Challenges of the World, Vol.2, No.2 (Serial 6), Summer 2016

Effect of Real Options Derivatives on Stock Return with Foreign Approach

Mostafa Heidari Heratme [*]
Shamsollah Shirin Shah [**]

Received: 10/03/2015
Accepted: 13/04/2016

In this study, evidences are presented that shows the positive stock return-volatility relationship at the firm level is due to firm's real options. In the real options theory, it can be deduced: A) that the positive stock return-volatility at the firm level for those firms with more real options is much stronger and that the level of the sensitivity of the firm's stock return in response to the changes in the stock return volatility is significantly reduced due to the use of real options. B) that the positive relationship between stock return and return volatility at the firm level for companies that have investment opportunities are stronger. While, this relationship for asset-based companies is weaker. In other words, the return- volatility relationship is stronger for newly established companies, small companies, companies with modern research and development and finally companies with high growth rates. C) that, the relationship between return- volatility for companies that have fewer restrictions and greater capabilities to better respond to uncertain demands (greater flexibility) are much stronger. In the real options models, managerial flexibility leads to greater firm's value convexity function. Thus, according to the theory of Jensen's inequality, sensitivity of the firm's value due to volatility in firm's underlying assets, while increasing, it should help to strengthen the company's flexibility to the changes in investment decisions and operations.

keywords: Real Options, Investment Opportunities, Flexibility, P-VAR

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[*] Scientific Committees Department of Economics, Naraq Unit, Islamic Azad University, (Corresponding Author), heidarimu@yahoo.com

[**] Associate Professor, Department of Economics, Alzahra University

فصلنامه چالش‌های جهان، سال دوم، شماره دوم (پیاپی ٦)، تابستان ۱۳۹۵، صص۳۷-۷۲

تأثیر مشتقات اختیار واقعی با رویکرد خارجی بر بازده سهام

مصطفی حیدری هراتمه*

شمس‌الله شیرین‌بخش**

دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۱۹

پذیرش: ۱۳۹۵/۰۱/۲۵

چکیده

در این تحقیق، شواهدی ارائه شد که نشان می‌دهد رابطهٔ مثبت بازدهی- نوسان در سطح شرکت، نتیجهٔ اختیارات واقعی خود شرکت است. در راستای نظریهٔ اختیارات واقعی، می‌توان استنتاج کرد: الف) رابطهٔ مثبت نوسان- بازده در سطح شرکت برای شرکت‌هایی که دارای اختیارات واقعی بیشتری هستند، بسیار قوی‌تر نشان می‌دهد و از میزان حساسیت ارزش (بازدهی) سهام شرکت نسبت به تغییرات میزان نوسان بازده، بعد از به‌کارگیری اختیارات واقعی توسط شرکت‌ها به طرز چشم‌گیری کاسته می‌شود. ب) رابطهٔ مثبت هم‌زمان بازده- تغییرات نوسان در سطح شرکت برای شرکت‌هایی که دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتر هستند، قوی‌تر است. درحالی‌که این رابطه برای دارایی‌های شرکت‌های مکان محور، ضعیف‌تر است؛ به‌عبارت‌دیگر رابطهٔ نوسان- بازده در بین شرکت‌های تازه‌تأسیس، شرکت‌های کوچک، شرکت‌های با توسعه و تحقیق مدرن و در نهایت شرکت‌های با نرخ رشد بالا، قوی‌تر است. ج) رابطهٔ نوسان- بازدهی برای شرکت‌هایی که دارای محدودیت‌های عملیاتی کمتر و قابلیت‌های بیشتر جهت پاسخگویی بیشتر و بهتر به درخواست‌های نامعین (انعطاف‌پذیری بیشتر) می‌باشند، بسیار قوی‌تر است. در مدل‌های مربوط به اختیارات واقعی، انعطاف‌پذیری مدیریتی، باعث تحدب تابع ارزش شرکت در ارتباط با ارزش فرایند پایه شرکت می‌شود؛ بنابراین، با توجه به نظریهٔ نابرابری ینسن، حساسیت ارزش شرکت نسبت به نوسان در دارایی‌های پایه، ضمن افزایش، باید به تقویت انعطاف‌پذیری شرکت نسبت به تغییر تصمیمات سرمایه‌گذاری و عملیاتی آن، کمک کند.

واژگان کلیدی

اختیارات واقعی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری، انعطاف‌پذیری، P-VAR

---

* عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، واحد نراق، دانشگاه آزاد اسلامی (نویسنده مسئول)

heidarimu@yahoo.com

** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا(س)

مقدمه

تئوری اختیار واقعی، توسعه تئوری اختیارات مالی برای ارزیابی دارایی‌های واقعی است. طبق تعریف کوپ‌لند 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 تعیین‌شده و برای یک مدت‌زمان از پیش تعیین‌شده است که به هزینه از پیش تعیین‌شده، قیمت اعمال، و به مدت‌زمان از پیش تعیین‌شده، دورهٔ عمر اختیار گفته می‌شود. این اختیار، شامل تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری در شرایط نامطمئن و در پروژه‌های برگشت‌ناپذیر است که این روش باعث ایجاد انعطاف‌پذیری در تصمیم‌گیری‌های مدیریتی می‌شود (کوگات و کولاتیلاکا، ۲۰۰۳). به‌طورکلی اختیار واقعی، یک فرصت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی است که شرکت می‌تواند بسته به نوع اختیار هم‌اکنون 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 انعطاف‌پذیری و فرایند تصادفی مربوط به پروژه را در محاسبات لحاظ می‌کند؛ بنابراین، به‌واسطه اهمیت موضوع تئوری اختیار واقعی ناشی از فرصت‌های سرمایه‌گذاری و انعطاف‌پذیری مدیران در تصمیمات مرتبط با تولید و سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها و تأثیرات آن بر ارزش و بازدهی سهام و دارایی‌های شرکت‌ها و نبود تحقیقات کافی و قوی در این زمینه، انجام این تحقیق از ضرورت و اهمیت دوچندانی برخوردار بوده و خواهد بود.

مبانی نظری تحقیق

در مباحث قیمت‌گذاری دارایی‌ها بازده کل بازار با نوسان کل بازار رابطه منفی دارند (French et al., 1987; Campbell & Hentschel, 1992; Duffee, 1995). یکی از دلایل این رابطه منفی می‌تواند فرضیه «اثر اهرمی» باشد (Black, 1976; Christie, 1982) که بیان

می‌دارد در پی سقوط قیمت‌ها، شرکت‌ها اهرمی‌تر می‌گردند که این امر به‌نوبه خود موجب افزایش نوسان بازدهی سهام می‌گردد. دلیل دیگر بر اساس مطالعه فرنچ و استمبا (French, Schwert & Stambaugh, 1987) فرضیه «اثر صرف ریسک تغییر زمانی» است 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 در سطح کل بین بازدهی و نوسان دلالت می‌کند. دوفی در سال ۱۹۹۵ در تحقیقی به بیان جدیدی رسید و عنوان می‌کند که بین بازدهی سهام و نوسان بازدهی در سطح شرکت همبستگی مثبت وجود دارد؛ به عبارتی، رابطه منفی در سطح کل، به‌دلیل وجود یک رابطه هم‌زمانی مثبت بین بازدهی و نوسان بازدهی در سطح شرکت است. 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 انجام‌شده در این زمینه محدود است. 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). به‌دلیل اینکه شرکت‌ها می‌توانند با توجه به شرایط نسبت به تغییر تصمیمات عملیاتی و سرمایه‌گذاری خود اقدام کنند. برای مثال، شرکت‌ها به‌منظور کاهش اثرات اخبار بد، اقدام به کاهش تولید، توقف عملیات و یا انتقال سرمایه‌گذاری‌ها کرده و یا به‌منظور تقویت اثرات اخبار خوب، اقدام به گسترش تولید، راه‌اندازی مجدد عملیات و سرعت بخشیدن به سرمایه‌گذاری‌ها می‌کنند؛ بنابراین، افزایش در نوسان فرایند پایه می‌تواند اثر مثبت بر ارزش شرکت داشته باشد. همچنین می‌بایست توجه کرد که انعطاف‌پذیری عملیاتی و سرمایه‌گذاری موجب افزایش ارزش شرکت با توجه به ارزش دارایی‌های

پایه آن می‌گردد؛ به عبارتی، با توجه به نابرابری جنسن می‌توان عنوان کرد که ارزش شرکت تابع افزایشی از نوسان آن است؛ لذا اگر اختیارات واقعی جزء قابل توجهی از ارزش شرکت را تشکیل دهند در آن صورت 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 به‌صورت تجربی به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود. ازآنجایی‌که رابطه مثبت بین بازدهی در سطح شرکت و نوسان هم‌زمان بازدهی در سطح شرکت (نوسان- بازده) ممکن است به‌دلیل اختیارات واقعی باشد که شرکت داراست. در این تحقیق روش جدیدی از بررسی نقش اختیارات واقعی در ارزش‌گذاری شرکت‌ها ارائه می‌گردد. رابطهٔ بازدهی- نوسان در سطح شرکت و کل، نتیجهٔ اختیارات واقعی است. در راستای نظریهٔ اختیارات واقعی، می‌توان استنتاج کرد که رابطهٔ مثبت نوسان- بازده در سطح شرکت برای شرکت‌هایی که دارای اختیارات واقعی بیشتری هستند، بسیار قوی‌تر نشان می‌دهد و از میزان حساسیت ارزش (بازدهی) سهام شرکت نسبت به تغییرات میزان نوسان بازده، بعد از به‌کارگیری اختیارات واقعی توسط شرکت‌ها به طرز چشم‌گیری کاسته می‌شود.

بنابراین، مسئلهٔ اصلی در این تحقیق بررسی تأثیر مشتقات اختیار واقعی بر بازده سهام شرکت‌ها در بازار بورس اوراق بهادار با رویکرد panel – var خواهد بود.

فرضیه‌های تحقیق

- حساسیت رابطه نوسان - بازدهی با توجه به تئوری اختیارات واقعی معنادار است.
- رابطه نوسان- بازدهی نسبت به سطح فرصت‌های سرمایه‌گذاری ناشی از اختیارات واقعی، حساسیت معناداری دارد.
- رابطه نوسان- بازدهی نسبت به سطح انعطاف‌پذیری ناشی از اختیارات واقعی، حساسیت معناداری دارد.

روش تحقیق

تحقیق حاضر برحسب هدف، از نوع کاربردی و از حیث ماهیت و محتوای موضوع از نوع علی- همبستگی سنجی است که زیرمجموعه تحقیقات توصیفی- تحلیلی است و با استفاده از داده‌های ثانویه مستخرج از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار به تحلیل روابط علی- همبستگی می‌پردازد.

جامعه، نمونه تحقیق و روش گردآوری اطلاعات

جامعه آماری تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که با استفاده از روش غربال‌گری به‌صورت حذف سامانمند، نمونه آماری به‌صورت زیر تعیین خواهد شد:

الف. کلیه شرکت‌ها به‌جز صنایع واسطه‌گری‌های مالی شامل: بانک‌ها، بیمه‌ها، مؤسسات اعتباری، نهادها و واسطه‌گری‌های مالی و پولی، صندوق‌های سرمایه‌گذاری به‌دلیل ماهیت فعالیت خاص آن‌ها؛ ب. طی سال‌های ۸۸ تا ۹۲ تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداشته باشند (قابلیت تعمیم)؛ ج. برای رعایت قابلیت مقایسه‌پذیری، دوره مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد (قابلیت مقایسه‌پذیری)؛ د. شرکت‌هایی که اطلاعات و صورت‌های مالی حسابرسی شده آن‌ها در سال‌های مورد بررسی در دسترس باشند و هـ. شرکت‌هایی که طی سال‌های مورد بررسی وقفه طولانی‌مدت در معاملات نداشته باشند.

با توجه به قیود فوق، تعداد ۱۳۲ شرکت، نمونهٔ تحقیق حاضر را تشکیل می‌دهد؛ همچنین برای جمع‌آوری داده‌های تحقیق، از بایگانی اطلاعات شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران شامل اسناد صورت‌های مالی، ترازنامه، صورت سود و زیان و از نرم‌افزارهای تدبیرپرداز و ره‌آورد نوین استفاده شده است.

تعاریف واژه‌های کلیدی

یک. اختیارات واقعی

به‌طورکلی اختیار واقعی، یک فرصت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی است که شرکت می‌تواند بسته به نوع اختیار و انعطاف‌پذیری، 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 (هوانگ، ۲۰۰۸). یکی از متداول‌ترین انواع «اختیار واقعی»، «اختیار سرمایه‌گذاری» است که توسط مدیران و تصمیم‌گیرندگان سازمانی بر اساس «فرصت‌های سرمایه‌گذاری» و «میزان انعطاف‌پذیری» در فرایند «تولید و سرمایه‌گذاری‌ها» صورت می‌گیرد.

دو. فرصت‌های سرمایه‌گذاری

ازآنجاکه اختیارات واقعی مدیران شرکت‌ها، در بازارهای متغیر کنونی، فرصت‌هایی را در جهت سودآوری آتی فراروی آن‌ها می‌گشاید، علی‌رغم افزایش ریسک و عدم اطمینان در فضای کسب‌وکار، در عصر بصیرت اقتصادی شرکت‌ها قادرند به‌سرعت از اشتباهات گذشته خود پند گرفته و از طریق اعمال اختیارات در دسترس خود و در جهت بهره‌گیری از فرصت‌های موجود به تغییر سناریوی شرکت بپردازند (مدهانی، ۲۰۱۱). نهایتاً برای اندازه‌گیری و محاسبهٔ فرصت‌های سرمایه‌گذاری از چهار معیار: «اندازه شرکت»، «سن شرکت»، شدت «توسعه و تحقیق شرکت» و «رشد فروش آتی شرکت» استفاده می‌شود.

سه. انعطاف‌پذیری

برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری از دو رویکرد استفاده می‌شود: «رویکرد اول» اینکه بر اساس نظرات موجود در مطالعات برناردو و چودری (۲۰۰۲)، از «تحدب تابعی ارزش عایدات» شرکت و «تحدب تابعی ارزش نرخ فروش» شرکت آن به‌عنوان ابزاری برای تعیین «انعطاف‌پذیری عملیاتی» استفاده می‌شود. «رویکرد دوم»، طبق مطالعات ابراهام و

مدوف (Abraham & Medoff, 1984)، گرام و شنل (Gramm & Schnell, 2001) و چن، کاسپرژیک و اوتیز- مولینا (Chen, Kasperczyk, & Ortiz-Molina, 2011)، از «سطح عضویت در اتحادیه صنفی» شرکت به‌عنوان یک ابزار معکوس جهت تعیین «انعطاف‌پذیری عملیاتی» شرکت استفاده می‌شود. نهایتاً برای اندازه‌گیری و محاسبهٔ انعطاف‌پذیری از سه معیار: «ارزش عایدات شرکت»، «ارزش نرخ فروش شرکت» و «سطح عضویت در اتحادیه صنفی شرکت استفاده می‌شود».

چهار. نوسان‌پذیری و نااطمینانی

از انحراف معیار بازده‌های روزانه شرکت جهت اندازه‌گیری نوسان‌پذیری استفاده می‌شود

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

و از تغییرات در نوسان‌پذیری جهت اندازه‌گیری نا اطمینانی استفاده می‌شود؛ یعنی:

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

تجزیه‌وتحلیل اطلاعات و تخمین الگوها

۱) 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 (McDonald & Siegel, 1986). هرچند که جنبه‌های زیادی از عدم اطمینان در مورد پروژه‌های بالقوه شامل شوک‌های تقاضا (تغییرات در سلیقه مصرف‌کنندگان)، شوک‌های عرضه (تغییرات در فناوری تولید) و تغییرات نهادی قابل مشاهده نمی‌باشند. به عبارتی گرچه تحقق اثرات این شوک‌ها درگذشته قابل مشاهده می‌باشند، لکن انتظارات آتی از تأثیر آن‌ها بر ارزش اختیار واقعی قابل مشاهده نمی‌باشند. اگر چنانچه قیمت‌های سهام شامل ارزش اختیارات واقعی نیز باشد، در آن صورت انتظار می‌رود نوسان قیمت‌های سهام مرتبط با نوسان ارزش فرایند پایه باشد؛ بنابراین، در این تحقیق همانند مطالعات لی هی و ویتد (Leahy, & Whited, 1996) و بولان (Bulan, 2005) از تغییرات نوسان

بازدهی سهام، به‌عنوان نماینده تغییرات نوسان پایه استفاده خواهد شد. بر این اساس همانند مطالعات انگ و همکاران (Ang et al., 2006) و دوفی (Duffee, 2002) انحراف معیار بازده‌های روزانه شرکت i در ماه t را به‌عنوان نوسان شرکت i در ماه t در نظر گرفته و رابطه زیر را تخمین می‌زنیم.

$$VOL_{i,t} = \sqrt{\sum_{\tau \in t} (r_{i,t} - \overline{r_{i,t}})^2 / n_t - 1}$$ رابطه ۱)

در رابطه فوق، $r_{i,\tau}$ لگاریتم طبیعی بازده مازاد سهام شرکت i در روز $\tau \in t$ است. $r_{i,t}$ میانگین لگاریتم بازده‌های روزانه سهام شرکت i در ماه t است n_t تعداد مشاهدات بازده در ماه t است. لازم به ذکر است که برای کم کردن اثر بالقوه چولگی بازدهی در ارتباط بین بازدهی و نوسانات هم‌زمان بازدهی همانند مطالعات دوفی (Duffee, 1995) و کاپادیا (Kapadia, 2007) از یازده‌های لگاریتمی استفاده می‌شود. برای محاسبه تغییرات نوسان در ماه t، ($\Delta VOL_{i,t}$) از تفاوت نوسان تخمینی در ماه t و نوسان تخمینی در ماه t-1 استفاده می‌گردد.

$$\Delta VOL_{i,t} = VOL_{i,t} - VOL_{i,t-1}$$ رابطه ۲)

داده‌های مربوط به میزان بازدهی، برآورد نوسان و تغییرات در این برآوردها و همچنین شاخص‌های فرصت‌های سرمایه‌گذاری و انعطاف‌پذیری در تصمیمات شرکت از پایگاه اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار گرفته شده است. داده‌های محاسباتی از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار به دست آمده‌اند. دوره زمانی تحقیق ۱۳۸۸ – ۱۳۹۲ است.

«بازده مازاد سهام»: اختلاف بین بازده ماهانه سهام و بازده بدون ریسک.

«نوسان و تغییرات بازده»: لگاریتم نوسان ماهانه بازده روزانه سهام.

«عمر (قدمت) شرکت»: فاصلهٔ بین سال فعلی و سال تأسیس، سال سهامی شدن، و یا اولین سال عرضه سهام.

«دارایی‌های تحقیق و توسعه»: نسبت هزینه‌های شرکت به دارایی‌های دفتری معوقه.

«رشد فروش آتی»: نسبت تفاوت موجود در نرخ فروش، ٤ سال پس از اولین مرتبه از بررسی نرخ فروش به نرخ فروش در سال بعد از بررسی نرخ فروش.

«تحدب ارزش عایدی‌ها»: ضریب تخمینی مجذور عایدات در رگرسیون زمانی بازدهی عایدات.

«تحدب فروش»: ضریب تخمینی مجذور فروش در رگرسیون زمانی بازدهی عایدات شرکت.

نکته: از «تغییرات نوسان بازدهی سهام»، به‌عنوان نماینده «تغییرات نوسان پایه» استفاده شده است.

۲) رابطه نوسان- بازدهی با توجه به فرصت‌های سرمایه‌گذاری هر شرکت

به‌منظور بررسی رابطه نوسان- بازدهی با توجه به فرصت‌های سرمایه‌گذاری هر یک از شرکت‌های مورد بررسی در تحقیق حاضر، به ترتیب زیر عمل خواهد شد:

الف) از تخمین رگرسیون‌های مقطعی فاما و مک‌بث (Fama, & MacBeth, 1973) بازده‌های ماهانه هر شرکت $r_{i,\tau}$ (پس از کسر نرخ بازده بدون ریسک $rf_{,t}$) بر تغییرات هم‌زمان نوسان بازدهی هر شرکت $\Delta VOL_{i,t}$، با توجه به برداری از مشخصات شرکت ($N_{i,t}$) استفاده خواهد گردید.

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_t + \beta_t \Delta VOL_{i,t} + \gamma_t \eta MKT_{i,t} + \overrightarrow{\delta_t} x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۳)}$$

بر اساس رویه متداول در مباحث مربوط به قیمت‌گذاری دارایی‌ها و مطالعات فاما و فرنچ (Fama & French, 1993)، جگادیش و تیت‌من (Jegadeesh & Titman (1993) و کوپر، گولن، و شیل (Cooper, Gulen & Schill, 2008)، مشخصات شرکت $N_{i,t}$ که در بالا به آن اشاره گردید؛ عبارت‌اند از: لگاریتم ارزش «بازار حقوق صاحبان سهام، لگاریتم ارزش دفتری به ارزش بازاری سهام، و بازده‌های گذشته». همچنین بر اساس رویه مطالعه فاما و فرنچ (Fama & French, 1993)؛ ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، حاصل‌ضرب

قیمت سهام در پایان دوره در تعداد سهام است. برای محاسبه ارزش دفتری به ارزش بازار، از قیمت سهام در آخرین روز معاملاتی پایان سال در تعداد سهام استفاده خواهد شد.

ب) ضریب تخمینی بازده پرتفوی بازار ($\eta MKT_{i,t}$) در رابطه فوق از طریق رگرسیون زیر حاصل می‌گردد.

$$r_{i,\tau} - r_{f,\tau} = \alpha_{i,t} + \eta MKT_{i,t}(r_{m,\tau} - r_{f,\tau}) + \varepsilon_{i,\tau} \qquad \text{رابطه ٤)}$$

در رابطه فوق $r_{i,\tau}$ بازده روزانه شرکت i در روز τ از ماه t است. $r_{f,t}$ نرخ روزانه بازده بدون ریسک و $r_{m,\tau}$ بازده روزانه پرتفوی ارزش وزنی بازار است.

ج) یکی از متداول‌ترین انواع اختیار واقعی، طبق مطالعات برنان و شوارتز (Brennan & Schwartz (1985)، مک‌دونالد و شیگل (McDonald & Siegel, 1986)، مجد و پندیک (Majd & Pindyck, 1987) و پندیک (Pindyck, 1988) اختیار سرمایه‌گذاری است؛ بنابراین، یکی از روش‌های بررسی رابطه نوسان- بازدهی و اینکه این رابطه تحت تأثیر اثر نوسان بر ارزش اختیار واقعی است، آن‌که شدت این ارتباط را در نمونه‌ای از شرکت‌ها با درجات متفاوتی از «فرصت‌های سرمایه‌گذاری» و دارایی‌های تحت تملک با یکدیگر مورد مقایسه قرار گیرد؛ بنابراین، برای بررسی تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه نوسان-بازدهی، شرکت‌ها با توجه به مقادیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری در پایان هر سال، مرتب و مقیاس‌هایی بر مبنای فرصت‌های سرمایه‌گذاری تشکیل می‌گردد. در این تحقیق، با توجه به مطالعه گرولون، لیاندرز و زدانو (Grullon, Lyandres & Zhdanov, 2012)، از چهار معیار برای اندازه‌گیری فرصت‌های سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود.

۱) اندازه شرکت: درحالی‌که شرکت‌های کوچک‌تر بیشتر بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری تکیه دارند، شرکت‌های بزرگ‌تر دارای بخش زیادی از ارزش‌های خود در قالب دارایی‌های تحت تملک هستند. منظور از «اندازه شرکت، ارزش دفتری دارایی‌های شرکت» است.

۲) *سن (عمر) شرکت:* طبق مطالعهٔ لیمون و زندر (Lemmon & Zender, 2010) شرکت‌های قدیمی‌تر و باثبات‌تر گرایش به نشان دادن ارزش خود از راه دارایی‌های موجود دارند. منظور از «عمر (سن) شرکت، تفاوت بین سال تأسیس شرکت و سال جاری، و یا تفاوت بین سال درج اطلاعات در بورس و سال جاری» است.

۳) *شدت توسعه و تحقیق:* سومین معیار فرصت سرمایه‌گذاری، شدت توسعه و تحقیق است. ازآنجاکه توسعه و تحقیق باعث ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود، می‌توان گفت که هر چه هزینه‌های نسبی شرکت در بخش توسعه و تحقیق بالاتر باشد می‌توان از شرکت انتظار داشتن اختیارات واقعی بیشتری داشت. «شدت توسعه و تحقیق به‌عنوان نسبت هزینه‌ها و مخارج سالانه در بخش توسعه و تحقیق و همچنین دارایی‌های دفتری اول سال» شناخته می‌شود.

۴) *رشد فروش‌های آتی شرکت:* چهارمین معیار فرصت‌های سرمایه‌گذاری رشد فروش آتی است. هرگونه افزایش در فروش (تولید) در آینده را می‌توان از نتایج احتمالی به‌کارگیری اختیارات واقعی آتی دانست. ضعف آشکار رشد فروش آتی به‌عنوان معیاری برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری فعلی جهت‌گیری در پیش‌بینی آن است. بااین‌همه، این معیار همچنان می‌تواند در این شرایط مفید باشد؛ چراکه رگرسیون‌های مورد بررسی در این پژوهش از جملهٔ رگرسیون‌های قابل پیش‌بینی نیستند. در عوض، آزمون‌های این پژوهش بر روی رابطهٔ هم‌زمان میان متغیرهای موردنظر مرکزیت دارند؛ بنابراین، از رشد فروش آتی به‌عنوان ابزاری برای رشد فروش مورد انتظار استفاده می‌گردد. برای جلوگیری از ایجاد همبستگی کاذب ناشی از تغییرات و نوسان‌های هم‌زمان در نرخ فروش و در ارزش شرکت، رشد فروش آتی، یک سال پس از برآورد رابطهٔ بین بازده و تغییرات در نوسان محاسبه می‌شود. مشخصاً، «رشد فروش آتی عبارت است از: تفاوت بین نرخ فروش چهار سال پس از کنترل و بررسی نرخ فروش بر نرخ فروش در یک سال پس از کنترل و بررسی نرخ فروش تقسیم بر نرخ فروش در سال پس از کنترل و بررسی نرخ فروش».

با توجه به متغیرهای فوق رگرسیون‌های مقطعی فاما و مک‌بث به‌صورت زیر تخمین زده می‌شود.

رابطه ۵) $$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_t + \beta_t \Delta VOL_{i,t} + \nu_t GR_{i,t} \Delta VOL_{i,t} + \gamma_t \eta MKT_{i,t} + \overline{\delta_t} x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در رابطه فوق $GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$ حاصل‌ضرب $\Delta VOL_{i,t}$ در هر یک از چهار معیار فرصت سرمایه‌گذاری ذکر شده است.

تحلیل الگو جهت نوسان- بازده و فرصت سرمایه‌گذاری ($GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$)

معادلهٔ 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 فرصت سرمایه‌گذاری ($GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$) است.

نکته

۱. برای اندازه‌گیری و محاسبهٔ فرصت‌های سرمایه‌گذاری از چهار معیار «اندازه شرکت»، «عمر شرکت»، «شدت توسعه و تحقیق شرکت» و «رشد فروش آتی شرکت» استفاده می‌شود.

۲. به‌منظور درک بهتر نتایج حاصل از هر یک از معیارهای اندازه‌گیری فرصت‌های سرمایه‌گذاری، *هریک از این معیارها از طریق کم کردن از میانگین نمونهٔ آماری خود آن معیار و تقسیم عدد باقی‌مانده بر انحراف معیار خود نمونهٔ آماری تعدیل می‌شوند.*

الف. الگوی نوسان- بازده و عمر شرکت ($GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$)

«نتایج الگوی اول» که در آن از سن (عمر) شرکت به‌عنوان معیار اول برای موجودیت فرصت‌های سرمایه‌گذاری استفاده‌شده نیز با نظریهٔ اختیارات واقعی همسویی دارد. ضریب برآوردی β_i به‌عنوان میزان حساسیت ارزش شرکت (بازده شرکت $r_{i,\tau}$ پس از کسر نرخ بازده بدون ریسک $r_{f,t}$) نسبت به تغییرات در نوسان برای شرکتی که عمر شرکت (سن) آن برابر با میانگین نمونهٔ آماری تحقیق است، ۰/۹۵ است که از لحاظ آماری، کاملاً بزرگ و معنادار است. ضریب تعامل ΔVOL و عمر یا سن شرکت (ضریب $GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$) برابر ۰/۲۲ است که از لحاظ اقتصادی بزرگ و از نظر آماری معنادار خواهد بود؛ هرچند ضریب $GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$ برابر ۰/۰۲۰ ° است. به‌بیان‌دیگر، القای یک شوک مثبت (یک انحراف معیار) در نوسان (ΔVOL)، برای شرکت‌های کوچک به‌طور متوسط نتیجهٔ ۲۲ درصدی (۰/۰۲ – ۰/۹۵ * شاخص عمر شرکت) بر بازده خواهد داشت. همچنین رابطهٔ میان ΔVOL و بازده سهام در مورد شرکت‌هایی که عمر

(سال تأسیس) آن‌ها دو انحراف معیار کمتر از میانگین نمونهٔ آماری است به‌طور متوسط به میزان ٤٤٪ قوی‌تر است تا شرکت‌های که قدمت (سال تأسیس آن‌ها) دو انحراف معیار بالاتر از میانگین نمونه آماری است. در نهایت، «اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف معیار تغییر کند به‌شرط آنکه شاخص عمر شرکت نیز هم‌زمان تغییر کند تأثیر آن بر رابطه نوسان- پایه برابر ۲۲ درصد خواهد بود».

خروجی الگوی جهت نوسان- بازده و عمر شرکت ($GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$)

Dependent Variable: RETURNMAZAD
Method: Panel Least Squares
Date: 08/29/16 Time: 17:40
Sample (adjusted): 1389 1392
Periods included: 4
Cross-sections included: 132
Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBM	-0.092046	0.015790	-5.829529	0.0000
LSTOCK	-0.096378	0.013258	-7.269419	0.0000
DVOL	0.952156	0.440479	2.161639	0.0311
AGEDVOL	-0.020696	0.011846	-1.747187	0.0812
C	0.473569	0.126743	3.736440	0.0002

R-squared	0.101772	Mean dependent var	0.626099
Adjusted R-squared	0.094902	S.D. dependent var	0.301055
S.E. of regression	0.286414	Akaike info criterion	0.346667
Sum squared resid	42.90321	Schwarz criterion	0.387094
Log likelihood	-86.52005	Hannan-Quinn criter.	0.362493
F-statistic	14.81442	Durbin-Watson stat	2.275641
Prob(F-statistic)	0.000000		

ب. الگوی نوسان- بازده و اندازه شرکت ($GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$)

در «الگوی دوم»، عامل بزرگی (اندازه- وسعت) شرکت به‌عنوان معیار دوم تبیین‌کننده فرصت‌های سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شده است، ضریب برآوردی β_i به‌عنوان میزان حساسیت ارزش شرکت (بازده شرکت $r_{i,\tau}$ پس از کسر نرخ بازده بدون ریسک $r_{f,t}$) نسبت به تغییرات در نوسان برای شرکتی که بزرگی (وسعت) آن برابر با میانگین نمونهٔ آماری تحقیق است، ۰/٤٥ می‌باشد که از لحاظ آماری، معنادار است. ضریب تعامل معیار اندازه یا (بزرگی) تعدیل‌شده و ΔVOL (یعنی ضریب $GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$) برابر با ۰/٤٥ است، هرچند ضریب $GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$ برابر ۰/۰۹۱ ° است؛ به این معنی که کاهش یک انحراف معیار در اندازه (بزرگی) شرکت از میانگین نمونه، معادل افزایشی به میزان ۰/٤٥ در رابطهٔ بازده – ΔVOL (نوسان) است. بازده شرکت‌هایی که ارزش دارایی‌های دفتری آن‌ها به میزان دو انحراف معیار بالاتر از میانگین نمونه است با تغییرات در نوسان شرکت هیچ ارتباطی ندارد. این در حالی است که بازده شرکت‌هایی که میزان دارایی‌های آن‌ها دو انحراف معیار پایین‌تر از میانگین نمونهٔ هستند، به میزان دو برابر نسبت به تغییرات در نوسان حساس هستند. به بیانی دیگر، القای یک شوک مثبت (یک انحراف معیار) در نوسان (ΔVOL)، برای شرکت‌های کوچک به‌طور متوسط نتیجهٔ ٤٥ درصدی (۰/٤٥ ° ۰/۰۹۱ * شاخص اندازه شرکت) بر بازده خواهد داشت؛ اما در مورد شرکت‌های بزرگ قضیه فرق می‌کند و باید گفت که این شوک اثر چندانی ندارد. ضریب تعامل بین ΔVOL و اندازه (بزرگی) تعدیل‌شده نه‌تنها از لحاظ اقتصادی بزرگ است بلکه از نظر آماری نیز کاملاً معنادار خواهد بود. در نهایت، «اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف معیار تغییر کند، به‌شرط آنکه شاخص اندازه شرکت نیز هم‌زمان تغییر کند، تأثیر آن بر رابطه نوسان- پایه برابر ٤٥ درصد خواهد بود».

خروجی الگوی جهت نوسان- بازده و اندازه شرکت ($GR_{i,t}\Delta VOL_{it}$)

Dependent Variable: RETURNMAZAD
Method: Panel Least Squares
Date: 08/29/16 Time: 17:42
Sample (adjusted): 1389 1392
Periods included: 4
Cross-sections included: 132
Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBM	-0.094236	0.015758	-5.980051	0.0000
LSTOCK	-0.097353	0.013300	-7.319768	0.0000
DVOL	0.458424	0.209345	2.189801	0.0488
SIZEDVOL	-0.091604	0.033489	-2.735345	0.0355
C	0.455128	0.127168	3.578938	0.0004

R-squared	0.097881	Mean dependent var	0.626099
Adjusted R-squared	0.090981	S.D. dependent var	0.301055
S.E. of regression	0.287034	Akaike info criterion	0.350990
Sum squared resid	43.08908	Schwarz criterion	1.971417
Log likelihood	-87.66129	Hannan-Quinn criter.	0.366816
F-statistic	14.18651	Durbin-Watson stat	1.971284
Prob(F-statistic)	0.000000		

ج. الگوی نوسان- بازده و توسعه و تحقیق ($GR_{i,t}\Delta VOL_{it}$)

«نتایج الگوی سوم (ج)» که در آن از شدت توسعه و تحقیق به‌عنوان شاخص سوم برای موجودیت فرصت‌های سرمایه‌گذاری استفاده شده، مشابه نتایج الگوهای دیگر هستند. ضریب برآوردی β_t به‌عنوان میزان حساسیت ارزش شرکت (بازده شرکت $r_{i,\tau}$ پس از کسر نرخ بازده بدون ریسک $r_{f,t}$) نسبت به تغییرات در نوسان برای شرکتی که شدت توسعه و تحقیق آن برابر با میانگین نمونهٔ آماری تحقیق است، ۰/۸۸ است که از لحاظ آماری، کاملاً بزرگ و معنادار است. ضریب تعامل ΔVOL و عمر یا سن شرکت (یعنی ضریب $GR_{i,t}\Delta VOL_{it}$) برابر ۱/۵۱ اما ضریب $GR_{i,t}\Delta VOL_{it}$ برابر ۰/۰۱۸ ° است؛ یعنی افزایش یک انحراف معیار در هزینه‌ها (مخارج) توسعه و تحقیق از میانگین نمونه تحقیق به‌طور

تقریبی افزایش ۱/۵۱ درصدی حساسیت ارزش شرکت نسبت به تغییرات در نوسان را سبب می‌شود. القای یک شوک مثبت (یک انحراف معیار) در نوسان (ΔVOL)، برای شرکت‌های کوچک به‌طور متوسط نتیجه ۱/۵۱ درصد (۰/۰۱۸ ° ۰/۸۸ * شاخص توسعه و تحقیق) بر بازده خواهد داشت. در نهایت، «اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف معیار تغییر کند به‌شرط آنکه شاخص توسعه و تحقیق نیز هم‌زمان تغییر کند تأثیر آن بر رابطه نوسان- پایه برابر ۱/۵۱ درصد خواهد بود».

خروجی الگوی جهت نوسان- بازده و توسعه و تحقیق ($GR_{it}\Delta VOL_{it}$)

Dependent Variable: RETURNMAZAD
Method: Panel Least Squares
Date: 08/29/16 Time: 17:43
Sample (adjusted): 1389 1392
Periods included: 4
Cross-sections included: 132
Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBM	-0.095712	0.015756	-6.074640	0.0000
LSTOCK	-0.099272	0.013228	-7.504816	0.0000
DVOL	0.882483	0.451028	1.956600	0.0509
RANDDDVOL	0.018832	0.005248	3.588414	0.0004
C	0.457137	0.126863	3.603383	0.0003

R-squared	0.099157	Mean dependent var	0.626099
Adjusted R-squared	0.092267	S.D. dependent var	0.301055
S.E. of regression	0.286831	Akaike info criterion	2.349574
Sum squared resid	43.02814	Schwarz criterion	0.390001
Log likelihood	-87.28765	Hannan-Quinn criter.	0.365401
F-statistic	14.39179	Durbin-Watson stat	0.276056
Prob(F-statistic)	0.000000		

د. الگوی نوسان- بازده و رشد فروش آتی ($GR_{t,t}\Delta VOL_{t,t}$)

«نتایج الگوی چهارم» مربوط به شاخص چهارم از معیارهای مبین موجودیت فرصت‌های سرمایه‌گذاری یعنی «رشد فروش آتی» نشان می‌دهد ضریب برآوردی β_t به‌عنوان میزان حساسیت ارزش شرکت (بازده شرکت $r_{i,\tau}$ پس از کسر نرخ بازده بدون ریسک $r_{f,t}$) نسبت به تغییرات در نوسان برای شاخص فروش آتی برابر با میانگین نمونهٔ آماری تحقیق است، ۰/۲۲ می‌باشد که از لحاظ آماری معنادار است. ضریب تعامل ΔVOL و رشد فروش آتی شرکت (ضریب $GR_{t,t}\Delta VOL_{t,t}$) برابر ۰/۲۲، اما ضریب $GR_{t,t}\Delta VOL_{t,t}$ برابر ۰/۰۱۱ است؛ یعنی افزایش یک انحراف معیار در هزینه‌ها (مخارج) توسعه و تحقیق از میانگین نمونه تحقیق به‌طور تقریبی افزایش ۲۲ درصدی حساسیت ارزش شرکت نسبت به تغییرات در نوسان را سبب می‌شود که رابطهٔ بین بازده و تغییرات در نوسان در شرکت‌هایی که دارای شاخص رشد فروش آتی بالاتری هستند، قویاً معنادارتر از شرکت‌های با رشد کمتر خواهد بود. بازده شرکت‌های دارای رشد آتی (از لحاظ انحراف معیار) دو درجه بالاتر از میانگین نمونه قرار دارد. در نهایت، «اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف معیار تغییر کند به‌شرط آنکه شاخص رشد فروش آتی نیز هم‌زمان تغییر کند، تأثیر آن بر رابطه نوسان- پایه برابر ۲۲ درصد خواهد بود».

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

خروجی الگوی جهت نوسان- بازده و رشد فروش آتی ($GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$)

Dependent Variable: RETURNMAZAD
Method: Panel Least Squares
Date: 08/29/16 Time: 17:45
Sample (adjusted): 1389 1392
Periods included: 4
Cross-sections included: 132
Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBM	-0.094750	0.015758	-6.012694	0.0000
LSTOCK	-0.098724	0.013243	-7.454993	0.0000
DVOL	0.222364	0.148201	1.500423	0.1341
GROWTHDVOL	0.011514	0.040869	0.281742	0.7783
C	0.463907	0.127010	3.652536	0.0003

R-squared	0.096667	Mean dependent var	0.626099
Adjusted R-squared	0.089758	S.D. dependent var	0.301055
S.E. of regression	0.287227	Akaike info criterion	0.352335
Sum squared resid	43.14708	Schwarz criterion	0.392762
Log likelihood	-88.01643	Hannan-Quinn criter.	0.368161
F-statistic	13.99168	Durbin-Watson stat	2.267808
Prob(F-statistic)	0.000000		

نتایج و یافته‌های رابطه نوسان- بازدهی با توجه به فرصت‌های سرمایه‌گذاری

نتایج مربوط به برآورد معادلات فوق نشان می‌دهد:

۱. «تغییرات هم‌زمان در نوسان سهام شرکت رابطهٔ مثبتی با بازده سهام شرکت دارد»، به‌طوری که این رابطه در تمامی مشخصه‌ها از لحاظ آماری کاملاً معنادار به نظر می‌رسد.

۲. «ضرایب مربوط به بزرگی (وسعت- اندازه) شرکت در تمامی مشخصه‌ها منفی هستند» که این نتیجه با مطالعات انجام‌شده توسط کوپر، گولن، و شیل (۲۰۰۸)، هم‌سویی کامل دارد.

۳. «ارزش شرکت‌های دارای خصوصیاتی همچون دارا بودن فرصت‌های سرمایه‌گذاری ارزشمند و فراوان، حساسیت بیشتری نسبت به تغییرات در نوسان بازده از خود نشان می‌دهند»؛ لذا اگر مشخص شود که مطابق با نظرات لیهی و وایتد (۱۹۹٦)

و بولا (۲۰۰۵) نوسان بازده دارای همبستگی با نوسان فرایند پایه اختیارات واقعی هستند، در این صورت می‌توان گفت که این شواهد به‌دست‌آمده با مسئلهٔ اختیارات واقعی برای رابطهٔ مثبت بین بازدهی و نوسان بازدهی در سطح شرکت هم‌سویی دارد.

٤) وجود فرصت‌های سرمایه‌گذاری کم (زیاد) به این معنی است که «تأثیر تغییر در نوسان ($\Delta VOL_{i,t}$) بر بازدهی با بهره‌گیری از ارزش فرصت‌های سرمایه‌گذاری به میزان دو انحراف معیار پایین‌تر (بالاتر) از میانگین محاسبه می‌شود».

۳. رابطهٔ نوسان- بازدهی، تحدب و انعطاف‌پذیری

اختیارات واقعی اشکال گوناگونی دارند و محدود به فرصت‌های سرمایه‌گذاری نیستند. اگر یک شرکت دارای اختیارات واقعی باشد، تابع مربوط به ارزش شرکت در فرایند پایه اختیار، محدب است. به این دلیل که طبق مطالعات برنان و شوارتز (Brennan & Schwartz, 1985)، مک‌دونالد و شیگل (McDonald & Siegel, 1986)، مجد و پیندیک (۱۹۸۷) و پیندیک (Pindyck, 1988) در مدل‌های مربوط به اختیارات واقعی، «انعطاف‌پذیری مدیریتی باعث تحدب تابع ارزش شرکت در ارتباط با ارزش فرایند پایه شرکت می‌شود»؛ بنابراین، با توجه به نظریهٔ نابرابری ینسن (جنسن)، حساسیت ارزش شرکت نسبت به نوسان در دارایی‌های پایه، ضمن افزایش، باید به تقویت انعطاف‌پذیری شرکت نسبت به تغییر تصمیمات سرمایه‌گذاری و عملیاتی آن (همچون افزایش تحدب تابع ارزش شرکت ($\frac{\partial^2 V(x)}{\partial x^2}$))، کمک کند.

$$E[V(x)] = E[V(\bar{x})] + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 V(x)}{\partial x^2}\sigma_X^2 \qquad \text{رابطه ٦)}$$

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

اگرچه فرایند پایه هر شرکت خاصی مشخص نیست، اما ادبیات اختیارات واقعی در بعد تئوری و نظری شواهد خوبی را ارائه می‌کند. در بسیاری از مدل‌های مربوط به اختیارات واقعی، فرایند پایه همچون مطالعات مک‌دونالد و شیگل (McDonald & Siegel, 1986) و پیندیک (Pindyck, 1988) یا عایدات شرکت است و یا تقاضا برای محصولات شرکت است، طبق مطالعات کابایرو و پیندیک (Caballero & Pindyck,

1992)؛ برای مثال، طبق مطالعات مارشاک و نلسون (Marschak & Nelson, 1962) و اوئی (Oi, 1961) کاملاً ثابت شده است که منبع تحدب تابع سود در قیمت‌ها را باید در توان و ظرفیت شرکت‌ها در همسو و هماهنگ کردن تولید و محصول خود بر اساس شرایط بازار جستجو کرد؛ بنابراین، بدون وجود انعطاف‌پذیری، تابع سود شرکت در قیمت‌ها به شکل خطی ظاهر می‌شود. میلز (Mills, 1984) با تأیید این استدلال نشان داد که سود مورد انتظار از یک شرکت رقابتی در بازاری که در آن قیمت‌ها تصادفی (و ناپایدار) هستند برابر است با:

رابطه ٧)
$$\mathrm{E}(\pi(P)) = \pi(\mathrm{E}(P)) + \frac{\gamma\sigma_P^2}{2}$$

در این معادله، $\pi(p)$ سود را به‌عنوان یک تابع از قیمت (p) با واریانس σ_p^2 نشان می‌دهد؛ γ پارامتری از تابع سود است که رابطه‌ای معکوس با میزان هزینه و مخارج حاصل از ایجاد تغییر در واکنش به تغییر قیمت‌ها دارد. بر اساس نظریهٔ شخصی استیگار (Stigler, 1939)، γ به‌عنوان معیار اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری شناخته می‌شود. معادلات (٦) و (٧) نشان می‌دهند شدت تأثیر نوسان بر سود مورد انتظار شرکت و همچنین ارزش شرکت از لحاظ انعطاف‌پذیری روندی افزایشی دارد.

برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری از دو رویکرد استفاده می‌شود: «رویکرد اول» اینکه بر اساس نظرات موجود در مطالعات برناردو و چودری (Bernardo & Chowdhry, 2002)، از «تحدب تابعی ارزش عایدات» شرکت و «تحدب تابعی ارزش نرخ فروش» شرکت آن به‌عنوان ابزاری برای تعیین «انعطاف‌پذیری عملیاتی» استفاده می‌شود. انگیزهٔ اقتصادی این است که اگر یک شرکت از یک سو قادر به توسعهٔ عملیات در طول دوران رونق خود و از سویی دیگر قادر به فشرده کردن عملیات در دوران رکود خود باشد، در این صورت می‌توان گفت که ارزش آن بیانگر تابعی محدب از فرایند اقتصادی پایه خود است (برای مثال نرخ سود، نرخ فروش). در «رویکرد دوم»، از «سطح عضویت در اتحادیه صنفی» شرکت به‌عنوان یک ابزار معکوس جهت تعیین «انعطاف‌پذیری عملیاتی» شرکت استفاده می‌شود. ازآنجاکه طبق مطالعات ابراهام و مدوف (Abraham & Medoff, 1984) گرام و شنل (Gramm & Schnell 2001) و چن،

کاسپرژیک و اوتیز- مولینا (Chen, Kasperczyk & Ortiz-Molina, 2011) وجود اتحادیه‌ها از ظرفیت و توان شرکت‌ها برای تغییر و بهبود نیروی کاری خود در واکنش به تغییرات ایجادشده در شرایط اقتصادی کم می‌کند، می‌توان انتظار داشت که چنین شرکت‌هایی که به شکل شرکت‌های صنفی اداره می‌شوند از انعطاف‌پذیری کمتری برخوردارند. ازآنجاکه ارزش اختیار واقعی ناشی از توانایی مدیران شرکت در تغییر تصمیمات خود با ورود اطلاعات جدید است، لذا در این تحقیق، بررسی خواهد شد که آیا نماینده‌های[1] 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 (Bernardo & Chowdhry, 2002) از تحدب ارزش شرکت، با توجه به درآمدها و فروش‌های آن برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری 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 (درآمدها یا فروش‌ها) پایه است. برای تخمین تحدب ارزش شرکت به درآمد، به روزهای اعلان درآمد (سود) توجه کرده 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. $\tau \in (t-20, t-1)$

$$Abn_r_{i,\tau} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} Earn_\text{surp}_{i,\tau} + \gamma_{i,t} Earn_surp_{i,\tau}^{\,2} + \varepsilon_{i,\tau} \quad \text{رابطه ۸)}$$

در رابطه فوق $Abn_r_{i,\tau}$ بازده سهام شرکت در روز اعلان سود در فصل (t) است که با بازده مورد انتظار سهم در آن روز تفاوت دارد. $Earn_surp_{i,\tau}$ سود غیرمنتظره استاندارد است که برای تخمین آن از روش برندت (Brandt et al., 2009) استفاده می‌کنیم.

$$Earn_\text{surp}_{i,\tau} = \frac{Earn_{i,\tau} - E(Earn_{i,\tau})}{\sigma(Earn_{i,\tau})} \quad \text{رابطه ۹)}$$

در رابطه فوق $Earn_{i,\tau}$ درآمد (عایدی) هر سهم شرکت در فصل (t) و $E(Earn_{i,t})$ درآمد مورد انتظار هر سهم در فصل (t) است. $\sigma(Earn_{i,\tau})$ انحراف معیار درآمدهای هر سهم شرکت در فصل‌های $(\tau-8,\tau-1)$ است. درآمد مورد انتظار هر سهم نیز از این رابطه تخمین زده می‌شود.

$$E(Earn_{i,\tau}) = Earn_{i,\tau-4} + \sum_{n=1}^{8}(Earn_{i,\tau-n} - Earn_{i,\tau-n-4})/8 \quad \text{رابطه ۱۰}$$

ضریب تخمین‌زده شده در مربع درآمدهای غیرمنتظره در رابطه ۸ ($\widehat{\gamma_{i,t}}$) نشان‌دهنده اندازه تحدب ارزش شرکت به درآمدهای غیرمنتظره است. 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؛ بنابراین، سهم بیشتری از ارزش شرکت را می‌توان به اختیارات واقعی نسبت داد. سپس از تخمین رگرسیون‌های مقطعی فاما و مک‌بث همانند رابطه (۵) استفاده می‌کنیم.

همچنین برای تخمین تحدب ارزش شرکت به شوک‌های تقاضا، همانند مطالعات گوسل (Ghosal, 1991) و پریگی (Guiso & Parigi, 1999) از فروش شرکت به‌عنوان نماینده تقاضا استفاده شده و از رگرسیونی شبیه رگرسیون رابطه (۸) استفاده خواهد شد.

$$Abn_r_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} Sales_surp_{i,\tau} + \gamma_{i,t} Sales_surp_{i,\tau}^{\ 2} + \varepsilon_{i,\tau} \quad \text{رابطه ۱۱}$$

در اینجا نیز $Sales_surp_{i,\tau}$ همانند $Earn_surp_{i,\tau}$ در معادلهٔ قبل به دست می‌آید.

تحلیل الگو جهت نوسان- بازده و انعطاف‌پذیری

معادلهٔ 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 انعطاف‌پذیری ($GR_{i,t}\Delta VOL_{i,t}$) است.

نکته

۱. برای اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری از دو رویکرد استفاده می‌شود: «رویکرد اول» اینکه بر اساس نظرات موجود در مطالعات برناردو و چودری (Bernardo & Chowdhry, 2002)، از «تحدب تابعی ارزش عایدات» شرکت و «تحدب تابعی ارزش نرخ فروش» شرکت آن به‌عنوان ابزاری برای تعیین «انعطاف‌پذیری عملیاتی» استفاده می‌شود. «رویکرد دوم»، طبق مطالعات ابراهام و مدوف (Abraham & Medoff, 1984) گرام و شنل (Gramm & Schnell, 2001) و چن، کاسپرژیک و اوتیز- مولینا (Chen, Kasperczyk & Ortiz-Molina, 2011)، از «سطح عضویت در اتحادیه صنفی» شرکت به‌عنوان یک ابزار معکوس جهت تعیین «انعطاف‌پذیری عملیاتی» شرکت استفاده می‌شود؛ بنابراین، برای اندازه‌گیری و محاسبهٔ انعطاف‌پذیری از سه معیار: «ارزش عایدات شرکت»، «ارزش نرخ فروش شرکت» و «سطح عضویت در اتحادیه صنفی شرکت» استفاده می‌شود.

۲. هر یک از معیارهای انعطاف‌پذیری (تحدب عایدات، تحدب فروش و عضویت در اتحادیه‌ها)، *از طریق کم کردن از میانگین نمونهٔ آماری خود آن معیار و تقسیم عدد باقی‌مانده بر انحراف معیار خود نمونهٔ آماری تعدیل می‌شوند.*

الف. الگو جهت نوسان- بازده و تحدب عایدات (* flexibility ΔVOL)

«نتایج الگوی الف» نشان می‌دهد که ارتباط بازده سهام با تغییرات هم‌زمان در نوسان شرکت با توجه به تحدب تخمینی ارزش (درآمدها) عایدات شرکت رو به افزایش است. ضریب مربوط به تعامل بین تغییرات در نوسان (ΔVOL) و تحدب عایدات تعدیل‌شده یعنی (* flexibility ΔVOL) برابر ۰/۸٤ است اما ضریب برآوردی (* flexibility ΔVOL) برابر ۰/۰٤٥ خواهد بود. به این معنی که افزایش انحراف معیار تحدب عایدات از میانگین نمونهٔ آماری منجر به افزایش ۸٤٪ در شدت رابطهٔ بازده- تغییر در نوسان (ΔVOL) خواهد شد. در نهایت، «اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف معیار تغییر کند به‌شرط آنکه شاخص رشد تحدب عایدات نیز هم‌زمان تغییر کند، تأثیر آن بر رابطه نوسان- پایه برابر ۸٤ درصد خواهد بود».

خروجی الگو جهت نوسان- بازده و تحدب عایدات (* flexibility ΔVOL)

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 جهت نوسان- بازده و تحدب فروش (* flexibility ΔVOL)

در «الگوی دوم» رگرسیون تحدب فروش آورده شده است. نتایج ارائه‌شده بر اساس این الگو نسبت به نتایج مربوط به تحدب عایدات شرکت محکم‌تر به نظر می‌رسد. ضریب مربوط به تعامل بین ΔVOL و تحدب فروش (۰/۷۱) نسبت به ضریب مربوط به تعامل بین ΔVOL و تحدب عایدات (۰/۸٤) که به‌صورت (* flexibility ΔVOL) آورده شده، بالاتر و از لحاظ آماری هم معنادار و بزرگ‌تر است. هرچند ضریب برآوردی تحدب فروش (* flexibility ΔVOL) برابر ۰/۰٦٤ خواهد بود. رابطهٔ بازده $-\Delta VOL$ در شرکت‌هایی که معیار اندازه‌گیری تحدب فروش آن‌ها دو انحراف معیار بالاتر از میانگین نمونهٔ آماری است در مقایسه با شرکت‌هایی که شرایطی عکس این دارند؛ یعنی معیار اندازه‌گیری تحدب فروش آن‌ها دو انحراف معیار پایین‌تر از میانگین نمونهٔ آماری است، به میزان ۵۱٪ قوی‌تر است. در نهایت، «اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف

معیار تغییر کند به‌شرط آنکه شاخص رشد تحدب فروش نیز هم‌زمان تغییر کند تأثیر آن بر رابطه نوسان- پایه برابر ۷۱ درصد خواهد بود».

خروجی الگو جهت نوسان- بازده و تحدب 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. الگو جهت نوسان- بازده و عضویت در اتحادیه (* flexibility ΔVOL)

در «الگوی سوم»، معیار عضویت در اتحادیه کارگری به‌عنوان ابزاری جهت تعیین انعطاف‌پذیری عملیاتی ارائه شده است. ضریب برآوردی عضویت در اتحادیه (* flexibility ΔVOL) برابر ۰/۲۲۶ - خواهد بود، درحالی‌که ضریب تخمینی تعاملی تغییر در نوسان ΔVOL و آمار عضویت در اتحادیه یعنی (* flexibility ΔVOL) برابر با ۰/۴۵ ° خواهد بود، که نه‌تنها از لحاظ آماری معنادار است بلکه از منظر اقتصادی نیز عددی بزرگ به نظر می‌رسد؛ چراکه نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که دارای عضویت در اتحادیه هستند و انحراف معیار آن‌ها دو واحد بیشتر از میانگین نمونهٔ آماری است به

میزان دو برابر از لحاظ ارزش شرکت نسبت به نرخ نوسان حساس‌تر هستند، اگر بخواهیم این شرکت‌ها را با شرکت‌هایی که شرایطی عکس دارند، قیاس کنیم. این نتیجه با این فرضیه که شرکت‌هایی که در صنعت‌هایی با آمار عضویت بیشتر در اتحادیه عمل می‌کنند، دارای انعطاف‌پذیری کمتری هستند که همین عامل از یک سو موجب ارزش کمتر در اختیارت حقیقی خود شرکت‌ها و از سوی دیگر موجب ایجاد حساسیت کمتر ارزش این شرکت‌ها نسبت به تغییرات در نرخ نوسان می‌شود. چن، کاسپرژیک و اوتیز- مولینا (Chen, Kasperczyk & Ortiz-Molina, 2011) اعتقاد دارند که شرکت‌هایی که نیروی کار تحت حمایت اتحادیه‌های کارگری دارند، مشکلاتی را در زمان تصمیم‌گیری جهت کاهش نیروی کار خود در شرایط نابسامان اقتصادی بر سر راه خود می‌بینند. بر این اساس، انتظار می‌رود که رابطهٔ بازده-ΔVOL ارتباط معکوسی با سطح عضویت در اتحادیه‌ها داشته باشد. در نهایت، «اگر تغییرات نوسان پایه به میزان یک انحراف معیار تغییر کند، به‌شرط آنکه شاخص عضویت در اتحادیه‌ها نیز هم‌زمان تغییر کند، تأثیر آن بر رابطه نوسان- پایه برابر ٤٥ درصد به‌صورت عکس خواهد بود».

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

خروجی الگو جهت نوسان- بازده و عضویت در اتحادیه (* flexibility ΔVOL)

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		

نتایج و یافته‌های رابطه نوسان- بازدهی با توجه به انعطاف‌پذیری

۱. با توجه به اینکه ارزش اختیارات واقعی، در واقعیت، ناشی و متأثر از توانایی‌ها و مهارت‌های مدیران شرکت در تغییر تصمیمات خود، در زمان دسترسی و دستیابی به اطلاعات و دانش جدید و نوین است؛ بنابراین، مسئولان و مدیران عمل‌گرا و مجری قابلیت‌های انعطاف‌پذیری در زمینه‌های مختلف سرمایه‌گذاری، قادر به تبیین و تشریح تغییرات مقطعی در رابطهٔ بازده- نوسان خواهند بود. در راستای این پیش‌بینی که میزان نوسانات بازدهی، باعث افزایش میزان ارزش (بازدهی) شرکت در صورت وجود انعطاف‌پذیری در مدیران، جهت تغییر تصمیمات عملیاتی، تولیدی و سرمایه‌گذاری خود، خواهد شد، می‌توان گفت که رابطهٔ نوسان- بازدهی برای شرکت‌هایی که دارای

محدودیت‌های عملیاتی کمتر و قابلیت‌های بیشتر جهت پاسخگویی بیشتر و بهتر به درخواست‌های نامعین می‌باشند، بسیار قوی‌تر است.

۲. شرکت‌هایی که دارای انعطاف‌پذیری عملیاتی بیشتر و از نظر آماری، ریاضی و هندسه، ارزش (بازدهی) شرکت دارای تابع محدب هستند، رابطهٔ مقطعی بین بازده- نوسان قوی‌تر است. علاوه بر این باید گفت که شرکت‌هایی که دارای اختیارت راهبردی و رشد بیشتر هستند (مانند شرکت‌های با دانش فنی بالا، شرکت‌های دارویی، شرکت‌های بیوتکنولوژی- شرکت‌های دارای فناوری زیستی پیشرفته) و همچنین از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردارند (شرکت‌های فعال در زمینهٔ منابع طبیعی) میزان قوی‌تری از رابطهٔ نوسان- بازده از خود نشان می‌دهند.

جمع‌بندی

الف. در چارچوب مطالب ارائه‌شده، یک دلیل مهم در وجود رابطهٔ هم‌زمان مثبت بین بازدهی سهام شرکت و نوسان سهام شرکت (که ابتدا توسط دوفی (Duffee, 1995) به آن پرداخته شد) «وجود اختیارات واقعی» در شرکت است. در راستای این فرضیه که ارزش یک اختیار واقعی در نوسان فرایند پایه شرکت روندی افزایشی دارد می‌توان استنباط کرد که شرکت‌های دارای اختیارات واقعی بیشتر، حساسیت بیشتری از نظر ارزش شرکت (بازدهی) نسبت به نوسان پایه شرکت از خود نشان می‌دهند.

ب. با استفاده از معیارهای مختلف برای تعیین مقدار ارزش (بازدهی) شرکت در فرصت‌های سرمایه‌گذاری، استنتاج می‌گردد که ارزش (بازدهی) شرکت‌های دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری فراوان، حساسیت بیشتری نسبت به تغییرات در نوسان، از خود نشان می‌دهد؛ برعکس، شرکت‌هایی که بیشتر ارزش (بازدهی) سهام خود را از دارایی فعلی خود می‌گیرند، حساسیت به‌مراتب کمتری از لحاظ ارزش (بازدهی) کلی خود نسبت به تغییرات در نوسان بروز می‌دهند.

ج. شرکت‌هایی که دارای انعطاف‌پذیری عملیاتی بیشتر و از نظر آماری، ریاضی و هندسه، ارزش (بازدهی) شرکت دارای تابع محدب هستند، رابطهٔ مقطعی بین بازده- نوسان قوی‌تر است. علاوه بر این باید گفت که شرکت‌هایی که دارای اختیارت

راهبردی و رشد بیشتر هستند (مانند شرکت‌های با دانش فنی بالا، شرکت‌های دارویی، شرکت‌های بیوتکنولوژی- شرکت‌های دارای فناوری زیستی پیشرفته) و همچنین از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردارند (شرکت‌های فعال در زمینهٔ منابع طبیعی) میزان قوی‌تری از رابطهٔ نوسان- بازده از خود نشان می‌دهند.

د. با استفاده از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری مقطعی و همچنین فعالیت‌های مالی بسیار زیاد به‌عنوان معیارهایی در زمان اعمال اختیارات واقعی، می‌توان باعث کاهش چشمگیر آماری و اقتصادی در میزان حساسیت ارزش (بازدهی) شرکت نسبت به نوسان در زمان اعمال و اجرای اختیارات واقعی توسط شرکت شد. این امر با این فرضیه که کاهش مقدار اختیارات واقعی باقی‌مانده شرکت باعث کاهش حساسیت ارزش شرکت نسبت به نوسان پایه می‌شود، هم‌سویی دارد.

هـ. جهت بررسی و تعیین تأثیرات اختیارات واقعی بر روی عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها[۲] همچون مطالعات دا، گیو و جاگاناتان (Da, Guo & Jagannathan, 2012) می‌توان چنین بیان کرد که در صورت وجود اختیارات واقعی، نمی‌توان از «مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای» برای توجیه بازدهی سهام استفاده کرد؛ چراکه بازدهی مورد انتظار سهام به شکل توابع غیرخطی از بازدهی مورد انتظار طرح‌های زیربنایی درمی‌آیند؛ لذا، اگر همبستگی مثبت بین نوسان و بازده تحت تأثیر عمدهٔ اختیارات واقعی باشد، در این صورت باید توقع داشت که عملکرد «مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای» (یا مدل‌های دیگر قیمت‌گذاری دارایی‌ها) در شرکت‌هایی که دارای رابطهٔ نوسان- بازده نسبتاً ضعیف می‌باشند (به بیانی دیگر، شرکت‌های دارای اختیارات واقعی نسبتاً کمتر) قوی‌تر است. در راستای همین استدلال، می‌توان به این نکته پی برد که «مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی» فاما و فرنچ (Fama & French, 1993) در شرکت‌های با رابطهٔ نسبتاً ضعیف بین میزان بازدهی و تغییرات در نوسان در قیاس با شرکت‌های دارای رابطهٔ نسبتاً قوی میان بازدهی و نوسان شرکت عملکرد بهتری دارند. این خود نیز می‌تواند منبع دیگری از شواهد در اثبات پیوند رابطهٔ مثبت نوسان- بازده شرکت به اختیارات واقعی شرکت باشد.

ز. رابطهٔ منفی بین بازدهی کل و نوسان کل می‌تواند از عوامل اقتصادی زیربنایی که هر دو متغیر را تحت تأثیر قرار می‌دهند، به وجود بیاید. در راستای همین استدلال، می‌توان به این نکته رسید که نوسان کل، دیگر با بازده سهام انفرادی، پس از کنترل شرایط کلی بازار، رابطه‌ای ندارد. علاوه بر این، رابطهٔ بازدهی شرکت و نوسان کل در شرکت‌های مبتنی بر پایهٔ اختیارات واقعی بیشتر به یک رابطهٔ کاملاً مثبت گرایش دارد؛ این در حالی است که این رابطه در مورد دارایی‌ها در شرکت‌های مکان محور (شرکت‌های بر پایهٔ توسعهٔ مکان‌های خاص) بسیار ضعیف‌تر و گاهی منفی است.

ح. در مجموع، یافته‌های حاصل از تحقیق حاضر فرضیهٔ اختیارات واقعی را در توجیه رابطهٔ مثبت میان نوسان- بازدهی شرکت تأیید می‌کند؛ به‌عبارت‌دیگر این نتایج مسئلهٔ اساسی چگونگی و میزان اثرگذاری نوسان بر قیمت دارایی‌ها را روشن می‌کند.

یادداشت‌ها

1. proxies
2. CAPM

کتابنامه

Abraham, Katharine, and Medoff, James (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, Bollerslev, Tim and Diebold, Francis (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 Garcia-Feij´oo, Luis (2006), Empirical evidence on capital investment, growth options, and security prices, *Journal of Finance* 61, 171˚194.

Ang, Andrew; Hodrick, Robert; Xing, Yuhang and Zhang, Xiaoyan (2006), The cross-section of volatility and expected returns, *Journal of Finance* 61, 259˚299.

Id. (2009), High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence, *Journal of Financial Economics* 91, 1˚23.

Baker, Malcolm, and Wurgler, Jeffrey (2006), Investor sentiment and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance* 61, 1645˚1680.

Bandi, Federico; Moise, Claudia; and Russell, Jeffrey (2008), The joint pricing of volatility and liquidity, Working paper, University of Chicago.

Barber, Brad, and Lyon, John (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 Shephard, Neil (2004), Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps, *Journal of Financial Econometrics* 2, 1˚37.

Id. (2006), Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation, *Journal of Financial Econometrics* 4, 1˚30.

Battalio, Robert, and Schultz, Paul (2006), Options and the bubble, *Journal of Finance* 61, 2071˚2102.

Berk, Jonathan; Green, Richard and Naik, Vasant (1999), Optimal investment, growth options, and security returns, *Journal of Finance* 54, 1553˚1607.

Bernard, Victor and Thomas, Jacob (1989), Post-earnings announcement drift: Delayed price response or risk premium, *Journal of Accounting Research* 27, 1˚35.

Bernardo, Antonio, and Chowdhry, Bhagwan (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; Kishore, Runeet; Santa-Clara, Pedro; and Venkatachalam, Mohan (2009), Earnings announcements are full of surprises, Working paper, Duke University.

Brennan, Michael, and Schwartz, Eduardo (1985), Evaluating natural resource investments, *Journal of Business* 58, 135˚157.

Brown, Gregory and Kapadia, Nishad (2007), Firm-specific risk and equity market development, *Journal of Financial Economics* 84, 358˚388.

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 Pindyck, Robert (1992), Uncertainty, investment, and industry evolution, Working paper, MIT.

Campbell, John, and Hentschel, Ludger (1992), No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns, *Journal of Financial Economics* 31, 281˚318.

Campbell, John; Lettau, Martin; Malkiel, Burton and Xu, Yexiao (2001), Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk, *Journal of Finance* 56, 1˚44.

Cao, Charles, Simin, Timothy and Zhao, Jing (2008), Can growth options explain the trend in idiosyncratic risk? *Review of Financial Studies* 21, 2599˚2633.

Carlson, Murray; Fisher, Adlai; and Giammarino, Ron (2004), Corporate investment and asset price dynamics: Implications for the cross-section of returns, *Journal of Finance* 59, 2577˚2603.

Carlson, Murray; Fisher, Adlai and Giammarino, Ron (2006), Corporate investment and asset price dynamics: Implications for SEO event studies and long-run performance, *Journal of Finance* 61, 1009˚1034.

Id. (2010), SEO risk dynamics, *Review of Financial Studies* 23, 4026˚4077.

Carlson, Murray; Khokher, Zeigham and Titman, Sheridan (2007), Equilibrium exhaustible resource price dynamics, *Journal of Finance* 62, 1663˚1703.

Chemmanur, Thomas; He, Shan; and Nandy, Debarshi (2010), The going public decision and the product market, *Review of Financial Studies* 23, 1855˚1908.

Chen, Jason; Kasperczyk, Marcin and Ortiz-Molina, Hernan (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; Gulen, Huseyin and Schill, Michael (2008), Asset growth and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance* 63, 1609˚1652.

Da, Zhi; Guo, Re and Jagannathan, Ravi (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.

Id. (2002), Balance sheet explanations for asymmetric volatility, Working paper, University of California.

Fama, Eugene and MacBeth, James (1973), Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, 607˚636.

Fama, Eugene, and French, Kenneth (1993), Common risk factors in the returns of stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3˚56.

Id. (1997), Industry costs of equity, *Journal of Financial Economics* 49, 153˚193.

Fan, Ying and Zhu, Lei (2010), A real options-based model and its application to China s overseas oil investment decisions, *Energy Economics* 32, 627˚637.

Frazzini, Andrea, and Lamont, Owen (2007), The earnings announcement premium and trading volume, Working paper, University of Chicago.

French, Kenneth; Schwert, William and Stambaugh, Robert (1987), Expected stock returns and volatility, *Journal of Financial Economics* 19, 3˚29.

Galai, Dan, and Masulis, Ronald (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 Schnell, John (2001), The use of flexible staffing arrangements in core production jobs, *Industrial and Labor Relations Review* 54, 245˚268.

Griffin, John; Harris, Jeffrey; Shu, Tao and Topaloglu, Selim (2011), Who drove and burst the tech bubble? *Journal of Finance* 66, 1251˚1290.

Guiso, Luigi, and Parigi, Giuseppe (1999), Investment and demand uncertainty, *Quarterly Journal of Economics* 114, 185˚227.

Grullon, Gustavo; Lyandres, Evgeny and Zhdanov, Alexei (2012), Real Options, Volatility, and Stock Returns, The Journal Of Finance, 4, 1498-1537.

Hirsh, Barry and Macpherson, David (2003), Union membership and coverage database from the current population survey: Note, *Industrial and Labor Relations Review* 56, 349˚354.

Jegadeesh, Narasimhan and Titman, Sheridan (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 Whited, Toni (1996), The effect of uncertainty on investment: Some stylized facts, *Journal of Money, Credit, and Banking* 28, 64˚83.

Lemmon, Michael and Zender, Jaime (2010), Debt capacity and tests of capital structure theories, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45, 1161˚1187.

Loughran, Tim and Ritter, Jay (1995), The new issues puzzle, *Journal of Finance* 50, 23˚51.

Lyandres, Evgeny; Sun, Le and Zhang, Lu (2008), The new issues puzzle: Testing the investmentbased explanation, *Review of Financial Studies* 21, 2825˚2855.

Lyon, John; Barber, Brad and Tsai, Chih-Ling (1999), Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns, *Journal of Finance* 54, 165-201.

Majd, Saman and Pindyck, Robert (1987), Time to build, option value, and investment decisions, *Journal of Financial Economics* 18, 7˚27.

Marschak, Thomas, and Nelson, Richard (1962), Flexibility, uncertainty, and economic theory, *International Review of Economics* 14, 42˚58.

McDonald, Robert and Siegel, Daniel (1985), Investment and valuation of firms when there is an option to shut down, *International Economic Review* 26, 331˚349.

Id. (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 Tufano, Peter (2002), When are real options exercised? An empirical study of mine closings, *Review of Financial Studies* 15, 35˚64.

Newey, Whitney and West, Kenneth (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; Siegel, Daniel and Smith, James (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.

Id. (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 Xiong, Wei (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.