فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال یازدهم، شماره سی‌ونهم
پائیز ۱۳۹۷

بررسی تاثیر اختیار واقعی ناشی از انعطاف پذیری بر بازده سهام

مصطفی حیدری هراتمه[۱]
شمس‌اله شیرین‌بخش[۲]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۹/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۴/۰۱

چکیده

در این تحقیق، نتایج نشان می دهد رابطه ی مثبت بازدهی - نوسان در سطح شرکت، متاثر از اختیارات واقعی خود شرکت است. در راستای نظریه ی اختیارات واقعی، می توان استنتاج و بیان نمود که:

الف) رابطه مثبت نوسان- بازده در سطح شرکت برای شرکت هایی که دارای اختیارات واقعی بیشتری هستند، بسیار قوی تر نشان می دهد و از میزان حساسیت ارزش (بازدهی) سهام شرکت نسبت به تغییرات میزان نوسان بازده، بعد از به کارگیری اختیارات واقعی توسط شرکت ها به طرز چشم گیری کاسته می شود.

ب) مسئولین و مدیران عملگرا و مجری قابلیت های انعطاف پذیری در زمینه های مختلف سرمایه گذاری، قادر به تبیین و تشریح تغییرات مقطعی در رابطه نوسان - بازده خواهند بود . بنابراین رابطه نوسان - بازدهی برای شرکت هایی که دارای محدودیت های عملیاتی کمتر و قابلیت های بیشتر جهت پاسخگویی بیشتر و بهتر به درخواست های نامعین (انعطاف پذبری بیشتر) می باشند، بسیار قوی تر است . در مدل های مربوط به اختیارات واقعی، انعطاف پذیری مدیریتی، باعث تحدب تابع ارزش شرکت در ارتباط با ارزش فرآیند پایه شرکت می شود . بنابراین، با توجه به نظریه ی نابرابری ینسن، حساسیت ارزش شرکت نسبت به نوسان در دارایی های پایه، ضمن افزایش، باید به تقویت انعطاف پذیری شرکت نسبت به تغییر تصمیمات سرمایه گذاری و عملیاتی آن، کمک کند.

واژه‌های کلیدی: اختیارات واقعی، فرصت های سرمایه گذاری، انعطاف پذیری، Panel - Data .

۱- هیت علمی دانشگاه ازاد اسلامی واحد نراق، نراق، ایران. heidarimu@yahoo.com
۲- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

۱- مقدمه

تئوری اختیار واقعی، توسعه تئوری اختیارات مالی برای ارزیابی دارایی‌های واقعی است. طبق تعریف کوپ لند و آنتی کارو یک اختیار واقعی، حق مربوط به انجام یک عمل از قبیل به تعویق انداختن، گسترش و بستن قرارداد یا واگذاری، در یک هزینه از پیش تعیین شده و برای یک مدت زمان از پیش تعیین شده است که به هزینه از پیش تعیین شده، قیمت اعمال و به مدت زمان از پیش تعیین شده، دوره عمر اختیار گفته می‌شود. این اختیار، شامل تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری درشرایط نامطمئن و در پروژه‌های برگشت ناپذیر است که این تکنیک باعث ایجاد انعطاف‌پذیری در تصمیم‌گیری‌های مدیریتی می‌شود (کوگات، کولاتیلاکا، ۲۰۰۳). به طور کلی اختیار واقعی، یک فرصت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی است که شرکت می‌تواند بسته به نوع اختیار هم اکنون یا زمانی در آینده از این فرصت سرمایه‌گذاری استفاده نماید. در واقع زمانی که اختیار دارای ارزش است و منجر به ایجاد بازدهی مثبت می‌شود، بهتر است اختیار را اعمال کرد در غیر این صورت زمانی که اختیار فاقد ارزش بوده و منجر به ایجاد بازدهی منفی می‌شود، باید از اعمال آن اجتناب کرد. در واقع از اختیار واقعی می‌توان برای تصمیم‌گیری در محیط‌های پویا و محیط‌های با ریسک بالا استفاده کرد چون این مدل انعطاف پذیری و فرآیند تصادفی مربوط به پروژه را در محاسبات لحاظ می‌کند. بنابراین بواسطه ی اهمیت موضوع تئوری اختیار واقعی ناشی از انعطاف پذیری مدیران در تصمیمات مرتبط با تولید و سرمایه گذاری در شرکت ها و تاثیرات ان بر ارزش و بازدهی سهام و دارایی های شرکت ها و نبود تحقیقات کافی و قوی در این زمینه، انجام این تحقیق از ضرورت و اهمیت دو چندانی برخوردار بوده و خواهد بود .

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در مباحث مربوط به قیمت گذاری دارایی‌ها چنین بیان می‌شود که بازده کل بازار با نوسان کل بازار رابطه منفی دارند (فرنچ، شورت، راستمبا ۱۹۸۷)، (کمبل، رهنتشل۱۹۹۲) و (دوفی ۱۹۹۵). یکی از دلایل این رابطه منفی می‌تواند فرضیه" اثر اهرمی" باشد (بلک ۱۹۷۶، کریستی۱۹۸۲) که بیان می‌دارد در پی سقوط قیمت‌ها، شرکت‌ها اهرمی‌تر می‌گردند که این امر به نوبه خود موجب افزایش نوسان بازدهی سهام می‌گردد. دلیل دیگر بر اساس مطالعه فرنچ و استمبا (۱۹۸۷) فرضیه "اثر صرف ریسک تغییر زمانی" می‌باشد که بیان می‌دارد افزایش پیش‌بینی‌شده در نوسان - بازدهی، موجب افزایش بازدهی مورد انتظار آتی سهام و کاهش فوری قیمت می‌گردد. در مقابل شواهدی نیز وجود دارد که بر وجود رابطه‌ای منفی درسطح کل بین بازدهی و نوسان دلالت می‌کند. دوفی در سال ۱۹۹۵ درتحقیقی به بیان جدیدی رسید و عنوان می‌کند که بین بازدهی سهام و نوسان بازدهی درسطح شرکت همبستگی مثبت وجود دارد به عبارتی رابطه منفی در سطح کل، بدلیل وجود یک رابطه همزمانی مثبت بین بازدهی و نوسان بازدهی درسطح شرکت می‌باشد. به نظر می‌رسد با وجود اینکه این یافته‌های تجربی از یک سو کاربردهای تئوریکی مهمی دارند، لکن از سوی دیگر سازگار با فرضیات اثر اهرمی و صرف ریسک تغییرات زمانی نمی‌باشند و رابطه بین نوسان و قیمت‌های دارایی را به شکلی به چالش می‌کشند. بنابراین تلاش می‌شود دلیلی منطقی برای بیان رابطه همزمانی مثبت بین بازدهی در سطح شرکت و نوسان در سطح شرکت بر اساس مطالعه دوفی یافته و سپس توضیحی برای بیان تفاوت رابطه نوسان- بازدهی در سطح کل با نوسان-بازدهی در سطح شرکت ارائه گردد. با وجود اهمیتی که درک نقش نوسان در قیمت‌گذاری دارایی‌ها دارد؛ مطالعات انجام شده در این زمینه محدود می‌باشد. یکی از مهمترین کاربردهای تئوری اختیار واقعی این است که ارزش اختیار واقعی با نوسان فرایند پایه افزایش می‌یابد(نوسان تقاضا، نوسان هزینه یا نوسان

کلی سود). به دلیل اینکه شرکت‌ها می‌توانند با توجه به شرایط نسبت به تغییر تصمیمات عملیاتی و سرمایه‌گذاری خود اقدام نمایند. به عنوان مثال شرکت‌ها به منظورکاهش اثرات اخبار بد، اقدام به کاهش تولید، توقف عملیات و یا انتقال سرمایه‌گذاری-ها نموده و یا به منظور تقویت اثرات اخبار خوب، اقدام به گسترش تولید، راه‌اندازی مجدد عملیات وسرعت بخشیدن به سرمایه‌گذاری‌ها می‌نمایند. بنابراین افزایش در نوسان فرایند پایه می‌تواند اثر مثبت بر ارزش شرکت داشته باشد. همچنین می‌بایست توجه نمود که انعطاف پذیری عملیاتی و سرمایه‌گذاری موجب افزایش ارزش شرکت با توجه به ارزش دارایی-های پایه آن می‌گردد به عبارتی با توجه به نابرابری جنسن می‌توان عنوان نمود که ارزش شرکت تابع افزایشی از نوسان آن می‌باشد. لذا اگر اختیارات واقعی جزء قابل توجهی از ارزش شرکت را تشکیل دهند در آنصورت ارزش شرکت می‌بایست ارتباط مثبت با نوسان داشته باشد. بنابراین از طریق تخمین رابطه بین بازدهی سهام (تغییر در ارزش شرکت) و تغییرات همزمان در مقادیر نوسان بصورت تجربی به بررسی این موضوع پرداخته می شود . از آنجایی که رابطه مثبت بین بازدهی در سطح شرکت و نوسان همزمان بازدهی در سطح شرکت (نوسان – بازده) ممکن است بدلیل اختیارات واقعی باشد که شرکت دارا می‌باشد. در این تحقیق روش جدیدی از بررسی نقش اختیارات واقعی در ارزشگذاری شرکت‌ها، ارائه می‌گردد. رابطه ی بازدهی - نوسان در سطح شرکت و کل، نتیجه ی اختیارات واقعی است. در راستای نظریه ی اختیارات واقعی، می توان استنتاج نمود که رابطه ی مثبت نوسان – بازده درسطح شرکت برای شرکت هایی که دارای اختیارات واقعی بیشتری هستند، بسیار قوی تر نشان می دهد و از میزان حساسیت ارزش (بازدهی) سهام شرکت نسبت به تغییرات میزان نوسان بازده، بعد از به کارگیری اختیارات واقعی توسط شرکت ها به طرز چشم گیری کاسته می شود.

بنابراین مساله اصلی در این تحقیق بررسی تاثیر اختیار واقعی ناشی از انعطاف پذیری بر بازده سهام شرکت ها در بازار بورس اوراق بهادار خواهد بود.

۳- فرضیه‌های پژوهش

- رابطه نوسان- بازدهی متاثر از تئوری اختیارات واقعی، حساسیت معنی داری دارد.
- رابطه نوسان - بازدهی نسبت به سطح انعطاف پذیری ناشی از اختیارات واقعی، حساسیت معنی داری دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری تحقیق تمام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد که با استفاده از روش غربال‌گری بصورت حذف سیستماتیک به قرار زیر، نمونه آماری تعداد ۱۳۲ شرکت تعیین گردید:

- ✓ کلیه شرکت‌ها به جز واسطه‌گری‌های مالی شامل: بانک‌ها، بیمه ها، مؤسسات اعتباری، نهادها و واسطه‌گری‌های مالی و پولی، صندوق های سرمایه‌گذاری به دلیل ماهیت فعالیت خاص آن‌ها.
- ✓ طی سالهای ۸۸ تا ۹۲ تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداشته باشند (قابلیت تعمیم).
- ✓ برای رعایت قابلیت مقایسه‌پذیری، دوره مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد (قابلیت مقایسه-پذیری).
- ✓ اطلاعات آن‌ها قابل دسترسی در بورس اوراق بهادار باشد.
- ✓ شرکت‌هایی که در سال‌های مورد بررسی تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.
- ✓ شرکت‌هایی که صورتهای مالی حسابرسی شده آنها در سالهای مورد بررسی در دسترس باشند.
- ✓ شرکتهایی که طی سالهای مورد بررسی وقفه طولانی مدت در معاملات نداشته باشند.

جدول نحوه انتخاب شرکت‌های نمونه

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۹۲	۴۵۸
دوره مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه نباشد	۴۷
شرکت‌های واسطه‌گری مالی و بیمه‌ای	۵۱
افزایش سرمایه سه سال قبل و سه سال بعد را بدون تغییر مجدد سرمایه رعایت نشده است	۲۷۹
شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها در دسترس نیست و یا از بورس حذف شده اند	۱۳۸
شرکت‌های باقی مانده در نمونه آماری پژوهش	۱۳۲

برای جمع‌آوری داده‌های تحقیق، از آرشیو اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران شامل اسناد صورت‌های مالی، ترازنامه، صورت سود و زیان و از نرم افزارهای تدبیر پرداز و ره-آورد نوین استفاده شده است . تحقیق حاضر بر حسب هدف، از نوع کاربردی و از حیث ماهیت و محتوای موضوع از نوع علی - همبستگی سنجی می‌باشد که زیر مجموعه تحقیقات توصیفی- تحلیلی است و با استفاده از داده‌های ثانویه مستخرج از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار به تحلیل روابط علی - همبستگی می پردازد .

۵- تجزیه و تحلیل اطلاعات و تخمین الگوها

الف) اندازه‌گیری نوسان و تغییرات نوسان پایه (تغییرات نوسان - بازدهی) $\Delta VOL_{i,t}$

از بعد نظری، ارزش اختیار واقعی شرکت با نوسان فرایند پایه افزایش می‌یابد(مک دونالد و سیگل۱۹۸۶). هر چند که جنبه‌های زیادی از عدم اطمینان در مورد پروژه‌های بالقوه شامل شوک‌های تقاضا (تغییرات در سلیقه مصرف کنندگان)، شوک‌های عرضه (تغییرات در تکنولوژی تولید) و تغییرات نهادی قابل مشاهده نمی‌باشند. به عبارتی گرچه تحقق اثرات این شوک‌ها درگذشته قابل مشاهده می‌باشند، لکن انتظارات آتی از تاثیر آنها بر ارزش اختیار واقعی قابل مشاهده نمی-باشند. اگر چنانچه قیمت‌های سهام شامل ارزش اختیارات واقعی نیز باشد، در آنصورت انتظار می‌رود نوسان قیمت‌های سهام مرتبط با نوسان ارزش فرایند پایه باشد. بنابراین در این تحقیق همانند مطالعات لی هی و ویتد(۱۹۹۶) و بولان(۲۰۰۵) از تغییرات نوسان بازدهی سهام، بعنوان نماینده تغییرات نوسان پایه استفاده خواهد شد. بر این اساس همانند مطالعات انگ(۲۰۰۶)و دوفی(۲۰۰۵) انحراف معیار بازده‌های روزانه شرکت i در ماه t را بعنوان نوسان شرکت i در ماه t در نظر گرفته و رابطه زیر را تخمین می‌زنیم.

رابطه ۱)

$$VOL_{i,t} = \sqrt{\sum_{\tau \in t} (r_{i,t} - \overline{r_{i,t}})^2 / n_t - 1}$$

در رابطه فوق، $r_{i,\tau}$ لگاریتم طبیعی بازده مازاد سهام شرکتi درروز $\tau \in t$ می‌باشد. $\overline{r_{i,t}}$ میانگین لگاریتم بازده های روزانه سهام شرکت iدر ماه t می‌باشد n_t تعداد مشاهدات بازده در ماه t می باشد. لازم به ذکر است که برای کم نمودن اثر بالقوه چولگی بازدهی در ارتباط بین بازدهی و نوسانات همزمان بازدهی همانند مطالعات دوفی(۱۹۹۵) وکاپادیا(۲۰۰۷) از بازده‌های لگاریتمی استفاده می-شود. برای محاسبه تغییرات نوسان در ماه t، $\Delta VOL_{i,t}$ ازتفاوت نوسان تخمینی در ماه t و نوسان تخمینی در ماه t-1 استفاده می‌گردد.

رابطه ۲)

$$\Delta VOL_{i,t} = VOL_{i,t} - VOL_{i,t-1}$$

داده های مربوط به میزان بازدهی، برآورد نوسان و تغییرات در برآورد ها و همچنین شاخص های انعطاف پذیری در تصمیمات شرکت از پایگاه اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار گرفته شده است. داده های محاسباتی متغییرهای تحقیق ازصورت های مالی شرکت های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار به شرح زیر برای دوره زمانی ۱۳۸۹ - ۱۳۹۲ بدست آمده اند.

بازده مازاد سهام: اختلاف بین بازده ماهانه سهام و بازده بدون ریسک

نوسان و تغییرات بازده: لگاریتم نوسان ماهانه بازده روزانه سهام

تحدب ارزش عایدی ها: ضریب تخمینی مربع (مجذور) عایدات در رگرسیون زمانی بازدهی عایدات

تحدب ارزش فروش: ضریب تخمینی مربع (مجذور) فروش در رگرسیون زمانی بازدهی عایدات شرکت.

سطح عضویت در اتحادیه صنفی شرکت: عضویت در سندیکا ها و اتحادیه های صنفی.

نکته: از تغییرات نوسان بازدهی سهام، بعنوان نماینده تغییرات نوسان پایه استفاده شده است.

تعاریف واژه های کلیدی

- **اختیارات واقعی**

به طور کلی اختیار واقعی، یک فرصت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی است که شرکت می‌تواند بسته به نوع اختیار و انعطاف پذیری، اکنون یا زمانی در آینده از این فرصت سرمایه‌گذاری استفاده نماید. در واقع زمانی که اختیار دارای ارزش است و منجر به ایجاد بازدهی مثبت می‌شود، بهتر است اختیار را اعمال کرد در غیر این صورت زمانی که اختیار فاقد ارزش بوده و منجر به ایجاد بازدهی منفی می‌شود، باید از اعمال آن اجتناب کرد. (هوانگ۲۰۰۸). یکی از متداول‌ترین انواع اختیار واقعی، اختیار سرمایه‌گذاری است که توسط مدیران و تصمیم گیرندگان سازمانی بر اساس فرصت های سرمایه گذاری و میزان انعطاف پذیری در فرایند تولید و سرمایه گذاری ها صورت میگیرد . بنابراین شاخص اختیار واقعی فاکتور انعطاف پذیری در نظر گرفته شده است.

- **انعطاف پذیری**

برای اندازه گیری انعطاف پذیری از دو رویکرد استفاده می شود: رویکرد اول این که بر اساس نظرات موجود در مطالعات برناردو و چودری (۲۰۰۲)، از تحدب تابعی ارزش عایدات شرکت و تحدب تابعی ارزش نرخ فروش شرکت آن به عنوان ابزاری برای تعیین انعطاف پذیری عملیاتی استفاده می شود . رویکرد دوم، طبق مطالعات ابراهام و مدوف (۱۹۸۴) گرام و شنل (۲۰۰۱) و چن، کاسپرژیک و اوتیز- مولینا (۲۰۱۱)، از سطح عضویت در اتحادیه صنفی شرکت به عنوان یک ابزار معکوس جهت تعیین انعطاف پذیری عملیاتی شرکت استفاده می شود. نهایتا برای اندازه‌گیری و محاسبه انعطاف پذیری از سه معیار: تحدب ارزش عایدات شرکت، تحدب ارزش نرخ فروش شرکت و سطح عضویت در اتحادیه صنفی شرکت استفاده می شود.

- **نوسان پذیری و نا اطمینانی**

از انحراف معیار بازده‌های روزانه شرکت جهت اندازه گیری نوسان پذیری استفاده می شود

$$VOL_{i,t} = \sqrt{\sum_{t\in\tau}(r_{i,t} - \bar{r}_{i,t})^2 / n_t - 1}$$

و از تغییرات در نوسان پذیری جهت اندازه گیری نا اطمینانی استفاده می شود یعنی :

$$\Delta VOL_{i,t} = VOL_{i,t} - VOL_{i,t-1}$$

ب) رابطه نوسان–بازدهی، تحدب و انعطاف پذیری

اختیارات واقعی اشکال گوناگونی دارند و محدود به فرصت های سرمایه گذاری نیستند. اگر یک شرکت دارای اختیارات واقعی باشد، تابع مربوط به ارزش شرکت در فرآیند پایه اختیار، محدب است. به این دلیل که طبق مطالعات برنان و شوارتز (۱۹۸۵)، مک دونالد و شیگل (۱۹۸۶)، مجد و پیندیک (۱۹۸۷) و پیندیک (۱۹۸۸) در مدل های مربوط به اختیارات واقعی، انعطاف پذیری مدیریتی باعث تحدب تابع ارزش شرکت در ارتباط با ارزش فرآیند پایه شرکت می شود. بنابراین، با توجه به نظریه ی نابرابری ینسن (جنسن)، حساسیت ارزش شرکت نسبت به نوسان در دارایی های پایه، ضمن افزایش، باید به تقویت انعطاف پذیری شرکت نسبت به تغییر تصمیمات سرمایه گذاری و عملیاتی آن (همچون افزایش تحدب تابع ارزش شرکت ($\frac{\partial^2 V(x)}{\partial x^2}$)، کمک کند.

رابطه ۳)

$$E[V(x)] = E[V(\bar{x})] + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 V(x)}{\partial x^2}\sigma_X^2$$

$V(x)$ میزان ارزش شرکت و به عنوان تابع متغیر X با انحراف معیار σ_x

اگر چه فرآیند پایه هر شرکت خاصی مشخص نیست، اما ادبیات اختیارات واقعی در بعد تئوری و نظری شواهد خوبی را ارائه می کند. در بسیاری از مدل های مربوط به اختیارات واقعی، فرآیند پایه همچون مطالعات مک دونالد و شیگل (۱۹۸۶) و پیندیک (۱۹۹۳) یا عایدات شرکت است و یا تقاضا برای محصولات شرکت است طبق مطالعات کابایرو و پیندیک (۱۹۹۲). برای مثال طبق مطالعات مارشاک و نلسون (۱۹۶۲) و اوئی (۱۹۶۱) کاملا ثابت شده است که منبع تحدب تابع سود در قیمت ها را باید در توان و ظرفیت شرکت ها در همسو و هماهنگ کردن تولید و محصول خود بر اساس شرایط بازار جستجو کرد بنابراین بدون وجود انعطاف پذیری، تابع سود شرکت در قیمت ها به شکل خطی ظاهر می شود. میلز (۱۹۸۴) با تایید این استدلال نشان داد که سود مورد انتظار از یک شرکت رقابتی در بازاری که در آن قیمت ها تصادفی (و ناپایدار) هستند برابر است با :

رابطه ۴)

$$E(\pi(P)) = \pi(E(P)) + \frac{\gamma\sigma_P^2}{2}$$

در این معادله، $\pi(p)$ سود را به عنوان یک تابع از قیمت (p) با واریانس σ_p^2 نشان می دهد ؛ γ پارامتری از تابع سود است که رابطه ای معکوس با میزان هزینه و مخارج حاصل از ایجاد تغییر در واکنش به تغییر قیمت ها دارد. بر اساس نظریه ی شخصی استیگار (۱۹۳۹)، γ به عنوان معیار اندازه گیری انعطاف پذیری شناخته می شود. معادلات (۶) و (۷) نشان می دهند شدت تاثیر نوسان بر سود مورد انتظار شرکت و همچنین ارزش شرکت از لحاظ انعطاف پذیری روندی افزایشی دارد.

برای اندازه گیری انعطاف پذیری از دو رویکرد استفاده می شود : رویکرد اول این که بر اساس نظرات موجود در مطالعات برناردو و چودری (۲۰۰۲)، از تحدب تابعی ارزش عایدات شرکت و تحدب تابعی ارزش نرخ فروش شرکت آن به عنوان ابزاری برای تعیین انعطاف پذیری عملیاتی استفاده می شود . انگیزه ی اقتصادی این است که اگر یک شرکت از یک سو قادر به توسعه ی عملیات در طول دوران رونق خود و از سویی دیگر قادر به فشرده نمودن عملیات در دوران رکود خود باشد، در این صورت می توان گفت که ارزش آن بیانگر تابعی محدب از فرآیند اقتصادی پایه خود است (برای مثال نرخ سود، نرخ فروش). در رویکرد دوم، از سطح عضویت در اتحادیه صنفی شرکت به عنوان یک ابزار معکوس جهت تعیین انعطاف پذیری عملیاتی شرکت استفاده می شود . از آنجایی که طبق مطالعات ابراهام و مدوف (۱۹۸۴) گرام و شنل (۲۰۰۱) و چن، کاسپرژیک و اوتیز-مولینا (۲۰۱۱) وجود اتحادیه ها از ظرفیت و توان شرکت ها برای تغییر و بهبود نیروی کاری خود در واکنش به تغییرات ایجاد شده در شرایط اقتصادی کم می کند، می توان انتظار داشت که چنین شرکت هایی که به شکل شرکت های صنفی اداره می شوند از انعطاف پذیری کمتری برخوردارند. از آنجایی که ارزش اختیار واقعی ناشی از توانایی مدیران شرکت در تغییر تصمیمات خود با ورود اطلاعات جدید می‌باشد، لذا در این تحقیق، بررسی خواهد شد که آیا نماینده‌های[۱] انعطاف‌پذیری عملیاتی(درآمدها و فروش‌ها) می‌توانند تفاوت‌های مقطعی در رابطه نوسان – بازدهی را توضیح دهند. برای این منظور با توجه به مطالعات (برناردو و چودری ۲۰۰۲) ازتحدب ارزش شرکت، با توجه به درآمدها و فروش‌های آن برای اندازه‌گیری انعطاف پذیری عملیاتی استفاده می‌شود. در صورتی که یک شرکت بتواند در زمان‌های خوب عملیات خود را گسترش داده و برعکس در زمان‌های بد عملیات

خود را متوقف کند؛ می‌توان گفت که ارزش شرکت، تابع محدب از فرایند اقتصادی(درآمد ها یا فروش‌ها) پایه می‌باشد. برای تخمین تحدب ارزش شرکت به درآمد، به روزهای اعلان درآمد (سود) توجه نموده و برای هر مشاهده‌ای از روز اعلان سود که در هر فصل (t) روی دهد، از تخمین رگرسیون سری‌های زمانی در سطح شرکت که در آن از داده‌های هر فصل (t) استفاده می‌شود، بهره می‌گیریم.

$$\tau \in (t-20, t-1)$$

رابطه ۵)

$$Abn_r_{i,\tau} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} Earn_surp_{i,\tau} + \gamma_{i,t} Earn_surp_{i,\tau}{}^{2} + \varepsilon_{i,\tau}$$

در رابطه فوق $Abn_r_{i,\tau}$ بازده سهام شرکت در روز اعلان سود درفصل (t) می‌باشد که با بازده مورد انتظار سهم در آن روزتفاوت دارد.

$Earn_surp_{i,\tau}$ سود غیر منتظره استاندارد می باشد، که برای تخمین آن از روش برندت (۲۰۰۹) استفاده می‌کنیم.

رابطه ۶)

$$Earn_surp_{i,\tau} = \frac{Earn_{i,\tau} - E(Earn_{i,\tau})}{\sigma(Earn_{i,\tau})}$$

دررابطه فوق $Earn_{i,\tau}$درآمد (عایدی) هر سهم شرکت در فصل (t) و $\mathbb{E}(Earn_{i,\tau})$ درآمد مورد انتظار هر سهم در فصل(t) می‌باشد. $\sigma(Earn_{i,\tau})$ انحراف معیار درآمدهای هر سهم شرکت درفصل‌های $(\tau-8, \tau-1)$ می‌باشد. درآمد مورد انتظارهر سهم نیز از این رابطه تخمین زده می شود.

رابطه ۷)

$$E(\text{E arn}_{i,\tau}) = Earn_{i,\tau-4} + \sum_{n=1}^{8} (Earn_{i,\tau-n} - Earn_{i,\tau-n-4}) / 8$$

ضریب تخمین‌زده شده در مربع درآمدهای غیرمنتظره در رابطه ۸ ($\widehat{\gamma_{i,t}}$) نشان‌دهنده اندازه تحدب ارزش شرکت به درآمدهای غیرمنتظره می‌باشد.

هر چقدر تحدب ارزش شرکت به درآمدهایش بیشتر باشد، ضریب $\widehat{\gamma_{i,t}}$ بزرگ‌تر خواهد بود و سرمایه‌گذاران عکس‌العمل قوی‌تری نسبت به اخبار خوب تا اخبار بد نشان می‌دهند و بنابراین سهم بیشتری از ارزش شرکت را می‌توان به اختیارات واقعی نسبت داد. سپس از تخمین رگرسیون‌های مقطعی فاما و مک بث همانند رابطه (۵) استفاده می‌کنیم.

همچنین برای تخمین تحدب ارزش شرکت به شوک‌های تقاضا، همانند مطالعات گوسل (۱۹۹۱) و پریگی (۱۹۹۹) از فروش شرکت بعنوان نماینده تقاضا استفاده شده و از رگرسیونی شبیه رگرسیون رابطه (۸) استفاده خواهد شد.

رابطه ۸)

$$Abn_r_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} Sales_surp_{i,\tau} + \gamma_{i,t} Sales_surp_{i,\tau}{}^{2} + \varepsilon_{i,\tau}$$

در اینجا نیز $Sales_surp_{i,\tau}$ همانند $Earn_surp_{i,\tau}$ در معادله ی قبل به دست می آید.

تحلیل الگوی نوسان – بازده و انعطاف پذیری

معادله ی رگرسیونی بازده مازاد شرکت تابعی از : بازده بازار ، لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سهام ، لگاریتم بازاری سهام ، تغییر در نوسان سهام $\Delta VOL_{i,t}$ ، و حاصلضرب $\Delta VOL_{i,t}$ و یکی از معیارهای انعطاف پذیری می باشد .

نکته

۱) برای اندازه گیری انعطاف پذیری از دو رویکرد استفاده می شود : رویکرد اول این که بر اساس نظرات موجود در مطالعات برناردو و چودری (۲۰۰۲)، از تحدب تابعی ارزش عایدات شرکت و تحدب تابعی ارزش نرخ فروش شرکت آن به عنوان ابزاری برای

تعیین انعطاف پذیری عملیاتی استفاده می‌شود. رویکرد دوم، طبق مطالعات ابراهام و مدوف (۱۹۸۴) گرام و شنل (۲۰۰۱) و چن، کاسپرژیک و اوتیز- مولینا (۲۰۱۱)، از سطح عضویت در اتحادیه صنفی شرکت به عنوان یک ابزار معکوس جهت تعیین انعطاف پذیری عملیاتی شرکت استفاده می شود بنابراین برای اندازه-گیری و محاسبه انعطاف پذیری از سه معیار: تحدب ارزش عایدات شرکت، تحدب ارزش نرخ فروش شرکت و سطح عضویت در اتحادیه صنفی شرکت استفاده می شود.

۲) هر یک از معیارهای انعطاف پـذیری (تحـدب عایدات، تحدب فروش و عضـویت در اتحادیـه هـا)، از طریق کم کردن از میانگین نمونـه ی آمـاری خـود آن معیار و تقسیم عدد باقی مانده بر انحـراف معیـار خـود نمونه ی آماری تعدیل می شوند .

آزمون های لازم قبل از برآورد نهایی الگوها

الف) نرمال بودن متغیرها

یکی از پیش‌فرض‌های اصلی الگوهای رگرسیونی، نرمال بودن متغیرها می‌باشد. بنابراین برای بررسی نرمال بودن توزیع متغیرها از آزمون جارکو – برا استفاده شده است که نتایج آن در جدول زیر گزارش شده است.

متغیر	آماره جارکو - برا	احتمال
بازده مازاد	۴/۰۸۲۶	۰/۱۴۶۳
ارزش دفتری / ارزش بازاری	۳/۱۷۶۷	۰/۱۸۷۴
لگاریتم بازاری سهام	۲/۱۲۲۸	۰/۳۱۵۴
تحدب ارزش عایدات شرکت	۳/۲۴۱۴	۰/۱۹۹۲
تحدب ارزش فروش شرکت	۲/۸۹۱۳	۰/۲۲۵۳
عضویت در اتحادیه صنفی	۳/۴۷۳۷	۰/۱۶۸۹

با توجه به اینکه، نتایج خروجی آزمون نشان می-دهد که مقدار pی مربوط به آماره جارکو - برا برای تمام متغیر بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین نتیجه می‌شود که توزیع متغیرهای تحقیق نرمال است.

ب) مانایی (ایستایی) متغیرها

یکی از مهمترین مشکلات عمده در تحلیل داده‌های مالی، وجود ریشه واحد است. وجود ریشه‌های واحد به معنی نامانا بودن داده‌ها است و این امر به بروز مشکلاتی در اعتبار آزمون‌های انجام شده از جمله رگرسیون کاذب و جعلی منجر می‌شود. بنابراین قبل از برآورد الگو، برای اطمینان از ساختگی نبودن و داشتن نتایج نامطمئن، لازم است از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل شود. برای این منظور از روش لوین، لین و چو (LLC) استفاده شده است.

متغیر	آماره آزمون	احتمال
بازده مازاد	-۶/۳۶۲	۰/۰۰۰
ارزش دفتری / ارزش بازاری	-۱۵/۰۳۰	۰/۰۰۰
لگاریتم بازاری سهام	-۱۳/۳۷۹	۰/۰۰۰
تحدب ارزش عایدات شرکت	-۱۶/۸۲۷	۰/۰۰۰
تحدب ارزش فروش شرکت	-۳۹/۸۴۵	۰/۰۰۰
عضویت در اتحادیه صنفی	-۲۵/۳۶۷	۰/۰۰۰

با توجه باینکه مقدار احتمال (p) کمتر از ۰/۰۵ می باشد فرض صفر آزمون رد خواهد شد. به این ترتیب نتایج حاصل از آزمون مانایی نشان از مانا بودن تمام متغیرهای مورد مطالعه در سطح می‌باشد.

ج) ناهمسانی واریانس جملات خطا

برای بررسی فرض ناهمسانی واریانس برای الگوها، از آزمون ARCH- LM استفاده شده است که به شرح ذیل گزارش می گردد.

با توجه به سطح احتمال حاصله از آزمون که از ۰/۰۵ بیشتر است در نتیجه فرض صفر (وجود همسانی

واریانس) پذیرفته می‌شود و نشان می‌دهد ناهمسانی واریانس در الگوها وجود ندارد.

الگو	p-value	Obs*R-squared	F	فرض صفر و مقابل
۱	۰/۲۱۶	۳/۶۴۷	۱/۵۷۶	Ho: همسانی واریانس
۲	۰/۱۵۷	۲/۷۵۶	۱/۳۵۷	
۳	۰/۳۷۶	۱/۴۸۷	۱/۲۱۶	H۱: ناهمسانی واریانس

د) خود همبستگی جملات خطا

از آنجاییکه سطح احتمال آزمون بزرگتر از ۰/۰۵ می باشد فرض صفر (عدم وجود خودهمبستگی) پذیرفته می‌شود و به این معنا که مشکل خود همبستگی در الگوها وجود ندارد.

الگو	p-value	Obs*R-squared	F	فرض صفر و مقابل
۱	۰/۲۴۵	۳/۲۱۸	۲/۳۶۷	Ho عدم وجود خود همبستگی
۲	۰/۱۶۸	۴/۲۶۷	۳/۵۶۴	
۳	۰/۳۷۳	۱/۸۷۴	۱/۴۲۸	۱H وجود خود همبستگی

هـ) فرض مستقل بودن باقیمانده‌ها

یکی از مفروضاتی که در رگرسیون مدنظر قرار می‌گیرد، **استقلال خطاها** (تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل رگرسیون) از یکدیگر است. در صورتی که فرضیه استقلال خطاها رد شود و خطاها با یکدیگر همبستگی داشته باشند امکان استفاده از رگرسیون وجود ندارد. برای بررسی استقلال خطاها از یکدیگر از آزمون دوربین – واتسون استفاده می‌شود. آماره این آزمون دردامنه ۰ و ۴+ قرار می‌گیرد. چنان‌چه این آماره در بازه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار گیرد، فرض H_0 (عدم همبستگی بین خطاها) پذیرفته شده و می‌توان از رگرسیون استفاده نمود. درصورت رد فرض فوق همبستگی بین خطاها وجود داشته و نمی‌توان از مدل استفاده نمود. آماره آزمون دوربین – واتسون هر سه الگو به ترتیب برابر ۲/۲۶ ، ۱/۹۷ و ۲/۰۵ بدست آمده که نشان از استقلال جملات خطا می باشد .

و) فرض عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل

هم‌خطی وضعیتی است که نشان می‌دهد یک متغیر مستقل تابعی خطی از سایر متغیرهای مستقل است. اگر هم‌خطی در یک معادله رگرسیون بالا باشد بدین معنی است که بین متغیرهای مستقل همبستگی بالائی وجود دارد و ممکن است با وجود بالا بودن R^2، مدل دارای اعتبار بالایی نباشد. نتایج این آزمون در Eviews 9 چهار خروجی می‌باشد. در دو خروجی اول تولرانس[۲] و عامل تورم واریانس (VIF) ارائه می‌شود. هر چه‌قدر تولرانس کمتر (نزدیک به صفر) باشد، اطلاعات مربوط به متغیرها کم بوده و مشکلاتی در استفاده از رگرسیون ایجاد می‌شود.عامل تورم واریانس نیز معکوس تولرانس بوده و هر چه‌قدر افزایش یابد واریانس ضرایب رگرسیون افزایش یافته و رگرسیون را برای پیش‌بینی نامناسب سازد. دو خروجی دیگر مقادیر ویژه[۳] و شاخص وضعیت[۴] را نشان می‌دهد. مقادیر ویژه نزدیک به صفر نشان می‌دهد همبستگی داخلی پیش‌بینی‌ها زیاد است و تغییرات کوچک در مقادیر داده به تغییرات بزرگ در برآورد ضرائب معادله رگرسیون منجر می‌شود. شاخص‌های وضعیت با مقدار بیشتر از ۱۰ نشان دهنده احتمال هم‌خطی بین متغیرهای مستقل می‌باشد و مقدار بیشتر از ۳۰ بیان‌گر مشکل جدی در استفاده از رگرسیون در وضعیت موجود آن است. خروجی این آزمون برای هر سه الگو که حاکی از عدم وجود هم خطی است به قرار زیر ارائه می گردد.

Variance Inflation Factors
Date: 03/05/17 Time: 10:21
Sample: 1 132
Included observations: 660

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
LBM	0.011418	5.708920	1.181712
LSTOCK	0.009062	7.362475	1.148870
DVOL	0.009870	8.885734	1.019106
INCOMEDVOL	0.014156	17.50561	1.179417
C	0.350306	41.70300	NA

Variance Inflation Factors
Date: 03/05/17 Time: 10:44
Sample: 1 132
Included observations: 660

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
LBM	0.014195	19.74387	1.066990
LSTOCK	0.014839	19.32865	1.446372
DVOL	0.016560	19.49560	1.446544
FOROSHDVOL	0.013502	17.24075	1.233689
C	0.249300	32.03250	NA

Variance Inflation Factors
Date: 03/05/17 Time: 10:48
Sample: 1 132
Included observations: 660

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
LBM	0.005124	8.976462	1.083933
LSTOCK	0.011491	26.57850	1.255996
DVOL	0.007471	12.79124	1.063917
SENDIKADVOL	0.008533	21.30096	1.118902
C	0.164745	37.17674	NA

ز) آزمون رمزی (خطای تصریح)

یکی از پر استفاده ترین آزمـون هـا بـرای خطـاط کلی تصریح مـدل، آزمـون خطـاط تصـریح رگرسـیون (RESET) رمـزی اسـت کـه فـرض صـفر آن، تصـریح درست مدل می باشد . با توجه به خروجی آزمون برای هر سه مدل، چون سطح احتمال آمـاره F بزرگتـر از ۵ درصد می باشد نمی توان فرض صـفر تصـریح درسـت مدل را رد کرد در نتیجه هـر سـه مـدل دارای خطـای تصریح نمی باشد .

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: RETURNMAZAD LBM LSTOCK DVOL INCOMEDVOL C
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	Probability
t-statistic	0.933346	0.3537
F-statistic	0.871134	0.3537
Likelihood ratio	0.936266	0.3332

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification:RETURNMAZAD LBM LSTOCK DVOL FOROSHDVO C
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	Probability
t-statistic	0.269241	0.7885
F-statistic	0.072491	0.7885
Likelihood ratio	0.078330	0.7796

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: RETURNMAZAD LBM LSTOCK DVOL SENDIKADVOL C
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	Probability
t-statistic	0.518623	0.6056
F-statistic	0.268970	0.6056
Likelihood ratio	0.290252	0.5901

ح) آزمون F لیمر (چاو) و هاسمن

قبل از تخمین الگوها، ابتدا باید مشخص شود که اصولا نیازی به در نظر گرفتن ساختار پانل داده‌ها (تفاوت‌ها یا اثرات خاص مقاطع) وجود دارد یا این‌که می‌توان داده‌های مربوط به مقاطع مختلف را با استفاده از روش تلفیقی (Pool) در نظر گرفت و از آن در تخمین الگو استفاده کرد. بنابراین برای اخذ تصمیم از آماره آزمون F لیمر استفاده می‌شود. در این آزمون فرض H_0 استفاده از روش داده‌های تلفیقی (Pool) را در مقابل فرض H_1 یعنی استفاده از روش داده‌های پنل (Panel) نشان می‌دهد. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن برای الگوها به ترتیب به شرح ذیل گزارش می گردد.

با توجه به نتایج آزمون های F لیمر و هاسمن، همه الگوها به روش تلفیقی (Pool) برآورد می شود.

فرض صفر	مدل	آماره آزمون	درجه آزادی	مقدار p
اثرات خاص نقاطع معنی‌دار نیستند یا (روش Pool مناسب است)	مدل اول	۱/۳۵۶۷	(۱۳۱، ۳۸۹)	۰/۳۱۵۶
	مدل دوم	۱/۴۲۲۱	(۱۳۱، ۳۸۹)	۰/۲۶۴۳
	مدل سوم	۰/۸۹۴۳	(۱۳۱، ۳۸۹)	۰/۳۹۷۶

فرض صفر	مدل	آماره آزمون	درجه آزادی	مقدار p
مدل اثرات تصادفی کاراتر می‌باشد	مدل اول	۳۲/۳۴۷۸	۴	۰/۰۰۳۴
	مدل دوم	۲۳/۶۵۸۹	۴	۰/۰۰۶۷
	مدل سوم	۲۵/۶۸۳۲	۴	۰/۰۰۰۵

الگوها و برآورد الگوها

الف) الگوی نوسان – بازده و تحدب ارزش عایدات (ΔVOL * flexibility)

نتایج الگوی الف نشان می دهد که ارتباط بازده سهام با تغییرات همزمان در نوسان شرکت با توجه به تحدب تخمینی ارزش (درآمد ها) عایدات شرکت رو به افزایش است. ضریب مربوط به تعامل بین تغییرات در نوسان (ΔVOL) و تحدب عایدات تعدیل شده یعنی (ΔVOL * flexibility) برابر۰/۸۴ است اما ضریب براوردی (ΔVOL * flexibility) برابر ۰/۰۴۵ خواهد بود. به این معنی که افزایش انحراف معیار تحدب ارزش عایدات از میانگین نمونه ی آماری منجر به افزایش ۸۴٪ در شدت رابطه ی بازده –تغییر در نوسان (ΔVOL) خواهد شد. نهایتا اینکه اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف معیار تغییر کند به شرط آنکه شاخص رشد تحدب ارزش عایدات نیز همزمان تغییر کند تاثیر آن بر رابطه نوسان – پایه برابر ۸۴ درصد خواهد بود .

خروجی الگوی نوسان – بازده و تحدب ارزش عایدات (ΔVOL * flexibility)

Dependent Variable: RETURNMAZAD
Method: Panel Least Squares
Date: 09/03/16 Time: 18:14
Sample (adjusted): 1389 1392
Periods included: 4
Cross-sections included: 132
Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBM	-0.095119	0.015799	-6.020715	0.0000
LSTOCK	-0.098961	0.013282	-7.450987	0.0000
DVOL	0.228377	0.107497	2.124496	0.0421
INCOMEDVOL	0.045444	0.001356	33.51327	0.0000
C	0.446760	0.136118	3.282164	0.0011

R-squared	0.096715	Mean dependent var	0.626099
Adjusted R-squared	0.089806	S.D. dependent var	0.301055
S.E. of regression	0.287219	Akaike info criterion	0.352281
Sum squared resid	43.14477	Schwarz criterion	0.392709
Log likelihood	-88.00231	Hannan-Quinn criter.	0.368108
F-statistic	13.99942	Durbin-Watson stat	2.269651
Prob(F-statistic)	0.000000		

ب) الگوی نوسان – بازده و تحدب ارزش فروش (flexibility * ΔVOL)

در الگوی دوم رگرسیون تحدب ارزش فروش آورده شده است. نتایج ارائه شده بر اساس این الگو نسبت به نتایج مربوط به تحدب عایدات شرکت محکم تر به نظر می رسد. ضریب مربوط به تعامل بین ΔVOL و تحدب ارزش فروش (۰/۷۱) نسبت به ضریب مربوط به تعامل بین ΔVOL و تحدب ارزش فروش (۰/۸۴) که به صورت (flexibility * ΔVOL) آورده شده، بالاتر و از لحاظ آماری هم معنی دار و بزرگتر است. هر چند ضریب براوردی تحدب ارزش فروش (flexibility * ΔVOL) برابر ۰/۰۶۴ خواهد بود. رابطه‌ی بازده – ΔVOL در شرکتهایی که معیار اندازه گیری تحدب ارزش فروش آن ها دو انحراف معیار بالاتر از میانگین نمونه ی آماری است در مقایسه با شرکت هایی که شرایطی عکس این دارند یعنی معیار اندازه گیری تحدب ارزش فروش آن ها دو انحراف معیار پایین تر از میانگین نمونه‌ی آماری است، به میزان ۵۱٪ قوی تر است. نهایتا اینکه اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف معیار تغییر کند به شرط آنکه شاخص رشد تحدب ارزش فروش نیز همزمان تغییر کند تاثیر آن بر رابطه نوسان – پایه برابر ۷۱ درصد خواهد بود .

خروجی الگوی نوسان – بازده و تحدب ارزش فروش (flexibility * ΔVOL)

Dependent Variable: RETURNMAZAD
Method: Panel Least Squares
Date: 08/29/16 Time: 18:23
Sample (adjusted): 1389 1392
Periods included: 4
Cross-sections included: 132
Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBM	-0.094447	0.015759	-5.993329	0.0000
LSTOCK	-0.098401	0.013233	-7.436183	0.0000
DVOL	0.713042	0.151344	4.711399	0.0000
FOROSHDVOL	0.064053	0.017632	3.632769	0.0002
C	0.466346	0.127010	3.671739	0.0003

R-squared	0.097338	Mean dependent var	0.626099
Adjusted R-squared	0.090435	S.D. dependent var	0.301055
S.E. of regression	0.287120	Akaike info criterion	0.351591
Sum squared resid	43.11499	Schwarz criterion	0.392018
Log likelihood	-87.82002	Hannan-Quinn criter.	0.367417
F-statistic	14.09940	Durbin-Watson stat	1.972527
Prob(F-statistic)	0.000000		

ج) الگوی نوسان– بازده و عضویت در اتحادیه (ΔVOL * flexibility)

در الگوی سوم، معیار عضویت در اتحادیه و سندیکای کارگری به عنوان ابزاری جهت تعیین انعطاف پذیری عملیاتی ارائه شده است. ضریب براوردی عضویت در سندیکا (flexibility * ΔVOL) برابر ۰/۲۲۶ - خواهد بود، در حالیکه ضریب تخمینی تعاملی تغییر در نوسان ΔVOL و آمار عضویت در اتحادیه یعنی (flexibility * ΔVOL) برابر با ۰/۴۵ – خواهد بود، که نه تنها از لحاظ آماری معنادار است بلکه از منظر اقتصادی نیز عددی بزرگ به نظر می رسد چرا که نشان می دهد که شرکت هایی که دارای عضویت در اتحادیه هستند و انحراف معیار آن ها دو واحد بیشتر از میانگین نمونه ی آماری است به میزان دو برابر از لحاظ ارزش شرکت نسبت به نرخ نوسان حساس تر هستند اگر بخواهیم این شرکت ها را با شرکت هایی که شرایطی عکس دارند قیاس کنیم. این نتیجه با این فرضیه که شرکت هایی که در صنعت هایی با آمار عضویت بیشتر در اتحادیه عمل می کنند دارای انعطاف پذیری کمتری هستند که همین عامل از یک سو موجب ارزش کمتر در اختیارت حقیقی خود شرکت ها و از سوی دیگر موجب ایجاد حساسیت کمتر ارزش این شرکت ها نسبت به تغییرات در نرخ نوسان می شود. چن، کاسپرژیک و اوتیز - مولینا (۲۰۱۱) اعتقاد دارند که شرکت هایی که نیروی کار تحت حمایت اتحادیه های کارگری دارند مشکلاتی را در زمان تصمیم‌گیری جهت کاهش نیروی کار خود در شرایط نابسامان اقتصادی بر سر راه خود می بینند. بر این اساس، انتظار می رود که رابطه‌ی بازده– ΔVOL ارتباط معکوسی با سطح عضویت در اتحادیه ها داشته باشد. نهایتا اینکه اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف معیار تغییر کند به شرط آنکه شاخص عضویت در اتحادیه ها نیز همزمان تغییر کند تاثیر آن بر رابطه نوسان – پایه برابر ۴۵ درصد به صورت عکس خواهد بود .

خروجی الگوی نوسان – بازده و عضویت در اتحادیه (ΔVOL * flexibility)

Dependent Variable: RETURNMAZAD
Method: Panel Least Squares
Date: 09/03/16 Time: 18:40
Sample (adjusted): 1389 1392
Periods included: 4
Cross-sections included: 132
Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBM	-0.096303	0.015667	-6.146677	0.0000
LSTOCK	-0.098139	0.013150	-7.463013	0.0000
DVOL	0.461286	0.148548	3.105299	0.0038
SENDIKADVOL	-0.026186	0.005967	-4.388469	0.0000
C	0.446231	0.126290	3.533386	0.0004

R-squared	0.108332	Mean dependent var	0.626099
Adjusted R-squared	0.101512	S.D. dependent var	0.301055
S.E. of regression	0.285366	Akaike info criterion	0.339337
Sum squared resid	42.58990	Schwarz criterion	0.379764
Log likelihood	-84.58502	Hannan-Quinn criter.	0.355164
F-statistic	15.88527	Durbin-Watson stat	2.059431
Prob(F-statistic)	0.000000		

نتیجه‌گیری و بحث

الف) با توجه به اینکه ارزش اختیارات واقعی، در واقعیت، ناشی و متاثر از تواناییها و مهارت های مدیران شرکت در تغییر تصمیمات خود، در زمان دسترسی و دستیابی به اطلاعات و دانش جدید و نوین می باشد، بنابراین مسئولین و مدیران عملگرا و مجری قابلیت های انعطاف پذیری در زمینه های مختلف سرمایه گذاری، قادر به تبیین و تشریح تغییرات مقطعی در رابطه ی بازده – نوسان خواهند بود . در راستای این پیش بینی که میزان نوسانات بازدهی، باعث افزایش میزان ارزش (بازدهی) شرکت در صورت وجود انعطاف پذیری در مدیران، جهت تغییر تصمیمات عملیاتی، تولیدی و سرمایه گذاری خود، خواهد شد، می توان گفت که (همچون مطالعات فرنچ، شویرت و ستمباگ ،۱۹۸۷؛ کمپل و هنشل، ۱۹۹۲؛ و دوفی، ۱۹۹۵) رابطه ی نوسان - بازدهی برای شرکت هایی که دارای محدودیت های عملیاتی کمتر و قابلیت های بیشتر جهت پاسخگویی بیشتر و بهتر به درخواست های نامعین می باشند، بسیار قوی تر است .

ب) با توجه به تحقیقات اسمیت (۱۹۸۸)، توفانو (۲۰۰۲)، فان و زو (۲۰۱۰) صنایعی که در زمینه منابع طبیعی فعالیت دارند، بدلیل ماهیت محصولاتشان و فرایندهای تولیدیشان توانایی انتقال، گسترش، توقف سرمایه‌گذاری و شروع دوباره عملیات تولیدی خود را دارند و به عبارتی انعطاف پذیری عملیاتی بیشتری را دارند و نشان داده شده است که اختیارات واقعی برای این شرکت‌ها مهم و اساسی می باشد. همچنین بر اساس مطالعات پیندیک (۱۹۸۷)، بولن (۱۹۹۹)، زادنو (۲۰۰۸) شرکت‌های فعال در زمینه صنایع با تکنولوژی بالا، صنایع دارویی و بیوتکنولوژی که دارای سرمایه-گذاری‌های مرحله‌ای می‌باشند از اختیارات رشد و استراتژیک بیشتری استفاده می‌کنند.

ج) شرکت‌هایی که دارای انعطاف پذیری عملیاتی بیشتر و از نظر آماری، ریاضی و هندسه، ارزش (بازدهی) شرکت دارای تابع محدب هستند، رابطه ی مقطعی بین بازده – نوسان قویتر است. علاوه بر این طبق نظریات مک دونالد و شیگل (۱۹۸۵) و برک، گریین و نایک (۱۹۹۹)، دا، گیو و جاگاناتان (۲۰۱۲) می‌توان گفت که شرکت‌هایی که دارای اختیارت راهبردی و رشد بیشتر هستند (مانند شرکت های با دانش فنی بالا، شرکت های دارویی، شرکت های بیوتکنولوژیک- شرکت‌های دارای فناوری زیستی پیشرفته) و همچنین از انعطاف پذیری بالایی برخوردارند (شرکتهای فعال در زمینه منابع طبیعی) میزان قوی تری از رابطه ی نوسان-بازده از خود نشان می دهند.

د) اختیارات واقعی ممکن است یکی از دلایل عملکرد ضعیف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه-ای در توضیح بازده‌های مقطعی باشد (دا و گو ۲۰۱۲) به جهت آنکه شرکت‌ها اختیارات سرمایه‌گذاری و انعطاف پذیری متعددی را دارند که می‌توانند در زمان-های مختلف آنها را منقضی نمایند. بنابراین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یا بصورت عمومی‌تر هر مدل قیمت‌گذاری دارایی که اختیارات واقعی را در نظر نمی‌گیرد، ممکن است در توضیح بازده سهام شرکت‌ها موفق نباشد حتی اگر چنانچه آن مدل به نحومطلوبی بتواند بازده پروژه‌های منفرد را توضیح دهد (برک، گرین و نیک ۱۹۹۹). به عبارتی میزان موفقیت یک مدل قیمت‌گذاری دارایی می‌بایست در مقدار اختیارات واقعی باشد که در ارزش شرکت‌هایی موجود است که از بازده‌های آنها در آزمون مدل استفاده می‌گردد.

ه) همسو با مطالعه ورونسی، ۱۹۹۹، رابطه منفی بین بازدهی کل و نوسان کل می‌تواند از فاکتورهای اقتصادی زیربنایی که هر دو متغیر را تحت تاثیر قرار می دهند به وجود بیاید. در راستای همین استدلال،

می توان به این نکته رسید که نوسان کل، دیگر با بازده سهام انفرادی، پس از کنترل شرایط کلی بازار، رابطه ای ندارد. علاوه بر این، رابطه ی بازدهی شرکت و نوسان کل در شرکت های مبتنی بر پایه اختیارات واقعی بیشتر به یک رابطه ی کاملا مثبت گرایش دارد؛ این در حالیست که این رابطه در مورد دارایی ها در شرکت‌های مکان محور (شرکت های بر پایه توسعه مکان های خاص) بسیار ضعیف تر و گاهی منفی است.

و) یک شرکت می‌تواند اختیار های واقعی ناشی از انعطاف پذیری خود را توسعه داده و یا از طریق سرمایه‌گذاری منقضی(Exercise) نماید. ازسوی دیگر یک شرکت اختیارهای واقعی خود را با سرمایه-گذاری زمانی منقضی می‌نماید که ارزش منافع ناشی از سرمایه‌گذاری و انعطاف پذیری به حد کافی بزرگ باشدکه بتواند ارزش اختیار انتظار برای سرمایه‌گذاری را جبران نماید. بنابراین انتظار می‌رود که حساسیت ارزش شرکت به تغییرات نوسان همراه با ایجاد اختیارهای واقعی افزایش یابد و برعکس انتظار می‌رود با انقضاء اختیارهای واقعی کاهش یابد. بنابراین سعی می‌شود زمان تصمیم شرکت مبنی بر انقضاء اختیارات واقعی و تشکیل دارایی‌ها تخمین زده شود. شرکت‌ها غالباً از طریق جذب منابع خارجی به واسطه انعطاف پذیری، مبادرت به تامین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری خود می‌کنند. مدل های اختیار واقعی(همسو با مطالعه کارلسون، فیشر، جیامارینو۲۰۱۰،۲۰۰۶) عرضه سهام را نشانه‌ای مبنی بر تصمیم شرکت به منقضی نمودن اختیارات رشد از طریق سرمایه‌گذاری عواید ناشی از انتشار سهام می‌دانند. سون و سانگ (۲۰۰۸)در تحقیقی در می‌یابند که نرخ‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌هایی که انتشار سهام داشته‌اند؛ بطور معنی‌داری بالاتر از شرک های مشابهی است که انتشار سهام نداشته‌اند. بنابراین با توجه به تئوری اختیارات واقعی حساسیت ارزش شرکت به نوسان انتظار می‌رود با عرضه‌های جدید کاهش یابد.

ز) با توجه به تحقیقات اسمیت (۱۹۸۸)، توفانو (۲۰۰۲)، فان و زو (۲۰۱۰) صنایعی که در زمینه منابع طبیعی فعالیت دارند، بدلیل ماهیت محصولاتشان و فرایندهای تولیدیشان توانایی انتقال، گسترش، توقف سرمایه‌گذاری و شروع دوباره عملیات تولیدی خود را دارند و به عبارتی انعطاف پذیری عملیاتی بیشتری را دارند و نشان داده شده است که اختیارات واقعی برای این شرکت‌ها مهم و اساسی می باشد. همچنین بر اساس مطالعات پیندیک (۱۹۸۷)، بولن (۱۹۹۹)، زادنو (۲۰۰۸) شرکت‌های فعال در زمینه صنایع با تکنولوژی بالا، صنایع دارویی و بیوتکنولوژی که دارای سرمایه-گذاری‌های مرحله‌ای می‌باشند از اختیارات رشد و استراتژیک بیشتری استفاده می‌کنند.

فهرست منابع

* Abraham, Katharine, and James Medoff, 1984, Length of service and layoffs in union and nonunion work groups, Industrial and Labor Relations Review 38, 87–97.
* Albuquerque, Rui, 2012, Skewness in stock returns: Reconciling the evidence on firm versus aggregate returns, Review of Financial Studies 25, 1630–1673.
* Amihud, Yakov, 2002, Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects, Journal of Financial Markets 5, 31–56.
* Andersen, Torben, Tim Bollerslev, and Francis Diebold, 2007, Roughing it up: Including jump components in measuring, modelling and forecasting asset return volatility, Review of Economics and Statistics 89, 701–120.
* Anderson, Christopher, and Luis Garcia-Feij´oo, 2006, Empirical evidence on capital investment, growth options, and security prices, Journal of Finance 61, 171–194.
* Ang, Andrew, Robert Hodrick, Yuhang Xing, and Xiaoyan Zhang, 2006, The cross-section of volatility and expected returns, Journal of Finance 61, 259–299.
* Ang, Andrew, RobertHodrick, Yuhang Xing, and Xiaoyan Zhang, 2009, High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence, Journal of Financial Economics 91, 1–23.

* Bulan, Laarni, 2005, Real options, irreversible investment and firm uncertainty: New evidence from U.S. firms, Review of Financial Economics 14, 255–279.
* Caballero, Ricardo, and Robert Pindyck, 1992, Uncertainty, investment, and industry evolution, Working paper, MIT.
* Campbell, John, and Ludger Hentschel, 1992, No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns, Journal of Financial Economics 31, 281–318.
* Campbell, John, Martin Lettau, Burton Malkiel, and Yexiao Xu, 2001, Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk, Journal of Finance 56, 1–44.
* Cao, Charles, Timothy Simin, and Jing Zhao, 2008, Can growth options explain the trend in idiosyncratic risk? Review of Financial Studies 21, 2599–2633.
* Carlson, Murray, Adlai Fisher, and Ron Giammarino, 2004, Corporate investment and asset price dynamics: Implications for the cross-section of returns, Journal of Finance 59, 2577–2603.
* Carlson, Murray, Adlai Fisher, and Ron Giammarino, 2006, Corporate investment and asset price dynamics: Implications for SEO event studies and long-run performance, Journal of Finance 61, 1009–1034.
* Carlson, Murray, Adlai Fisher, and Ron Giammarino, 2010, SEO risk dynamics, Review of Financial Studies 23, 4026–4077.
* Carlson,Murray, ZeighamKhokher, and Sheridan Titman, 2007, Equilibrium exhaustible resource price dynamics, Journal of Finance 62, 1663–1703.
* Chemmanur, Thomas, Shan He, and Debarshi Nandy, 2010, The going public decision and the product market, Review of Financial Studies 23, 1855–1908.
* Chen, Jason, Marcin Kasperczyk, and Hernan Ortiz-Molina, 2011, Labor unions, operating flexibility, and the cost of equity, Journal of Financial and Quantitative Analysis 46, 25–58.
* Christie, Andrew, 1982, The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects, Journal of Financial Economics 10, 407–432.
* Cooper, Michael, Huseyin Gulen, and Michael Schill, 2008, Asset growth and the
* Baker, Malcolm, and Jeffrey Wurgler, 2006, Investor sentiment and the cross-section of stock returns, Journal of Finance 61, 1645–1680.
* Bandi, Federico, Claudia Moise, and Jeffrey Russell, 2008, The joint pricing of volatility and liquidity, Working paper, University of Chicago.
* Barber, Brad, and John Lyon, 1997, Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics, Journal of Financial Economics 43, 341–372.
* Barndorff-Nielsen, Ole, and Neil Shephard, 2004, Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps, Journal of Financial Econometrics 2, 1–37.
* Barndorff-Nielsen, Ole, and Neil Shephard, 2006, Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation, Journal of Financial Econometrics 4, 1–30.
* Battalio, Robert, and Paul Schultz, 2006, Options and the bubble, Journal of Finance 61, 2071–2102.
* Berk, Jonathan, Richard Green, and Vasant Naik, 1999, Optimal investment, growth options, and security returns, Journal of Finance 54, 1553–1607.
* Bernard, Victor, and Jacob Thomas, 1989, Post-earnings announcement drift: Delayed price response or risk premium, Journal of Accounting Research 27, 1–35.
* Bernardo, Antonio, and Bhagwan Chowdhry, 2002, Resources, real options, and corporate strategy, Journal of Financial Economics 63, 211–234.
* Black, Fischer, 1976, Studies of stock price volatility changes, in proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistics Association.
* Bollen, Nicolas, 1999, Real options and product life cycles, Management Science 45, 670–684.
* Brandt, Michael, Runeet Kishore, Pedro Santa-Clara, and Mohan Venkatachalam, 2009, Earnings announcements are full of surprises, Working paper, Duke University.
* Brennan, Michael, and Eduardo Schwartz, 1985, Evaluating natural resource investments, Journal of Business 58, 135–157.
* Brown, Gregory, and Nishad Kapadia, 2007, Firm-specific risk and equity market development, Journal of Financial Economics 84, 358–388.

the tech bubble? Journal of Finance 66, 1251–1290.
* Guiso, Luigi, and Giuseppe Parigi, 1999, Investment and demand uncertainty, Quarterly Journal of Economics 114, 185–227.
* Gustavo Grullon, Evgeny Lyandres, and Alexei Zhdanov, 2012, Real Options, Volatility, and Stock Returns, The Journal Of Finance , 4 , 1498-1537.
* Hirsh, Barry, and David Macpherson, 2003, Union membership and coverage database from the current population survey: Note, Industrial and Labor Relations Review 56, 349–354.
* Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman, 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, Journal of Finance 48, 65–91.
* Joos, Philip, and Alexei Zhdanov, 2008, Earnings and equity valuation in the biotech industry: Theory and evidence, Financial Management 37, 431–459.
* Kapadia, Nishad, 2007, The next Microsoft? Skewness, idiosyncratic volatility, and expected returns, Working paper, Rice University.
* Karpoff, Jonathan, 1987, The relation between price changes and trading volume: A survey, Journal of Financial and Quantitative Analysis 22, 109–126.
* Leahy, John, and Toni Whited, 1996, The effect of uncertainty on investment: Some stylized facts, Journal of Money, Credit, and Banking 28, 64–83.
* Lemmon, Michael, and Jaime Zender, 2010, Debt capacity and tests of capital structure theories, Journal of Financial and Quantitative Analysis 45, 1161–1187.
* Loughran, Tim, and Jay Ritter, 1995, The new issues puzzle, Journal of Finance 50, 23–51.
* Lyandres, Evgeny, Le Sun, and Lu Zhang, 2008, The new issues puzzle: Testing the investmentbased explanation, Review of Financial Studies 21, 2825–2855.
* Lyon, John, Brad Barber, and Chih-Ling Tsai, 1999, Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns, Journal of Finance 54, 165-201.
* Majd, Saman, and Robert Pindyck, 1987, Time to build, option value, and investment decisions, Journal of Financial Economics 18, 7–27.
cross-section of stock returns, Journal of Finance 63, 1609–1652.
* Da, Zhi, Re Guo, and Ravi Jagannathan, 2012, CAPM for estimating the cost of equity capital: Interpreting the empirical evidence, Journal of Financial Economics 103, 204–220.
* Duffee, Gregory, 1995, Stock return and volatility. A firm-level analysis, Journal of Financial Economics 37, 399–420.
* Duffee, Gregory, 2002, Balance sheet explanations for asymmetric volatility, Working paper, University of California.
* Fama, Eugene, and Kenneth French, 1993, Common risk factors in the returns of stocks and bonds, Journal of Financial Economics 33, 3–56.
* Fama, Eugene, andKenneth French, 1997, Industry costs of equity, Journal of Financial Economics 49, 153–193.
* Fama, Eugene, and James MacBeth, 1973, Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, Journal of Political Economy 81, 607–636.
* Fan, Ying, and Lei Zhu, 2010, A real options-based model and its application to China's overseas oil investment decisions, Energy Economics 32, 627–637.
* Frazzini, Andrea, and Owen Lamont, 2007, The earnings announcement premium and trading volume, Working paper, University of Chicago.
* French, Kenneth, William Schwert, and Robert Stambaugh, 1987, Expected stock returns and volatility, Journal of Financial Economics 19, 3–29.
* Galai, Dan, and Ronald Masulis, 1976, The option pricing model and the risk factor of stock, Journal of Financial Economics 3, 53–81.
* Ghosal, Vivek, 1991, Demand uncertainty and the capital-labor ratio: Evidence from the U.S. manufacturing sector, Review of Economics and Statistics 73, 157–161.
* Gibbons, Michael, Stephen Ross, and Jay Shanken, 1989, The test of the efficiency of a given portfolio, Econometrica 57, 1121–1152.
* Gramm, Cynthia, and John Schnell, 2001, The use of flexible staffing arrangements in core production jobs, Industrial and Labor Relations Review 54, 245–268.
* Griffin, John, Jeffrey Harris, Tao Shu, and Selim Topaloglu, 2011, Who drove and burst

* Marschak, Thomas, and Richard Nelson, 1962, Flexibility, uncertainty, and economic theory, International Review of Economics 14, 42–58.
* McDonald, Robert, and Daniel Siegel, 1985, Investment and valuation of firms when there is an option to shut down, International Economic Review 26, 331–349.
* McDonald, Robert, and Daniel Siegel, 1986, The value of waiting to invest, Quarterly Journal of Economics 101, 707–727.
* Mills, David, 1984, Demand fluctuations and endogenous firm flexibility, Journal of Industrial Economics 33, 55–71.
* Moel, Alberto, and Peter Tufano, 2002, When are real options exercised? An empirical study of mine closings, Review of Financial Studies 15, 35–64.
* Newey, Whitney, and KennethWest, 1987, A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, Econometrica 55, 703–708.
* Oi, Walter, 1961, The desirability of price instability under perfect competition, Econometrica 29, 58–64.
* Ottoo, Richard, 1998, Valuation of internal growth opportunities: The case of a biotechnology company, Quarterly Review of Economics and Finance 38, 615–633.
* Paddock, James, Daniel Siegel, and James Smith, 1988, Option valuation of claims on real assets: The case of offshore petroleum leases, Quarterly Journal of Economics 103, 479–508.
* Petersen, Mitchell, 2009, Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches, Review of Financial Studies 22, 435–480.
* Pindyck, Robert, 1988, Irreversible investment, capacity choice, and the value of the firm, American Economic Review 78, 969–985.
* Pindyck, Robert, 1993, A note on competitive investment under uncertainty, American Economic Review 83, 273–277.
* Ritter, Jay, 2003, Investment banking and security issuance, in George Constantinides, Milton Harris, and Ren´e Stulz, eds.: Handbook of Economics and Finance (North Holland, Amsterdam).
* Scheinkman, Jos´e, and Wei Xiong, 2003, Overconfidence and speculative bubbles, Journal of Political Economy 111, 1183–1219.
* Schultz, Paul, 2008, Downward-sloping demand curves, the supply of shares, and the collapse of internet stock prices, Journal of Finance 63, 351–378.
* Stigler, George, 1939, Production and distribution in the short run, Journal of Political Economy 47, 305–327.
* Veronesi, Pietro, 1999, Stock market overreactions to bad news in good times: A rational expectations equilibrium model, Review of Financial Studies 12, 975–1007.
* Whited, Toni, 2006, External finance constraints and the intertemporal pattern of intermittent investment, Journal of Financial Economics 81, 467–502.
* Xing, Yuhang, 2008, Interpreting the value effect through the Q-theory: An empirical investigation, Review of Financial Studies 21, 1767–1795.

یادداشت‌ها

[1] Proxies
[2] Tolerance
[3] Eigenvalue
[4] Condition Index