فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۳ / شماره ۲ (پیاپی ۵۰) / تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۳۰۹ تا ۳۳۱

کیفیت عملکرد مدیریت، اطمینان اطلاعاتی و اطمینان بازار

محمد هاشمی خواه
دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران
m.hashemikhah@gmail.com

عسگر پاک مرام
دانشیار گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران (نویسنده مسئول)
Pakmaram@bonabiau.ac.ir

نادر رضایی
استادیار گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران
naderrezaeimiyandoab@gmail.com

احمد محمدی
استادیار گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران
Ahmad.mohammady@iaut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۴/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۲۴

چکیده

اثرگذاری اطلاعات بر قیمت‌ها هسته اصلی بازار محسوب می‌شود. بدین معنی که به‌محض انتشار اطلاعات جدید واکنش فوری و بلادرنگی پدید می‌آید و به این طریق قیمت‌ها تغییر می‌کنند. تحقیق در مورد چگونگی واکنش قیمت سهام به اطلاعات موجود در سطح بازار و اطلاعات خاص شرکت در ادبیات مالی توجهات ویژه‌ای را به خود اختصاص داده است. هدف اصلی پژوهش تجربی حاضر تعیین تأثیر کیفیت عملکرد مدیریت بر شاخص های اطمینان اطلاعاتی و شاخص های اطمینان بازار می‌باشد. برای سنجش کیفیت عملکرد مدیریت از شاخص توانایی مدیریت از مدل دمرجیان و همکاران(۲۰۱۲)، برای سنجش اطمینان اطلاعاتی از تعامل بین اطمینان کیفیت اطلاعات و اطمینان جریان های نقدی و برای سنجش اطمینان بازار از دو شاخص ریسک آربیتراژ و ریسک نوسان پذیری سهام استفاده شده است. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و داده‌های مورد مطالعه این پژوهش شامل ۱۵۰شرکت از سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. روش پژوهش از نوع همبستگی و علی پس‌رویدادی و روش آزمون فرضیه‌ها، آزمون همبستگی و رگرسیون است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه ها نشان داد که کیفیت عملکرد مدیریت بر ریسک آربیتراژ تاثیر معنی داری ندارد. همچنین، ریسک نوسان پذیری سهام تحت تأثیر پدیده کیفیت عملکرد مدیریت قرار می‌گیرد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت عملکرد مدیریت، اطمینان اطلاعاتی، اطمینان بازار.

۱- مقدمه

اطلاعات فراهم شده توسط سیستم اطلاعاتی حسابداری بخشی از اطلاعاتی است که سرمایه گذاران برای پیش بینی جریانهای نقدی آتی به کار می برند؛ تجدیدنظر در پیش بینی جریان های نقد آتی بر مبنای اطلاعات بی کیفیت در مقایسه با تجدید نظر مبتنی بر اطلاعات با کیفیت مطلوب، منجر به برآوردهای نامشخصی از قیمت سهم می شود. با توجه به عدم اطمینان حاصل از کیفیت نامطلوب اطلاعات در برآورد قیمت سهام، با کذر زمان، درک بهتری از محتوای اطلاعات منتشره فراهم می شود و نیز یادگیری از ارزیابی های سایر سرمایه گذاران منجر به بهبود در برآوردها شده و در نهایت تعدیل قیمت سهم با تاخیر روی خواهد داد. تاخیر در تعدیل قیمت برای خریدار و فروشنده مخاطره آمیز است و این مخاطره ناشی از عدم انعکاس کامل اطلاعات در قیمت است. انعکاس کامل و بلادرنگ اطلاعات ممکن است اثرات منفی و یا مثبت بر قیمت سهم داشته باشد(کالن[1] و همکاران، ۲۰۱۰).

امروزه یکی از مباحث چالش برانگیز و قابل تأمل در جوامع مختلف، بحث توسعه اقتصادی است. به گونه ای که تحقق آن به یکی از اهداف اصلی سیاست گذاران و تصمیم گیرندگان اقتصادی تبدیل شده است. در این میان یکی از راهکارهای اساسی رشد و توسعه اقتصادی توجه به تجهیز منابع سرمایه ای از طریق بازارهای مالی و بورس اوراق بهادار است. از طرفی تخصیص منابع در بازار سرمایه مستلزم وجود اطلاعات به موقع و قابل اتکا می باشد. انتخاب الگویی مؤثر برای ارائه هرچه بهتر اطلاعات و اعمال این اطلاعات در مدل تصمیم گیری فعالان بازار موضوعی است که در چند ساله اخیر توجه بسیاری را در کشورهای پیشرفته به خود جلب کرده است و موجب ارائه مقالات بسیاری در این زمینه شده است. با توجه به تفاوت هایی که بازار سرمایه ایران از لحاظ شرایط محیطی، کارایی بازار، مقتضیات زمانی، موسسات مشاوره سرمایه گذاری، امکانات نرم افزاری و سخت افزاری و نظایر آن ها نسبت به بازارهای جهانی وجود دارد، ضروری است در بازار سرمایه ایران نیز تأثیر پیش بینی های مدیریت از سود بر ریسک و ارزش شرکت ها مورد بررسی قرار گرفته تا از این طریق زمینه برای کارایی بازار سرمایه و تخصیص بهتر منابع در بازار سرمایه فراهم گردد. اهمیت موضوع زمانی بیشتر احساس خواهد شد که بدانیم بیشتر تصمیم گیری سرمایه گذاران بورس، بر اساس همین پیش بینی ارائه شده به وسیله شرکت ها می باشد. یکی از مهم ترین عوامل توسعه کشورها، وجود یک سیستم اطلاعاتی معتبر، صحیح و مربوط می باشد که از طریق ارائه اطلاعات صحیح ، از میزان تردیدها کاسته و تصمیم گیری را سهل و آسان نماید زیرا تصمیم گیری صحیح چه به وسیله مدیران بنگاه های اقتصادی و چه به وسیله سرمایه گذاران و تحلیل گران، بسیار حساس و دشوار است. این مهم می طلبد اطلاعات شفاف، به روز و قابل مقایسه در اختیار استفاده کنندگان قرار گیرد. در اینصورت است که با اخذ تصمیمات صحیح ، موجبات تخصیص بهینه منابع مادی و انسانی فراهم گشته و گام های توسعه یکی پس از دیگری برداشته می شود.

در سال های اخیر پژوهشگران به مستند نمودن اثرات تاخیر انعکاس اطلاعات در قیمت سهام پرداخته اند. هو[2] و همکاران(۲۰۰۵) دریافتند که شرکت هایی که دارای بیشترین تاخیر قیمت هستند، انتظار کسب بازدهی بالاتری نیز از آنها می رود. مچ[3] (۱۹۹۵) نشان داد فاصله قیمت خرید و فروش سهام واحدهای تجاری که تعدیلات قیمت

[1] Kalen
[2] Hoe
[3] Mech

آنها دارای تاخیر بیشتری است، بالاتر است. پارامترهای مختلفی برای تعیین درجه کارایی بازار وجود دارد؛ اما مسئله دسترسی یکسان کلیه فعالان بازار از جایگاه ویژه ای برخوردار بوده و نقش مهمی در تشخیص میزان کارایی بازار دارد. در یک بازار کارا، قیمت سهام هنگامی نوسان مهم می یابد که اطلاعات جدید در دسترس همگان قرار گیرد زیرا قیمت در یک بازار کارا منعکس کننده کلیه اطلاعات موجود می باشد و هر گونه نوسان قیمت، بدلیل انتشار اطلاعات پیش بینی نشده می باشد. تا هنگامیکه اطلاعات آتی ناشناخته باشد، پیش بینی جهت قیمت سهم در آینده غیر ممکن است. بنابراین کلیه سهام شانس یکسانی برای بالا رفتن یا پائین آمدن ارزش دارند؛ این پدیده حرکت رندمی نامیده می شود. تا زمانیکه نوسان قیمت سهام تابع حرکت تصادفی باشد، برای اشخاص غیرممکن خواهد بود که بصورت سیستماتیک بازار را دور بزنند. به هرحال یک استثنا برای ادعای غیرممکن بودن کسب بازدهی بیشتر و دور زدن بازار بصورت سیستماتیک وجود دارد و آن هم از جانب معاملات متکی بر اطلاعات نهانی متوجه بازار خواهد شد. در بازار اوراق بهادار تهران که اغلب فعالان غیر حرفه ای بوده و تحلیل های فاندامنتال سهم کمتری در قیمت سازی دارند، یکی از پارامترهای مهم در تصمیم گیری سرمایه گذاران، شایعات شرکتها می باشد. این شایعات که در اغلب موارد برخواسته از واقعیت های و اخبار منتشر نشده شرکتها می باشد که مدیران شرکتها پس از آنکه خودشان از این اطلاعات محرمانه استفاده نموده اند، آنرا بصورت غیر رسمی به بازار منتقل نموده و بدین ترتیب اثر قیمتی اطلاعات را بصورت غیر رسمی متوجه معاملات سهام شرکت خود می نمایند. این پدیده را می توان "نشت اطلاعات" در شرکتهای فعال در بورس اوراق بهادار تهران نامید.

عدم تقارن اطلاعات زمانی ایجاد می‌شود که سهامداران به اطلاعات محرمانه‌ای که مدیران شرکت در اختیاردارند، دسترسی نداشته باشند و وجود اطلاعات کافی در بازار و انعکاس به‌موقع و سریع اطلاعات بر روی قیمت اوراق بهادار ارتباط تنگاتنگی با کارایی بازار دارد. با توجه به ناکارا بودن اکثر بازارهای سرمایه ازجمله بورس اوراق بهادار تهران و عدم وجود اطمینان اطلاعاتی و اطمینان اقتصادی، مسئله این پژوهش چگونگی درک میزان اطمینان اطلاعاتی و اقتصادی در قبال کیفیت عملکرد مدیریت هست و همچنین با توجه به تحقیقات انجام‌شده در ایران درزمینه کیفیت عملکرد مدیریت، اطمینان اطلاعاتی و اطمینان اقتصادی، پژوهش حاضر مؤلفه‌هایی را مورد آزمون قرار داده که در تحقیقات قبلی آزمون نشده است و موارد مشابهی برای آن وجود ندارد. لذا، در این پژوهش تأثیر کیفیت عملکرد مدیریت بر اطمینان اطلاعاتی و اقتصادی آشکار می‌شود؛ بنابراین به توجه به مطالب فوق، این پژوهش در پی پاسخ به این سؤال است که کیفیت عملکرد مدیریت چه تاثیری بر اطمینان اطلاعاتی و اطمینان بازار دارد؟ به‌منظور پاسخ به این سؤال، ازیک‌طرف اثر کیفیت عملکرد مدیریت بر تعامل بین اطمینان کیفیت اطلاعات و اطمینان جریان های نقدی مطالعه می‌شود و از طرف دیگر نقش کیفیت عملکرد مدیریت بر ریسک آربیتراژ، ریسک نوسان پذیری سهام و ارزش بازار سهام مطالعه می‌شود. ازاین‌رو، انتظار می‌رود نتایج پژوهش حاضر بتواند به مدیران، تحلیل گران مالی، سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی در درک بهتر درک میزان اطمینان اطلاعاتی و اقتصادی در قبال کیفیت عملکرد مدیریت، کمک کرده و آن‌ها را در اتخاذ تصمیم‌های صحیح مالی و سرمایه‌گذاری کمک نماید. این پژوهش با طرح مبانی نظری و پیشینه پژوهش‌های

مرتبط با موضوع و همچنین تبیین روش پژوهش و فرضیه‌های برگرفته از مسئله و مبانی نظری پژوهش ادامه یافته و سپس به تشریح نتایج آزمون فرضیه‌ها پرداخته شد و درنهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان می‌شود.

مبانی نظری، ادبیات و فرضیه‌ها

برای طرح مبانی نظری این پژوهش از نظریه نمایندگی و نظریه بازار کارا استفاده شده است. نخستین فرض نظریه نمایندگی این است که اشخاص، همسو با منافع شخصی خود رفتار می‌نمایند، درحالی‌که این منافع لزوماً در تمامی دوره‌ها با منافع شرکت‌ها همسو و همسان نیست. فرض مهم دیگر این نظریه، قرار داشتن شرکت در تقاطع ارتباطات قراردادی است که میان مدیریت، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و دولت وجود دارد. بسیاری از این ارتباطات موجود بین گروه‌های فوق، توسط ارقام حسابداری تعریف و کنترل می‌گردند. طبق نظریه بازار کارا، در یک بازار کارا اطلاعات مالی به‌سرعت در بازارهای مالی انتشار می‌یابد و فوراً بر قیمت اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد.

کیفیت عملکرد مدیریت

مدیریت فرایند به کارگیری مؤثر و کارآمد منابع مادی و انسانی در برنامه‌ریزی سازماندهی بسیج منابع و امکانات هدایت و کنترل است که برای دستیابی به اهداف سازمانی و بر اساس نظام ارزشی مورد قبول صورت می‌گیرد. در جهان پر تلاطم امروزی که سازمان‌ها و جوامع با تحولات شگرف محیطی و تکنولوژی و به تبع آن تجارت جهانی و جهانی شدن رو به روهستند، توان دستیابی به سطح مطلوب و مورد انتظاری از عملکرد در هاله ای از ابهام فرو رفته است. در این رهگذر، آنچه می‌تواند حیات بالنده و رو به رشد سازمان‌ها را تضمین کند، وجود نظام مدیریتی مقتدر و کارآمد است. به عبارت دیگر در صورت اقتدار و توانمندی رکن مدیریت سازمان است که می‌توان حسن عملکرد سازمان‌ها را در شرایط فعلی انتظار داشت (فرهی، ۱۳۸۴).

تا مدیر توانا و کارآمد نباشد نمی‌تواند در همکاران و زیردستان خود نفوذ کند. به عبارت دیگر عدم برخورداری ازتوانایی‌های لازم در انجام امور، باعث می‌شود تا کارکنان با ایجاد روابط غیررسمی سعی در رفع و رجوع کردن امور کنند، افراد از وظایف اصلی خود خارج شوند و با تصمیمات نا به جا به کل سیستم ضربه بزنند (عطا فر و آذربایجانی،۱۳۸۰). یوکی[1] (۲۰۰۲) ، در مطالعه‌ای که روی رهبران موفق داشت معتقد بود که مهارت‌های متقاعد سازی، اجتماعی، ذکاوت، ادراکی، خلاقیت، اداری، سیاست مداری و فصاحت در بیان از اهمیت بیشتری بر خوردار است (کارملی و تیشلر[2]،۲۰۰۶). از نظر فرهی (۱۳۸۱)، علاوه بر مهارت‌های فوق، مهارت تصمیم‌گیری نیز می‌تواند برای مدیران نظام اداری کشور بسیار حایز اهمیت باشد (فرهی،۱۳۸۱). محققان دیگری چون: شمرهورن[3] (۲۰۰۲)

[1] Yuki
[2] Carmeli& tishler
[3] Schermerhora

، رابینز و کولتر[1] (۲۰۰۱) ، پترسون[2] (۲۰۰۴) ، معتقدند که برای انجام وظایف اثر بخش می بایستی مهارت‌های: کار تیمی، تفکر انتقادی و مهارت‌های حرفه ای در مدیران وجود داشته باشد.

اطمینان اطلاعاتی و بازار

اثرگذاری اطلاعات بر قیمت‌ها هسته اصلی بازار محسوب می‌شود. بدین معنی که به‌محض انتشار اطلاعات جدید واکنش فوری و بلادرنگی پدید می‌آید و به این طریق قیمت‌ها تغییر می‌کنند. تحقیق در مورد چگونگی واکنش قیمت سهام به اطلاعات موجود در سطح بازار و اطلاعات خاص شرکت در ادبیات مالی توجهات ویژه‌ای را به خود اختصاص داده است. علاوه بر «جهت» و «میزان تغییر قیمت سهام» بُعد دیگری در فرضیه کارایی بازار شکل‌گرفته است که سرعت تعدیل قیمت به انعکاس اطلاعات جدید است. درواقع سرعت انعکاس، اثرات شتاب را اندازه‌گیری می‌کند (لیم[3] و همکاران، ۲۰۱۰). اگر سرعت موجب کاهش هزینه معامله شود منجر به تخصیص کارای اوراق بهادار بین سرمایه‌گذاران نامتجانس می‌شود و تسهیم ریسک را بهینه می‌سازد. از طرفی سرعت انعکاس موجب کارایی کشف قیمت می‌شود و کارایی بیشتر در کشف قیمت‌ها باعث بهبود تأمین مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌شود (رول[4] ،۱۹۸۸). تعدیل قیمت، فرآیند انعکاس اطلاعات در قیمت سهام است. فرآیندی که موجب می‌شود، قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی آن نزدیک و درنهایت با آن مساوی گردد (آمیهود و مندلسون[5]، ۱۹۸۷). کارایی بازار با انعکاس سریع و کامل اطلاعات در قیمت‌ها مرتبط بوده، ازاین‌رو، تعدیل قیمت سریع‌تر و کامل‌تر، نمایانگر بازار کاراتر خواهد بود (دامودارن[6]، ۱۹۹۳). سرعت تعدیل قیمت سهام، مدت‌زمانی است که طول می‌کشد تا اطلاعات در قیمت سهام منعکس می‌گردد و قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی خود برسد(قمری، ۱۳۹۰). سرعت تعدیل قیمت دارایی‌ها به‌سوی ارزش ذاتی‌شان، معیارهای مستقیم درجه بیش واکنشی و کم واکنشی در بازارهای مالی را ارائه می‌کند (تئوبالد و یالوپ ،۲۰۰۴). از زمان پژوهش لو[7] و مک کینلی (۱۹۹۰) که دریافتند، بازده سهام بزرگ، پیشرو سهام کوچک است(نه برعکس)، منشأ اثرات پیش‌رو و پس‌رو موضوع پژوهش‌های زیادی بوده است. از این‌رو استنتاج شده برخی سهام نسبت به دیگر سهام، به اطلاعات عمومی بازار با تأخیر واکنش می‌دهند.

موضوعی در ادبیات مالی بحث بر انگیزتر از این سوال نیست که آیا سرمایه گذاران در تعیین قیمت سهام، منطقی عمل می کنند یا خیر؟ یکی از مهمترین مفروضات این نظریه بازار کارای سرمایه و مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای وجود سرمایه گذاران منطقی و عقلایی است. سرمایه گذار منطقی دو ویژگی مهم دارد. اولا هنگامی که وی اطلاعات جدیدیدریافت می کند عقاید خود را به درستی براساس قانون بیز[8] به روز میکند. ثانیا چنین سرمایه

[1] Robbins & coulter
[2] Peterson
[3] Lim
[4] Roll
[5] Amihoud & Mendelson
[6] Damodaran
[7] Lo

گذاری با توجه به عقایدش دست به انتخاب هایی می زند که با مفهوم مطلوبیت مورد انتظار[1]سازگار است، یعنی همواره به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت مورد تصمیمات انتظار خود است(باربریز و تالر[2]، ۲۰۰۲).

کاهنمن و تیورسکی بیان میکند که افراد به اطلاعات جاری وزن بیشتری می دهند بدون اینکه اطلاعات قبلی را مورد بررسی قرار دهند و یا اینکه مبنای تهیه اطلاعات را مورد توجه قرار دهند(کاهنمن و تیورسکی[3]، ۱۹۷۳). برخی اعتقاد دارند که وضعیت بازارها بسیار پیچیده تراز تعاریفی است که درنظریه های موجود در بازار های مالی وجود دارد(نیکولاس[4]، ۱۹۹۳). برخی دیگر معتقدند که فرض منطقی بودن سرمایه گذاران واقعی به نظر نمی رسد، چرا که همه سرمایه گذاران از اطلاعات دریافت شده برداشت یکسانی ندارند و نسبت به روندها واکنش یکسانی نشان نمی دهند. آنها بیشتر بر اساس اطلاعات گذشته تصمیم گیری می کنند. نظریه های موجود در بازار های مالی بر مبنای روابط خطی بنا نهاده شده اند، در حالی تصمیمات افراد، ماهیتی غیرخطی دارند(پیترز[5]، ۱۹۹۱).

کیفیت عملکرد مدیریت، اطمینان اطلاعاتی و بازار

اخیراً، پیشرفت عظیمی در تحقیقات اقتصادی، مالی و حسابداری در زمینه بررسی اثرات اقتصادی سوگیری‌های شناختی حاصل شده است (مالمندیر و تیت[6]، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۸، بیلت و کیان، ۲۰۰۸، هیلاری[7]و هسو، ۲۰۱۱، هریبار و یانگ[8] ۲۰۱۱). در رابطه با تصمیم گیری مدیریتی، توجه ویژه‌ای به سوگیری‌های شناختی خوش بینی بیش از حد و بیش اعتمادی (قابلیت اطمینان بیش از حد) صورت گرفته است. خوش بینی بیش از حد و بیش اعتمادی با توجه به پیش بینی‌های آینده تعریف می‌شوند (بن دیوید[9] و همکاران ۲۰۱۰). ساختار نظری خوش بینی از حد به صورت برآورد بیش از حد میانگین رویدادهای تصادفی آینده یا فرایندهای ریسک دار تعریف می‌شود، در حالی که بیش اعتمادی یا اعتماد به نفس بیش از حد، برآورد کم‌تر از حد واریانس رویدادهای تصادفی آینده است.

نتایج پژوهش های پیشین موید آن است که خوش بینی بیش از حد و بیش اعتمادی، از ویژگی‌های رایج و متداول مدیران است و این که این سوگیری‌های شناختی بر تصمیمات اقتصادی واقعی آن‌ها اثر می‌گذارد (رول ۱۹۸۶، مالمندیر و تیت ۲۰۰۵، بن دیوید و همکاران، ۲۰۱۰). رول (۱۹۸۶) به بررسی انگیزه‌های ادغام و خرید پرداخته و فرضیه مخالف بیش اعتمادی مدیریتی برای توضیح نتایج تجربی قبلی پرداختند. محققان استدلال کرده‌اند که مدیران دارای سوگیری شناختی، بابت شرکت‌های هدف، هزینه‌های زیادی پرداخت می‌کنند. کامرر[10] و لوالو (۱۹۹۹) آزمایشی را انجام داده و نشان دادند که سوگیری‌های خوشبینانه کارافرینان بر تصمیم ورود به بازار رقابتی اثر گذاشته و این خوش بینی، میزان بالای ورشکستگی تجاری و کسب و کار را توضیح می‌دهد. با استفاده

[2] Barberis &Thaler
[3] Kahnmn &Teuroske
[4] Nicholas
[5] Peters
[6] Malmendirs & Tit
[7] Hilari
[8] Heribar & Yang
[9] Ben Devid
[10] Kamrer

از مدل نظری، هیتون[1] (۲۰۰۲) نیز نشان داده است که خوش بینی بیش از حد بر تصمیمات مدیریتی در خصوص تأمین مالی پروژه‌های سرمایه گذاری اثر می‌گذارد. مدیران زیاده خوش بین، ممکن است پروژه‌های ارزش حال خالص مثبت (NPV) را که نیازمند تأمین مالی (بودجه) خارجی هستند رد کنند زیرا آن‌ها بر این باورند که بازار، ارزش شرکت آن‌ها را کم‌تر از میزان واقعی برآورد می‌کند. هم چنین، آن‌ها در پروژه‌های NPV منفی سرمایه گذاری می‌کنند، زیرا این پروژه‌ها موجب افزایش ارزش شرکت می‌شوند. بن دیوید و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی اثر بیش اعتمادی و خوش بینی بیش از حد بر رفتار سرمایه گذاری مدیر عاملان پرداختند. محققانف با استفاده از معیار مبتنی بر نظر سنجی خود، تفاوت بین خوش بینی بیش از حد و بیش اعتمادی را متمایز می‌کنند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که سوگیری‌های شناختی مدیر عامل بر تصمیمات بودجه بندی سرمایه اثر می‌گذارد: سطوح سرمایه گذاری شرکتی با افزایش اعتماد به نفس بیش از حد و خوش بینی بیش از حد افزایش می‌یابد. مالمندیر و تیت (۲۰۰۵) نیز به این نتیجه رسیدند اعتماد به نفس بیش از حد بر تصمیمات سرمایه گذاری شرکت اثر می‌گذارد: اعتماد به نفس بیش از حد منجر به حساسیت بالاتر گردش نقدی سرمایه گذاری‌ها و انحراف در تصمیمات سرمایه گذاری می‌شود. چون مدیر عاملان دارای اعتماد به نفس بیش از حد (خودرأی)، نرخ بازده و سود پروژه را بیش از مقدار واقعی برآورد می‌کنند، ولی بر این باورند که بازار، شرکت آن‌ها را کم‌تر از مقدار واقعی ارزش گذاری می‌کند، در صورتی که سرمایه داخلی وجود داشته باشد اقدام به سرمایه گذاری بیش از حد کرده و در صورتی که سرمایه‌های خارجی نیاز باشد، کم‌تر از میزان معین، سرمایه گذاری می‌کنند. در نهایت، با استفاده از شاخص بیش اعتمادی پویا، بیلت[2] و کیان (۲۰۰۸) به این نتیجه رسیدند که بیش اعتمادی موجب می‌شود تا مدیران اقدام به خرید بیشتری کنند.

سوگیری‌های شناختی بر رفتار پیش بینی مدیریت اثر می‌گذارد (هیلاری و هسو، ۲۰۱۱، هریبار و یانگ ۲۰۱۱). با استفاده از تعریف بیش اعتمادی، هیلاری و هسو (۲۰۱۱) به بررسی این موضوع پرداختند که مدیران در پیش بینی‌های سود آینده خود، دچار خودرایی (اعتماد به نفس بیش از حد) می‌شوند یاخیر. آن‌ها پی بردند که پیش بینی سود آینده مدیران خود رأی، دارای دقت کم‌تری است. هریبار و یانگ (۲۰۱۱) نشان دادند که ویژگی‌های پیش بینی‌های دارای سوگیری شناختی، متفاوت است. نتایج نشان داد که مدیران خود رأی و دارای اعتماد به نفس بیش از حد، تمایل زیادی برای انجام پیش بینی‌های سود با دقت بالاتر دارند و این که پیش بینی‌های آن‌ها به طور میانگین بالاتر بوده و منجر به افزایش احتمال بالاتر خطاهای پیش بینی منفی می‌شود.

پیشینه تجربی

آسپریس و فرینو(۲۰۱۵)، در پژوهشی با عنوان استقلال هیئت مدیره، نقدشوندگی سهام و کارایی اطلاعاتی قیمت به این نتیجه دست یافتند که استقلال هیئن مدیره تاثیر معنی داری بر سرعت تعدیل قیمت سهام دارد. همچنین، استقلال هیئت مدیره تاثیر معنی دار و مثبتی بر نقدشوندگی سهام نیز دارد. سا و یو(۲۰۱۶)، در پژوهشی با عنوان

[1] Hiton
[2] Bilte

ساختار مالکیت و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام به بررسی تاثیر سهامداران نهادی و تمرکز مالکیت بر سرعت تعدیل قیمت سهام از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۴ در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار چین پرداخته اند و به این نتیجه دست یافته اند که سهاماران نهادی بر سرعت تعدیل قیمت سهام شرکت ها تاثیر معنی داری دارد. گوردون و وو (۲۰۱۴)، نیز به این نتیجه دست یافتند زمانی که بین مدیریت و سهامدار نهادی عدم تقارن اطلاعاتی وجود داشته باشد، قیمت سهام با تأخیر بیشتری به اطلاعات موجود عکس‌العمل نشان می‌دهد و دیرتر تعدیل می‌شود. همچنین، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که کیفیت بالاتر افشای اطلاعات شرکت‌ها موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شده و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام را افزایش می‌دهد. کرونل و همکاران(۲۰۱۷) نشان دادند زمانی که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین‌تر است، رابطه بین تمایلات سرمایه‌گذاران و نرخ بازده سهام قوی‌تر است. آناگنوستوپلو و همکاران(۲۰۱۷)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین عدم اطمینان اطلاعات و نوسان ضمنی آپشن ها پیرامون اعلام سود پرداختند. آن ها دریافتند که کیفیت کمتر اطاعات، با تغییرات بیشتر در نوسان ضمنی آپشن ها همراه است و شرکت هایی که عملکرد آتی اقتصادی ضعیف تری دارند، عدم اطمینان بیشتری خواهند داشت. کرونل و همکاران(۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان تاثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر تمایلات سرمایه گذاران و نرخ بازده سهام نشان دادند، زمانی که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین تر است، رابطه بین تمایلات سرمایه گذاران و نرخ بازده سهام قوی تر است. چن و همکاران(۲۰۱۸) به این نتیجه دست یافتند که کیفیت حسابرسی موجب کاهش تاخیر در تعدیل قیمت سهام می شود و ساختار مالکیت تاثیری بر تاخیر در تعدیل قیمت سهام ندارد.

نمازی و شکراللهی(۱۳۹۵) دریافتند که اثر متغیر عملکرد بر متغیر جریان نقدی آزاد منفی و معنادار بوده و متقابلاً اثر متغیر جریان نقدی آزاد بر متغیر عملکرد منفی و معنادار است. زمانی و همکاران(۱۳۹۶) به این نتیجه دست یافتند که نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش تأثیر معنی‌داری بر سرعت تعدیل قیمت سهام دارد. نتایج پژوهش بهار مقدم و جوکار(۱۳۹۷) نشان داد که کیفیت اطلاعات حسابداری با تمایلات سرمایه‌گذاران دارای رابطه مثبت و معنادار است و افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری و کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی، شدت رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام را کاهش می‌دهند. بادآورنهندی و همکاران(۱۳۹۸)، به بررسی تاثیر هزینه های نمانیدگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام با نقش تعدیلی کیفیت گزارشگری مالی پرداخته و به این نتیجه دست یافته اند که کیفیت گزارشگری مالی بر تعامل بین هزینه های نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام تاثیر مثبت و معنی داری دارد.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه ۱: کیفیت عملکرد مدیریت بر اطمینان اطلاعاتی تأثیر دارد.

فرضیه ۲: کیفیت عملکرد مدیریت بر اطمینان بازار تاثیر دارد.

این فرضیه بر اساس دو فرضیه فرعی زیر آزمون می شود:

فرضیه ۲-۱: کیفیت عملکرد مدیریت بر ریسک آربیتراژ تاثیر دارد.

فرضیه ۲-۲: کیفیت عملکرد مدیریت بر ریسک نوسان پذیری سهام تاثیر دارد.

روش‌شناسی

این پژوهش از لحاظ هدف، از نوع کاربردی و از نظر ماهیت و روش، از نوع همبستگی است. برای گردآوری داده‌های پژوهش، از پایگاه رسمی بورس اوراق بهادار تهران و سایر پایگاه‌های اینترنتی رسمی مرتبط، اطلاعات حسابداری شرکت‌های بورسی، نرم‌افزار ره‌آورد نوین و دیگر منابع اطلاعاتی استفاده‌شده است. نوع داده‌ها ترکیبی بوده و جامعه آماری پژوهش شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۷ (۱۶۵۰ سال- شرکت) است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش داده‌های تعداد ۱۵۰ شرکت با اعمال محدودیت‌های زیر انتخاب شده‌اند؛ پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد و شرکت‌های نمونه، سال مالی‌شان تغییر نکرده باشد. شرکت‌های نمونه از شرکت‌های سرمایه‌گذاری و مالی (بانک‌ها) نباشند. شرکت‌های نمونه دچار توقف معاملاتی بیش از چهار ماه نشده باشد تا قیمت سهام متعارف تلقی گردد. اطلاعات شرکت‌های نمونه در دسترس باشد.

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش با پیروی از پژوهش کرونل و همکاران(۲۰۱۷) به ترتیب از معادله (۱) و (۲) استفاده شده است:

معادله (۱):

$$II_{it} = \alpha_0 + \beta_1 MQ_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$

معادله (۲):

$$EI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 MQ_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$

براساس مدل‌های (۱) و (۲)، متغیر وابسته این پژوهش شاخص های اطمینان اطلاعاتی و اطمینان اقتصادی می‌باشد. در این پژوهش برای محاسبه اطمینان اطلاعات شرکت از دو معیار اطمینان کیفیت اطلاعات(با پیروی از لارسون و ریساتک،۲۰۱۷) و اطمینان جریان های نقدی به روش شرکت همسان شدهMF (لارسون و ریستاک،۲۰۱۷) استفاده می شود.

اطمینان اطلاعاتی شرکت با استفاده از باقیمانده مدل مک نیکولز (۲۰۰۲) محاسبه می شود. مدل مک نیکولز به صورت معادله شماره ۳ است:

$$\frac{\Delta WC_{i,t}}{Assets_{i,t}} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}\frac{CFO_{i,t-1}}{Assets_{i,t}} + \beta_{2,i}\frac{CFO_{i,t}}{Assets_{i,t}} + \beta_{3,i}\frac{CFO_{i,t+1}}{Assets_{i,t}} + \beta_{4,i}\frac{\Delta sales_{i,t}}{Assets_{i,t}} + \beta_{5,i}\frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t}} + V_{i,t}$$

در معادله فوق:

$\Delta WC_{i,t}$: برابر با تغییر در حسابهای سرمایه در گردش شرکت i در سال t که به شکل زیر محاسبه می شود:

تغییر در حسابهای سرمایه در گردش=افزایش در حسابهای دریافتنی+افزایش موجودی کالا+کاهش حسابهای پرداختنی و بدهی ها+کاهش در مالیات پرداختنی+ افزایش(کاهش) در سایر داراییها(بدهی ها)

$Assets_{i,t}$: میانگین داراییهای شرکت i در سال t

$CFO_{i,t-1}$: وجه نقد حاصل از عملیات شرکتi در سال t-1

$CFO_{i,t}$: وجه نقد حاصل از عملیات شرکتi در سال t

$CFO_{i,t+1}$: وجه نقد حاصل از عملیات شرکتi در سال t

$\Delta sales_{i,t}$: تغییر در حساب فروش شرکت i در سال t

$PPE_{i,t}$: اموال ماشین آلات و تجهیزات شرکت I در سال t

$V_{i,t}$: خطای باقی مانده

$\beta_{1,i}$ تا $\beta_{5,i}$ ضرایب متغیر ها(شیب)

$\beta_{0,i}$: مقدار ثابت محاسبه شده توسط مدل رگرسیون

تمامی متغیرهای فوق از طریق تقسیم بر میانگین کل دارایی ها مقیاس زدایی می شوند. برای محاسبه اطمینان اطلاعات شرکت، رابطه(۵) به صورت مقطعی برای سال های مورد مطالعه تخمین زده می شوند؛ سپس انحراف معیار باقیمانده های رابطه(۵) در بازه زمانی ۳ ساله (t-2 تا t) محاسبه می شود. هر چه مقدار انحراف معیار باقیمانده ها کوچکتر باشد، نشان دهنده اطمینان اطلاعاتی بیشتری است.

اطمینان از جریان های نقدی به روش شرکت همسان شده یا Matched firm به طور سنتی برای محاسبه اطمینان جریان های نقدی از نوسان جریان های نقدی استفاده می شود که برابر با انحراف میعرا جریان های نقدی در بازه زمانی ۵ ساله (t-4 تا t) است(لارسون و ریستاک،۲۰۱۷). در روش همسان شده، نوسان(عدم اطمینان) جریان های نقدی یک شرکت با استفاده از شرکت های مشابه یا همسان آن محاسبه می شود. بدین منظور از الگویی که بارسون و ریستاک(۲۰۱۷) ارائه کرده اند، استفاده می شود. در این الگو، شرکت های نمونه باید بر اساس سک مبلغ آستانه، به دو پرتفوی کوچک و بزرگ تقسیم می شوند. برای تعیین آستانه مدنظر، ابتدا کل شرکت های بورس اوراق بهادار تهران بر اساس کل دارایی ها از بزرگ به کوچک دهک بندی شده اند؛ سپس کل دارایی های آخرین شرکتی که در دهک دوم قرار می گیرد به عنوان مبلغ آستانه انتخاب شده و این عدد ملاک دسته بندی شرکت های نمونه به دو پرتفوی کوچک و بزرگ قرار می گیرد، به این صورت که پرتفوی کوچک شامل شرکت هایی که از نمونه خواهد بود که کل دارایی های آن از آستانه انتخابی کوچک تر باشد و شرکت هایی که کل دارایی های آن ها از مبلغ آستانه بزرگتر است در پرتفوی بزرگ دسته بندی می شود؛ سپس هر شرکت i در سال t باید با شرکت های همسان خود تطبیق داده شود. برای این تطبیق، سه معیار باید وجود داشته باشد:

- شرکت هایی می توانند به عنوان شرکت همسان شرکت i در نظر گرفته شوند که در ۵ سال قبل از سال t، در همان پرتفی شرکت i باشند؛
- جریان ی نقدی شرکت ها در دامنه ای معقول از جریان های نقدی شرکت i در سال t باشد؛
- تغییرات جریان های نقدی شرکت ها نیز در دامنه ای معقول از تغییرات جریان های نقدی شرکت i در سال t باشد.
- برای تعیین دامنه معقول، باید درصد مشخصی (α %) به جریان های نقدی و تغییرات آن اضافه و کسر شود:

دامنه معقول= $CFi \pm \%\alpha$

دامنه معقول= $\Delta CFi \pm \%\alpha$

برای تعیین α از روش آزمون و خطا استفاده می شود. بدین منظور بر اساس پژوهش لارسون و ریساتک(۲۰۱۷)، با معیار اولیه ۰/۵ درصد، تعیین دامنه معقول آغاز می شود. به منظور استفاده از روش شرکت همسان شده، بر اساس سه معیار فوق باید برای هر شرکت حداقل ۵ شرکت همسان شده وجود داشته باشد. علت انتخاب حداقل تعداد ۵ شرکت این است که برای محاسبه انحراف استاندارد(در مرحله بعدی محاسبات)، بتوان برآورد معقولی انجام داد. چنانچه بر اساس معیار اولیه ۰/۵ درصد نتوان به این حداقل شرکت دست پیدا کرد، معیار مربوطه باید افزایش یابد. پس از آنکه برای هر شرکت i در سال t، شرکت های همسان شده به دست آمد، برای هر شرکت همسان شده تغییرات در جریان های نقدی بین سال های t و t+1 محاسبه می شود(به عبارت دیگر تغییرات جریان های نقدی با سال بعد). در مرحله بعد میانگین تغییرات جریان های نقدی شرکت های همسان شده محاسبه شده و این میانگین به عنوان تغییرات جریان های نقدی مورد انتظار، یعنی Δ[E(CF)]، برای شرکت i درسال t+1 در نظر گرفته می شود. همچنین انحراف استاندارد ΔCF شرکت های همسان شده به عنوان معیار معکوس اطمینان جریان های نقدی (CFU) شرکت i در سال t+1 در نظر گرفته می شود. در پایان به منظور مقیاس زدایی،(CFU) بر قدر مطلق جریان های نقدی آتی مورد انتظار تقسیم می شود.

در نهایت برای محاسبه این متغیر، کل شرکت های نمونه بر اساس معیار اطمینان اطلاعاتی چارک بندی می شوند. چارک اول در بردارنده شرکت هایی است که بیشترین اطمینان اطلاعات را دارند و چارک چهارم در بردارنده شرکت هایی است که کمترین اطمینان اطلاعات را دارند.

به منظور بسط عملیاتی مدل فوق در محیط شرکت‌ها، شیوه کار به این صورت است که ابتدا مقادیر هر یک از متغیرها برای اندازه‌گیری شاخص اطمینان اطلاعاتی، برای هر سال-شرکت محاسبه می‌شود. سپس سال-شرکتها بر اساس هر یک از دو متغیر مذکور و با استفاده از چارک‌های آماری به چهار طبقه تقسیم می‌شود که با توجه به قرار گرفتن در چارک(طبقه) موردنظر، نمره‌ای بین ۱ تا ۴ تعلق می‌گیرند که جزئیات آن در جدول ۲ به نمایش گذاشته شده است. درنهایت مجموع رتبه‌ها برای هر یک از متغیرهای اطمینان اطلاعاتی به عنوان شاخص آن در نظر گرفته می‌شود.

جدول(۱): شیوه محاسبه شاخص اطمینان اطلاعاتی

متغیرها	نوع رتبه	چارک اول	چارک دوم	چارک سوم	چارک چهارم
اطمینان کیفیت اطلاعات	معکوس	۴	۳	۲	۱
اطمینان جریان های نقدی	معکوس	۴	۳	۲	۱

گفتنی است که طبق محاسبات جدول۲، مقدار شاخص اطمینان اطلاعاتی بین عدد ۴ تا ۸ می‌باشد.

برای سنجش متغیر وابسته اطمینان بازار از دو متغیر که از معکوس متغیرهای ریسک آربیتراژ و ریسک نوسان پذیری سهام استفاده شده است.

ARBI: مندن هال(۲۰۰۴) برای اندازه گیری مدیریت ریسک بازار از معیار ریسک آربیتراژ یا ریسک نگهداری استفاده نموده است. بر اساس این معیار در مدل قیمت گذاری آربیترآژ، چنانچه قیمت کشف شده بر اساس اطلاعات با قیمت واقعی اختلاف چندانی نداشته باشد، صحت اطلاعات و مربوط بودن آنها را نشان می دهد و هر چه خطای مدل بیشتر باشد، گویای ریسکی بودن اطلاعات است.

در این مدل، مدل بازار که در آن متغیر وابسته، بازده شرکت پس از کسر بازده بدون ریسک است، از ۵ روز قبل از اعلان سود تا ۲۵۲ روز قبل از آن برآورد می شود. ریسک آربیتراژ، واریانس باقی مانده های مدل ۳ است.

$$Ri_t - Rf_t = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} \times Rm_t + e_i$$

$$var(e_i) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^{N} (e_i - \bar{e}_i)^2$$

نتایج برای انجام آزمون های رگرسیون در ۱۰۰ ضرب خواهد شد.

SIGMA: ژانگ(۲۰۰۶) برای اندازه گیری مدیریت ریسک بازار از معیار ریسک نوسان پذیری سهام یا عدم اطمینان بازار استفاده کرده است. در این مدل تغییرات قیمتی در بازار به دنبال ارائه اطلاعات جدید به وقوع می پیوندد. چنانچه تغییرات قیمت سهمی در بازار زیاد باشد، به دلیل ارائه زیاد اطلاعات تصحیحی یا نبود اطلاعات قابل اتکا به عنوان مبنای قیمت گذاری صحیح است. بنابراین نوسان قیمت سهام در محدوده ای خارج از تغییرات بازار را می توان معیاری برای عدم اطمینان بازار در نظر گرفت.

در این شاخص میزان نوسان هفتگی قیمت سهام یا همان بازده هفتگی سهام نسبت به بازار، نماینده عدم قابلیت اتکای اطلاعات در نظر گرفته می شود و از انحراف معیار بازده تعدیل شده هفتگی سهام شرکت برای اندازه گیری آن طبق مدل ۴ استفاده می شود.

$$Var(Ri) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^{N=52} \left(R_{i,t} - Rm,t\right)^2$$

پس از محاسبه واریانس بازده هفتگی تعدیل شده، از طریق رابطه ۲، انحراف معیار آن برای دوره یک ساله منتهی به تاریخ اعلان سود(۵۲ هفته) محاسبه می شود(از یک اعلان سود تا اعلان سود بعدی).

متغیر مستقل این پژوهش کیفیت عملکرد مدیریت می باشد. به منظور اندازه گیری کیفیت عملکرد مدیریت از شاخص توانایی مدیریت از مدل دمرجیان و همکاران(۲۰۱۲)، استفاده می شود. در این مدل با استفاده از اندازه گیری کارایی شرکت و سپس وارد نمودن آن در رگرسیون خطی چند متغیره به عنوان متغیر وابسته و کنترل ویژگی های ذاتی شرکت، توانایی مدیریت محاسبه می شود.

به منظور اندازه گیری کارایی شرکت، دمرجیان و همکاران(۲۰۱۲)، از مدل تحلیل پوششی داده ها استفاده نموده اند. مدل تحلیل پوششی داده ها نوعی مدل آماری است که برای اندازه گیری عملکرد سیستم با استفاده از داده های ورودی و خروجی کاربرد دارد.

$$MAX_V.\theta = \frac{Sale}{v1^{cogs} + v2^{sg\&a=A} + v3^{PPE} + v4^{INTAN} + v5^{GOODWILL}}$$

Sales، کل درآمد فروش به عنوان خروجی، *CoGS*، بهای تمام شده کالای فروش رفته، *SG&A*، هزینه های عمومی اداری و فروش، PPE، خالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت که در این پژوهش از خالص دارایی های ثابت مشهود استفاده می شود، *INTAN*، دارایی های نامشهود و *Goodwill*، سرقفلی خریداری شده در ابتدای سال می باشند. هدف از محاسبه کارایی، اندازه گیری توانایی مدیریت است و از آنجا که در محاسبات مربوط به کارایی ویژگی های ذاتی نیز دخالت دارند نمی توان توانایی مدیریت را به درستی اندازه گیری کرد. دمرجان و همکاران(۲۰۱۲) به منظور کنترل اثر ویژگی های ذاتی شرکت در مدل خود کارایی شرکت را به دو بخش جدا یعنی کارایی بر اساس ویژگی های ذاتی شرکت و توانایی مدیریت تقسیم کرده اند. آنها این کار را با استفاده از کنترل ویژگی ذاتی شرکت(اندازه شرکت، سهم بازار شرکت، عمر پذیرش شرکت در بورس و فروش خارجی(صادرات) انجام داده اند. هر کدام از این پنج متغیر به عنوان ویژگی های ذاتی شرکت، می توانند به مدیریت کمک کنند تا تصمیمات بهتری اتخاذ نمایند یا در جهت عکس عمل کرده و توانایی مدیریت را محدود کنند. در مدل زیر که توسط دمرجان و همکاران(۲۰۱۲) ارائه شده این ۵ ویژگی کنترل شده است:

$$FE_{it} = \alpha_1 \ln(TA) + \alpha_2 MS + \alpha_3 FCF + \alpha_4 \ln(Age) + \alpha_5 FC + \varepsilon$$

که در آن FE، کارایی شرکت، Ln(Ta)، لگاریتم طبیعی کل دارایی ها،MS، سهم بازار شرکت و برابر با نسبت فروش شرکت به فروش کل صنعت، FCF، متغیر دامی که در سورت مثبت بودن جریان های نقدی عملیاتی برابر یک و در غیر اینصورت صفر در نظر گرفته می شود، Ln(Age)، لگاریتم طبیعی عمر شرکت که از زمان تاسیس شرکت تا آخرین سال دوره پژوهش را در بر می گیرد و FC، شاخص ارز خارجی، این متغیر دو وجهی بدین صورت اندازه گیری می شود که اگر شرکت مورد نظر صادرات داشته باشد، عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر در نظر گرفته می شود. جزء خطای رابطه فوق نیز برابر با توانایی مدیریتی شرکت می باشد.

با بررسی و تأیید تأثیر متغیرهای کنترلی بر اطمینان اطلاعاتی و اطمینان اقتصادی در پژوهش‌های پیشین، متغیرهای زیر در قالب متغیرهای کنترلی تعریف و در پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد:

بازده دارایی ها: این متغیر، از نسبت سود خالص به کل دارایی ها بدست می آید(افلاطونی،۱۳۹۴). زیانده بودن شرکت: گوردون(۲۰۱۶)، تاثیر زیانده بودن شرکت را بر سرعت تعدیل قیمت سهام تائید نموده است. برای موارد گزارش زیان مقدار ۱ و در غیر اینصورت مقدار صفر اختصاص می یابد(افلاطونی،۱۳۹۵). اهرم مالی(Lev): آسپریس و فرینو(۲۰۱۳)، تاثیر اهرم مالی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام را تائید نمودند. اهرم مالی از تقسیم کل بدهی

ها بر کل دارایی ها بدست می آید. اندازه جریان های نقدی(OCF): با محاسبه جریان های نقدی عملیاتی از طریق تقسیم خالص جریان نقدی عملیاتی بر مجموع دارایی ها اندازه گیری می شود.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی

نتایج آمار توصیفی حاصل از پژوهش در سطح کل شرکت‌ها در جدول شماره ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی

شاخص/ متغیر	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
ریسک آربیتراژ	۰/۰۲۰	۲/۰۷۸	۰/۰۰۰	۰/۰۸۹
ریسک نوسان پذیری سهام	۰/۱۲۴	۱/۴۵۰	۰/۰۱۶	۰/۰۹۰
شاخص اطمینان اطلاعاتی	۵/۰۰۱	۸/۰۰۰	۲/۰۰۰	۱/۶۲۶
زیانده بودن شرکت	۰/۱۴۴	۱	۰	۰/۰۱۴
کیفیت عملکرد مدیریت	۰/۰۰۶	۰/۴۸۱	-۰/۴۲۵	۰/۱۲۷
بازده دارایی ها	۰/۰۹۳	۰/۶۲۱	-۱/۰۶۳	۰/۱۴۵
اهرم مالی	۰/۶۵۴	۴/۰۰۲	۰/۱۰۸	۰/۲۶۵
اندازه جریان های نقدی	۶۰۶۵۵۳	۲۷۳۲۳۷۱	-۲۴۸۹۳	۲۷۵۴۳۵

منبع: یافته های پژوهشگر

مهم‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت دادها است؛ برای مثال میانگین ریسک آربیتراژ برابر با ۰/۰۲۰ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر، پیرامون این نقطه تمرکز یافته‌اند. به‌طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از جمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر ریسک نوسان پذی برابر ۰/۰۹۰ و برای اندازه جریان های نقدی برابر ۲۷۵۴۳۵ است که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش، ریسک نوسان پذیری و اندازه جریان های نقدی به ترتیب دارای کم‌ترین و بیشترین میزان پراکندگی هستند.

آزمون نرمال بودن متغیرهای پژوهش

در این پژوهش قبل از آزمون فرضیه‌ها، نرمال بودن متغیر وابسته پژوهش بررسی می‌شود. به این منظور از آماره جارک- برا استفاده‌شده است.

جدول۳. نتایج آزمون جارک-برا

متغیرها	آماره آزمون	اعتبار آزمون
ریسک آربیتراژ	۵۴۰/۳۷۵	۰/۰۰۰
ریسک نوسان پذیری سهام	۱۶۱/۹۴۹	۰/۰۰۰
شاخص اطمینان اطلاعاتی	۱۷/۸۲۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، سطح معناداری برای متغیر وابسته کمتر از ۰/۰۵ است. پس فرض صفر رد می‌شود یعنی داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. اگر نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد (بسیاری از منابع تعداد ۳۰ مشاهده به بالا را بزرگ دانسته اند)، حتی اگر توزیع جملات اخلال مدل برآورد شده نرمال نباشند، باز هم ضرایب برآورد شده دارای حداقل واریانس بوده، کارا هستند و جهت آزمون فرضیه هاپژوهش قابل اتکاء هستند (افلاطونی، ۱۳۹۲). بنابراین، با استناد به این موضوع و با توجه به حجم نمونه بالای این پژوهش، فرض بر این است که متغیر وابسته پژوهش از تابع توزیع نرمال پیروی می کنند.

آزمون ریشه واحد(مانایی)

به‌منظور اطمینان از ساختگی نبودن مدل و نتایج نامطمئن؛ ابتدا ایستایی متغیر وابسته با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته در داده‌های سطح استفاده‌شده است.

جدول۴. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر

متغیرها	آماره آزمون	معناداری آزمون
ریسک آربیتراژ	-۱۷/۵۰۳	۰/۰۰۰
ریسک نوسان پذیری سهام	-۱۲/۰۴۹	۰/۰۰۰
شاخص اطمینان اطلاعاتی	-۷/۶۷۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

همان‌طوری که در جدول۴ مشاهده می‌شود؛ فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها در سطح معناداری ۵٪ رد شده است. بنابراین؛ نتایج در سطح اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد که متغیر وابسته برای داده‌ها؛ پایا بوده و ریشه واحدی ندارد.

فرضیه ۱: کیفیت عملکرد مدیریت بر اطمینان اطلاعاتی تاثیر دارد.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه ۱

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	۸۹۲۰	۷/۸۵۷	۰/۰۰۰
کیفیت عملکرد مدیریت	۲۲۰	۰/۴۹۹	۰/۶۱۷
بازده دارایی ها	۱۳۶	۰/۲۲۱	۰/۸۲۴
زیانده بودن	۴۱۳	۳/۷۰۵	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۲۵۸	-۰/۹۸۲	۰/۳۲۵
اندازه جریان های نقدی	۲/۲۴۰	۱/۳۳۵	۰/۱۸۱
آماره- F لیمر آماره- هاسمن		۰/۰۰۰ (Panel) ۰/۰۶۵ (REM)	
آماره D-W		۱/۷۲۵	
ضریب تعیین		۰/۲۵۰	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۱۷۱	
آماره F		۳/۱۵۰	
معناداری مدل		۰/۰۰۰	

منبع: یافته های پژوهشگر

در بررسی معنی‌دار بودن مدل با توجه به این‌که مقدار احتمال آماره F در مدل از ۵٪ کوچک‌تر می‌باشد (۰.۰۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تائید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۲۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته اطمینان اطلاعاتی توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود.

در این پژوهش، برای انتخاب مدل تحلیل داده‌ها و استفاده از داده‌های ترکیبی یا تلفیقی، آزمون F لیمر اجرا شده است. درواقع آزمون F لیمر مشخص می‌کند که مدل مورد استفاده تلفیقی $Panel$ است یا ترکیبی $(Pooled)$. چنانچه آماره $Cross - Section\ F$ کمتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، نوع مدل انتخابی تلفیقی (Panel) و بیشتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، نوع مدل انتخابی ترکیبی $(Pooled)$ خواهد بود. در صورتی که مدل ترکیبی $(Pooled)$ انتخاب گردد، کار تمام است و با آن ادامه می‌دهیم ولی اگر مدل تلفیقی $(Panel)$ انتخاب گردد، بایستی در مرحله بعد، از طریق آزمون هاسمن، الگوی مناسب یعنی اثرات ثابت (FEM) یا اثرات تصادفی (REM) انتخاب گردد؛ بنابراین، در مرحله قبل، اگر نتایج آزمون F لیمر نشان‌دهنده استفاده از مدل تلفیقی $(Panel)$ باشد، بایستی از طریق آزمون هاسمن الگوی مناسب انتخاب گردد. چنانچه آماره $Cross - Section\ Random$ کمتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، الگوی اثرات ثابت (FEM) و بیشتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، الگوی اثرات تصادفی (REM) انتخاب می‌گردد. لذا، برای آزمون مدل این فرضیه از اثرات تلفیقی استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد.

همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج جدول (۵)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل کیفیت عملکرد مدیریت بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته اطمینان اطلاعاتی در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار نمی‌گیرد؛ بنابراین با توجه به تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با مدل فرضیه ۱ پژوهش می‌توان به این نتیجه رسید که کیفیت عملکرد مدیریت بر شاخص اطمینان اطلاعاتی تأثیر معنی‌داری ندارد.

فرضیه ۲: کیفیت عملکرد مدیریت بر اطمینان بازار تاثیر دارد.

این فرضیه بر اساس سه فرضیه فرعی منبعث از آن بصورت زیر آزمون می شود:

فرضیه ۲-۱: کیفیت عملکرد مدیریت بر ریسک آربیتراژ تاثیر دارد.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه ۲-۱

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۰۰۸	-۱/۱۳۶	۰/۲۵۰
کیفیت عملکرد مدیریت	۲/۷۷۰	-۱/۹۳۲	۰/۰۵۳
بازده دارایی ها	۰/۰۱۷	۳/۰۵۸	۰/۰۰۲
زیانده بودن	۰/۰۰۱	۱/۰۹۵	۰/۲۴۴
اهرم مالی	۰/۰۰۶	-۳/۵۱۶	۰/۰۰۰
اندازه جریان های نقدی	-۵/۶۰۳	-۲/۶۹۲	۰/۰۰۷
آماره- F لیمر	۰/۱۵۳ (Pooled)		
آماره- هاسمن	- (-)		
آماره D-W	۲/۱۲۳		
ضریب تعیین	۰/۱۵۲		
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۳۲		
آماره F	۱/۶۹۰		
معناداری مدل	۰/۰۰۰		

منبع: یافته های پژوهشگر

در بررسی معنی‌دار بودن مدل با توجه به این‌که مقدار احتمال آماره F در مدل از ۵٪ کوچک‌تر می‌باشد (۰.۰۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تائید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۱۵/۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته ریسک آربیتراژ توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. در این پژوهش، برای انتخاب مدل تحلیل داده‌ها و استفاده از داده‌های ترکیبی یا تلفیقی، آزمون F لیمر اجرا شده است. لذا، برای آزمون مدل این فرضیه از اثرات مقید استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل

این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد. در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج جدول (۶)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل کیفیت عملکرد مدیریت بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته ریسک آربیتراژ در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار نمی‌گیرد؛ بنابراین با توجه به تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با مدل فرضیه ۲-۱ پژوهش می‌توان به این نتیجه رسید که کیفیت عملکرد مدیریت بر شاخص اول اطمینان اقتصادی (ریسک آربیتراژ) تأثیر معنی‌داری ندارد.

فرضیه ۲-۲: کیفیت عملکرد مدیریت بر ریسک نوسان پذیری سهام تاثیر دارد.

جدول۷. نتایج آزمون فرضیه ۲-۲

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	۰/۰۵۲	۲/۸۱۷	۰/۰۰۴
کیفیت عملکرد مدیریت	۰/۰۱۹	-۲/۵۹۹	۰/۰۱۰
بازده دارایی ها	۰/۰۴۹	۲/۵۶۱	۰/۰۱۰
زیانده بودن	۰/۰۰۷	۱/۲۹۲	۰/۱۹۶
اهرم مالی	۰/۰۱۱	۱/۲۳۰	۰/۲۱۸
اندازه جریان های نقدی	-۲/۰۵۰	-۲/۸۲۰	۰/۰۰۴
آماره- F لیمر	۰/۰۰۴ (Pooled)		
آماره- هاسمن	۰/۰۰۰ (Pooled)		
آماره D-W	۲/۱۲۳		
ضریب تعیین	۰/۱۷۴		
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۱۶		
آماره F	۲/۹۸۱		
معناداری مدل	۰/۰۰۰		

منبع: یافته های پژوهشگر

در بررسی معنی‌دار بودن مدل با توجه به این‌که مقدار احتمال آماره F در مدل از ۵٪ کوچک‌تر می‌باشد (۰.۰۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تائید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۱۷/۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته ریسک نوسان پذیری سهام توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. در این پژوهش، برای انتخاب مدل تحلیل داده‌ها و استفاده از داده‌های ترکیبی یا تلفیقی، آزمون F لیمر اجرا شده است. لذا، برای آزمون مدل این فرضیه از اثرات ثابت استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد. در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج جدول (۷)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل کیفیت عملکرد مدیریت کوچک‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود

تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته ریسک نوسان پذیری در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار می‌گیرد؛ بنابراین با توجه به تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با مدل فرضیه ۲-۲ پژوهش می‌توان به این نتیجه رسید که کیفیت عملکرد مدیریت بر شاخص دوم اطمینان اقتصادی (ریسک نوسان پذیری) تأثیر معنی‌داری دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد که کیفیت عملکرد مدیریت بر شاخص اطمینان اطلاعاتی تأثیر معنی‌داری ندارد. با نگاهی گذرا به مبانی نظری پژوهش و با استناد به نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط استون(۲۰۰۹)،کارلسون (۲۰۱۱)، عبدالدایم(۲۰۱۵)، دنج و مورتال(۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) می‌توان چنین استنباط نمود شرکت‌هایی که از کیفیت مدیریتی بالایی برخوردارند، دارای اطمینان اطلاعاتی بیشتری هستند. لذا، نتایج پژوهش حاکی از این است که افزایش کیفیت عملکرد مدیریت باعث افزایش اطمینان اطلاعاتی نمی شود. نتایج این فرضیه با یافته‌های استون(۲۰۰۹)،کارلسون (۲۰۱۱)، عبدالدایم(۲۰۱۵)، دنج و مورتال(۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) همخوانی ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نشان داد که کیفیت عملکرد مدیریت بر شاخص دوم اطمینان بازار(ریسک نوسان پذیری سهام) تأثیر معنی‌داری دارد. با نگاهی گذرا به مبانی نظری پژوهش و با استناد به نتایج پژوهش‌های انجام شده عبدالدایم(۲۰۱۵)، دنج و مورتال(۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) می‌توان چنین استنباط نمود شرکت‌هایی که از کیفیت مدیریتی بالایی برخوردارند، ریسک نوسان پذیری پایینی دارند. لذا، نتایج پژوهش حاکی از این است که افزایش کیفیت عملکرد مدیریت باعث کاهش ریسک نوسان پذیری و به عبارتی دیگر باعث افزایش اطمینان اطلاعاتی می شود. نتایج این فرضیه با یافته‌های عبدالدایم(۲۰۱۵)، دنج و مورتال(۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) مطابقت دارد.

همچنین، نتایج حاصل از آزمون فرضیه ها نشان داد که کیفیت عملکرد مدیریت بر معیار اول اطمینان بازار(ریسک آربیتراژ) تاثیر معنی داری ندارد. با نگاهی گذرا به مبانی نظری پژوهش و با استناد به نتایج پژوهش‌های انجام‌شده توسط کالن و همکاران(۲۰۱۰)، کارلسون (۲۰۱۱)، مونا و انیس(۲۰۱۳)، سان و یو (۲۰۱۴) و دنج و مورتال (۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) می‌توان چنین استنباط نمود شرکت‌هایی که از کیفیت عملکرد مدیریت بالایی برخوردارند، دارای اطمینان بازار بیشتری هستند و ازاین‌رو؛ کیفیت عملکرد مدیریت موجب افزایش اطمینان بازار می شود. لذا، نتایج پژوهش حاکی از این است که کیفیت عملکرد مدیریت بر ریسک آربیتراژ تاثیر معنی داری ندارد. نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش های مونا و انیس(۲۰۱۳)، سان و یو (۲۰۱۴) و دنج و مورتال (۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) همخوانی ندارد.

طبق نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم ریسک نوسان پذیری سهام تحت تأثیر پدیده کیفیت عملکرد مدیریت قرار می‌گیرد. به عبارتی، می‌توان کیفیت عملکرد مدیریت را عامل کاهنده ریسک نوسان پذیری سهام دانست. لذا به سرمایه‌گذاران بالفعل، بالقوه و سایر ذینفعان پیشنهاد می‌شود که توجه بیشتری به بحث کیفیت عملکرد مدیریت داشته باشند و آن را در مدل‌های تصمیم‌گیری خود لحاظ نمایند زیرا هزینه‌های نمایندگی می‌تواند مبنایی برای تصمیم‌گیری آن‌ها در سرمایه‌گذاری باشد. با توجه به نتایج این فرضیه، می‌توان چنین استنباط نمود شرکت‌هایی که از مشکل عملکرد

مدیریتی و به دنبال آن از اطمینان بازار کمتری برخوردارند، از ریسک نوسان پذیری بیشتری برخوردادرند و از اینرو اطلاعات با سرعت کمتری در بازار منعکس‌شده و سهام آن‌ها در بازار به نحو صحیح ارزشیابی نمی‌شود.

همانند هر پژوهش دیگر، پژوهش حاضر نیز دارای محدودیت‌هایی است که لازم است به آن‌ها اشاره شود. عدم دسترسی به کلیه اطلاعات شرکت‌های نمونه تا قبل از سال ۱۳۸۷ یکی از محدودیت‌های این پژوهش بوده است، لیکن درصورتی‌که دوره زمانی بیشتری جهت انتخاب نمونه در نظر گرفته می‌شد، تعداد شرکت‌های عضو نمونه آماری کاهش می‌یافت؛ با توجه به اینکه اقلام صورت‌های مالی شرکت‌ها به‌واسطه آثار تورم تعدیل نگردیده است و این موضوع ممکن است بر نتایج پژوهش تأثیر بگذارد که حتی‌الامکان با روش‌های حذف و تعدیل برخی داده‌های پرت در این مورداستفاده شده است.

فهرست منابع

* عطا فر،علی وکریم آذربایجانی.(۱۳۸۰). بررسی میزان شایسته سالاری درانتخاب مدیران دولتی و خصوصی،فصلنامه دانش مدیریت، شماره۵۴.
* فرهی،برزو. (۱۳۸۴). معرفی الگوی توسعه تواناییهای مدیریتی مورد نیاز مدیران،فصلنامه دانش مدیریت،شماره ۶۸،(۷۰-۸۶).
* فرهی،برزو.(۱۳۸۱). طراحی و تبیین الگوی توسعه مدیران (نظام اداری کشور) با رویکرد منابع انسانی،رساله دکتری مدیریت،دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
* نمازی، محمد و شکراللهی، احمد. (۱۳۹۵). بررسی تعامل بین جریان نقدی آزاد و عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از سیستم معادلات همزمان سه مرحله ای. پیشرفت های حسابداری، ۸ (۱)، ۲۲۳-۱۸۹.
* نمازی، محمد. (۱۳۸۴). بررسی کاربردهای تئوری نمایندگی در حسابداری مدیریت، پیشرفت های حسابداری، ۲۲ (۲)، ۱۶۴-۱۴۷.
* زمانی، علی اصغر؛ انوری رستمی؛ علی اصغر، بادآورنهندی، یونس و سعیدی، علی. (۱۳۹۶). بررسی تاثیر هزینه های نمایندگی بر سرعت تعدیل قیمت سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالی، ۵ (۴)، ۴۴-۲۵.
* بهارمقدم. مهدی و جوکار. حسین. (۱۳۹۷). بررسی تاثیر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه گذاران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۲۵(۱)، ۲۱-۵۰.
* افلاطونی، عباس. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و متقارن نبودن اطلاعات بر واکنش تأخیری قیمت سهام. پیشرفت‌های حسابداری، ۹ (۱۱)، ۱-۲۴.
* Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and bid-ask spread. Journal of Financial Economics, 17(2), 223-249.
* Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time series effects. Journal of Financial Markets, 5(1), 31-56.

* Aspris, A. & Frino, A. (2013). Board Independence, Stock Liquidity and Price Efficiency. Journal of Accounting and Economics, 42(2), 101-154.
* Ben-David, I., Graham, J.R., Harvey, C.R., (2013), Managerial Miscalibration, Quarterly Journal of Economics, 128(4): PP. 1547–1584.
* Billett, M.T., Qian, Y., (2008), Are Overconfident CEOs Born or Made? Evidence of Self-Attribution Bias from Frequent Acquirers, Management Science, 54(6): PP. 1037–1051.
* Billett, M.T., Qian, Y., (2008), Are Overconfident CEOs Born or Made? Evidence of Self-Attribution Bias from Frequent Acquirers, Management Science, 54(6): PP. 1037–1051.
* Callen, J., Khan, M. & Lu, H. (2012). Accounting quality, stock price delay, and future stock returns . Contemporary Accounting Research,(1)30, 295-269.
- Callen, Jeffrey L., Khan, Mozaffar and Lu, Hai. (2010). Accounting Quality, Stock Price Delay and Future Stock Returns. Contemporary Accounting Research, Vol 30, Issue 1, pp 269–295.
* Cameron, s.kim &Quinn, e.robert. (1999). diagnosing and changing
* Chen, C. & Xiaobei, R. S. (2010). Short sales and speed of price adjustment: Evidence from the Hong Kong stock market. Journal of Banking & Finance, 34, 471-483.
* Chen, J., Dong, W. & Yu. Sh. (2018). Perceived audit quality, state ownership, and stock price delay: evidence from China. Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, DOI: 10.1080/16081625.2016.1208573.
* Chen. R., Ghoul. S, Guedhami. O. (2013). Do state and foreign ownership affect investment efficiency? Evidence from privatizations. JEL: G32, G34, L33.
* Cornell, B., Landsman, W., & Stubben, S. (2017). Accounting information, investor sentiment and market pricing. Journal of Law, Finance, and Accounting , 2(2), 325-345
* Dainty, paul & Anderson, moreen .(1996). the capable executive: effective performance in senior management .london:by macmillan bussiness.
* Damodaran, A. (1993). A simple measure of price adjustment coefficients. The journal of Finance, 48(1), 387-400.
* green burg .j & baron.r. (1997). behavior in organization :understanding and managing the human side of work.
* Healy, P., Hutton, A., Palepu, K., (1999), Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure. Contemporary Accounting Research 16(3): PP. 485-520
* Healy, P., Palepu, K.G., (1993), the effect of firms' financial disclosure policies on stock prices, Accounting Horizons, Vol. 7, PP. 1−11
* Healy, P.M., Wahlen, J., (1999), a Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting, Accounting Horizons 13: PP. 365-383.
* Herrmann, D., Inoue, T., Thomas, W. B., (2003), the Sale of Assets to Manage Earnings in Japan, Journal of Accounting Research, Vol. 41, No. 1, PP. 89- 108
* Hilary, G. Hsu, C., (2011), Endogenous overconfidence in managerial forecasts, Journal of Accounting and Economics, 51: PP. 300–313
* Hilary, G. Hsu, C., (2011), Endogenous overconfidence in managerial forecasts, Journal of Accounting and Economics, 51: PP. 300–313
* Horton ,sylvian. (1999). Public management in Britain .london:by palgrave macmillan.
* Hou, K. Moskowitz, T.J, (2005). Market Friction, "Price delay and the crosssection of expected returns". Review of Financial Studies 18, 981-1020.
* Hou, K., Moskowitz, T.J., (2005). Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. Review of Financial Studies 18 (3), 981–1020.
* Hoy , A.W. (2006). Reconceiving school leadership: Emergent view. journal of the elementary school. Vol. 96 , No1 , pp.9-28.
* Hribar, P., Yang, H., (2013), CEO Overconfidence and Management Forecasting, Working Paper, University of Iowa and University of Pennsylvania

* Huang, G., Song, F.M., (2006), the determinants of capital structure: Evidence from China, China economic review, 17(1), PP. 14-36
* Huang, W., (2016), the Use of management forecasts to dampen analysts' expectations by Chinese listed firms, International Review of Financial Analysis, Vol 45: PP. 263–272
* Hunt , W.john & Baruch , Yehuda. (2003). Developing top managers: the impact of interpersonal skills training. Journal of management development . vol. 22, No 8,pp.729-752.
* Hutton, A. P., (2005), Determinants of managerial earnings guidance prior to regulation fair disclosure and bias in analysts' earnings forecasts. Contemporary Accounting Research 22 (4): PP. 867-914.
* Kasznik, R., Lev, B., (1995), to warn or not to warn: Management disclosures in the face of an earnings surprise. The Accounting Review 70 (1): PP. 113-34
* Keung, E., Xinglin, Z., Shih, M., (2010), Does the Stock Market See a Zero or Small Positive Earnings Surprise as a Red Flag? Journal of Accounting Research, 48(1): PP. 105–135.
* Kim, O., Verrecchia, R., (1991b), Market reaction to anticipated announcements, Journal of Financial Economics, 30(2): PP. 273–309
* Lim, A. & Sinnakkannu, J. (2008). Empirical Analysis On The Speed Of Stock Price Adjustment To Firm Specific And Market Wide Announcements. http://ssrn.com/abstract=1412231.
* Lim, Kian-Ping. (2009).The Speed of Stock Price Adjustment to Market-Wide Information. http://ssrn.com/abstract=1412231.
* Lim, Mable; How, Janice and Peter Verhoeven (2014), "corporate ownership, corporate governance reform and timeliness of earnings: Malaysian evidence", Journal of Contemporary Accounting & Economics.
* Lo, A. W. & Mackinlay, A. C. (1991). When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?. Review of Financial Studies, 3(2), 175-205.
* Malmendier, U. Tate, G., (2005), CEO Overconfidence and Corporate Investment, Journal of Finance, 60: PP. 2661–2700.
* Malmendier, U., Tate, G., (2008), who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction, Journal of Financial Economics, 89: PP. 20–43
* organizational culture :based on the competing values framework.New york: by mc graw_hill.
* -pearson, ceciL. A.L & chatterjee , samir , R. (2003). Managerial work roles in education Asia. Journal of management development . vol 22, No 8,pp.694-707.
* Peterson , o.tim & van fleet, d.david. (2004). the on going legacy of r.l.katz:an update typology of management skills.journal of management decision,vol.42, No.10, PP.1297-1308.
* Rahimian, N. and N. Zamani Fard (2014). "Applying Internal Controls Framework and Risk Management in Governmental Agencies and Nongovernmental Organization", Journal of Internal Auditors, Vol. 1, No. 3, pp.8-20.
* Rehman, Ramiz&Rehman, Muhammad Ateeq&Raoof, Awais, (2010), "Does corporate governance lead to a change in the capital structure?",American Journal of Social and Management Sciences.
* Robbins, Stephen & coulter, marry .(2001). organizational behavior .5th ed.mc graw-hill.
* Roll, R., (1986), the hubris hypothesis of corporate takeovers, Journal of Business, 59(2): PP. 197–217
* Roychowdhury, S., (2006), Earnings management through real activities manipulation, Journal of Accounting and Economics, Vol. 42, No. 3, PP. 335-370.
* Sun, P. W. & B, Yu. (2014). Managerial structure and stock price delay in China. http://ssrn.com/abstract=2542534.
* Vilkinas, tricia & cartan , gurg (1997).How different are the roles displayed by femal and male managers .journal of women in management.vol.12,No 4 pp.129-135.

Financial Economics
Vol. (13) Issue (50) Summer 2024

Quality of Management Performance, Information Confidence and market Confidence

Moammad Hashemikhah
Ph.D. Student, Department of Accounting, Bonab Branch, Islamic Azad university, Bonab. Iran

Asgar Pakmaram
Corresponding author: Associate Prof., Department of Accounting, Bonab Branch, Islamic Azad University, Bonab, Iran

Nader Rezaei
Assistant Prof., Department of Accounting, Bonab Branch, Islamic Azad University, Bonab, Iran

Ahmad Mohamadi
Assistant Prof., Department of Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran

Abstract
The impact of information on prices is the core of the market. This means that as soon as new information is released, an immediate and immediate response occurs, and prices change. Research on how stock prices react to market-level information and the company's specific information in the financial literature has received special attention. The main purpose of the present experimental study is to determine the effect of quality of management performance on information confidence indicators and market confidence indicators. To measure the quality of management performance from the management ability index of Demerjian et al (2012), to measure information reliability from the interaction between information quality assurance and cash flow reliability and to measure market confidence from three indicators of arbitrage risk, stock volatility and value risk. The stock market has been used. The statistical population of this study includes companies listed on the Tehran Stock Exchange and the data studied in this study include 150 Firm from 2008 to 2018. The research method is correlational and postoperative causality and the hypothesis testing method is correlation and regression test. The results of this study showed that the quality of management performance has a positive and significant effect on market confidence and no evidence was obtained on the effect of quality of management performance on information confidence.
Keywords: Quality of management performance, information reliability, market confidence