Stochastic Dominance, Prospective Theory, Utility Function, Value Stock. Growth Stock

Predicting Tehran's Stock Market Index Using Adaptive Network-Based Fuzzy Inference System (ANFIS)

A. Moshabaki

Professor, Tarbiat Modarres University
moshabak@modares.ac.ir

A. Kordnaeij

Associate Professor, Tarbiat Modarres University
naiej@modares.ac.ir

S. Farazmand

M.A in Tarbiat Modares University
sajad.farazmand@gmail.com

Abstract:

This paper investigates the predictability of stock market index using an Adaptive Network-Based Fuzzy Inference System (ANFIS). The goal is to determine whether an ANFIS algorithm is capable to predict stock market return and trying to find the best architecture. We attempt to model and predict the return on stock price index of the Tehran Stock Exchange (TEDPIX) with ANFIS. We use six macroeconomic variables as input variables. The experimental results reveal that the model successfully forecasts the daily return on TEDPIX Index. ANFIS can be a useful tool for economists and practitioners dealing with the forecasting of the stock price index return.

Keywords: Prediction, Stock Market, TEDPIX, ANFIS, ANN, Hit Rate.

The Effect of Disclosure Quality on the Value Relevance of Financial Statements Items

A. Valizade Larijani
Ph.D. Student Alzahra University
azam_valizade@yahoo.com

V. Mojtahedzadeh
Professor, Alzahra University
vida.mojtahed@gmail.com

R. Hejazi
Professor, Alzahra University
hejazi33@yahoo.com

Abstract:

High quality accounting information is a necessary condition for well-functioning capital markets and health of overall economy as a whole. It is also very important for investors, companies, and standard setters. Considering this fact, this study examines the effect of disclosure quality on the value relevance of financial statements items. For this purpose, first of all the value relevance of financial statements items and the value relevance of disclosure quality characteristic with future stock return are tested. Then, the effect of disclosure quality on the relationship between financial statements items and future stock return is examined. The statistical population is the listed companies in Tehran Stock Exchange during 1383 to 1391. Panel data regression analysis (Time-Fixed Effect Model and Time-Random Effect Model) and Wald Test are used as the research methods. The results indicate that financial statements items (except operating profit and debt ratio) and financial information reliability and timeliness characteristics have significant relationships with future stock return. Also, the results show that disclosure quality and communication score has no significant effect on the value relevance of financial statements items with future stock return.

Keywords : Capital Market, Disclosure Quality, Financial Statements

The Influencing Factors on Capital Budgeting Techniques Selection in Tehran Stock Exchange

R. Raei

Professor, University of Tehran
raei@ut.ac.ir

G. R. Asgari

Assistant Professor, Malek Ashtar University
ghrasgari@yahoo.com

A. Noorbakhsh

Ph.D. Student University of Tehran
as_noorbakhsh@ut.ac.ir

Abstract:

This paper examines the results of a survey of executives of companies listed on the Tehran Stock Exchange regarding their companies' capital budgeting practices and the major factors influencing these practices. The results show that the majority of responding companies use formal techniques to evaluate proposed capital investments. Among these companies, the majority use discounted cash flow techniques as the primary measure for evaluating capital investment proposals. Sensitivity analysis and decision tree analysis are the most commonly used risk assessment techniques. Accounting return on equity and the CAPM are the most popular used techniques in calculating the cost of equity in Iran. Increasing future cash flow and growth in market shares followed by growth in long term earnings are the most important objectives in capital budgeting for the responding companies. The results also show that chief financial officer's educational background and the size of annual capital investment (the increase in net fixed assets) influence the adoption of capital budgeting analysis technique.

Keywords: Capital Budgeting, Capital Investment Analysis, Risk Analysis, WACC, Capital Cost

Index of contents

- **The Influencing Factors on Capital Budgeting Techniques Selection in Tehran Stock Exchange** 1
R. Raei, G. Asgari and A. Noorbakhsh
- **The Effect of Disclosure Quality on the Value Relevance of Financial Statements Items** 2
A Valizade Larijani, V. Mojtahedzadeh and, R. Hejazi
- **Predicting Tehran's Stock Market Index Using Adaptive Network-Based Fuzzy Inference System (ANFIS)** 3
A. Moshabaki, A. Kordnaeij and S Farazmand
- **Stochastic Dominance Based On Value Premium And Investors Risk Aversion Behavior in TSE** 4
A Badri, M. Arabmazar, M.R. Hamidzadeh and A.M. Abdolbaghi
- **IPO Price and After-Market Liquidity** 5
F. Rahnama rood poshti, Z. Poorzamani and L. Bateni
- **Comparison of the Behavior of International Optimum Portfolios Based On Constant and Dynamic Conditional Correlation Approaches** 6
Gh. R. Mansourfar, H Didar and M. S. Mohammadi
- **The Effect of Ownership Structure on the Relationship between Free Cash flow and Efficient Use of Assets** 7
V. Khodadadi, M. Rashidi Baghi, R. Ghorbani and M Kaviani
- **Examining of Financial Decisions, Market Timing and Real Investment on Tehran Stock Exchange** 8
A. Khani , H. Afshari and M. Hosseini

Contributors to this Issue (Volume 1, Number1, Serial Number 1, Summer 2013)

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.

R. Raie	Associate Professor	University of Tehran
R. Tehrani	Associate Professor	University of Tehran
S. Fathi	Associate Professor	University of Isfahan
A. Hashemi	Associate Professor	University of Isfahan
H. Rezaie Dolatabady	Assistant Professor	University of Isfahan
A. Abdolbaghi	Ph.D. Student	Shahid Beheshti University
A. Badri	Associate Professor	Shahid Beheshti University
B. Asgarnejad Noori	Ph. D. Student	University of Isfahan
D. Foroughi	Assistant Professor	University of Isfahan
M. R. Rostami	Assistant Professor	Alzahra University
H. Teimoori	Assistant Professor	University of Isfahan
R. Nasr Esfahani	Assistant Professor	Isfahan University of Arts
M. Esmaeilian	Assistant Professor	University of Isfahan
R. Hejazi	Professor	Alzahra University

Journal of Asset Management and Financing
License Holder: The University of Isfahan Vice-President of Research and Technology
Volume 1, Number1, Serial Number 1, Summer 2013
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: B.Hakiminya
E-mail: hakiminya@gmail.com

Executive Manager: R.Balouchian Zadeh
E-mail: balochianzadeh@yahoo.com
Tel: 0311-6699514

Type and Layout: B.Hakiminya
E-mail: hakiminya@gmail.com
Tel: 0311-6699514

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

Address: Authors and subscribers can mail their requests directly to the University of Isfahan central library office of Journals

Post code:81746-73441
Tel:+98- 311- 6699514
Fax:+98 -311-7932177
Email: Amf@res.ui.ac.ir

Journal of Asset Management and Financeing (JAMF) is an open access, peer-reviewed journal with a scope that covers theoretical and empirical research in Asset Management and Financeing. JAMF is published quarterly by the University of Isfahan in cooperation with the Allame Tabatabaei University, Univdrstiy of Shiraz, Shahid Beheshti University, University of Yazd, Emam Sadegh University and Alzahra University. The journal is published in Farsi, along with the abstracts in English. In May 2014, 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://uijs.ui.ac.ir/amf>

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 Scientific Journals,
Central Library,
University of Isfahan,
Isfahan

Contact information:

Tel:+98- 311- 6699514
Fax:+98 -311-7932177
Email: 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 1, Number1, Serial Number 1
Summer 2013**