-- Iranian Journal of Economic Research----------
Volume 29, Issue 98, Spring 2024, 54-85
ijer.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/ijer.2022.63352.1035

ATU PRESS

Leverage Effect and the Role of Debt Ratio in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange

Teymour Mohammadi — Professor, Faculty of Economics, Allame Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Mohammad Reza Feghhi Kashani — Assistant Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Mahdi Samei* — Ph.D. in Financial Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Abstract

The negative correlation between an asset's volatility and its return is known as *leverage effect*. This relationship is explained by the effect of a firm's equity return on the degree of leverage in its capital structure. If this relationship holds, the increased volatility resulting from a fall in stock price should be comparable with the decreased volatility resulting from a price rise with the same magnitude, and this effect should also be persistent. Most research on the leverage effect has examined the relationship between the behavior of returns and return volatility. The present study aimed to examine the relationship between return volatility, returns, and the debt ratio. The data were collected from 22 biggest companies listed on the Tehran Stock Exchange for the period from March 2009 to March 2019. The value of debt in the capital structure of the selected companies was calculated using the Geske compound option pricing model. According to the results, the existence of an asymmetric effect on returns only during bearish market conditions, alongside the instability of this effect, indicates that the debt ratio cannot explain the behavior of returns and return volatility.

* Corresponding Author: m.samei@atu.ac.ir
How to Cite: Mohammadi, T., Feghhi Kashani, M. R., & Samei, M. (2024). Leverage Effect and the Role of Debt Ratio in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 54-85.

eISSN:2476-6445 ISSN: 1726-0728 Accepted: 17/1/2022 Revised: 31/10/2021 Received: 6/9/2021 Original Research

1. Introduction

Extensive research on return volatility and its modeling reflects the considerable attention and importance this topic holds within various financial domains. The sheer number of scientific inquiries into volatility modeling and prediction underscores its significance in financial discourse, playing a pivotal role in both theoretical and empirical realms (Kambouroudis et al., 2021). Uncovering the influential factors affecting return volatility and gaining insights into their impact can contribute to a deeper understanding of return volatility. The leverage effect, which denotes the negative relationship between an asset's return and its return volatility, suggests that as an asset's return increases, its volatility decreases and vice versa. A common explanation attributes the divergent behavior of stock returns and return volatility to the debt ratio in a company's capital structure (Aït-Sahalia et al., 2013). When a company's value increases, assuming the debt value remains stable, the relative return on equity will rise more than the overall company return because the total stock value is less than the total company value. Therefore, equity in a company with a higher debt ratio will exhibit greater volatility compared to the overall company, with this difference depending on the equity ratio in the company's capital structure. This relationship with the debt ratio also leads to a systemic and inverse change in equity return volatility relative to its own return. When negative stock returns lead to a decrease in equity value relative to the fixed amount of debt, the debt ratio increases, resulting in an anticipated increase in stock volatility in the future. Conversely, positive stock returns are expected to have the opposite effect. The market value of a company's equity affects the value of its debt. This research aimed to examine the ability of debt ration to explain the observed leverage effect. Therefore, accurately estimating the debt ratio and the value of the debt is crucial. In this line, the present inquiry investigated the relationship between stock return volatility and the debt ratio in the case of companies listed on the Tehran Stock Exchange.

2. Materials and Methods

This study used the model proposed by Figlewski and Wang (2000) in order to investigate the leverage effect. A distinctive aspect of the current research lies in the calculation of the debt value and the debt ratio using the Geske compound options pricing model (Geske, 1979).

The sample of the study consisted of 22 non-banking companies selected from the top 30 listed on the Tehran Stock Exchange. Seven banking symbols and one symbol with insufficient information were excluded from the analysis. Banking symbols were excluded due to the unique nature of the banking business, which significantly influences

debt performance (Damodaran, 2013). Data on prices, number of shares, and debt structure for these companies were systematically collected from 2009 to 2019. The study relied on quantile regression as the analytical approach. Quantile regression is particularly robust in scenarios where errors deviate from a normal distribution or outliers are present in the data. This method allows for model estimation without being constrained by assumptions typical in ordinary regression, such as homoscedasticity and the influence of outliers on coefficient estimation.

3. Results and Discussion

If the leverage effect, characterized by the negative relationship between return volatility and stock returns, were solely due to returns influencing the debt ratio, one would expect this effect to be consistent across positive and negative returns. Additionally, assuming the effect of returns on the debt ratio remains stable over time, one would anticipate a stable effect on return volatility as well. The findings indicated asymmetric effects of returns on return volatility, with a notable difference between positive and negative returns. Moreover, over time, both the magnitude and significance of this effect diminish. Another objective was to explore the direct effect of the debt ratio on return volatility. Similar to the previous case, the data suggested differing effects of the debt ratio during upward and downward trends. When the debt ratio increases due to declining returns, there is a consistent relationship observed between return volatility and the debt ratio. Conversely, during upward trends, the relationship between the debt ratio and return volatility is inverse. Furthermore, in assessing the stability of the effect of debt ratio on return volatility, the coefficients of lagged debt ratios were not significant, with only the coefficient of the current period's debt ratio showing meaningful impact over the study duration.

4. Conclusion

According to the results, if a leverage effect exists, it manifests primarily in bearish market conditions (associated with an increasing debt ratio), and this effect is not stable over time. Consequently, the debt ratio alone cannot fully explain the relationship between return behavior and return volatility.

Keywords: Leverage Effect, Debt Ratio, Compound Option, Return Volatility
JEL Classification: G12, G13

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۶/۱۵

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۰/۸/۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۲۹، شماره ۹۸، بهار ۱۴۰۳، ۵۴-۸۵

ijer.atu.ac.ir

DOI: 10.22054/ijer.2022.63352.1035

اثر اهرمی و نقش نسبت بدهی در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران

تیمور محمدی | استاد گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

محمدرضا فقهی کاشانی | استادیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

مهدی صامعی * | دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

رابطه منفی بین بازدهی سهام و تلاطم آن تحت عنوان اثر اهرمی شناخته می‌شود. توضیح مرسوم، این ارتباط منفی را به اثر تغییر ارزش سهام بر روی نسبت بدهی مرتبط می‌داند. چنانچه این توضیح صحیح در نظر گرفته شود، این اثر در شرایط نزولی و صعودی بازار باید یکسان بوده و همچنین پایدار باشد. در اکثر مطالعات، این ارتباط از طریق بررسی رفتار بازدهی سهم و تلاطم بازدهی مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش ارتباط بین تلاطم بازدهی سهام با بازدهی و نسبت بدهی روی داده‌های ماهانه ۲۲ شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین ارزش بدهی در ساختار سرمایه شرکت از طریق قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی برآورد شده است. نتایج پژوهش حاضر از جمله وجود اثر نامتقارن بازدهی تنها در شرایط نزولی بازار در کنار عدم پایداری این اثر، حاکی از این امر است که نسبت بدهی نمی‌تواند توضیح‌دهنده رفتار بازدهی و تلاطم بازدهی سهم باشد.

کلیدواژه‌ها: اثر اهرمی، اختیارات ترکیبی، نسبت بدهی، تلاطم بازدهی

طبقه‌بندی JEL: G12، G13

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول: m.samei@atu.ac.ir

۱. مقدمه

تلاطم بازدهی و مدل‌سازی آن در بسیاری از موضوعات مالی مورد توجه و دارای اهمیت بالایی بوده است. حجم تحقیقات علمی روی مدل‌سازی تلاطم و پیش‌بینی آن مؤید این اهمیت در مباحث مالی است و نقش بسیار مهمی چه در مباحث تئوری و چه در مباحث تجربی دارد (Kambouroudis, et al., 2021). کشف عوامل مؤثر بر تلاطم بازدهی و نحوه بروز اثر این عوامل بر تلاطم، می‌تواند در شناخت هرچه بهتر از تلاطم بازدهی و از این طریق در قیمت‌گذاری دارایی‌ها و مشتقات مالی، مدیریت ریسک، سیاست‌گذاری و سایر فعالیت‌های مالی تأثیر مثبتی داشته باشد.

بازدهی، خود یکی از عوامل شناخته‌شده مؤثر بر تلاطم بازدهی است. ارتباط منفی بین بازدهی و تلاطم بازده یک دارایی تحت عنوان «اثر اهرمی[1]» شناخته می‌شود و بیانگر این امر است که با افزایش بازدهی دارایی، تلاطم آن کاهش و با کاهش بازدهی دارایی، تلاطم آن افزایش می‌یابد. یکی از رایج‌ترین توضیحات، رفتار متضاد بازدهی و تلاطم بازدهی سهام را به نسبت بدهی در ساختار سرمایه شرکت ارتباط می‌دهد (ایت ساهالیا و همکاران[2]، ۲۰۱۳). چنانچه فرض شود ارزش شرکت افزایش پیدا کند، ازآنجاکه مجموع ارزش سهام کمتر از ارزش کل شرکت است، با فرض ثبات ارزش بدهی، افزایش در بازدهی نسبی سهام بیش از افزایش در بازدهی کل شرکت خواهد بود. بنابراین سهام در شرکت با نسبت بدهی بالاتر، تلاطم بیشتری نسبت به کل شرکت خواهد داشت و این تفاوت تابعی از میزان نسبت بدهی به سهام در ساختار سرمایه شرکت است. این ارتباط با نسبت بدهی همچنین منجر به تغییر سیستمی و معکوس تلاطم بازدهی سهام با خود بازده می‌شود. هنگامی که بازده منفی سهم منجر به کاهش ارزش سهم در مقابل میزان ثابت بدهی می‌شود، نسبت بدهی افزایش می‌یابد که خود منجر به افزایش تلاطم سهام در آینده خواهد شد. در شرایطی که بازده سهام مثبت باشد نیز اثر معکوسی مورد انتظار است.

در اکثر مطالعات موجود در این حوزه تخمین تلاطم تنها از روی رفتار تاریخی بازدهی سهم و بدون تعدیل اثر این بازدهی بر روی ساختار سرمایه صورت پذیرفته‌است. حتی هنگامی که مدل‌های تلاطم تصادفی از خانواده گارچ مورد استفاده قرار گرفته است، نسبت

1. Leverage Effect
2. Ait-Sahalia, Y., et al.

بدهی تنها به عنوان پارامتری است که از داده‌های بازدهی سهم تخمین زده می‌شود و به عنوان پارامتری ساختاری و مرتبط با ساختار سرمایه شرکت در نظر گرفته نمی‌شود (Figlewski & Wang, 2000). چنانچه ارزش بدهی نیز هم‌جهت با ارزش شرکت حرکت کند، می‌تواند تا حدودی اثر بدهی بر روی تلاطم سهام را خنثی کند.

مطالعات اندکی که به رابطه نسبت بدهی با تلاطم بازدهی پرداخته‌اند، ارزش اسمی بدهی را به عنوان معیار محاسبه نسبت بدهی در نظر گرفته‌اند. اما با توجه به تأثیرپذیری ارزش بازاری بدهی از ارزش سهام شرکت و همچنین هدف پژوهش حاضر که بررسی توانایی توضیح مشاهده اثر اهرمی توسط نسبت بدهی است، تخمین صحیح نسبت بدهی و به واسطه آن ارزش بدهی دارای اهمیت بالایی می‌شود. در این پژوهش به منظور بررسی رابطه تلاطم بازدهی سهام با نسبت بدهی، با محاسبه ارزش بدهی شرکت با استفاده از قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک، نسبت بدهی محاسبه شده است. با توجه به مشاهده اثر اهرمی تنها در شرایط نزولی بازار و همچنین عدم پایداری این اثر در داده‌های مورد بررسی پژوهش حاضر، عدم توانایی نسبت بدهی در توضیح رابطه بازدهی و تلاطم بازدهی استنتاج می‌شود.

ساختار مقاله به این صورت است که در بخش دوم توضیح اثر اهرمی و نحوه ارزش‌گذاری بدهی در شرکت با استفاده از مدل قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک ارائه شده است. در بخش سوم پیشینه پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است. بخش چهارم الگوی مورد استفاده را شرح می‌دهد و بخش پنجم به توضیح داده‌های پژوهش می‌پردازد. در بخش ششم برآورد مدل و تحلیل نتایج صورت گرفته و بخش هفتم شامل بحث و نتیجه‌گیری است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. اثر اهرمی

اثر اهرمی به همبستگی منفی بین تلاطم بازده دارایی با بازده دارایی اطلاق می‌شود. به‌صورت عمومی افزایش قیمت دارایی با کاهش تلاطم بازده دارایی و کاهش قیمت دارایی با افزایش تلاطم بازده دارایی همراه است. عبارت اهرمی به توصیفی اقتصادی از این پدیده مرتبط

می‌شود که توسط بلک[1] (۱۹۷۶) و کریستی[2] (۱۹۸۲) ارائه شد. با کاهش قیمت دارایی، به دلیل افزایش ارزش بدهی نسبت به سهام، نسبت بدهی در شرکت‌ها افزایش می‌یابد. در نتیجه این اتفاق، انتظار می‌رود ریسک سهام افزایش یافته و تلاطم بازده آن بالا رود. درحالی‌که این مسئله تنها یک فرضیه است، رواج آن در ادبیات موضوع منجر به استفاده از عبارت اثر اهرمی برای توصیف این ارتباط آماری شده است (Ait-Sahalia, et al., 2013).

برای شفاف‌تر شدن موضوع، شرکتی را در نظر بگیرید که در ساختار سرمایه خود سهام و بدهی دارد. به منظور سادگی نیز فرض کنید بدهی بدون ریسک بوده و تغییر ارزش شرکت تنها از تغییرات ارزش سهام نشأت می‌گیرد. در این صورت ارزش بنگاه برابر خواهد بود با مجموع ارزش بدهی و سهام و ارزش سهام، حاصل‌ضرب قیمت هر سهم در تعداد سهام منتشرشده است. با تغییر در ارزش شرکت، این تغییر به‌صورت کامل از تغییر در ارزش سهام ناشی شده است. در این صورت در فرمول (۱) خواهیم داشت:

$$\frac{\Delta S}{S}=\frac{\Delta E}{E}=\frac{\Delta V}{V}\frac{V}{E}=\frac{\Delta V}{V}\left(\frac{E+D}{E}\right)=\frac{\Delta S}{V}\left(1+\frac{D}{E}\right) \qquad (۱)$$

که V ارزش شرکت، S قیمت هر سهم شرکت، D ارزش بدهی، N تعداد سهام منتشر شده، E ارزش مجموع سهام شرکت که برابر است با $N\times S$ و Δ بیانگر تغییرات است.

در این شرایط درصد تغییر قیمت سهام برابر درصد تغییر در ارزش سهام در ساختار سرمایه شرکت است. هرچه نسبت بدهی در شرکت بالاتر باشد، تلاطم بازدهی سهام نسبت به تلاطم بازدهی شرکت بیشتر خواهد بود. این رابطه در فرمول (۲) نشان داده شده است:

$$\sigma_S=\sigma_E=\sigma_V L \qquad (۲)$$

که σ_S تلاطم بازده سهم و برابر با تلاطم بازده کل سهام در ساختار سرمایه (σ_E) است. σ_V تلاطم ارزش کل شرکت بوده و L برابر است با $\left(1+{}^{D}/_{E}\right)$ که در این پژوهش معیار نسبت بدهی است. چنانچه σ_V ثابت باشد، با کاهش قیمت سهم نسبت بدهی افزایش و σ_S افزایش یافته و با افزایش قیمت سهم نسبت بدهی کاهش و σ_S کاهش می‌یابد (Figlewski

1. Black, F.
2. Christie, A. A.

.(& Wang, 2000

با در نظر گرفتن فرمول (۲)، می‌توان کشش تلاطم بازدهی سهام نسبت به سهام ($\theta_E =$ $\left(\frac{d\sigma_V L}{dE}\right) \times \left(\frac{E}{\sigma_V L}\right) = \theta_S$) و بدهی ($\theta_D$) را محاسبه نمود. بنابراین خواهیم داشت:

$$\theta_E = \theta_S = -\frac{D}{D+E} \quad (۳)$$

$$\theta_D = \frac{D}{D+E} \quad (۴)$$

همچنین می‌توان کشش تلاطم بازدهی سهام نسبت به تغییرات در L را نیز با استفاده از فرمول (۲) محاسبه نمود:

$$\theta_L = \frac{\partial \sigma_S}{\partial L}\frac{L}{\sigma_S} = \frac{\sigma_V L}{\sigma_S} = 1 \quad (۵)$$

روابط بالا با فرض ثبات تلاطم شرکت (σ_V) بوده است. چنانچه این فرض برقرار نباشد با گرفتن مشتق از فرمول (۲) خواهیم داشت:

$$d\sigma_S = \sigma_V \frac{dL}{dV} = \mathrm{L}\frac{d\sigma_V}{dV}dV$$

همچنین:

$$\frac{dL}{dV}dV = \frac{dL}{dE}\frac{dE}{dV}dV = -\frac{D}{E^2}dV$$

و با جایگزینی در توابع کشش خواهیم داشت:

$$\theta_L = \frac{d\sigma_S}{dL}\frac{L}{\sigma_S} = \left(\sigma_V - \frac{L}{D/E^2}\frac{\partial \sigma_V}{\partial V}\right)\frac{L}{\sigma_S} = 1 - \frac{E^2 L^2}{D\sigma_S}\frac{\partial \sigma_V}{\partial V} \quad (۶)$$

حال با توجه به فرمول (۶) چنانچه تلاطم بازده کل ارزش شرکت رفتار معکوسی نسبت به ارزش شرکت داشته باشد، کشش تلاطم سهام نسبت به نسبت اهرمی (L) بیشتر از واحد خواهد بود.

مدل بررسی این موضوع به شکل فرمول (۷) خواهد بود:

$$\Delta ln\sigma_S = c + a\Delta lnL + \mathfrak{D} \quad (۷)$$

که $\mathfrak{D}$ متغیر موهومی است. a تخمین کشش تلاطم سهام نسبت به نسبت اهرمی (θ_L) است. چنانچه ارزش کل شرکت ثابت در نظر گرفته شود، این عبارت باید برابر با ۱ بوده و چنانچه رفتار معکوس تلاطم بازدهی شرکت نسبت به بازدهی شرکت مفروض باشد، این عبارت باید از ۱ بزرگتر باشد. اما چنانچه این عدد کوچکتر از ۱ باشد، به این مفهوم خواهد بود که

تغییرات نسبت بدهی نمی‌تواند به‌صورت کامل ارتباط رفتار تلاطم بازدهی با بازدهی سهام را توضیح دهد (Figlewski & Wang, 2000).

۲-۲. ارزش‌گذاری بدهی، مدل قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک

اختیار ترکیبی[1] به اختیاری گفته می‌شود که دارایی پایه آن اختیار دیگری باشد. اولین بار گسک[2] (۱۹۷۹) در مقاله‌ای تحت عنوان «ارزش‌گذاری اختیارات ترکیبی» تئوری قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی را ارائه نمود (Lajeri Chaherli, 2002).

فرمول محاسبه ارزش اختیار خرید C به عنوان یک اختیار ترکیبی می‌تواند تابعی از ارزش یک بنگاه برابر V باشد، به شرطی که سهام بنگاه به عنوان یک اختیار روی ارزش کل بنگاه دیده شود.

یک شرکت با سهام عمومی و دارای اوراق بهادار جاری را در نظر بگیرید. فرض کنید اوارق شرکت بدون پرداخت دوره‌ای باشند که به دارنده آن حق مطالبه ارزش اسمی[3] اوراق معادل M با سررسید T را می‌دهد. همچنین فرض کنید شرکت حق انتشار بدهی جدید با قدرت مطالبه بیشتر و یا برابر اوراق فعلی و همچنین پرداخت سود سهام قبل از سررسید این اوراق را نداشته باشد. در نهایت فرض کنید شرکت در سال T، به شرط توانایی، بدهی اوراق را پرداخت کرده و باقی‌مانده ارزش بنگاه را پس از تسویه بنگاه به عنوان سود نقدی به سهامداران پرداخت می‌نماید. در این حالت دارندگان اوراق مالکین بنگاه هستند و به سهامداران، اختیار خرید دارایی‌های بنگاه را با سررسید اوراق داده‌اند. حال، یک اختیار روی سهام این شرکت در حقیقت اختیار با دارایی پایه اختیار و یک اختیار ترکیبی است. چنین شرایطی می‌تواند توسط توابع $C = f(S,t) = F(g(V,t),t)$ نشان داده شود که در این توابع t زمان حال است. بنابراین تغییرات ارزش اختیار خرید می‌تواند توسط تابعی از تغییرات ارزش بنگاه و زمان توضیح داده شود.

گسک نشان می‌دهد تحت این شرایط ارزش اختیار از فرمول (۸) پیروی می‌کند:

$$C = VN_2(h + \sigma_v\sqrt{\tau_1}, k + \sigma_v\sqrt{\tau_2}; \sqrt{\tau_1/\tau_2}) - Me^{-r_F\tau_2}N_2\left(h, k; \sqrt{\tau_1/\tau_2}\right) - Ke^{-r_F\tau_1}N_1(h) \quad (۸)$$

1. Compound Option
2. Geske, R.
3. Face Value

که $h = \frac{\ln(V/\overline{V})+(r_F-\frac{1}{2}\sigma_v^2)\tau_1}{\sigma_v\sqrt{\tau_1}}$ و $k = \frac{\ln(V/M)+(r_F-\frac{1}{2}\sigma_v^2)\tau_1}{\sigma_v\sqrt{\tau_2}}$ همچنین $\overline{V}$ نیز به نحوی انتخاب می‌شود که:

$$S_\tau - K = VN_1\left(k+\sigma_v\sqrt{\tau}\right) - Me^{-r_F\tau}N_1(k) - K = 0;\ \ \tau = T - t^* \qquad (۹)$$

در فرمول‌های (۸) و (۹)، K قیمت اجرای اختیار خرید، C ارزش اختیار خرید، t^* تاریخ اجرای اختیار، V ارزش فعلی شرکت، S ارزش فعلی سهام شرکت، M ارزش اسمی اوراق قرضه، r_F نرخ بازده بدون ریسک، T زمان سررسید اوراق قرضه، t زمان حال، σ_v^2 واریانس لحظه‌ای بازده شرکت در واحد زمان، $N_a(\cdot)$ تابع توزیع نرمال تجمعی a متغیره، $\tau_1 = t^* - t$، $\tau_2 = T - t$ و $\sqrt{\tau_1/\tau_2}$ ضریب همبستگی هستند.

حال سهامی را در نظر بگیرید که دارای دو نوع اوراق کوتاه‌مدت و بلندمدت است. در این حالت سهامداران در حقیقت دارای یک اختیار معامله با دارایی پایه اختیار معامله دیگر هستند. دارندگان اوراق در حقیقت صاحبان بنگاه بوده که اختیار خرید به سهامداران داده‌اند. اختیار دوم اختیاری است که دارای قیمت اجرای معادل ارزش اسمی اوراق کوتاه‌مدت و با سررسید اوراق کوتاه‌مدت است و در صورت پرداخت قیمت اجرا در زمان سررسید، اختیار دیگری در دست سهامداران خواهد بود که قیمت اجرای آن معادل ارزش اسمی اوراق بلندمدت و سررسید آن معادل سررسید اوراق بلندمدت خواهد بود. در این حالت سهام، یک اختیار ترکیبی است که ارزش آن از فرمول ارائه شده توسط گسک پیروی می‌کند.

به‌طور مشخص به منظور بررسی مدل ارائه شده توسط گسک برای ارزش‌گذاری بدهی شرکت با فرض دو دوره بدهی کوتاه‌مدت و بلندمدت، شرکتی را با بدهی بلندمدت M_2 با سررسید T_2 و بدهی کوتاه‌مدت M_1 و سررسید T_1 و با قید $T_2 \geq T_1$ در نظر بگیرید. چنانچه در زمان T_1 ارزش شرکت معادل V_{T_1}، بیشتر از مجموع ارزش اسمی بدهی کوتاه‌مدت، M_1، و ارزش بازاری بدهی بلندمدت در زمان T_1، B_{2T_1}، باشد، در نتیجه شرکت ورشکست نبوده و می‌تواند مجدد تأمین مالی نماید. چنین امری برابر با این عبارت است که ارزش سهام شرکت در زمان T_1 پس از پرداخت بدهی کوتاه‌مدت معادل M_1، مثبت است. بنابراین یک ارزش بحرانی برای شرکت در زمان T_1، برابر $\overline{V}_{T_1}$، وجود دارد که فرمول (۱۰) را برقرار خواهد کرد:

$$\begin{aligned}\bar{V} = V_{T_1} = M_1 + B_{2T_1} = M_1 + V_{T_1} - S_{T_1} \\ = M_1 + V_{T_1} - M_1 + V_{T_1} N\left(k_2 + \sigma_v\sqrt{T_2 - T_1}\right) \\ + M_2 e^{-r_F(T_2 - T_1)} N(k_2)\end{aligned} \quad (۱۰)$$

و با توجه به مدل گسک در حالت دو مرحله‌ای، برای قیمت سهام در زمان حال خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}S = VN_2(k_1 + \sigma_v\sqrt{T_1 - t}, k_2 + \sigma_v\sqrt{T_2 - t}; \rho) \\ - M_2 e^{-r_F(T_2 - t)} N_2(k_1, k_2; \rho) \\ - M_1 e^{-r_F(T_1 - t)} N(k_1)\end{aligned} \quad (۱۱)$$

که در فرمول (۱۱):

$$\rho = \sqrt{(T_1 - t)/(T_2 - t)}$$

$$k_1 = \frac{\ln(\mathrm{V}/\bar{V}) + (r_F - 1/2\sigma_v^2)(T_1 - \mathrm{t})}{\sigma_v\sqrt{T_1 - \mathrm{t}}}$$

$$k_2 = \frac{\ln(\mathrm{V}/M_2) + (r_F - 1/2\sigma_v^2)(T_2 - \mathrm{t})}{\sigma_v\sqrt{T_2 - \mathrm{t}}}$$

این مدل دارای ۳ متغیر V، σ_v و $\bar{V}_{T_1}$ است که شناخته‌شده نیستند. برای محاسبه V و σ_v نیازمند رابطه‌ای هستیم که تلاطم اختیار را به تلاطم دارایی پایه مرتبط می‌کند:

$$\sigma_s = \frac{\partial S}{\partial V}\frac{V}{S}\sigma_v \quad (۱۲)$$

با در اختیار داشتن داده‌های قیمت سهام، تعداد سهام منتشرشده، ارزش اسمی و سررسید بدهی‌ها می‌توان مدل گسک برای V، σ_v و $\bar{V}_{T_1}$ را با استفاده از فرمول‌های (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) حل نمود.

با کسر ارزش بازاری سهام از ارزش شرکت محاسبه‌شده در مدل گسک، به ارزش بدهی‌های شرکت و از آن به نسبت بدهی می‌رسیم.

۳. پیشینه پژوهش

ابونوری و مؤتمنی (۱۳۸۵) با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری به بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد تلاطم[1] با استفاده از داده‌های شاخص کل بازار سهام تهران پرداخته‌اند و وجود این اثر هم‌زمان رد نشده است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که تلاطم پیش‌بینی

1. Volatility Feedback Effect

نشده، اثر منفی بر بازده سهام داشته‌اند، درحالی‌که برخلاف نظریه اثر بازخورد تلاطم، تلاطم پیش‌بینی شده با بازده سهام ارتباط مستقیم نداشته است.

ابونوری و مؤتمنی (۱۳۸۶) در پژوهش خود تأثیر تلاطم بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را به‌وسیله الگوی گارچ نمایی و با استفاده از سری زمانی روزانه شاخص کل بازار سهام در دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵ بررسی کرده‌اند. نتایج آزمون آن‌ها وجود اثر اهرمی را تأیید کرده است.

راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۸۸) با به‌کارگیری داده‌های ماهانه شاخص کل سهام در دوره زمانی فروردین ۱۳۷۰ تا شهریور ۱۳۸۶ و با استفاده از تکنیک واریانس ناهمسان شرطی به مدل‌سازی تلاطم بازده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. چولگی مثبت توزیع بازدهی، رد فرضیه وجود کارایی اطلاعاتی و بر این اساس اثرگذاری اطلاعات و اخبار با گذر زمان بر روی قیمت‌ها از جمله نتایج پژوهش آن‌ها است.

سجادی‌نیا (۱۳۹۰) در پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد خود با استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی به بررسی وجود اثر اهرمی می‌پردازد.

راسخی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی رابطه ریسک و بازده در بازار سهام ایران تحت مدل ARJI-GARCH پرداخته و نتایج آن با دو مدل GARCH-M و GARCH-JUMP مقایسه شده است. نتایج برآورد الگوها برای داده‌های روزانه شاخص کل بازار بورس تهران طی دوره ۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۹۳/۱۲/۲ دلالت بر معناداری جزء جامپ به طوری دارد که ریسک بازده سهام ایران هر دو جزء تغییرات ملایم و رویدادهای شوک‌گونه و جامپی را شامل می‌شود و از این رو مدل GARCH-M سنتی به تنهایی برای بررسی رابطه ریسک و بازده در بازار سهام ایران مناسب نیست. همچنین در تجزیه‌وتحلیل پاداش ریسک متغیر با زمان، نتیجه می‌گیرند که در کوتاه‌مدت تنها ریسک ناشی از وقوع جامپ معنادار است.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه مالی بنگاه‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ پرداخته‌اند. رابطه مثبت هزینه مالی بنگاه‌ها با میزان تسهیلات دریافتی از بانک‌های خصوصی، تعداد بانک‌های اعتباردهنده و نسبت اهرمی بودن ساختار سرمایه، از نتایجی است که در این پژوهش استحصال شده است.

در میان مطالعات خارج از ایران بسیاری از محققان به تلاطم بازدهی بازار سهام به‌صورت عمومی در طول زمان اشاره کرده‌اند و این تغییرات را با عوامل مختلفی توضیح داده‌اند.

آفیسر[1] (۱۹۷۳) این تغییرات را به تلاطم متغیرهای کلان اقتصادی مرتبط می‌داند. بلک (۱۹۷۶) و کریستی (۱۹۸۲) بدهی مالی را توضیح‌دهنده بخشی از این تلاطم معرفی می‌کنند. مرتون[2] (۱۹۸۰)، پیندیک[3] (۱۹۸۴)، پوتربا و سامرز[4] (۱۹۸۸)، فرنچ و همکاران[5] (۱۹۸۷) در کنار برخی دیگر از محققین به دنبال کشف ارتباط بین تلاطم بازار سهام و تغییرات بازدهی مورد انتظار سهام بوده‌اند.

در کنار این مطالعات، شورت[6] (۱۹۸۹) تحلیل مبسوطی از تلاطم بازده سهام در طول زمان و رابطه آن با سایر متغیرهای اقتصادی ارائه می‌دهد. او رابطه بین تلاطم بازده سهام را با تغییرات متغیرهای اسمی و حقیقی کلان، بدهی‌های مالی، رفتار مبادله‌ای سهام، ریسک ورشکستگی و بازدهی شرکت‌ها مورد بررسی قرار داده است.

بولرسلو و همکاران[7] (۱۹۹۲) مروری بر ادبیات موضوع در استفاده از مدل‌های خانواده آرچ[8] به منظور مدل کردن تلاطم در طول زمان برای متغیرهای مالی داشته‌اند.

در کنار تلاطم بازدهی سهام در طول زمان، این تلاطم رفتار نامتقارنی نسبت به منفی یا مثبت بودن بازدهی داشته‌اند. تلاطم بازدهی با کاهش قیمت سهم تمایل به افزایش و با افزایش قیمت سهم تمایل به کاهش دارند. یکی از ابتدایی‌ترین مطالعات مؤید این رفتار مربوط به بلک (۱۹۷۶) است که توسط سایر محققین نظیر کریستی (۱۹۸۲)، شورت (۱۹۸۹)، گلستن و همکاران[9] (۱۹۹۳) و براون و همکاران[10] (۱۹۹۵) نیز تکرار شده است.

یکی از رایج‌ترین توضیحات رفتار متضاد قیمت و تلاطم بازدهی سهام به میزان بدهی در ساختار سرمایه شرکت ارتباط دارد. در حقیقت بلک و شولز[11] در مقاله ابتدایی خود (۱۹۷۳)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Officer, R. R.
2. Merton, R. C.
3. Pindyck, R. S.
4. Poterba, J. M. & Summers, L. H.
5. French, K. R., et al.
6. Schwert, G. W.
7. Bollerslev, T., et al.
8. ARCH
9. Glosten, L. R., et al.
10. Braun, P. A., et al.
11. Black, F. & Scholes, M.

اثر بدهی در رفتار قیمت سهام را توضیح داده و این موضوع توسط مرتون[1] (۱۹۷۳)، گالای و ماسولیس[2] (۱۹۷۶) و گسک (۱۹۷۹) بسط داده شد.

فیگلوسکی و وانگ[3] (۲۰۰۰) نیز در جستجوی پاسخ به این سؤال هستند که آیا رفتار نامتقارن بازدهی و تلاطم سهام که تحت عنوان اثر اهرمی شناخته می‌شود، درواقع می‌تواند توسط تغییرات در نسبت بدهی توضیح داده شود یا خیر. یافته‌های آن‌ها با بررسی شاخص S&P100 و همچنین شرکت‌های موجود در آن حاکی از آن است که اثر اهرمی در قیمت‌های نزولی بیشتر بوده است. همچنین اثر اهرمی تنها در زمان تغییر قیمت سهم و نه هنگام تغییر در میزان بدهی وجود داشته است. در نهایت چنین نتیجه می‌گیرند که اثر اهرمی در شرایط بازار نزولی وجود داشته و این اثر ارتباط اندکی با نسبت بدهی شرکت دارد.

نارداری و اسکراگز[4] (۲۰۰۵) با گسترش مدل تجزیه واریانس کمپبل[5] (۱۹۹۱) برای پذیرش تغییر تلاطم بازار سهام در طول زمان، اخبار سود توزیعی آتی سهام را عامل اصلی تلاطم بازار سهام می‌دانند.

در این زمینه بیان اقتصادی دیگری نیز ارائه شده است: افزایش پیش‌بینی‌شده در تلاطم بازدهی سهام نیازمند نرخ بازده بالاتری است که تنها با یک کاهش در قیمت بروز خواهد یافت که در کار فرنچ و همکاران (۱۹۸۷) و کمپبل و هنتشل[6] (۱۹۹۲) مشاهده می‌شود. توضیح اهرمی بیان می‌کند که بازده منفی منجر به اهرمی‌تر شدن بنگاه و در نتیجه منجر به ریسک بالاتر و تلاطم بیشتر می‌شود. اثر بازخورد تلاطم، بیانگر ارتباطی یکسان است اما نحوه تحلیل علیت آن برعکس بوده و افزایش تلاطم را عامل بازدهی منفی آتی می‌داند.

اگرچه براساس داده‌های روزانه و یا حتی بلندمدت‌تر، کشف رابطه علت و معلولی به دلیل هم‌زمانی اثر اهرمی و تلاطم دشوار است اما چنین بیان‌های متفاوتی نیز مورد بررسی و مقایسه قرار گرفته‌اند (برای مثال بکائرت و وو[7] (۲۰۰۰)). با استفاده از داده‌های بازه‌های زمانی کوتاه‌تر، برای مثال ۵ دقیقه، به منظور ساخت تلاطم محقق شده در زمانی طولانی‌تر،

1. Merton, R. K.
2. Galai, D. & Masulis, R. W.
3. Figlewski, S. & Wang, X.
4. Nardari, F. & Scruggs, J.
5. Campbell, J. Y.
6. Campbell, J. Y. & Hentschel, L.
7. Bekaert, G. & Wu, G.

بولرسلو و همکاران (۲۰۰۶) رابطه‌ای منفی بین تلاطم و بازدهی جاری[1] و تأخیری[2] که برای چند روز باقی می‌ماند، همبستگی کم بین بازدهی و تلاطم تأخیری و همبستگی قوی بین بازدهی در دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت و ارزش مطلق آن‌ها پیدا کرده‌اند.

با این وجود ایت ساهالیا و همکاران (۲۰۱۳) به وجود همبستگی نزدیک به صفر بین بازدهی روزانه و تلاطم بازدهی برای بیشتر دارایی‌ها برخلاف انتظار همبستگی منفی بر مبنای دلایل اقتصادی اشاره می‌کنند.

چوی و ریچاردسون[3] (۲۰۱۶) بر روی تلاطم دارایی‌های شرکت به جای سهام شرکت تمرکز کرده‌اند. یافته‌های آن‌ها شامل تأثیر بالای میزان اهرمی بودن بر تلاطم سهام و پایداری اثر اهرمی و موقتی بودن اثر تلاطم دارایی بر روی تلاطم سهام، می‌تواند توضیح‌دهنده تفاوت رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت تلاطم بازدهی سهام باشد.

لوخاندا شیبوتزه و همکاران[4] (۲۰۱۹) نیز به بررسی اثر بدهی و اندازه شرکت بر روی بازدهی سهام پرداخته‌اند.

اسپینوسا و نیتو[5] (۲۰۲۰) نیز با استفاده از مدل TAR[6] و براساس تابع واریانس شرطی به بررسی اثر اهرمی در شاخص BOVESPA در بورس پرتغال پرداخته‌اند.

بولرسلو و همکاران (۲۰۲۰) نیز با استفاده از مدل جدید تلاطم چندمتغیره نامتقارن و بررسی آن برای سهام و همچنین سبد بازار به بررسی اثر اهرمی پرداخته‌اند.

کامبورودیس و همکاران[7] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل خودتوضیح ناهمگون[8] که شامل تلاطم ضمنی[9]، اثر اهرمی، بازده روزانه و نوسانات تلاطم محقق شده[10] است، به دنبال پیش‌بینی تلاطم محقق‌شده هستند. برای این منظور ۱۰ شاخص سهام بین‌المللی را مورد تحلیل قرار می‌دهند. اگرچه براساس یافته‌های آن‌ها تمامی مدل‌های شامل تلاطم ضمنی (HAR-IV) بهتر از مدل ساده HAR عمل می‌کنند، گسترش این مدل نیز توسط تمامی بازارها مورد

1. Current
2. Lagged
3. Choi & Richardson
4. Lukhanda Shibutse, R., et al.
5. Espinosa, O. & Nieto, F.
6. Threshold Autoregression
7. Kambouroudis, D. S., et al.
8. Heterogeneous Autoregressive (HAR)
9. Implied Volatility (IV)
10. Volatility of Realized Volatility

تأیید قرار گرفته است. استفاده از بازده روزانه در تمامی بازارها به جز انگلستان، نوسانات تلاطم محقق شده در آمریکا و اثر اهرمی در پنج بازار دیگر منجر به بهبود عملکرد مدل و پیش‌بینی شده است.

٤. روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل

الگوی فیگلوسکی و وانگ (۲۰۰۰) به منظور بررسی اثر اهرمی در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته‌است، با این تفاوت که در پژوهش حاضر ارزش بدهی و به تبع آن نسبت بدهی با استفاده از مدل قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک (۱۹۷۹) محاسبه شده است.

مدل فرمول (۱۳) برای بررسی اثر اهرمی به مفهوم عمومی آن مبنی بر ارتباط نامتقارن بین بازدهی سهم و تلاطم بازدهی است:

$$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 R \qquad (۱۳)$$

که $R = ln(S_t/S_{t-1})$ و a_1 تخمینی از کشش تلاطم بازدهی نسبت به ارزش سهام (θ_S) است. همچنین $\Delta\sigma_1$ برابر تغییر در لگاریتم طبیعی در متغیر تلاطم بازدهی $(\ln\sigma_{t+1} - \ln\sigma_{t-1})$ است.

چنانچه رفتار معکوس بازدهی و تلاطم بازدهی ناشی از اثر تغییرات بازدهی بر روی نسبت بدهی باشد، تغییرات مثبت و منفی در بازدهی باید اثر مشابهی بر روی تلاطم بازدهی داشته باشد. به منظور بررسی این موضوع رگرسیون فرمول (۱۴) مورد آزمون قرار خواهد گرفت:

$$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 R + a_2 R \times \mathfrak{D} \qquad (۱۴)$$

در فرمول (۱۴) چنانچه R منفی باشد $\mathfrak{D}$ برابر ۱ و در غیر اینصورت برابر صفر خواهد بود. در این صورت مقدار منفی معنادار برای a_2 بیانگر این امر خواهد بود که اثر اهرمی در قیمت‌های نزولی قوی‌تر بوده است.

به منظور بررسی پایداری و یا از بین رفتن اثر اهرمی ناشی از تغییرات قیمت سهام رگرسیون فرمول‌های (۱۵) و (۱۶) برآورد می‌شوند:

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 R_t + a_2 R_{t-1} + a_3 R_{t-2} \qquad (۱۵)$$

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 R_t + a_2 R_{t-1} + a_3 R_{t-2} + a_4 R_t \times \mathfrak{D}_t + a_5 R_{t-1} \times \mathfrak{D}_{t-1} + a_6 R_{t-2} \times \mathfrak{D}_{t-2} \qquad (۱۶)$$

که $\Delta\sigma_3$ برابر است با $\ln\sigma_{t+1} - \ln\sigma_{t-3}$ و داریم:

$$R_{t-i} = (lnS_{t-i} - lnS_{t-i-1}); i = 0,1,2$$

$\mathfrak{D}_{t-i}$: متغیر موهومی برابر با ۱ اگر $R_{t-i} < 0$ و برابر با صفر در غیر این صورت و $i = 0,1,2$.

جهت بررسی تأثیر نسبت بدهی بر روی تلاطم بازدهی سهام، معادله‌های رگرسیون فرمول‌های (۱۷) و (۱۸) می‌تواند مورد آزمون قرار گیرد:

$$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 LN \quad (۱۷)$$

$$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 LN + a_2 LN \times \mathfrak{U} \quad (۱۸)$$

که LN برابر است با $\ln(\frac{L_t}{L_{t-1}})$ و $\mathfrak{U}$ متغیر موهومی است و برابر ۱ زمانی که LN مثبت است و برابر صفر در غیر اینصورت. L_t همانند توضیح فرمول (۲) برابر است با $\left(1 + {D}/{E}\right)$.

a_1 تخمینی است از θ_L و چنانچه تمامی تلاطم شرکت به سهام منتقل شود، این عبارت برابر با یک خواهد بود. همچنین مشابه مدل قبل، چنانچه a_2 معنادار و مخالف صفر باشد، به مفهوم تفاوت اثر نسبت بدهی بر روی تلاطم سهام در زمان‌های صعودی و یا نزولی بودن این نسبت است.

در نهایت به منظور بررسی پایداری و یا از بین رفتن اثر اهرمی ناشی از تغییرات نسبت بدهی، رگرسیون فرمول‌های (۱۹) و (۲۰) برآورد می‌شوند:

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 LN_t + a_2 LN_{t-1} + a_3 LN_{t-2} \quad (۱۹)$$

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 LN_t + a_2 LN_{t-1} + a_3 LN_{t-2} + a_4 LN_t \times \mathfrak{U}_t + a_5 LN_{t-1} \times \mathfrak{U}_{t-1} + a_6 LN_{t-2} \times \mathfrak{U}_{t-2} \quad (۲۰)$$

که عناصر آن همانند قبل تعریف می‌شود.

در این تحقیق از روش رگرسیونی کوانتایل[1] استفاده شده است. روش‌های رگرسیونی معمولی ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته را براساس تابع میانگین شرطی ارائه می‌کنند. رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی در مواقعی که خطاهای رگرسیونی، توزیع غیرنرمال داشته باشند، غیرکارا هستند. درحالی‌که رگرسیون کوانتایل در مواردی که خطاها توزیع نرمال نداشته و یا داده‌های پرت داشته باشیم، قوی‌تر عمل می‌کند. با استفاده از رگرسیون کوانتایل می‌توان بدون محدودیت‌های فروض رگرسیون معمولی مانند واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دورافتاده در برآورد ضرایب، مدل را برآورد نمود. در این رگرسیون از حداقل نمودن مجموع قدرمطلق باقیمانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو

1. Quantile Regression

استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق انحرافات[1] گفته می‌شود (شکوهی‌فرد و همکاران، ۱۳۹۸).

همچنین در این نوع رگرسیون چنانچه فرضیه صفر آزمون برابری شیب‌ها[2] و آزمون تقارن[3] رد نشود، پارامترهای کوانتایل ۰/۵ و میانگین برابر بوده و می‌تواند جایگزین مدل رگرسیون معمولی در نظر گرفته شود.

آزمون برابری شیب بین کوانتایل‌های مختلف توسط کوئنکر و باست[4] (۱۹۸۲) ارائه شده است. آماره این آزمون از توزیع χ^2 با درجه آزادی $(p-1)(k-1)$ پیروی می‌کند که در این عبارت k تعداد رگرسیون کوانتایل و p تعداد رگرسور است. همچنین فرضیه صفر در این آزمون برابری ضرایب کوانتایل‌های مختلف است.

آزمون تقارن نیز توسط نوی و پاول[5] (۱۹۸۷) ارائه شده است که فرضیه صفر این آزمون تقارن توزیع در کوانتایل‌های مختلف است. این آزمون نیز از توزیع χ^2 با درجه آزادی $p(k-1)/2$ پیروی می‌کند.

۵. پایه‌های آماری

در این پژوهش ۲۲ شرکت بزرگ بورسی غیربانکی از ۳۰ شرکت بزرگ در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده‌اند که ۷ نماد بانکی و یک نماد به دلیل کمبود اطلاعات از آن حذف شده است. دلیل حذف نمادهای بانکی در این پژوهش تفاوت عملکرد بدهی در ساختار سرمایه آن‌ها به دلیل ماهیت کسب‌وکار بانکی است (Damodaran, A., 2013). داده‌های مرتبط با قیمت، تعداد سهم و ساختار بدهی این شرکت‌ها از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ به منظور بررسی جمع‌آوری شده‌است.

داده‌های مرتبط با قیمت و صورت‌های مالی به منظور استخراج ساختار بدهی، از طریق مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران و تعداد سهام منتشرشده از طریق شرکت مدیریت فناوری بورس تهران استخراج شده است. با توجه به این‌که میزان اسمی بدهی در بازه‌های ۶ ماهه و

1. Least Absolute Deviation (LAD)
2. Slope Equality Test
3. Symmetry Test
4. Koenker, R. & Bassett Jr, G.
5. Newey, W. K. & Powell, J. L.

یا ۳ ماهه منتشر شده است، داده‌های ماهانه با فرض توزیع یکسان تغییر در طول ماه‌های هر بازه محاسبه شده‌اند.

تلاطم تاریخی بازده سهام از داده‌های بازده روزانه و با محاسبه جذر واریانس بازده روزانه محاسبه شده است. این تلاطم روزانه با ضرب در جذر ۲۵۲ به تلاطم سالانه تبدیل شده‌اند؛ هرچند عدم تبدیل تلاطم روزانه به سالانه- به دلیل بررسی تغییرات لگاریتم آن در پژوهش حاضر- تأثیری در نتایج پژوهش نخواهد داشت.

نسبت بدهی با تقسیم کل ارزش شرکت محاسبه شده از طریق شیوه قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک بر ارزش بازاری سهام در پایان هر دوره که از ضرب قیمت پایان دوره سهم در تعداد سهام موجود در پایان دوره حاصل می‌آید، محاسبه شده است.

با داشتن قیمت ماهانه سهام، تغییرات بازده سهام محاسبه شده، ارزش اسمی و سررسید بدهی‌های موجود در صورت‌های مالی، می‌توان فرمول‌های (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) را برای دستیابی به ارزش شرکت (V) حل نمود و با کسر ارزش بازاری سهم از آن به ارزش بدهی رسید.

٦. برآورد مدل و تحلیل نتایج

به منظور شناخت بهتر از داده‌های پژوهش، آمار توصیفی متغیرهای تحقیق برای ۲۲۵۲ ماه- شرکت در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها در شرکت‌های نمونه‌ای

متغیر	علامت	میانگین	میانه	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	انحراف معیار	چولگی	ضریب کشیدگی
ارزش بازاری سهام (میلیارد تومان)	E	۷۷،٦٥٨	٥٢،٨٩٧	٦٨٤،٣٢٩	٤٣٣	٨٣،٤٨٣	٢/٨٤	١١/١٤
ارزش بدهی (میلیارد تومان)	D	٢٨،٢٣٤	١٠،١٩٤	٣١٨،٧٥٧	٢٧	٤٥،٨١٠	٣/٠٥	١٠/٥٩
تلاطم بازدهی	σ	٠/٢٩	٠/٢٥	٤/٢٨	٠/٠١	٠/٢٩	٦/٦٠	٦٨/٣٢

ادامه جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها در شرکت‌های نمونه‌ای

بازدهی	R	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۵۲	-۰/۳۶	۰/۱۱	۰/۶۳	٤/۳۳
نسبت بدهی	L	۱/۵۰	۱/۲۰	۱۰/۱۸	۱/۰۰	۰/۹۹	٤/۲۰	۲۳/۹۲
$\ln(\sigma_{t+1}/\sigma_{t-1})$	$\Delta\sigma_1$	-۰/۰۲	-۰/۰۵	۳/۵۳	-۳/۷۸	۰/۹۲	۰/۰۳	٤/۹۱
$\ln(\sigma_{t+1}/\sigma_{t-3})$	$\Delta\sigma_3$	۰/۰۱	-۰/۰۲	۳/٤۸	-٤/۱۸	۰/۹۸	-۰/۰۹	٤/۳۱
$\ln(L_t/L_{t-1})$	LN	-۰/۰۰	۰/۰۰	۱/٤۱	-۱/۲۰	۰/۰٦	۱/۰۸	۲۰۰/۸۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای مثال با توجه به جدول ۱، میانگین ارزش بازاری سهام در شرکت‌های نمونه‌ای برابر ۷۷ هزار و ۶۵۸ میلیارد تومان و میانگین ارزش بدهی که توسط مدل ارزش‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک محاسبه شده است برابر ۲۸ هزار و ۲۳۴ میلیارد تومان بوده است. همچنین میانگین نسبت بدهی $(1 + D/E)$ برابر ۱/۵۰ محاسبه شده است. مقادیر بیشینه، کمینه و انحراف معیار نشان‌دهنده تفاوت قابل توجه بین شرکت‌های مورد بررسی است. همچنین با توجه به اینکه رگرسیون‌های پژوهش حاضر در قالب تغییرات لگاریتم مورد بررسی قرار گرفته است، اثر مشاهدات مرزی روی نتایج بسیار اندک خواهد بود.

به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) مربوط به داده‌های تلفیقی استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول ۲، تمامی متغیرها در سطح مانا هستند و نیازی به تفاضل‌گیری وجود ندارد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرها (اعداد داخل پرانتز سطح معناداری را نشان می‌دهد)

متغیر	آماره ADF	آماره PP	نتیجه
$\Delta\sigma_1$	٦٨١/٦٢٣ (۰/۰۰۰۰)	٦٦٣/١٧٣ (۰/۰۰۰۰)	مانا
$\Delta\sigma_3$	۳۰٥/۰٦۳ (۰/۰۰۰۰)	٥٢٩/۰۰۲ (۰/۰۰۰۰)	مانا
LN	٧٥٤/٥٦۰ (۰/۰۰۰۰)	١١١٩/۰٦ (۰/۰۰۰۰)	مانا
R	۸۰۳/٤٤۳ (۰/۰۰۰۰)	١٢١٦/٩٤ (۰/۰۰۰۰)	مانا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چنانچه فرضیه صفر آزمون‌های برابری شیب و تقارن رد نشود، می‌توان از رگرسیون کوانتایل ۰/۵ به جای رگرسیون معمولی استفاده نمود. به همین منظور نتایج این آزمون‌ها برای مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۳) الی (۲۰) در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. آزمون والد به منظور تست برابری شیب و تقارن در کوانتایل‌های مختلف

مدل	آماره آزمون برابری شیب	آماره آزمون تقارن کوانتایل‌ها	نتیجه
فرمول ۱۳	۱/۸٦۹ (۰/۳۹۳)	۹/۰٤۲ (۰/۳۳۹)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱٤	۳/٦۳۳ (۰/٤٥۸)	۱/٤۸٥ (۰/٦۸۷)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱٥	۹/۸۸۱ (۰/۱۳۰)	۸/۳۱٤ (۰/۱٥٤)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱٦	۱۰/۱٥٥ (۰/۱٦٥)	۱۰/۷۱۷ (۰/۱۷۷)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱۷	۱/۱۰۱ (۰/٥۷۷)	۱/۱۸۱ (۰/٥٥٤)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱۸	۲/۰٦۹ (۰/۷۲۳)	۲/٤۲٦ (۰/٤۸۹)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۱۹	۷/۰۰۱ (۰/۳۲۱)	٥/۹۰۸ (۰/۲۰٦)	برابری شیب و تقارن
فرمول ۲۰	٤٦۰ (۰/٦٦۳)	۷/۲٥٥ (۰/٤۰۳)	برابری شیب و تقارن

مأخذ: یافته‌های پژوهش- اعداد داخل پرانتز سطح معناداری را نشان می‌دهند.

با توجه به نتایج آزمون والد در جدول ۳ که حاکی از برابری شیب و تقارن در تمامی مدل‌ها است، می‌توان از رگرسیون کوانتایل ۰/۵ بدون نگرانی درخصوص نوع توزیع و ناهمسانی واریانس استفاده نمود.

۱-٦. اثر اهرمی با بررسی بازدهی

همانطور که اشاره شد، اثر اهرمی به‌صورت عمومی به رابطه منفی بین بازدهی و تلاطم بازدهی اطلاق می‌شود. مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۳) تا (۱۶) به بررسی رابطه بازدهی و تلاطم بازدهی می‌پردازد.

مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۳) و (۱۴) به بررسی کلی رابطه بازدهی و تلاطم بازدهی می‌پردازند. جداول ۴ و ۵ به ترتیب نتایج تخمین مدل ارائه شده در فرمول‌های (۱۳) و (۱۴) را براساس رگرسیون کوانتایل ۰/۵ نشان می‌دهند.

جدول ٤. مدل ۱۳- اثر اهرمی با بررسی بازدهی $\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 R$

متغیر	عرض از مبدأ	R
ضریب	-۰/۰٤٤٦٥	۰/۹۲۵۷۰٤
آماره t	-۲/۱۲۵۰۳۵	۵/۸۷۰٦۸۲
سطح معناداری	۰/۰۳۳۷	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۰۱۰۸۳٦	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. مدل ١٤- اثر اهرمی با بررسی بازدهی و وجود متغیر موهومی

$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 R + a_2 R \times \mathfrak{D}$

متغیر	عرض از مبدأ	R	$R \times \mathfrak{D}$
ضریب	-۰/۰۷٦٤٦۸	۱/۰۸۳۵٦۷	-۰/۷۰۳٦٤۷
آماره t	-۲/٦۲۲۷۱۱	٦/۱۲٤۹٦۱	-۱/٦۸٤۳۷۳
سطح معناداری	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۲۳
R^2		۰/۰۱۱۵٦۲	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر R در رگرسیون فرمول (۱۳)، می‌توان نتیجه گرفت داده‌های پژوهش حاضر اثر اهرمی به‌صورت عمومی و به مفهوم رابطه منفی بین تلاطم بازدهی و بازدهی سهم را تأیید نمی‌کنند.

با اجرای مدل رگرسیون ارائه شده در فرمول (۱۴) و اضافه نمودن متغیر موهومی بازدهی منفی، تغییر در اثر اهرمی تخمین‌زده‌شده مشاهده می‌شود. رابطه منفی تلاطم بازدهی و بازدهی سهم، چنانچه به واسطه اثر بازدهی بر روی نسبت بدهی رخ دهد، باید نسبت به رفتار مثبت و منفی بازدهی، عکس‌العمل مشابهی داشته باشد. هرچند ضریب بازدهی در شرایط نزولی بازار در سطح معناداری ۵ درصد معنادار نبوده است؛ با این وجود چنانچه رابطه‌ای هم وجود داشته باشد این رابطه در شرایط نزولی بازار نسبت به صعودی کاهش داشته است.

به منظور بررسی پایداری اثر اهرمی، مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۵) و (۱۶) بررسی شده‌اند که نتایج برآورد این دو مدل به ترتیب در جداول ۶ و ۷ ارائه شده است.

چنانچه اثر اهرمی به‌صورت کامل به واسطه اثر بازدهی بر روی نسبت بدهی رخ دهد، تخمین عبارات a_1، a_2 و a_3 در معادله رگرسیون فرمول ۱۵ در طول بازه سه ماهه بررسی

تغییرات تلاطم بازدهی ($\Delta\sigma_3$) باید یکسان باشد اما چنانچه این اثر به مرور زمان از بین برود، ضرایب وقفه‌های بازدهی دوره‌های پیشین باید کوچکتر و با معناداری کمتری باشند.

جدول ٦. مدل ١٥- بررسی پایداری اثر اهرمی با بررسی بازدهی

$$\boldsymbol{\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1R_t + a_2R_{t-1} + a_3R_{t-2}}$$

متغیر	عرض از مبدأ	R_t	R_{t-1}	R_{t-2}
ضریب	-۰/۰٦٤۰۹٤	۱/۰۰۰۹۵۱	۰/۷۲۵۸۰٦	۰/۲٤٥۲۷۸
آماره t	-۲/٦٥۰۸۸۱	٥/٦۷۲۸۸۱	٤/۱۰٥۱۷۰	۱/۸۰٥٦۱۱
سطح معناداری	۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۱۲
R^2		۰/۰۲۰۲۳۰		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. مدل ١٦- بررسی پایداری اثر اهرمی با بررسی بازدهی و وجود متغیر موهومی

$$\boldsymbol{\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1R_t + a_2R_{t-1} + a_3R_{t-2} + a_4R_t \times \mathfrak{D}_t + a_5R_{t-1} \times \mathfrak{D}_{t-1} + a_6R_{t-2} \times \mathfrak{D}_{t-2}}$$

متغیر	عرض از مبدأ	R_t	R_{t-1}	R_{t-2}	$R_t \times \mathfrak{D}_t$	$R_{t-1} \times \mathfrak{D}_{t-1}$	$R_{t-2} \times \mathfrak{D}_{t-2}$
ضریب	-۰/۱٤۷	۱/۷٦۷	۰/۷٦۹	-۰/۰٦۹	-۲/۰٥٦	-۰/۲٤۸	۰/٤٥۷
آماره t	-۲/۷۷۷	٤/۷۸۳	۲/٦۳۲	-۰/۲۳۱	-۲/۷٥۳	-۰/٤۰۳	۰/۷۷٦
سطح معناداری	۰/۰۰٥٦	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸٦	۰/۸۱۷	۰/۰۰٦	۰/٦۸۷	۰/٤۳۷
R^2				۰/۰۲٤٤٤۹			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب هر سه متغیر در معادله رگرسیون فرمول (۱۵) مثبت است. با این وجود این ضرایب با ایجاد وقفه در متغیر بازدهی کاهش یافته و همچنین سطح معناداری نیز کاهش می‌یابد تا آنجاکه ضریب بازدهی با دو دوره وقفه در سطح معناداری ۵ درصد بی‌معنی شده است. می‌توان گفت مشاهدات پژوهش حاضر مؤید از بین رفتن اثر بازدهی (هرچند مثبت) بر روی تلاطم بازدهی با گذشت زمان هستند.

با اضافه کردن سه متغیر موهومی و اجرای مدل رگرسیون فرمول (۱۶)، مشاهده می‌شود که ضریب بازدهی بدون وقفه در مقادیر منفی بازدهی (a_4)، منفی، معنادار و قابل توجه است. اثر بازدهی منفی بدون وقفه در تلاطم سه ماهه بازدهی برابر ۰/۲۸۸۹- است که مؤید وجود اثر اهرمی در بازدهی منفی است. این در حالی است که اندازه و معناداری ضرایب

بازدهی در شرایط صعودی بازار همانند حالت پیشین با افزایش وقفه‌ها کاهش می‌یابد تا آنجاکه ضریب بازدهی با دو وقفه بی‌معنی شده است.

۲-٦. اثر اهرمی با بررسی نسبت بدهی

به‌صورت عمومی اثر اهرمی به توضیحی از رابطه بازدهی و تلاطم بازدهی می‌پردازد که در آن بر نقش نسبت بدهی به عنوان واسط تأثیر بازدهی بر تلاطم بازدهی تأکید می‌شود. در بیشتر تحقیقات این حوزه تلاشی برای بررسی نسبت بدهی واقعی در ساختار سرمایه شرکت صورت نگرفته است. همچنین در مواردی که این بررسی صورت گرفته است، ارزش اسمی بدهی معیار بوده است. در این پژوهش با تخمین ارزش شرکت و به تبع آن ارزش بدهی از طریق قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی، نسبت بدهی محاسبه شده است. در این بخش به بررسی و آزمون اثر اهرمی با استفاده از نسبت بدهی پرداخته شده است. مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۷) تا (۲۰) به این منظور اجرا شده‌اند. ابتدا به منظور بررسی ابتدایی اثر اهرمی با استفاده از نسبت بدهی، معادلات رگرسیون فرمول‌های (۱۷) و (۱۸) تخمین زده شده‌اند. نتایج این تخمین به ترتیب در جداول ۸ و ۹ قابل مشاهده است.

جدول ۸. مدل ۱۷- بررسی اثر اهرمی با نسبت بدهی $\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 LN$

متغیر	عرض از مبدأ	LN
ضریب	-۰/۰۲۵۹۷۵	-۱/۱۶۷۱۳۷
آماره t	-۱/۱۷۵۷۵۱	-۴/۸۸۷۴۶۱
سطح معناداری	۰/۲۳۹۹	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۰۰۲۵۶۵	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. مدل ۱۸- اثر اهرمی با بررسی نسبت بدهی و وجود متغیر موهومی

$$\Delta\sigma_1 = a_0 + a_1 LN + a_2 LN \times \mathfrak{U}$$

متغیر	عرض از مبدأ	LN	$LN \times \mathfrak{U}$
ضریب	-۰/۰۵۲۵۳۲	-۱/٤۷۷٤۳۸	۱/٥۳۸۱٤۸
آماره t	-۲/۳۷۱۹٥٤	-۲/۹۳۰۰۲٤	۲/۰۸۱٤۷٥
سطح معناداری	۰/۰۱۷۸	۰/۰۰۳٤	۰/۰۳۷٥
R^2		۰/۰۰۳۸٦۱	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب a_1 در این معادلات رگرسیون تخمینی از کشش تلاطم بازدهی سهم نسبت به تغییر در نسبت بدهی است. با توجه به فرمول (۶) چنانچه تمامی تغییرات ارزش شرکت به سهام منتقل شده و همچنین تلاطم در سطح کل شرکت ثابت باشد، این تخمین باید برابر ۱ باشد. همچنین چنانچه ارزش شرکت با افزایش تلاطم بازدهی سهام کاهش یابد، این عدد بزرگتر از ۱ خواهد بود.

ازآنجاکه یک افزایش در بازدهی منجر به یک کاهش در نسبت بدهی می‌شود، علامت مورد انتظار ضریب متغیر نسبت بدهی برعکس ضریب بازدهی در مدل رگرسیون فرمول (۱۳) خواهد بود. همانطور که در جدول ۸ قابل مشاهده است، این ضریب منفی، معنادار و برابر ۱/۱۶۷۱۳۷- است که وجود اثر اهرمی را رد می‌کند. با این حال با اضافه شدن متغیر موهومی به مدل و تفکیک رفتار نزولی و صعودی نسبت بدهی، مشاهده می‌شود که a_2 در فرمول ۱۸ مثبت، معنادار و همچنین قابل توجه است و حاکی از تأیید اثر اهرمی در شرایط صعودی نسبت بدهی (نزولی بازدهی) است.

همچنین به منظور بررسی پایداری اثر نسبت بدهی بر تلاطم بازدهی، مدل‌های ارائه شده در فرمول‌های (۱۹) و (۲۰) مورد آزمون قرار گرفته است که نتایج آن در جداول ۱۰ و ۱۱ قابل مشاهده است.

جدول ۱۰. مدل ۱۹- بررسی پایداری اثر اهرمی با بررسی بازدهی

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 LN_t + a_2 LN_{t-1} + a_3 LN_{t-2}$$

متغیر	عرض از مبدأ	LN_t	LN_{t-1}	LN_{t-2}
ضریب	۰/۰۲۷۰۳۱-	۱/۲۲۷۲۷۹-	۰/٤٨٦٠٨١-	۰/۲٦۰٥٤۳
آماره t	۱/۲٤۹۱۱۳-	۲/٤۹۰۳٥۲-	۲/٤۷۱٤٤۸-	۰/٤۰٥۷۸٤
سطح معناداری	۰/۲۱۱۸	۰/۰۱۲۹	۰/۰۱۳٦	۰/٦۸٥۰
R^2	۰/۰۰٤۱۱۳			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۱. مدل ۲۰- بررسی پایداری اثر اهرمی با بررسی بازدهی و وجود متغیر موهومی

$$\Delta\sigma_3 = a_0 + a_1 LN_t + a_2 LN_{t-1} + a_3 LN_{t-2} + a_4 LN_t \times \mathfrak{U}_t + a_5 LN_{t-1} \times \mathfrak{U}_{t-1} + a_6 LN_{t-2} \times \mathfrak{U}_{t-2}$$

متغیر	عرض از مبدأ	LN_t	LN_{t-1}	LN_{t-2}	$LN_t \times \mathfrak{U}_t$	$LN_{t-1} \times \mathfrak{U}_{t-1}$	$LN_{t-2} \times \mathfrak{U}_{t-2}$
ضریب	-۰/۰۵٤	-۱/۵۰۲	-۱/۱۸۱	-۰/۰۲٤	۱/۰۷۲	۰/۷۰۹	۰/۵۹۷
آماره t	-۲/۰۰۲	-۱/۹۹٤	-۲/۲۷۸	-۰/۰٤٤	۰/۷۹۰	۰/۸۹۸	۰/۷۲٤
سطح معناداری	۰/۰٤٥٤	۰/۰٤٦۲	۰/۰۲۲۸	۰/۹٦٥	۰/٤۲۹	۰/۳٦۹۱	۰/٤۷۰
R^2				۰/۰۰٤۹۹۱			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود، با افزایش وقفه‌های نسبت بدهی اندازه اثر و سطح معناداری کاهش می‌یابد و نشان می‌دهد که اثر نسبت بدهی بر روی بازدهی تلاطم سهم پایدار نبوده و با گذشت زمان از بین می‌رود.

در جدول ۱۱ نیز مشاهده می‌شود که ضریب نسبت بدهی با دو وقفه معنادار نیست. همچنین تمامی ضرایب نسبت بدهی بدون وقفه و یا با یک یا دو دوره وقفه بی‌معنی است. با این وجود اگر اثری هم وجود داشته باشد مؤید تقلیل رابطه منفی نسبت بدهی و تلاطم بازدهی در شرایط صعودی نسبت بدهی است. این ضریب در شرایط صعودی نسبت بدهی اختلاف زیادی با ۱ و با توضیح کامل اثر اهرمی دارد.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت تلاطم بازدهی در بازارهای مالی و نقش آن در قیمت‌گذاری دارایی‌ها و مشتقات مالی، مدیریت ریسک و سیاست‌گذاری، شناخت مناسب از تلاطم بازدهی، عوامل مؤثر بر آن و همچنین نحوه ترتیب اثر این عوامل، می‌تواند نقش بسزایی در تحلیل رفتار آن داشته باشد. یکی از عوامل تأثیرگذار بر تلاطم بازدهی که در پژوهش‌های بسیاری مورد توجه قرار گرفته است، رفتار خودبازدهی است. رابطه منفی بین بازدهی و تلاطم بازدهی سهام تحت عنوان اثر اهرمی شناخته می‌شود. توضیح مرسوم، تأثیر بازدهی بر روی نسبت بدهی را عامل مشاهده این اثر معرفی می‌کند. با کاهش ارزش سهام، نسبت بدهی در ساختار سرمایه شرکت افزایش می‌یابد و در صورت ثبات تلاطم در سطح کلی شرکت، تلاطم سهام افزایش می‌یابد. در اکثر مطالعات پیرامون اثر اهرمی تنها به بررسی رابطه تلاطم بازدهی با

بازدهی پرداخته شده است و در مطالعات اندکی که به بررسی نسبت بدهی در این خصوص پرداخته شده است، نسبت بدهی با استفاده از ارزش دفتری بدهی در ساختار سرمایه محاسبه شده است. در این پژوهش پس از ارائه مبانی نظری درخصوص رابطه تلاطم بازدهی و بازدهی سهم در شرکت اهرمی، نحوه ارزش‌گذاری بدهی شرکت از طریق قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی ارائه شد.

به منظور رفع محدودیت‌های فروض رگرسیون معمولی مانند واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دورافتاده در برآورد ضرایب، از شیوه رگرسیون کوانتایل استفاده شده است که با توجه به عدم رد فرضیه برابری شیب و تقارن، از رگرسیون کوانتایل ۰/۵ به منظور تخمین پارامترها استفاده شده است.

چنانچه اثر اهرمی مبنی بر رابطه منفی تلاطم بازدهی و بازدهی سهام تنها نتیجه تأثیر بازدهی بر روی نسبت بدهی باشد، میزان این اثر در بازدهی نزولی و صعودی باید مشابه و یکسان باشد. همچنین با توجه به این موضوع که تأثیر بازدهی بر روی نسبت بدهی پایدار بوده و در طول زمان از بین نمی‌رود، انتظار می‌رود اثر بازدهی بر روی تلاطم بازدهی نیز پایدار باشد. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد نه تنها بازدهی اثرات نامتقارنی بر روی تلاطم بازدهی داشته و در شرایط نزولی و صعودی بازدهی، اختلاف معناداری بین اثر بازدهی بر روی تلاطم بازدهی وجود دارد، بلکه به مرور زمان میزان این اثر و معناداری آن نیز کاهش می‌یابد.

یکی دیگر از اهداف پژوهش حاضر که کمتر در مطالعات بررسی اثر اهرمی مورد توجه قرار گرفته، بررسی اثر مستقیم نسبت بدهی بر روی تلاطم بازدهی بوده است. داده‌های پژوهش حاضر همانند حالت قبل در اثرات بازدهی بر روی تلاطم بازدهی، مؤید وجود اثر متفاوت نسبت بدهی در روندهای صعودی و نزولی نسبت بدهی است. در صورت صعودی بودن نسبت بدهی که می‌تواند ناشی از کاهش بازدهی باشد، رفتار یکسان تلاطم بازدهی و نسبت بدهی مشاهده شده اما در شرایط نزولی نسبت بدهی این رابطه معکوس بوده است. همچنین در بررسی پایداری تأثیر نسبت بدهی در تلاطم بازدهی، ضریب وقفه‌های نسبت بدهی معنادار نبوده و تنها ضریب نسبت بدهی دوره جاری بر روی تلاطم بازدهی طول دوره مورد بررسی معنادار بوده است.

در نهایت نتایج پژوهش حاضر حاکی از این است که اثر اهرمی اگر هم وجود داشته باشد، تنها در شرایط نزولی بازار (افزایش نسبت بدهی) مشاهده شده و این اثر پایدار نبوده است و از این رو نسبت بدهی نمی‌تواند توضیح‌دهنده رابطه رفتار بازدهی با تلاطم بازدهی باشد. توجه به تأثیرپذیری بیشتر تلاطم سهم از بازدهی در شرایط نزولی بازار با توجه به معکوس بودن این رابطه (افزایش تلاطم با کاهش بازدهی) و همچنین عدم توانایی نسبت بدهی در توضیح این رفتار به دلایل مذکور، می‌تواند در شناخت بیشتر از تلاطم بازار و در نهایت کنترل آن اهمیت بسزایی داشته باشد.

تعارض منافع

وجود ندارد.

ORCID

Teymour Mohammadi http://orcid.org/0000-003-4394-774X
Mohammad Reza Feghhi Kashani http://orcid.org/0000-0002-9509-0218
Mahdi Samei http://orcid.org/0000-0002-7193-990X

منابع

ابراهیمی، سجاد، مدنی‌زاده، سیدعلی و محمودزاده، امینه. (۱۳۹۷). عوامل مؤثر بر هزینه مالی: مطالعه موردی بنگاه‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۶)، ۸۴-۵۳ doi.org/10.22054/ijer.2018.9512

ابونوری، اسماعیل و مؤتمنی، مانی. (۱۳۸۵). بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۶، ۱۰۱-۱۱۷. https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1385.41.5.2.3

ابونوری، اسماعیل و مؤتمنی، مانی. (۱۳۸۶). بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران. *فصلنامه علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۵۰، ۱-۱۱.

راسخی، سعید و خانعلی‌پور، امیر. (۱۳۸۸). تحلیل تجربی نوسانات و کارایی اطلاعاتی بازار سهام. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۳(۴۰)، ۲۹-۷۲.

راسخی، سعید، اسدی، سیدپیمان و شیدایی، زهرا. (۱۳۹۵). پویایی رابطه ریسک- بازده در بازار سهام ایران: شواهد جدید با به‌کارگیری الگوی GARCH-JUMP. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱(۶۶)، ۵۹-۸۳. doi.org/10.22054/ijer.2016.7046

سجادی‌نیا، الهه. (۱۳۹۰). *بررسی وجود اثر اهرمی در مدل‌های تلاطم تصادفی*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیخ بهایی اصفهان.

شکوهی‌فرد، سیامک، آل‌عمران، رویا، مهرگان، نادر و رحیم‌زاده، فرزاد. (۱۳۹۸). اثر فساد بر توسعه انسانی (مدل رگرسیون کوانتایل). *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، ۵(۱)، ۳۳-۶۷. doi.org/10.22075/jem.2020.19166.1398

References

Abunuri, E. & Motameni, M. (2006). Simultaneous analysis of leverage effect and volatility feedback effect in TSE. *Journal of Economic Research*, *76*, 101-117. https://dorl.net/dor/20.1001.1.00398969.1385.41.5.2.3 [In Persian].

Abunuri, E. & Motameni, M. (2007). Investigation of leverage effect in TSE. *Journal of Social Science and Humanities*, Shiraz University, *50*. [In Persian].

Ait-Sahalia, Y., Fan, J. & Li, Y. (2013). The leverage effect puzzle: Disentangling sources of bias at high frequency. *Journal of Financial Economics*, *109*(1), 224–249. doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.018

Bekaert, G. & Wu, G. (2000). Asymmetric volatility and risk in equity markets. *The Review of Financial Studies*, *13*(1), 1–42. doi.org/10.1093/rfs/13.1.1

Black, F. (1976). The pricing of commodity contracts. *Journal of Financial Economics*, *3*(1–2), 167–179. doi.org/10.1016/0304-405X(76)90024-6

Black, F. & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, *81*(3), 637–654. http://dx.doi.org/10.1086/260062

Bollerslev, T., Chou, R. Y. & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, *52*(1–2), 5–59. doi.org/10.1016/0304-4076(92)90064-X

Bollerslev, T., Litvinova, J. & Tauchen, G. (2006). Leverage and volatility feedback effects in high-frequency data. *Journal of Financial Econometrics*, *4*(3), 353–384. doi.org/10.1093/jjfinec/nbj014

Bollerslev, T., Patton, A. J. & Quaedvlieg, R. (2020). multivariate leverage effects and realized semicovariance GARCH models. *Journal of Econometrics*, *217*(2), 411-430. doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.12.011

Braun, P. A., Nelson, D. B. & Sunier, A. M. (1995). Good news, bad news, volatility, and betas. *The Journal of Finance, 50*(5), 1575–1603. doi.org/10.2307/2329327

Campbell, J. Y. (1991). A variance decomposition for stock returns. *The Economic Journal, 101*(405), 157–179. doi.org/10.2307/2233809

Campbell, J. Y. & Hentschel, L. (1992). No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of Financial Economics, 31*(3), 281–318. doi.org/10.1016/0304-405X(92)90037-X

Choi, J. & Richardson, M. (2016). The volatility of a firm's assets and the leverage effect. *Journal of Financial Economics*, *121*(2), 254-277. doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.05.009

Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of Financial Economics, 10*(4), 407–432. doi.org/10.1016/0304-405X(82)90018-6

Damodaran, A. (2013). Valuing financial services firms. *Journal of Financial Perspectives, 1*(1), 59-74.

Ebrahimi, S., Madanizadeh. S.A. & Mahmudzadeh, A. (2018). Factors affecting financial costs, case study of TSE firms. *Iranian Journal of Economic Research*, 76, 53-74. doi.org/10.22054/ijer.2018.9512 [In Persian].

Espinosa, O. & Nieto, F. (2020). A study on the leverage effect on financial series using a TAR model: A bayesian approach. ArXiv Preprint ArXiv:2002.05319.

Figlewski, S. & Wang, X. (2000). Is the "Leverage Effect" a leverage effect? Available at SSRN 256109.

French, K. R., Schwert, G. W. & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics, 19*(1), 3–29. doi.org/10.1016/0304-405X(87)90026-2

Galai, D. & Masulis, R. W. (1976). The option pricing model and the risk factor of stock. *Journal of Financial Economics (JFE), 3*(1/2), 53-81. doi.org/10.1016/0304-405X(76)90020-9

Geske, R. (1979). The valuation of compound options. *Journal of Financial Economics, 7*(1), 63–81. doi.org/10.1016/0304-405X(79)90022-9

Glosten, L. R., Jagannathan, R. & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance, 48*(5), 1779–1801. doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x

Kambouroudis, D. S., McMillan, D. G. & Tsakou, K. (2021). Forecasting realized volatility: The role of implied volatility, leverage effect,

overnight returns, and volatility of realized volatility. *Journal of Futures Markets, 41*(10), 1618-1639. doi.org/10.1002/fut.22241

Koenker, R. & Bassett Jr, G. (1982). Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society, 50*(1), 43-61. doi.org/10.2307/1912528

Lajeri Chaherli, F. (2002). A note on the valuation of compound options. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, *22*(11), 1103–1115. doi.org/10.1002/fut.10048

Lukhanda Shibutse, R., Kalunda, E. & Achoki, G. (2019). Effect of leverage and firm size on financial performance of deposit taking savings and credit cooperatives in Kenya. *International Journal of Research in Business and Social Science (2147-4478), 8*(5), 182–193. doi.org/10.20525/ijrbs.v8i5.462

Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of financial economics, 8*(4), 323-361. doi.org/10.1016/0304-405X(80)90007-0

Merton, R. K. (1973). *The sociology of science*: *Theoretical and empirical investigations*. University of Chicago press.

Nardari, F. & Scruggs, J. (2005). Why does stock market volatility change over time? A time-varying variance decomposition for stock returns. In EFA 2005 Moscow Meetings.

Newey, W. K. & Powell, J. L. (1987). Asymmetric least squares estimation and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society, 55*(4), 819-847. doi.org/10.2307/1911031

Officer, R. R. (1973). The variability of the market factor of the New York stock exchange. *The Journal of Business, 46*(3), 434–453. http://www.jstor.org/stable/2351391

Pindyck, R. S. (1984). Uncertainty in the theory of renewable resource markets. *The Review of Economic Studies, 51*(2), 289–303. doi.org/10.2307/2297693

Poterba, J. M. & Summers, L. H. (1988). Mean Reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics, 22*(1), 27-59. doi.org/10.1016/0304-405X(88)90021-9

Rasekhi, S. & Khanalipur, A. (2009). Volatility analysis and informational efficiency in stock market. *Iranian Journal of Economic Research, 40*, 29-72. [In Persian].

Rasekhi, S., Asadi, S.P. & Sheidayi, Z. (2015). The risk-return relationship dynamics of Iran's stock market: New evidence using GARCH-JUMP model. *Iranian Journal of Economic Research, 66*, 59-83. doi.org/10.22054/ijer.2016.7046 [In Persian]

Sajadinia, E. (2010). Investigation of leverage effect in stochastic volatility models. [Master's thesis, Sheikh Bahaei University]. [In Persian]

Schwert, G. W. (1989). Why does stock market volatility change over time? *The Journal of Finance, 44*(5), 1115–1153. doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02647.x

Shokuhifard, S., Ale Emran, R., Mehregan, N. & Rahimzadeh, F., (2019). The effect of corruption on human development (quantile regression model). *Journal of econometric* modeling, *1*, 33-67. doi.org/10.22075/jem.2020.19166.1398 [In Persian]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

استناد به این مقاله: محمدی، تیمور، فقهی کاشانی، محمدرضا و صامعی، مهدی. (۱۴۰۳). اثر اهرمی و نقش نسبت بدهی در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹(۹۸)، ۵۴-۸۵.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.