-- Iranian Journal of Economic Research---------
Articles in Press
ijer.atu.ac.ir
DOI:

Original Research / Review / ...
Received:
Accepted:
ISSN:
eISSN:

# Leverage Effect and The Role of Financial Leverage in Selected Tehran Stock Exchange Companies

**Teimur 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*** — PhD Student in Financial Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

## Abstract

The negative correlation between an asset's volatility and its return is known as the "leverage effect". This relation is explained by the effect of the return of a firm's equity on the degree of leverage in its capital structure. If this relation 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 also, this effect should be persistent. Most of the researches in the "leverage effect" examine the relation between volatility and stock return. To examine the effects of both returns and financial leverage on volatility data from the 22 biggest companies from March 2009 to March 2019 in Tehran Stock Exchange are collected. To find the leverage the value of debt in the capital structure of selected companies is calculated using Geske compound option pricing model. The data show the leverage effect only in negative returns and may have a negligible direct connection to the firm leverage.

**Keywords:** Leverage Effect, Financial Leverage, Compound Option, Return Volatility

**JEL Classification: G12, G13**

* Corresponding Author: m.samei@atu.ac.ir
**How to Cite:** Mohammadi, T., Feghhi, M., Samei, M. (2022). Leverage Effect and The Role of Financial Leverage in Selected Tehran Stock Exchange Companies. *Iranian Journal of Economic Research, ?? (??)*,?? -??.

مقاله پژوهشی

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

مقاله آماده انتشار

ijer.atu.ac.ir

DOI:

تاریخ دریافت: ۰۰/۰۰/۰۰؛ تاریخ پذیرش: ۰۰/۰۰/۰۰

ISSN:

eISSN:

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

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

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

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

## چکیده

رابطه‌ی 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 قرارگرفته‌است. در این پژوهش ارتباط بین تلاطم بازدهی سهام با بازدهی و نسبت بدهی روی داده‌های ماهانه‌ی ۲۲ شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۹ مورد بررسی قرارگرفته‌است. همچنین ارزش بدهی در ساختار سرمایه‌ی شرکت از طریق قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی برآورد شده‌است. 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 توضیح‌دهنده‌ی رفتار بازدهی و تلاطم بازدهی سهم باشد.

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

طبقه‌بندی JEL: G12، G13

- مقاله‌ی حاضر برگرفته از رساله‌ی 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 بوده‌است. 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 نحوه‌ی 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 داشته‌باشد.

بازدهی خود یکی از عوامل شناخته‌شده‌ی مؤثر بر تلاطم بازدهی است. ارتباط منفی بین بازدهی و تلاطم بازده یک دارایی تحت عنوان اثر اهرمی 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 سرمایه‌ی شرکت ارتباط می‌دهد (ایت ساهالیا و همکاران، ۲۰۱۳). چنانچه فرض شود ارزش شرکت افزایش پیدا کند، از آنجا که 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 سرمایه‌ی 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 می گردد، نسبت بدهی افزایش می‌یابد که خود منجر به افزایش تلاطم سهام در آینده می‌شود. 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 خانواده‌ی گارچ مورد استفاده قرارگرفته‌است، نسبت بدهی تنها به عنوان پارامتری است که از داده‌های بازدهی سهم تخمین زده می‌شود و به عنوان پارامتری ساختاری و مرتبط با ساختار سرمایه‌ی 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 رابطه‌ی نسبت بدهی با تلاطم بازدهی پرداخته‌اند، ارزش اسمی بدهی را به عنوان معیار محاسبه‌ی 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 مشاهده‌ی اثر اهرمی توسط نسبت بدهی است، تخمین صحیح نسبت بدهی و به واسطه‌ی آن ارزش بدهی دارای اهمیت بالایی می‌گردد. در این پژوهش به منظور بررسی رابطه‌ی تلاطم بازدهی سهام با نسبت بدهی؛ با محاسبه‌ی ارزش بدهی شرکت با استفاده از قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک، نسبت بدهی محاسبه شده‌است. با توجه به مشاهده‌ی 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 رابطه‌ی بازدهی و تلاطم بازدهی استنتاج می‌گردد.

ساختار مقاله به این صورت است که در بخش دوم توضیح اثر اهرمی و نحوه‌ی ارزش‌گذاری بدهی در شرکت با استفاده از مدل قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک ارائه شده‌است. در بخش سوم پیشینه‌ی پژوهش مورد بررسی قرارگرفته‌است. بخش چهارم الگوی مورد استفاده را شرح می‌دهد و بخش پنجم به توضیح داده‌های پژوهش می‌پردازد. در بخش ششم برآورد مدل و تحلیل نتایج صورت‌گرفته 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 می‌گردد. به صورت 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 گردید. با کاهش قیمت دارایی، به دلیل افزایش ارزش بدهی نسبت به سهام، نسبت بدهی در شرکت‌ها افزایش می‌یابد. در

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

نتیجه‌ی این اتفاق انتظار می‌رود ریسک سهام افزایش یافته و تلاطم بازده آن بالا رود. در حالی که 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 سرمایه‌ی 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 حاصل ضرب قیمت هر سهم در تعداد سهام منتشرشده است. با تغییر در ارزش شرکت، این تغییر به صورت کامل از تغییر در ارزش سهام ناشی شده‌است. در این صورت 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 در این عبارت $V$ 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 $\Delta$ بیانگر تغییرات است. در این شرایط درصد تغییر قیمت سهام برابر درصد تغییر در ارزش سهام در ساختار سرمایه‌ی شرکت است. هرچه نسبت بدهی در شرکت بالاتر باشد، تلاطم بازدهی سهام نسبت به تلاطم بازدهی شرکت بیشتر خواهد بود. این رابطه در عبارت زیر نشان داده شده‌است:

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

که در این عبارت $\sigma_S$ تلاطم بازده سهم و برابر با تلاطم بازده کل سهام در ساختار سرمایه ($\sigma_E$) است. $\sigma_V$ تلاطم ارزش کل شرکت بوده و $L$ برابر است با $\left(1+{}^{D}/_{E}\right)$ که در این پژوهش معیار نسبت بدهی است. چنانچه $\sigma_V$ ثابت باشد، با کاهش قیمت سهم نسبت بدهی افزایش و $\sigma_S$ افزایش یافته و با افزایش قیمت سهم نسبت بدهی کاهش و $\sigma_S$ کاهش می‌یابد (Figlewski & Wang, 2000).

با در نظر گرفتن فرمول ۲، می‌توان کشش تلاطم بازدهی سهام نسبت به سهام ($\theta_E=\theta_S=\left(\frac{d\sigma_V L}{dE}\right)\times\left(\frac{E}{\sigma_V L}\right)$) 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 ($\sigma_V$) بوده‌است. 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:

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

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 صورت زیر خواهد بود:

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

که در این عبارت $\mathfrak{D}$ متغیر موهومی است. $a$ تخمین کشش تلاطم سهام نسبت به نسبت اهرمی ($\theta_L$) 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 به صورت کامل ارتباط رفتار تلاطم بازدهی با بازدهی سهام توضیح دهد (Figlewski & Wang, 2000).

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

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

فرمول محاسبه‌ی 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 دارنده‌ی آن حق مطالبه‌ی ارزش اسمی[2] اوراق معادل $M$ با سررسید $T$ را می‌دهد. همچنین فرض کنید شرکت حق انتشار بدهی جدید با قدرت مطالبه‌ی بیشتر و یا برابر اوارق 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 باقی‌مانده‌ی ارزش بنگاه را پس از تسویه‌ی 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 پایه‌ی 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 معادله‌ی زیر پیروی می‌کند:

---

[1] Geske, R.

[2] Face Value

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

که در این عبارت

$$h = \frac{\ln(V/\bar{V}) + (r_F - \frac{1}{2}\sigma_v^2)\tau_1}{\sigma_v\sqrt{\tau_1}}$$

و

$$k = \frac{\ln(V/M) + (r_F - \frac{1}{2}\sigma_v^2)\tau_1}{\sigma_v\sqrt{\tau_2}}$$

همچنین $\bar{V}$ نیز به نحوی انتخاب می‌شود که:

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

و در این معادلات $K$ 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، $\sigma_v^2$ 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 پایه‌ی اختیار معامله‌ی 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.

به صورت مشخص به منظور بررسی مدل ارائه‌شده 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 $\bar{V}_{T_1}$، وجود دارد که عبارت زیر را برقرار خواهد کرد:

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

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

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

که در رابطه‌ی بالا

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

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

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

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

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

با دراختیارداشتن داده‌های قیمت سهام، تعداد سهام منتشرشده، ارزش اسمی و سررسید بدهی‌ها می‌توان مدل گسک برای $V$، $\sigma_v$ 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 نشده‌است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که تلاطم پیش‌بینی نشده، اثر منفی بر بازده سهام داشته‌اند در حالی که برخلاف نظریه‌ی اثر بازخورد تلاطم، تلاطم پیش‌بینی شده با بازده سهام ارتباط مستقیم نداشته‌است.

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

راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۸۸) با به‌کارگیری داده‌های ماهانه‌ی شاخص کل سهام در دوره‌ی 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 فرضیه‌ی 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 پایان‌نامه‌ی مقطع کارشناسی ارشد خود با استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی به بررسی وجود اثر اهرمی می‌پردازد.

راسخی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی رابطه‌ی ریسک و بازده در بازار سهام ایران تحت مدل ARJI-GARCH پرداخته و نتایج آن با دو مدل GARCH-M و GARCH-JUMP مقایسه شده‌است. نتایج برآورد الگوها برای داده‌های روزانه‌ی شاخص کل بازار بورس تهران

[1] Volatility Feedback Effect

طی دوره‌ی 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 هزینه‌ی مالی بنگاه‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ پرداخته‌اند. رابطه‌ی مثبت هزینه‌ی 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 شده‌است.

در میان مطالعات خارج از ایران بسیاری از محققان به تلاطم بازدهی بازار سهام به صورت 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 توضیح‌دهنده‌ی 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 (۱۹۸۹) تحلیل مبسوطی از تلاطم بازده سهام در طول زمان و رابطه‌ی آن با سایر متغیرهای اقتصادی ارائه می‌دهد. او رابطه‌ی 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 داده‌است.

بولرسلو و همکاران[6] (۱۹۹۲) مروری بر ادبیات موضوع در استفاده از مدل‌های خانواده‌ی آرچ[7] 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

---

[1] Officer, R. R.
[2] Merton, R. K.
[3] Pindyck, R. S.
[4] Poterba, J. M., & Summers, L. H.
[5] French, K. R., et al.
[6] Bollerslev, T., et al.
[7] ARCH

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[۱] (۱۹۹۳) و براون و همکاران[۲] (۱۹۹۵) نیز تکرار شده‌است.

یکی از رایج‌ترین توضیحات رفتار متضاد قیمت و تلاطم بازدهی سهام به میزان بدهی در ساختار سرمایه‌ی شرکت ارتباط دارد. در حقیقت بلک و شولز در مقاله‌ی ابتدایی خود (۱۹۷۳) اثر بدهی در رفتار قیمت سهام را توضیح داده و این موضوع توسط مرتون (۱۹۷۳)، گالای و ماسولیس[۳] (۱۹۷۶) و گسک (۱۹۷۹) بسط داده شد.

فیگلوسکی و وانگ[۴] (۲۰۰۰) نیز در جستجوی پاسخ به این سؤال هستند که آیا رفتار نامتقارن بازدهی و تلاطم سهام که تحت عنوان اثر اهرمی شناخته می‌شود، واقعا می‌تواند توسط تغییرات در نسبت بدهی توضیح داده‌شود 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[۵] (۲۰۰۵) با گسترش مدل تجزیه‌ی واریانس کمپبل[۶] (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 شده‌است: 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[۷] (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 نحوه‌ی تحلیل علیت

---

[1] Glosten, L. R., et al.
[2] Braun, P. A., et al.
[3] Galai, D., & Masulis, R. W.
[4] Figlewski, S., & Wang, X.
[5] Nardari, F., & Scruggs, J.
[6] Campbell, J. Y.
[7] Campbell, J. Y. & Hentschel, L.

آن برعکس بوده و افزایش تلاطم را عامل بازدهی منفی آتی می‌داند.

اگرچه بر اساس داده‌های روزانه و یا حتی بلندمدت‌تر کشف رابطه‌ی علت و معلولی به دلیل هم‌زمانی اثر اهرمی و تلاطم دشوار است؛ لیکن چنین بیان‌های متفاوتی نیز مورد بررسی و مقایسه قرار گرفته‌اند (برای مثال بکائرت و وو[1] (۲۰۰۰)). با استفاده از داده‌های بازه‌های زمانی کوتاه‌تر، برای مثال ۵ دقیقه، به منظور ساخت تلاطم محقق‌شده در زمانی طولانی‌تر، بولرسلو و همکاران (۲۰۰۶) رابطه‌ای منفی بین تلاطم و بازدهی جاری[2] و تأخیری[3] 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[4] (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[5] (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 توضیح‌دهنده‌ی تفاوت رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت تلاطم بازدهی سهام باشد.

لوخاندا شیبوتزه و همکاران[6] (۲۰۱۹) نیز به بررسی اثر بدهی و اندازه‌ی شرکت بر روی بازدهی سهام پرداخته‌اند.

اسپینوسا و نیتو[7] (۲۰۲۰) نیز با استفاده از مدل TAR[8] و بر اساس 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.

---

[1] Bekaert, G., & Wu, G.
[2] Current
[3] Lagged
[4] Ait-Sahalia, Y., et al.
[5] Choi & Richardson
[6] Lukhanda Shibutse, R., et al.
[7] Espinosa, O., & Nieto, F.
[8] Threshold Autoregression

کامبورودیس و همکاران[1] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل خودتوضیح ناهمگون[2] که شامل تلاطم ضمنی[3]، اثر اهرمی، بازده روزانه و نوسانات تلاطم محقق‌شده[4] می‌گردد به دنبال پیش‌بینی تلاطم محقق‌شده هستند؛ و به 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 ساده‌ی HAR عمل می‌کنند، گسترش این مدل نیز توسط تمامی بازارها مورد تأیید قرار گرفته‌است. استفاده از بازده روزانه در تمامی بازارها به جز انگلستان، نوسانات تلاطم محقق‌شده در آمریکا و اثر اهرمی در پنج بازار دیگر منجر به بهبود عملکرد مدل و پیش‌بینی شده‌است.

## 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 شده‌است.

مدل زیر 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 در این عبارت $R = ln(S_t/S_{t-1})$ و $a_1$ تخمینی از کشش تلاطم بازدهی نسبت به ارزش سهام ($\theta_S$) 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 زیر مورد آزمون قرار خواهد گرفت:

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

---

[1] Kambouroudis, D. S., et al.
[2] Heterogeneous Autoregressive (HAR)
[3] Implied Volatility (IV)
[4] Volatility of Realized Volatility

در این عبارت 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 بوده‌است.

به منظور بررسی پایداری و یا از بین رفتن اثر اهرمی ناشی از تغییرات قیمت سهام رگرسیون‌های زیر برآورد می‌گردند:

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

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

که در این عبارات $\Delta\sigma_3$ 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 زیر 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 در این عبارات $LN$ 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 $\theta_L$، و چنانچه تمامی تلاطم شرکت به سهام منتقل گردد، 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، رگرسیون‌های زیر برآورد می‌گردند:

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

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

که عناصر آن همانند قبل تعریف می‌گردد.

در این تحقیق از روش رگرسیونی کوانتایل[1] استفاده شده‌است. 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 غیر کارا می‌باشند. در حالی که رگرسیون کوانتایل در مواردی که خطاها توزیع نرمال نداشته و یا داده‌های پرت داشته‌باشیم، 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 استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق انحرافات[2] گفته می‌شود. (شکوهی‌فرد و همکاران، ۱۳۹۸)

همچنین در این نوع رگرسیون چنانچه فرضیه‌ی صفر آزمون برابری شیب‌ها[3] و آزمون تقارن[4] 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[5] (۱۹۸۲) ارائه شده‌است. آماره‌ی این آزمون از توزیع $\chi^2$ با درجه آزادی $(p-1)(k-1)$ پیروی می‌کند که در این عبارت $k$ تعداد رگرسیون کوانتایل و $p$ تعداد رگرسور است. همچنین فرضیه‌ی صفر در این آزمون برابری ضرایب کوانتایل‌های مختلف است.

---

[1] Quantile Regression
[2] Least Absolute Deviation (LAD)
[3] Slope Equality Test
[4] Symmetry Test
[5] Koenker, R., & Bassett Jr, G.

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

## ۵- پایه‌های آماری

در این پژوهش ۲۲ شرکت بزرگ بورسی غیر بانکی 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 شده‌است. دلیل حذف نمادهای بانکی در این پژوهش تفاوت عملکرد بدهی در ساختار سرمایه‌ی 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 گردیده‌است. با توجه به اینکه میزان اسمی بدهی در بازه‌های ۶ ماهه و یا ۳ ماهه منتشر شده‌است، داده‌های ماهانه با فرض توزیع یکسان تغییر در طول ماه‌های هر بازه محاسبه شده‌اند.

تلاطم تاریخی بازده سهام از داده‌های بازده روزانه و با محاسبه‌ی جذر واریانس بازده روزانه محاسبه شده‌است. 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 محاسبه‌شده از طریق شیوه‌ی قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی گسک بر ارزش بازاری سهام در پایان هر دوره که از ضرب قیمت پایان دوره‌ی سهم در تعداد سهام موجود در پایان دوره به دست می‌آید محاسبه شده‌است.

با داشتن قیمت ماهانه‌ی سهام، تغییرات بازده سهام محاسبه‌شده، 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.

---

[1] Newey, W. K. & Powell, J. L.

## 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 شده‌است.

**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،۶۵۸ | ۵۲،۸۹۷ | ۶۸۴،۳۲۹ | ۴۳۳ | ۸۳،۴۸۳ | ۲/۸۴ | ۱۱/۱۴ |
| ارزش بدهی (میلیارد تومان) | $D$ | ۲۸،۲۳۴ | ۱۰،۱۹۴ | ۳۱۸،۷۵۷ | ۲۷ | ۴۵،۸۱۰ | ۳/۰۵ | ۱۰/۵۹ |
| تلاطم بازدهی | $\sigma$ | ۰/۲۹ | ۰/۲۵ | ۴/۲۸ | ۰/۰۱ | ۰/۲۹ | ۶/۶۰ | ۶۸/۳۲ |
| بازدهی | $R$ | ۰/۰۲ | ۰/۰۱ | ۰/۵۲ | -۰/۳۶ | ۰/۱۱ | ۰/۶۳ | ۴/۳۳ |
| نسبت بدهی | $L$ | ۱/۵۰ | ۱/۲۰ | ۱۰/۱۸ | ۱/۰۰ | ۰/۹۹ | ۴/۲۰ | ۲۳/۹۲ |
| $\ln(\sigma_{t+1}/\sigma_{t-1})$ | $\Delta\sigma_1$ | -۰/۰۲ | -۰/۰۵ | ۳/۵۳ | -۳/۷۸ | ۰/۹۲ | ۰/۰۳ | ۴/۹۱ |
| $\ln(\sigma_{t+1}/\sigma_{t-3})$ | $\Delta\sigma_3$ | ۰/۰۱ | -۰/۰۲ | ۳/۴۸ | -۴/۱۸ | ۰/۹۸ | -۰/۰۹ | ۴/۳۱ |
| $\ln(L_t/L_{t-1})$ | $LN$ | -۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۱/۴۱ | -۱/۲۰ | ۰/۰۶ | 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 شده‌است برابر ۲۸ هزار و ۲۳۴ میلیارد تومان بوده‌است. همچنین میانگین نسبت بدهی $(1 + {}^{D}/_{E})$ برابر ۱/۵۰ محاسبه شده‌است. مقادیر بیشینه، کمیته و انحراف معیار نشان‌دهنده‌ی تفاوت قابل توجه بین شرکت‌های مورد بررسی است. همچنین با توجه به اینکه رگرسیون‌های پژوهش حاضر در قالب تغییرات لگاریتم مورد بررسی قرار گرفته‌است، 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 شده‌است. نتایج این آزمون در جدول ۲ ارائه شده‌است. با توجه به نتایج جدول ۲، تمامی متغیرها در سطح مانا هستند و نیازی به

تفاضل‌گیری وجود ندارد.

**جدول ۲** نتایج آزمون ریشه‌واحد برای متغیرها (اعداد داخل پرانتز سطح معناداری را نشان می‌دهد)

| متغیر | آماره ADF | آماره PP | نتیجه |
|---|---|---|---|
| $\Delta\sigma_1$ | (۰/۰۰۰۰) ۶۸۱/۶۲۳ | (۰/۰۰۰۰) ۶۶۳/۱۷۳ | مانا |
| $\Delta\sigma_3$ | (۰/۰۰۰۰) ۳۰۵/۰۶۳ | (۰/۰۰۰۰) ۵۲۹/۰۰۲ | مانا |
| $LN$ | (۰/۰۰۰۰) ۷۵۴/۵۶۰ | (۰/۰۰۰۰) ۱۱۱۹/۰۶ | مانا |
| $R$ | (۰/۰۰۰۰) ۸۰۳/۴۴۳ | (۰/۰۰۰۰) ۱۲۱۶/۹۴ | مانا |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

**چنانچه فرضیه‌ی 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 ارائه‌شده در فرمول‌های ۱۳ الی ۲۰ در جدول ۳ ارائه شده‌است.**

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

| *مدل* | آماره‌ی آزمون برابری شیب | آماره‌ی آزمون تقارن کوانتایل‌ها | نتیجه |
|---|---|---|---|
| *فرمول ۱۳* | (۰/۳۹۳) ۱/۸۶۹ | (۰/۳۳۹) ۹/۰۴۲ | برابری شیب و تقارن |
| *فرمول ۱۴* | (۰/۴۵۸) ۳/۶۳۳ | (۰/۶۸۷) ۱/۴۸۵ | برابری شیب و تقارن |
| *فرمول ۱۵* | (۰/۱۳۰) ۹/۸۸۱ | (۰/۱۵۴) ۸/۳۱۴ | برابری شیب و تقارن |
| *فرمول ۱۶* | (۰/۱۶۵) ۱۰/۱۵۵ | (۰/۱۷۷) ۱۰/۷۱۷ | برابری شیب و تقارن |
| *فرمول ۱۷* | (۰/۵۷۷) ۱/۱۰۱ | (۰/۵۵۴) ۱/۱۸۱ | برابری شیب و تقارن |
| *فرمول ۱۸* | (۰/۷۲۳) ۲/۰۶۹ | (۰/۴۸۹) ۲/۴۲۶ | برابری شیب و تقارن |
| *فرمول ۱۹* | (۰/۳۲۱) ۷/۰۰۱ | (۰/۲۰۶) ۵/۹۰۸ | برابری شیب و تقارن |
| *فرمول ۲۰* | (۰/۶۶۳) ۴۶۰ | (۰/۴۰۳) ۷/۲۵۵ | 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 در خصوص نوع توزیع و ناهمسانی واریانس استفاده نمود.**

### ۱-٦ اثر اهرمی با بررسی بازدهی

همانطور که اشاره گردید، اثر اهرمی به صورت عمومی به رابطه‌ی منفی بین بازدهی و تلاطم بازدهی اطلاق می‌گردد. مدل‌های ارائه‌شده در فرمول‌های ۱۳ تا ۱۶ به بررسی رابطه‌ی بازدهی و تلاطم بازدهی می‌پردازد.

مدل‌های ارائه‌شده در فرمول‌های ۱۳ و ۱۴ به بررسی کلی رابطه‌ی بازدهی و تلاطم بازدهی می‌پردازند. جداول ۴ و ۵ به ترتیب نتایج تخمین مدل ارائه‌شده در فرمول ۱۳ و فرمول ۱۴ را بر اساس 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 | -۰/۰۴۴۴۶۵ | ۰/۹۲۵۷۰۴ |
| آماره $t$ | -۲/۱۲۵۰۳۵ | ۵/۸۷۰۶۸۲ |
| سطح معناداری | ۰/۰۳۳۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| $R^2$ | ۰/۰۱۰۸۳۶ | |

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 | -۰/۰۷۶۴۶۸ | ۱/۰۸۳۵۶۷ | -۰/۷۰۳۶۴۷ |
| آماره $t$ | -۲/۶۲۲۷۱۱ | ۶/۱۲۴۹۶۱ | -۱/۶۸۴۳۷۳ |
| سطح معناداری | ۰/۰۰۸۸ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۹۲۳ |
| $R^2$ | ۰/۰۱۱۵۶۲ | | |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

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

با اجرای مدل رگرسیون ارائه‌شده در فرمول ۱۴ و اضافه نمودن متغیر موهومی بازدهی منفی،

تغییر در اثر اهرمی تخمین‌زده‌شده مشاهده می‌شود. رابطه‌ی منفی تلاطم بازدهی و بازدهی سهم چنانچه به واسطه‌ی اثر بازدهی بر روی نسبت بدهی رخ دهد، باید نسبت به رفتار مثبت و منفی بازدهی، عکس‌العمل مشابهی داشته‌باشد. هرچند ضریب بازدهی در شرایط نزولی بازار در سطح معناداری ۵ درصد معنادار نبوده‌است، با این وجود چنانچه رابطه‌ای هم وجود داشته‌باشد این رابطه در شرایط نزولی بازار نسبت به صعودی کاهش داشته‌است.

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

چنانچه اثر اهرمی به صورت کامل به واسطه‌ی اثر بازدهی بر روی نسبت بدهی رخ دهد، تخمین عبارات $a_1$، $a_2$ و $a_3$ در معادله‌ی رگرسیون فرمول ۱۵ در طول بازه‌ی سه ماهه‌ی 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 ۱۵- بررسی پایداری اثر اهرمی با بررسی بازدهی

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

| متغیر | عرض از مبدأ | $R_t$ | $R_{t-1}$ | $R_{t-2}$ |
|---|---|---|---|---|
| ضریب | -۰/۰۶۴۰۹۴ | ۱/۰۰۰۹۵۱ | ۰/۷۲۵۸۰۶ | ۰/۲۴۵۲۷۸ |
| آماره $t$ | -۲/۶۵۰۸۸۱ | ۵/۶۷۲۸۸۱ | ۴/۱۰۵۱۷۰ | ۱/۸۰۵۶۱۱ |
| 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

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

| 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 | -۰/۱۴۷ | ۱/۷۶۷ | ۰/۷۶۹ | -۰/۰۶۹ | -۲/۰۵۶ | -۰/۲۴۸ | ۰/۴۵۷ |
| آماره $t$ | -۲/۷۷۷ | ۴/۷۸۳ | ۲/۶۳۲ | -۰/۲۳۱ | -۲/۷۵۳ | -۰/۴۰۳ | ۰/۷۷۶ |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| سطح معناداری | ۰/۰۰۵۶ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۸۶ | ۰/۸۱۷ | ۰/۰۰۶ | ۰/۶۸۷ | ۰/۴۳۷ |
| $R^2$ | ۰/۰۲۴۴۹ | | | | | | |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب هر سه متغیر در معادله رگرسیون فرمول ۱۵ مثبت می‌باشد. با این وجود این ضرایب با ایجاد وقفه در متغیر بازدهی کاهش یافته و همچنین سطح معناداری نیز کاهش می‌یابد؛ تا جایی که ضریب بازدهی با دو دوره وقفه در سطح معناداری ۵ درصد بی‌معنی شده‌است. 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 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 سه‌ماهه‌ی بازدهی برابر ۰/۲۸۸۸۹- 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 جایی که ضریب بازدهی با دو وقفه بی‌معنی شده‌است.

### ۲-۶- اثر اهرمی با بررسی نسبت بدهی

به صورت عمومی اثر اهرمی به توضیحی از رابطه‌ی 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 سرمایه‌ی شرکت صورت نگرفته است. همچنین در مواردی که این بررسی صورت گرفته است، ارزش اسمی بدهی معیار بوده‌است. در این پژوهش با تخمین ارزش شرکت و به تبع آن ارزش بدهی از طریق قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی، نسبت بدهی محاسبه گردیده‌است. در این بخش به بررسی و آزمون اثر اهرمی با استفاده از نسبت بدهی پرداخته شده‌است. مدل‌های ارائه‌شده 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 | -۱/۴۷۷۴۳۸ | ۱/۵۳۸۱۴۸ |
| آماره $t$ | -۲/۳۷۱۹۵۴ | -۲/۹۳۰۰۲۴ | ۲/۰۸۱۴۷۵ |
| سطح معناداری | ۰/۰۱۷۸ | ۰/۰۰۳۴ | ۰/۰۳۷۵ |
| $R^2$ | ۰/۰۰۳۸۶۱ | | |

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.

از آنجا که یک افزایش در بازدهی منجر به یک کاهش در نسبت بدهی می‌گردد، 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 ارائه‌شده در فرمول‌های ۱۹ و ۲۰ مورد آزمون قرار گرفته‌است که نتایج آن در جداول ۱۰ و ۱۱ قابل مشاهده‌است.

**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 | -۰/۴۸۶۰۸۱ | ۰/۲۶۰۵۴۳ |
| آماره $t$ | -۱/۲۴۹۱۱۳ | -۲/۴۹۰۳۵۲ | -۲/۴۷۱۴۴۸ | ۰/۴۰۵۷۸۴ |
| سطح معناداری | ۰/۲۱۱۸ | ۰/۰۱۲۹ | ۰/۰۱۳۶ | ۰/۶۸۵۰ |
| $R^2$ | ۰/۰۰۴۱۱۳ | | | |

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 | -۰/۰۵۴ | -۱/۵۰۲ | -۱/۱۸۱ | -۰/۰۲۴ | ۱/۰۷۲ | ۰/۷۰۹ | ۰/۵۹۷ |
| آماره $t$ | -۲/۰۰۲ | -۱/۹۹۴ | -۲/۲۷۸ | -۰/۰۴۴ | ۰/۷۹۰ | ۰/۸۹۸ | ۰/۷۲۴ |
| سطح معناداری | ۰/۰۴۵۴ | ۰/۰۴۶۲ | ۰/۰۲۲۸ | ۰/۹۶۵ | ۰/۴۲۹ | ۰/۳۶۹۱ | ۰/۴۷۰ |
| $R^2$ | ۰/۰۰۴۹۹۱ | | | | | | |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول ۱۰ مشاهده می‌گردد، با افزایش وقفه‌های نسبت بدهی اندازه‌ی 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 رابطه‌ی 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 نحوه‌ی ترتیب اثر این عوامل، می‌تواند نقش بسزایی در تحلیل رفتار آن داشته‌باشد. یکی از عوامل تأثیرگذار بر تلاطم بازدهی که در پژوهش‌های بسیاری مورد توجه قرار گرفته است، رفتار خود بازدهی است. رابطه‌ی منفی بین بازدهی و تلاطم بازدهی سهام تحت عنوان اثر اهرمی شناخته می‌شود. توضیح مرسوم، تأثیر بازدهی بر روی نسبت بدهی را عامل مشاهده‌ی این اثر معرفی می‌کند. با کاهش ارزش سهام، نسبت بدهی در ساختار سرمایه‌ی 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 رابطه‌ی تلاطم بازدهی با بازدهی پرداخته شده‌است و در مطالعات اندکی که به بررسی نسبت بدهی در این خصوص پرداخته شده‌است، نسبت بدهی با استفاده از ارزش دفتری بدهی در ساختار سرمایه محاسبه شده‌است. در این پژوهش پس از ارائه‌ی مبانی نظری در خصوص رابطه‌ی تلاطم بازدهی و بازدهی سهم در شرکت اهرمی، نحوه‌ی ارزش‌گذاری بدهی شرکت از طریق قیمت‌گذاری اختیارات ترکیبی ارائه‌گردید.

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

چنانچه اثر اهرمی مبنی بر رابطه‌ی منفی تلاطم بازدهی و بازدهی سهام تنها نتیجه‌ی 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 گرفته‌است، بررسی اثر مستقیم نسبت بدهی بر روی تلاطم بازدهی بوده‌است. 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 شده‌است؛ اما در شرایط نزولی نسبت بدهی این رابطه معکوس بوده‌است. همچنین در بررسی پایداری تأثیر نسبت بدهی در تلاطم بازدهی، ضریب وقفه‌های نسبت بدهی معنادار نبوده و تنها ضریب نسبت بدهی دوره‌ی جاری بر روی تلاطم بازدهی طول دوره‌ی مورد بررسی معنادار بوده است.

در نهایت نتایج پژوهش حاضر حاکی از این است که اولا، اثر اهرمی اگر هم وجود داشته باشد، تنها در شرایط نزولی بازار (افزایش نسبت بدهی) مشاهده شده‌است و این اثر پایدار نبوده است و از این رو نسبت بدهی نمی‌تواند توضیح‌دهنده‌ی رابطه‌ی 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

تعارض منافع وجود ندارد.

## ORCID

Teymor 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، محمودزاده، امینه (۱۳۹۷). عوامل مؤثر بر هزینه مالی: مطالعه موردی بنگاه‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۲۳، شماره ۷۶، ۵۳-۸۴

ابونوری، اسماعیل، و مؤتمنی، مانی (۱۳۸۵). بررسی هم‌زمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران. *مجله‌ی تحقیقات اقتصادی*، ۱۳۸۵، شماره ۷۶، صص ۱۰۱-۱۱۷.

ابونوری، اسماعیل. و مؤتمنی، مانی (۱۳۸۶). بررسی اثر اهرمی در بازار سهام تهران. *فصلنامه‌ی علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۱۳۸۶، شماره ۵۰، فصل بهار.

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

راسخی، سعید، اسدی، سید پیمان، شیدایی، زهرا (۱۳۹۵). پویایی رابطه ریسک- بازده در بازار سهام ایران: شواهد جدید با به‌کارگیری الگوی GARCH-JUMP. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۲۱، شماره ۶۶، ۵۹-۸۳

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

شکوهی‌فرد،سیامک، آل‌عمران، رویا، مهرگان، نادر، رحیم‌زاده، فرزاد (۱۳۹۸)- اثر فساد بر توسعه‌ی انسانی (مدل رگرسیون کوانتایل). *فصلنامه‌ی مدلسازی اقتصادسنجی*، سال ۵، شماره ۱، ۳۳-۶۷


## References


Abunuri, E. & Motameni, M. (2006). Simultaneous analysis of leverage effect and volatility feedback effect in TSE. *Journal of Economic Research*. *(76)*, 101-117 [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.

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

Black, F. (1976). The pricing of commodity contracts. *Journal of Financial Economics, 3(1–2)*, 167–179.

Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy, 81(3)*, 637–654.

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.

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

Bollerslev, T., Patton, A. J., & Quaedvlieg, R. (2020). Multivariate leverage effects and realized semicovariance GARCH models. *Journal of Econometrics, 217(2)*, 411-430.

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.

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

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.

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

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.

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

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 [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

Galai, D., & Masulis, R. W. (1976). The option pricing model and the risk factor of stock. *Journal of Financial Economics (JFE), 3(1/2)*.

Geske, R. (1979). The valuation of compound options. *Journal of Financial Economics, 7(1)*, 63–81.

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.

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.

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

Koenker, R. & Machado, A.F. (1999), Goodness of fit and related inference processes for quantile regression, *Journal of the american statistical association, 94(448)*. 1296-1310

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.

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.

Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of financial economics, 8(4)*, 323-361.

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.

Officer, R. R. (1973). The variability of the market factor of the New York Stock Exchange. *The Journal of Business, 46(3)*, 434–453.

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

Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics, 22(1)*, 27–59.

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 [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.

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 [In Persian]