

## بررسی انتقال بحران در شبکه مالی جهانی به ایران

فاطمه طالقانی،\* علیرضا شکیبایی،\*\* سید مهدی صالحی،\*\*\* سید

عبدالمجید جلائی اسفندآبادی و مهدی نجاتی\*\*\*\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۲۴

تاریخ وصول: ۱۳۹۷/۱۰/۰۴

### چکیده

براساس مطالعات انجام شده، بازار مالی براساس توزیع قانون توانی همانند یک سیستم پویا می‌تواند به نقطه بحرانی (یا بحران مالی) برسد و حتی تا بی‌نهایت نیز پیش برود. برای راستی آزمایی این موضوع با توجه به وجود آمارهای معتبر و همچنین دیده شدن مناطق مهم اقتصادی در جغرافیای جهانی، چهار بورس اوراق بهادار تهران، مسکو، ابوظبی و نیویورک انتخاب شده‌اند. در ساختار علمی مقاله دو سؤال به این شرح مطرح شده‌اند: اول اینکه آیا بحران‌ها در چهار بازار به وقوع پیوسته‌اند و شدت هر یک چقدر است؟ دوم اینکه اگر بحران ۲۰۰۹-۲۰۰۷ بازارها را متأثر ساخته، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار در بحران چقدر بوده است؟ نتایج نشان می‌دهند که بحران‌های مالی براساس توزیع قانون توانی و واکنشی در چهار بازار به وقوع پیوسته‌اند و شدت هر یک نیز متفاوت بوده است. به گونه‌ای که بحران‌های به وقوع پیوسته در بورس اوراق بهادار تهران به ترتیب بزرگی عبارتند از: تأثیر اولین خصوصی‌سازی در بورس اوراق بهادار در ۲۰۰۳، تأثیر تحریم‌های شورای امنیت ملل متحد در ۲۰۱۰، تأثیر کاهش ارزش پول ملی در ۲۰۱۲، تأثیر بحران مالی در ۲۰۰۹-۲۰۰۷، تأثیر اجرای توافق هسته‌ای بین ایران و گروه ۵+۱ در ۲۰۱۶، تأثیر کاهش قیمت نفت در ۲۰۱۴، تأثیر مذاکرات هسته‌ای در ۲۰۱۵، تأثیر اولین مذاکرات هسته‌ای در ۲۰۱۳، تأثیر شروع جنگ دوم خلیج فارس در ۲۰۰۳، تأثیر جنگ در روسیه در ۲۰۱۳ و تأثیر توافق هسته‌ای در لوزان در ۲۰۱۵. چهار بحران در بورس اوراق بهادار مسکو به ترتیب عبارتند از بحران مالی در ۲۰۰۹-۲۰۰۷، بحران اقتصادی در آسیا در ۱۹۹۷،

\* دکتری اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر. کرمان، ایران. (نویسنده مسئول) (taleghani.fa@gmail.com)

\*\* دانشیار و عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید باهنر. کرمان، ایران.

\*\*\* استادیار و عضو هیات علمی دانشکده علوم پایه دانشگاه نیشابور. نیشابور، ایران.

\*\*\*\* استاد و عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید باهنر. کرمان، ایران.

\*\*\*\*\* استادیار و عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید باهنر. کرمان، ایران.

بحران مالی روسیه در روسیه ۱۹۹۸، کاهش ارزش روبل روسیه در ۲۰۱۶-۲۰۱۴. دو بحران مالی در بورس اوراق بهادار ابوظبی به ترتیب شدت عبارتند از بحران مالی جهانی در ۲۰۰۹-۲۰۰۷ و تأثیر کاهش قیمت نفت در ۲۰۱۴. مهم‌ترین حوادثی که بورس اوراق بهادار نیویورک را تحت تأثیر قرار داده‌اند به ترتیب عبارتند از بحران مالی جهانی ۲۰۰۷، سقوط ۱۹۸۷، افت بازارهای سهام در ۲۰۱۱، افت بازار سهام در ۲۰۰۲، بحران اقتصادی در آسیا در ۱۹۹۷، بحران مالی روسیه در ۱۹۹۸، حمله ۱۱ سپتامبر در ۲۰۰۱، تأثیر بهار در ۲۰۰۱، سقوط لحظه‌ای در ۲۰۱۰، شکست حباب تکنولوژی در ۲۰۰۰ و تأثیر فروش سریع در بازار سهام در ۲۰۱۶-۲۰۱۵. بنابراین، بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ هر چهار بورس را تحت تأثیر قرار داده است. همچنین بدترین زیان در هر بازار با کمک ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار در بحران جهانی اخیر براساس طول دوره آن مشخص گردیده است. ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار بدترین زیانی که ممکن است در پایان روز تجاری بعد در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ رخ دهد را نشان می‌دهد. نتایج برآورد ارزش در معرض ریسک در طول دوره بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن آنچه که رخ می‌دهد، بدترین زیان روزانه از ۱٪، ۱٫۱٪، ۱٫۶٪، ۴٫۲٪ و ۹٫۱٪ در روز تجاری بعد در سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ به ترتیب در بورس اوراق بهادار تهران، مسکو، ابوظبی و نیویورک فراتر نخواهد رفت. همچنین بدترین زیان روزانه از ۲٫۵٪، ۲۶٫۳٪، ۶٫۹٪ و ۱۱٪ در روز تجاری بعد در سطح اطمینان ۹۹٪ بیشتر نخواهد شد. براساس ریزش مورد انتظار بدترین زیان مورد انتظار روزانه از ۲٫۳٪، ۲۳٫۸٪، ۵٫۹٪ و ۱۰٫۲٪ در روز تجاری بعد در سطح اطمینان ۹۵٪ فراتر نخواهد رفت. همچنین در سطح اطمینان ۹۹٪، بدترین زیان مورد انتظار از ۵٫۱٪، ۳۵٫۷٪، ۸٫۹٪ و ۱۱٪ در روز تجاری بعد بیشتر نخواهد شد. بنابراین، شوک مالی جهانی منجر به بدترین زیان مالی مورد انتظار شده اما شدت آن در بازارها متفاوت است.

طبقه بندی JEL: G15.C10

واژه‌های کلیدی: بحران مالی، قانون توانی، قانون گوتنبرگ-ریشر مالی

## ۱- مقدمه

برخی از بحران‌های اقتصادی و مالی یک کشور و برخی دیگر بیش از یک کشور را تحت تأثیر قرار داده‌اند. عاملی که بحران‌های مالی را ناخوشایندتر کرده، انتقال آن‌ها از یک کشور به سایر کشورها یا فرآیند سرایت مالی است. این فرآیند از طریق هم‌حرکتی در نرخ ارز، قیمت‌های سهام و جریان‌های سرمایه قابل مشاهده است (Dornbusch et al., 2000). در این راستا می‌توان مسیرهای تأثیرگذاری بحران مالی به کشورهای در حال توسعه را به سه بخش ۱- ناتوانی بانک‌ها در پرداخت وام در کشورهای در حال توسعه به دلیل محدودیت‌های اعمال شده در نتیجه بحران جهانی، ۲- کاهش درآمدهای صادراتی و ۳- کاهش جریان مالی به کشورهای در حال توسعه تقسیم کرد که به دلیل ارتباط کم بانک‌های کشورهای در حال توسعه با سیستم مالی جهانی، مسیر اول اثرات محدودی خواهد داشت. مسیر دوم بیش‌تر بر کشورهای صادرکننده کالاها و مواد خام و مسیر سوم به طور عمده بر کشورهایی که برای رشد و توسعه خود به جریان‌های مالی خارجی متکی هستند، مؤثر می‌باشد (Naude, 2009).

در یکی دیگر از مطالعات صندوق بین‌المللی پول، بحران مالی جهانی از دو کانال سرایت مالی و سرایت رکود اقتصادی بر کشورهای در حال توسعه تأثیر می‌گذارد. سرایت رکود اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته به در حال توسعه از کانال‌های تجارت و قیمت‌های تجاری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، انتقالات وجه، وام‌های تجاری و کمک‌های مالی است (Velde, 2008). اما بیش‌تر تأکید بر کانال صادرات است، چرا که کشورها متکی به صادرات با افت قیمت کالاهای صادراتی در بحران اخیر، با کاهش درآمدهای صادراتی و کسری قابل ملاحظه تراز پرداخت‌ها مواجه شدند. طبیعی است که کشورها با ذخایر ارزی بالا توان بیش‌تری در کنترل اثرات بحران بر ترازپرداخت‌ها داشته باشند (Sadeghi and Hassanzadeh, 2010).

در این راستا، بازار مالی براساس قانون توانی همانند یک سیستم پویا می‌تواند به نقطه بحرانی (یا سقوط مالی) برسد و حتی تا بی‌نهایت نیز پیش برود (Negrea, 2014). در این وضعیت، درک پاسخ پویای بازار سهام به بحران‌های داخلی و خارجی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

لازم به ذکر است که بحران‌های مالی کشورهای مختلف را به دلیل نوع تعاملات و ارتباط با اقتصاد جهانی و پاسخ‌های سیاستی دولت‌ها به شیوه متفاوتی تحت تأثیر

قرار داده‌اند. هر اندازه درجه تعامل و ادغام بین بازارهای مالی بیش تر باشد، اثرات بحران‌ها از طریق بازارهای مالی و جریان سرمایه خصوصی قابل شناسایی است. همچنین هر اندازه تعامل مالی بین بازارها کم تر باشد، اثرات بحران از طریق تجارت بین‌الملل و ارز خارجی قابل مشاهده می‌باشد. صادرکنندگان نفت و مواد خام همچون نفت بیش تر تحت تأثیر بحران قرار می‌گیرند زیرا سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی با افت قیمت نفت کاهش می‌یابد و به دلیل ارتباط بین بازارها کل اقتصاد از این نوع بحران آسیب جدی می‌بیند (Griffith-Jones and Antonio, 2009). به طور کلی نمی‌توان انتقال شوک‌ها از کشورهای توسعه‌یافته به سایر کشورها اعم از توسعه‌یافته و درحال توسعه را صفر در نظر گرفت. اقتصاد ایران نیز با آنکه از کانال‌های محدودی از جمله تجارت و به ویژه صادرات نفت و درآمدهای نفتی با اقتصادهای بزرگ در ارتباط است، می‌تواند تا اندازه‌ای به سمت این گرداب رکود اخیر سوق داده شده و موج تلاطم بحران به سایر بخش‌های آن سرایت کرده و کل اقتصاد را تحت شعاع قرار داده باشد.

با توجه به این وضعیت، مقاله حاضر به دنبال پاسخ به چهار سؤال اساسی است: (۱) آیا بحران‌های مالی در ایالات متحده آمریکا، روسیه، امارات متحده عربی و ایران براساس توزیع قانون توانی به وقوع پیوسته است و شدت آن چه میزان است؟ (۲) آیا بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ تمامی بازارها را تحت تأثیر قرار داده است و اگر چنین دوره مشترکی وجود دارد، ارزش در معرض ریسک<sup>۱</sup> و ریزش مورد انتظار<sup>۲</sup> انتظار این بحران چه میزان است؟ برای پاسخ به سؤال‌ها، مقاله به صورت زیر سازمان یافته است: در بخش دوم ادبیات موضوع و در بخش سوم مبانی نظری ارائه می‌گردد. همچنین در بخش چهارم، انرژی مالی آزاد شده توسط بورس اوراق بهادار تهران، مسکو، نیویورک و ابوظبی محاسبه و بزرگی آن‌ها اندازه‌گیری می‌شود. همچنین ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار هر بحران نیز برآورد می‌گردد. سرانجام، در بخش پنجم نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

<sup>1</sup> Value-at-Risk (VaR)

<sup>2</sup> Expected Shortfall (ES)

## ۲- ادبیات موضوع

در این بخش به مطالعات انجام شده در زمینه تأثیرهای بحران‌های مالی جهانی بر کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته در جدول‌های ۱ و ۲ پرداخته شده است.

جدول ۱: برخی از مطالعات داخلی انجام شده

Table 1. Some domestic studies

نتیجه	محقق
نتایج بررسی اثرپذیری متغیرهای کلان اقتصاد ایران از بحران مالی جهانی نشان می‌دهند که بحران جهانی علاوه بر کاهش درآمدهای نفتی که موجب کسری بودجه از طریق کاهش درآمدهای مالیاتی شده، مسبب کاهش حجم معاملات و در نهایت شاخص سهام بورس نیز شده است.	Shafiei and Sabouri Dilmi (2009)
یافته‌های حاصل از بررسی اثرات احتمالی بحران مالی جهانی بر درآمد خانوارهای شهری و روستایی ایران نشان می‌دهند که کاهش قیمت کالاهای صادراتی و وارداتی ایران، درآمد خانوارهای شهری را بیش‌تر از خانوارهای روستایی متأثر می‌سازد.	Sadeghi and Hassanzadeh (2009)
نتایج حاکی از آن است که بحران جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ به شاخص کل قیمت بازار سهام تهران سرایت کرده است.	Keshavarz Haddad and Moghareh. (2010)
نتایج پژوهش بیانگر تأثیر معنادار بحران مالی جهانی بر نسبت بازار بدهی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند، اما معناداری این رابطه، برای نسبت دفتری بدهی مورد تأیید قرار نگرفت.	Soheily et al. (2017)
یافته‌های حاصل از تجزیه و تحلیل در طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۸ نشان می‌دهد که بین بحران مالی و ساختار سرمایه رابطه معناداری وجود دارد و بحران مالی تأثیر مثبتی بر ساختار سرمایه شرکت دارد.	Darabi (2017)
نتایج نشان می‌دهند که بورس اوراق بهادار تهران دو دوره بحران مالی طی سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۹۴ تجربه نموده است همچنین بخشی از بحران سال ۱۳۸۷ با بحران مربوط به هشت کشور اروپایی و آمریکا مشترک است اما بحران دوم هیچگونه اشتراک زمانی با کشورهای منتخب ندارد.	Rahimi Baghi et al. (2018)

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲: برخی از مطالعات خارجی انجام شده

Table 2. Some foreign studies

نتیجه	محقق
نتایج نشان می‌دهند که پس‌لرزه‌ها در بازار سهام از قاعده گوتنبرگ-ریشر در ژئوفیزیک پیروی می‌کنند.	Kapopoulos and Siokis (2005)
یافته‌ها انطباق پویا بین بحران اقتصادی و پویایی‌های زلزله درون چارچوب آماری را نشان می‌دهند همچنین از طریق توزیع گوتنبرگ-ریشر، شدت بحران‌ها محاسبه شده است.	Potirakis et al. (2013)
اثرات سرریز بحران مالی ۲۰۰۸ بر کشورهای نوظهور آسیا کوتاه‌مدت و غیرقابل چشم‌پوشی هستند. به علاوه اثرات سرریز در بازار ارز خارجی نسبت به بازار سهام شدیدتر است.	Kim et al. (2015)
نتایج اثرات سرایت معناداری از بازار سهام ایالات متحده به بازارهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقا جنوبی را تأیید می‌نماید.	Jin and An (2016)
براساس یافته‌ها، درجه آسیب‌پذیری بازارهای سهامی که از نظر مالی با بازار سهام جهانی ادغام شده‌اند بیش‌تر از درجه آسیب‌پذیری آن‌ها از بحران‌های مالی بین‌المللی و محلی است.	Neaime (2016)
اثرات سرایت بین بازار سهام ایالات متحده آمریکا و بازار سهام کشورهای در حال توسعه و نوظهور در طول هر دو دوره پیش و پس از بحران مالی جهانی معنادار می‌باشند.	Boubaker et al.(2017)

نتایج نشان می‌دهد که بازارهای سهام اسلامی به طور کامل در مقابل بحران مالی جهانی محافظت شده نیستند و وابستگی متقابل قوی از بازارهای متعارف به بازارهای سهام اسلامی در دوره‌های بی‌ثباتی مالی وجود دارد.	Rejeb(2017)
نتایج نشان می‌دهد که درجه چندفراکتالی بازده قیمت سهام در بازار روسیه می‌تواند به عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه مطرح شود.	Ikeda (2018)

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

### ۳- مبانی نظری

توزیع قانون توانی مثالی از توزیع دنباله سنگین است. توزیع قانون توانی خالص توسط پارتو معرفی شده است. تعاریف مشترکی برای آن وجود دارد. در این قسمت از تعریفی استفاده می‌شود که به عنوان رابطه گوتنبرگ-ریشتر معرفی شده است و بیشتر در مطالعات مورد استفاده قرار می‌گیرد. متغیر تصادفی  $E$  توزیع پارتو دارد، اگر آن تابع توزیع تجمعی<sup>۳</sup> زیر را داشته باشد:

$$F(E_t) = 1 - \left(\frac{E_c}{E_t}\right)^\theta, \quad E_t > E_c, \quad (1)$$

که  $E_c (> 0)$  به عنوان پارامتر مقیاس، نماینده نقطه بحرانی و  $\theta (> 0)$  به عنوان پارامتر شکل، شاخص توانی نامیده می‌شود. برخی از محققان قانون گوتنبرگ-ریشتر را به عنوان بهترین تعریف شدت و بزرگی بلاای طبیعی معرفی نموده‌اند (Bath (1971) و (Davidson and Paczuski (2005)). گوتنبرگ و ریشتر (۱۹۵۶) رابطه خطی انرژی-بزرگی معرفی کرده‌اند که برای داده‌های سری زمانی می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\log_{10}^{E_t} = a + bM_t, \quad (2)$$

که انرژی آستانه‌ای با  $a$  یعنی  $E_c = e^a$  نشان داده شده که متناظر با  $M_t = 0$  است. بنابراین معادله ۲ دوباره بازنویسی می‌شود:

$$M_t = \frac{1}{b} \log_{10} \left(\frac{E_t}{E_c}\right). \quad (3)$$

<sup>3</sup> cdf

اگر  $E_t = E_c$  باشد، بزرگی صفر می‌شود و اگر  $E_t > E_c$  باشد، یک بحران رخ می‌دهد. مطابق با قانون توانی، انرژی جنبشی می‌تواند با احتمال وقوع بلایای طبیعی با داشتن انرژی  $E_t$  ارتباط داده شود.

$$P(E) \cong C \left( \frac{E_t}{E_c} \right)^\theta, \quad (۴)$$

که  $C$ ،  $E_c$  و  $\theta$  ثابت هستند. معادله ۴ بدنه تابع توزیع قانون توانی با تابع توزیع تجمعی (۱) است. به همین سبب محققین معتقدند که انرژی لرزه‌ای تمایل به پیروی از قانون توانی را دارد. بنابراین با ترکیب معادله‌های ۱، ۳ و ۴ بزرگی براساس توزیع قانون توانی را می‌توان به دست آورد.

$$M_t \approx \frac{1}{\theta} \ln \left( \frac{1}{1-F(E_t)} \right) + v, \quad (۵)$$

که طرف راست (به غیر از جزء ثابت  $v$ ) لگاریتم تابع چندک توزیع پارتو با پارمتر مقیاس واحد است. برای مطالعه بحران‌های مالی، از توزیع احتمال استفاده می‌شود. یعنی بازار مالی به نقطه بحرانی خود مطابق با قانون توانی می‌رسد. این نقطه بحرانی، انرژی مالی بحرانی یا آستانه‌ای نامیده می‌شود. بنابراین، نیاز به شناسایی ارزش بحرانی انرژی آزاد شده توسط بازار است. سپس بزرگی و شدت بحران‌های مالی محاسبه می‌گردد.

### ۳-۱- مکانیک بازار سهام

در فیزیک، انرژی جنبشی به عنوان انرژی در جسم در حال حرکت تعریف می‌شود. در اقتصاد، بازار سهام می‌تواند به عنوان جسم در حال حرکت تعریف شود. انرژی جنبشی یک جسم متحرک ( $E_k$ ) وابسته به جرم ( $m$ ) و سرعت ( $v$ ) آن است.

$$E_k = \frac{1}{2} m v^2. \quad (۶)$$

برای محاسبه انرژی جنبشی بازار، سهام مبادله شده جانشین جرم می‌شود، زیرا همیشه در حرکت است. این سهام مبادله شده به عنوان حجم تجاری در نظر گرفته می‌شود. سرعت نیز به عنوان تفاوت بین موقعیت‌های تعداد سهام مبادله شده در دو روز تجاری متوالی مربوط به این دوره زمانی تعریف می‌گردد. همچنین موقعیت تعداد سهام مبادله شده با قیمت آن مرتبط است. بنابراین انرژی جنبشی آزاد شده توسط بازار به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$E_t = \frac{1}{2} m_t \left( \frac{dV_t}{dt} \right)^2, \quad (۷)$$

که  $V_t$  و  $m_t$  به ترتیب حجم تجاری روزانه بازار و ارزش روزانه شاخص قیمت بسته بازار می‌باشند. از آنجایی که تغییرات نسبی بهتر از تغییرات مطلق می‌باشند معادله ۷ دوباره به صورت زیر بازنویسی می‌شود.

$$E_t = \frac{1}{2} \ln m_t \left( \frac{d \ln V_t}{dt} \right)^2, \quad (۸)$$

در نهایت، برای مقایسه شدت امواج لرزه‌ای، مقیاس بزرگی ریشتر مورد استفاده قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است که روش مورد استفاده برای بدست آوردن معیار بزرگی روزانه بحران مالی چهار مرحله دارد. مرحله اول، پیدا کردن توزیع احتمال انرژی مالی است که بهترین برازش را از توزیع احتمال تجربی بدست می‌دهد. مرحله دوم، برآورد انرژی بحرانی می‌باشد یعنی شناسایی نقطه‌ای که انرژی مالی از توزیع قانون توانی پیروی می‌کند. اگر انحرافات از توزیع برای بالاترین انرژی مالی وجود داشته باشد در مرحله سوم تشخیص داده می‌شود و توزیع احتمالی که بهترین برازش را برای این انحرافات ارائه می‌کند، تعیین می‌گردد. در پایان نیز بزرگی و شدت بحران‌های مالی در تمامی روزهای تجاری در طول هر سقوط مالی با استفاده از توابع چندک توزیع‌ها محاسبه و سپس مقیاس بزرگی برآورد می‌گردد.

#### ۴- برآورد

لازم به ذکر است که اگر کشور آمریکا را به عنوان مبدأ بحران در نظر گرفت و انتقال بحران مالی اخیر از کشورهای توسعه‌یافته به سوی کشورهای در حال توسعه با درجه تأثیرپذیری متفاوت را پذیرفت. آنگاه کشور ایران نیز از طریق کانالی همچون تجارت به سمت این گرداب سوق داده شده است. در این راستا، به سبب همکاری‌های رو به رشد تجاری بین کشور ایران و روسیه و پیمان نامه‌های تجاری و ارتباط ارزی بین کشورهای ایران و امارات متحده عربی، مهم‌ترین بورس‌های کشورهای مذکور (بورس اوراق بهادار تهران، مسکو، ابوظبی و نیویورک) برای تجزیه و تحلیل انتخاب گردیده‌اند. شایان توجه است که امارات متحده عربی به عنوان یکی از مهم‌ترین شرکا تجاری همجوار ایران است و به عنوان کانال اصلی انتقال کالا، خدمات، سرمایه و تبادلات مالی از غرب به ایران شناخته می‌شود.



در این بخش، ابتدا انرژی جنبشی روزانه بورس اوراق بهادار تهران<sup>۴</sup> از ۵ اکتبر ۱۹۹۷ تا ۵ سپتامبر ۲۰۱۶، انرژی بورس اوراق بهادار مسکو<sup>۵</sup> از ۴ سپتامبر ۱۹۹۵ تا ۱۷ اکتبر ۲۰۱۷، انرژی بورس اوراق بهادار ابوظبی<sup>۶</sup> از ۱ جولای ۲۰۰۸ تا ۸ فوریه ۲۰۱۸ و انرژی بورس اوراق بهادار نیویورک<sup>۷</sup> از ۳ ژانویه ۱۹۵۰ تا ۲۵ نوامبر ۲۰۱۶ محاسبه شده است. انرژی‌های هر بازار به ترتیب براساس شاخص‌های قیمت روزانه تهران (TEPIX)، شاخص روزانه RTS، شاخص ADX general و شاخص S&P500 و حجم تجاری روزانه با استفاده از معادله ۸ به دست آورده شده است. آمارهای توصیفی انرژی‌های مالی در جدول ۳ ارائه شده است. همچنین نمودار روند داده‌ها در شکل‌های ۱ تا ۴ به نمایش گذاشته شده است.

جدول ۳: آماره‌های توصیفی انرژی مالی روزانه هر بازار

Table 3. The descriptive statistics of the daily financial energy of any market

بازار آماره	تهران	مسکو	ابوظبی	نیویورک
Mean	۳/۵۸e-۰۴	۵/۷e-۰۳	۱/۱۳e-۰۳	۹/۳e-۰۴
Median	۵/۱۲e-۰۵	۱/۲e-۰۳	۱/۹e-۰۴	۱/۹e-۰۴
Min	۰	۰	۰	۰
Max	۰/۰۳	۰/۴۱	۰/۰۶	۰/۵۳
*Q1	۱e-۰۵	۲/۴e-۰۴	۴e-۰۵	۴e-۰۵
*Q3	۲/۴e-۰۴	۴/۵e-۰۳	۷/۸e-۰۴	۷e-۰۴
Skewness	۱۳/۴۱	۱۰/۵۰	۸/۷۸	۶۵/۶۷
Kurtosis	۲۶۸/۵۰	۱۵۴/۸۸	۱۰/۱۳۷	۶۲۵۲/۷۵

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

\* منظور از Q چارک نمونه است.

براساس جدول ۳، میانگین انرژی‌ها بیشتر از چارک سوم<sup>۸</sup> است در نتیجه توزیع داده‌ها متعلق به توزیع‌هایی با دنباله پهن است و توزیع نرمال برای هیچ‌کدام از انرژی‌ها برازش مناسبی به دست نمی‌دهد.

<sup>4</sup> Tehran Stock Exchange

<sup>5</sup> Moscow Stock Exchange

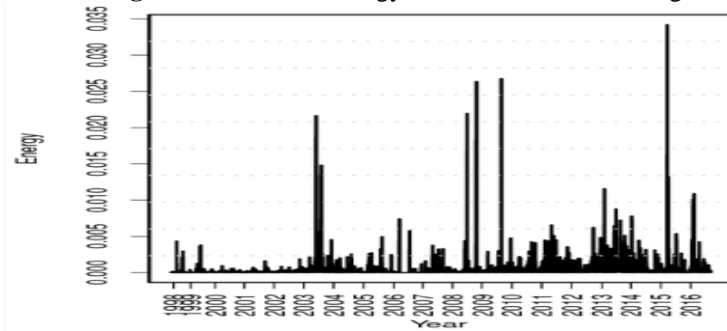
<sup>6</sup> Abu Dhabi Securities Exchange

<sup>7</sup> New York Stock Exchange

<sup>8</sup> Q3

شکل ۱: انرژی مالی بورس اوراق بهادار تهران

Fig.1. The financial energy of Tehran Stock Exchange

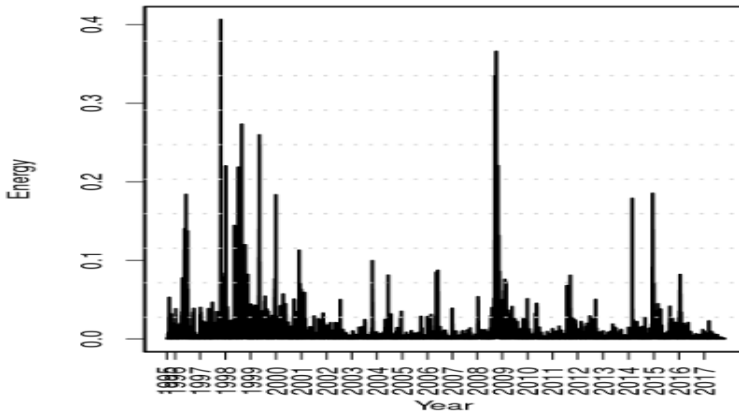


Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۲: انرژی مالی بورس اوراق بهادار مسکو

Fig.2. The financial energy of Moscow Stock Exchange

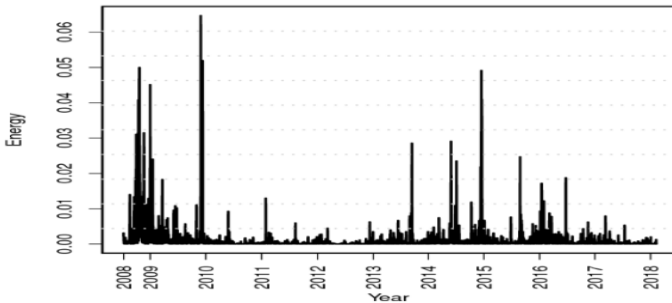


Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۳: انرژی مالی بورس اوراق بهادار ابوظبی

Fig.3. The financial energy of Abu Dhabi Securities Exchange

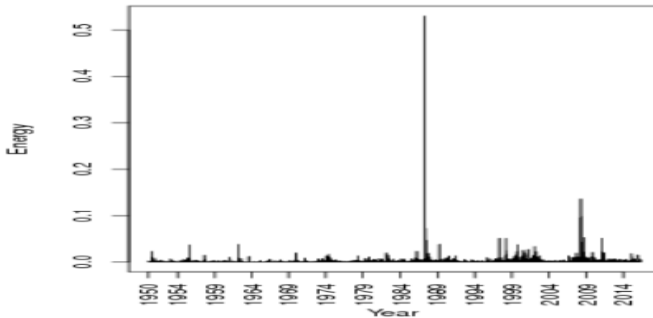


Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۴: انرژی مالی بورس اوراق بهادار نیویورک

Fig.4. The financial energy of New York Stock Exchange



Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

انرژی مالی روزانه آزاد شده توسط بازار تهران، مسکو، ابوظبی و نیویورک در شکل‌ها ۱ تا ۴ ارائه شده است. اگرچه سیر تکاملی انرژی‌های روزانه در هر بازار متفاوت از دیگری است اما دوره‌های مشترکی همچون دوره ۲۰۰۸-۲۰۰۹ وجود دارد که تمامی بازارها انرژی بیشتری آزاد کرده‌اند. لازم به ذکر است که دامنه انرژی روزانه آزاد شده توسط بورس اوراق بهادار نیویورک، مسکو و ابوظبی بیشتر از بورس اوراق بهادار تهران است. این امر می‌تواند به دلیل گشوده نشدن درهای بازار سهام ایران در مقابل سرمایه‌های خارجی باشد. در حالی که اقتصاد روسیه با وجود آنکه سیستم اقتصادی بزرگی ندارد اما حجم سرمایه‌گذاری خارجی زیادی را به خود اختصاص داده است. همچنین امارات متحده عربی به سبب موقعیت جغرافیایی مطلوب به نوعی حامل جریان‌های مالی حوزه خلیج فارس و کشورهای آسیای شرقی می‌باشد. در نتیجه،

اگرچه این دو بورس حجم معاملات کمتری نسبت به بورس نیویورک دارند اما به سبب آزادی ورود و خروج سرمایه انرژی جنبشی بیشتری در مقایسه با بورس تهران دارند.

#### ۴-۱- انتخاب توزیع مناسب

برای انتخاب بهترین توزیع برای داده‌ها، تعدادی از توزیع‌های پیوسته بر روی داده‌ها با استفاده از روش تخمین حداکثر درست‌نمایی<sup>۹</sup> برازش شده است. حداکثر درست‌نمایی رهیافت سازگاری برای تخمین پارامترها فراهم می‌آورد. اگرچه روش‌های زیادی وجود دارد اما این روش می‌تواند برای انواع زیادی از شرایط تخمین مورد استفاده قرار گیرد. همچنین ویژگی‌های مطلوب ریاضی و بهینه‌سازی دارد (Croarkin, 2003). سپس آزمون کولموگروف-اسمیرنوف<sup>۱۰</sup> برای بررسی خوبی برازش به کار گرفته می‌شود. در نهایت، برای مقایسه مدل‌ها از معیار آکائیک<sup>۱۱</sup> استفاده می‌گردد که در زیر تعریف شده است.

$$AIC = -2\ln L + 2p,$$

که  $L$  و  $p$  به ترتیب حداکثر مقدار تابع درست‌نمایی و تعداد پارامترهای تخمین‌زده شده هستند. بهترین توزیع برازش شده کم‌ترین معیار آکائیک را دارد. محاسبات با کمک نرم افزار R و با به کارگیری توابع 'optim'، 'DEoptim' و 'ks.test' انجام می‌شود. جدول‌های ۴ و ۵، ۹ توزیع را نشان می‌دهد که احتمال آزمون KS آن‌ها کم‌تر از ۰/۰۵ است و دارای کم‌ترین آکائیک در بین توزیع‌های کاندید شده دارند.

جدول ۴: توزیع‌های برازش شده انرژی روزانه بورس‌های اوراق بهادار تهران و مسکو

**Table 4.** The fitted distributions on the daily energy of the Tehran Stock Exchange and Moscow Stock Exchange

مسکو		تهران	
AIC	توزیع آماری	AIC	توزیع آماری
-۵۳۱۶۱	Burr	-۷۱۱۶۱	Pearson VI
-۵۳۱۴۷	Pearson VI	-۷۱۱۵۹	Dagum
-۵۳۱۲۵	Dagum	-۷۰۹۷۴	Weibull
-۵۳۰۸۰	Weibull	-۷۰۹۶۶	Burr
-۵۲۷۱۵	Log-Logistic	-۷۰۸۱۹	Gamma

<sup>۹</sup> MLE

<sup>۱۰</sup> Kolmogorov-Smirnov (KS) test

<sup>۱۱</sup> Akaike Information Criterion (AIC)

-۵۲۳۶۷	Gamma	-۶۹۹۹۹	Log-Logistic
-۵۲۳۰۲	Wakeby	-۶۷۶۷۷	Pareto
-۴۹۷۸۱	Frechet	-۶۵۰۵۹	Frechet
-۴۷۰۸۴	GEV	-۶۳۷۵۲	GEV

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵: توزیع‌های برازش شده انرژی روزانه بورس‌های اوراق بهادار ابوظبی و نیویورک

Table 5. The fitted distributions on the daily energy of the Abu Dhabi Securities Exchange and New York Stock Exchange

نیویورک		ابوظبی	
AIC	توزیع آماری	AIC	توزیع آماری
-۲۲۲۸۸۷	Burr	-۸۱۲۴۱	Burr
-۲۲۲۸۵۸	Pearson VI	-۳۱۶۳۹	Pearson VI
-۲۲۲۷۶۴	Dagum	-۳۱۴۶۶	Log-Logistic
-۲۲۲۵۵۶	Weibull	-۳۱۱۹۶	Pareto
-۲۲۱۶۵۱	Log-Logistic	-۳۱۱۲۱	Gamma
-۲۲۰۰۷۹	Pareto	-۳۰۰۹۵	Dagum
-۲۱۹۷۰۰	Gamma	-۲۹۵۵۰	GEV
-۲۱۴۷۷۸	Frechet	-۲۵۷۱۱	Frechet
-۲۰۴۷۶۷	GEV	-۲۴۴۱۶	Weibull

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول‌های ۴ و ۵ نشان می‌دهد که توزیع پیرسون نوع ۶<sup>۱۲</sup> بهترین برازش را برای داده‌های انرژی بازار ایران و توزیع بور<sup>۱۳</sup> بهترین برازش را برای داده‌های انرژی بازار روسیه، امارات متحده عربی و ایالات متحده آمریکا به دست می‌دهد. هر دو نوع توزیع دارای کم‌ترین آکائیک و بهترین رفتار در نمودار Q-Q در مقایسه با سایر توزیع‌ها می‌باشند. پارامترهای برآورد شده توزیع پیرسون نوع ۶ براساس داده‌های انرژی ایران به صورت  $\hat{\theta}_{Teh} = (0/306, 1/696, 0/009)$  هستند. قابل ذکر است که تابع چگالی احتمال<sup>۱۴</sup> این توزیع در زیر ارائه گردیده است.

$$f(x; \theta_T) = \frac{\Gamma(a_1 + a_2)}{\beta \Gamma(a_1) \Gamma(a_2)} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{a_1 - 1} \left(1 + \frac{x}{\beta}\right)^{-a_1 - a_2}, x > 0, \theta_T = (a_1, a_2, \beta), a_1, a_2, \beta > 0, \quad (9)$$

که  $\Gamma(\cdot)$  نماینده تابع گاما کامل است. همچنین پارامترهای تخمین زده شده توزیع بور با تابع pdf زیر

<sup>12</sup> Pearson type VI distribution

<sup>13</sup> Burr distribution

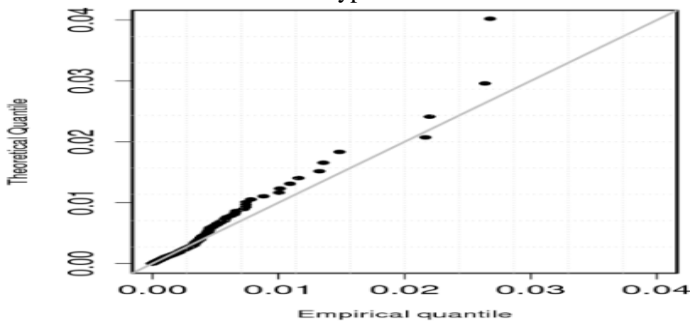
<sup>14</sup> pdf

$$f(x; \theta) = \frac{ak(\frac{x}{\beta})^{a-1}}{\beta(1+(\frac{x}{\beta})^a)^{k+1}}, \quad x > 0, \quad \theta = (\beta, a, k), \quad \beta, a, k > 0, \quad (10)$$

برای انرژی مالی مسکو، ابوظبی و نیویورک به ترتیب  $(0/568, 0/039, 5/385)$   $\hat{\theta}_{New} = (0/0581, 0/004, 4/668)$  و  $\hat{\theta}_{Abu} = (0/004, 0/56, 4/01)$ ،  $\hat{\theta}_{Mos} =$  می باشند. نمودارهای Q-Q متناظر با توزیع پیرسون نوع ۶ و بور در شکل های ۵ تا ۸ نشان داده شده اند.

شکل ۵: نمودار Q-Q انرژی مالی بورس اوراق بهادار تهران برای توزیع پیرسون نوع ۶

**Fig. 5.** The Q-Q plot of the financial energy of Tehran Stock Exchange for the fitted Pearson type VI distribution

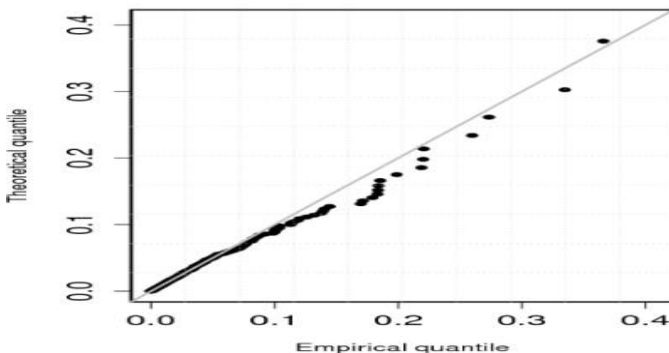


Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۶: نمودار Q-Q انرژی مالی بورس اوراق بهادار مسکو برای توزیع بور

**Fig. 6.** The Q-Q plot of the financial energy of Moscow Stock Exchange energy for the fitted Burr distribution

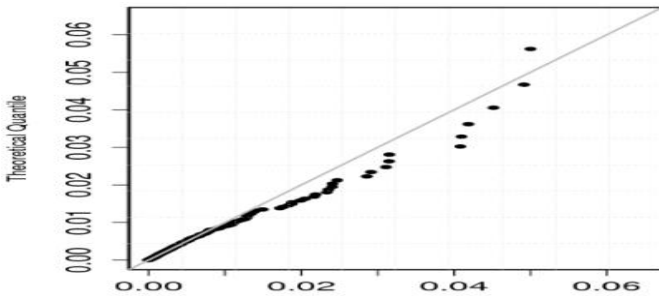


Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۷: نمودار Q-Q انرژی مالی بورس اوراق بهادار ابوظبی برای توزیع بور

Fig.7. The Q-Q plot of the financial energy of Abu Dhabi Securities Exchange for the fitted Burr distribution

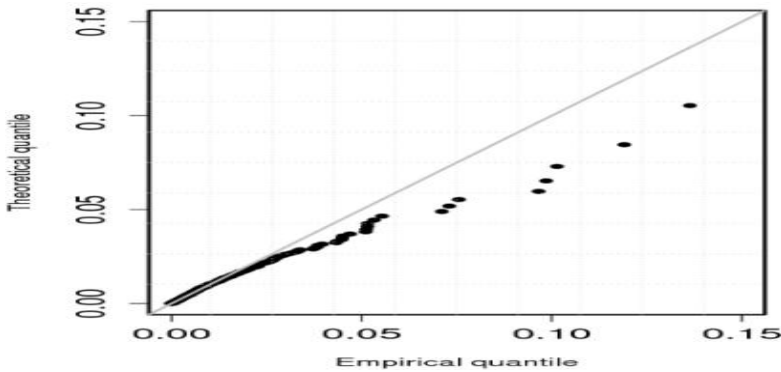


Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۸: نمودار Q-Q انرژی مالی بورس اوراق بهادار نیویورک برای توزیع بور

Fig.8. The Q-Q plot of the financial energy of New York Stock Exchange for the fitted Burr distribution



Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودارهای Q-Q نشان می‌دهند که انرژی مالی روزانه بورس اوراق بهادار تهران از توزیع پیرسون نوع ۶ و انرژی مالی روزانه بورس اوراق بهادار مسکو، ابوظبی و نیویورک از توزیع بور پیروی می‌کنند اما یک انحراف از توزیع در هر نمودار نیز وجود دارد.

#### ۴-۲- انرژی آستانه‌ای هر بازار

انرژی مالی بحرانی یک نقطه بحرانی است که بازار می‌تواند از آن بگذرد و به عنوان نقطه‌ای تعریف می‌شود که انفجار انرژی رخ می‌دهد. انفجار انرژی سیستم بازار مالی مطابق با توزیع احتمال قانون توانی رخ می‌دهد. قانون گوتنبرگ-ریشتر برحسب گشتاورهای لرزه‌ای منطبق با این توزیع است. نتایج نشان می‌دهند که کل داده‌های

انرژی روزانه بیش تر از نقطه بحرانی  $E_c$  از توزیع قانون توانی پیروی می کنند. برخی از محققین برای برآورد نقطه بحرانی از رهیافت غیرپارامتریکی استفاده می کنند و آماره TP را معرفی می نمایند (Pisarenko et al., 2004). در این مقاله به فرم متفاوتی این آماره تعریف می شود.

تعریف ۱. نمونه محدود  $E_1, \dots, E_n$  به صورت داده های انرژی بازار در نظر بگیرید. همچنین فرض کنید که  $E_1 \leq \dots \leq E_n$  نشان دهنده نمونه مرتب شده باشد. سپس آماره TP مشاهدات  $E_{(t)}$  به صورت زیر تعریف می گردد.

$$TP_t = \left[ \frac{1}{n-t} \sum_{i=t}^n \ln \left( \frac{E_{(i)}}{E_{(t)}} \right) \right]^2 - \frac{1}{2(n-t)} \sum_{i=t}^n \left[ \ln \left( \frac{E_{(i)}}{E_{(t)}} \right) \right]^2, \quad t = 1, \dots, n-1, \quad (11)$$

مقدار تخمین زده شده  $E_c$ ، که با  $\hat{E}_c$  نشان داده می شود، مشاهده ای است که نزدیک ترین مقدار TP به صفر در مقایسه با سایر مشاهدات را دارد. سپس نمونه  $E_1, \dots, E_n$  از  $\hat{E}_c$  به بعد از توزیع قانون توانی پیروی می نماید. مطابق با تعریف ۱، آماره های TP برای هر چهار بازار محاسبه شده است. همچنین برای تضمین این مطلب که تمامی داده های بزرگتر از  $\hat{E}_c$  از توزیع قانون توانی پیروی می نمایند، آزمون KS مورد استفاده قرار گرفته است و نتایج در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶: برآورد حداکثر درست نمایی پارامتر شکل توزیع قانون توانی و آزمون KS

Table 6. The MLE of the shape parameter of the power law distribution and KS test

KS p-value	KS statistic	Std. of $\hat{\theta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{E}_c$	آماره بازار
۰/۳۸۳	۰/۰۸۰	۰/۱۶۸	۱/۸۹۸	۰/۰۰۲۵	تهران
۰/۲۸۳	۰/۲۶۲	۱/۰۳۱	۳/۷۱۸	۰/۱۸۳۱	مسکو
۰/۷۳۴	۰/۲۵۵	۲/۳۱۵	۰/۵۴۸	۰/۰۴۰۸	ابوظبی
۰/۹۶۵	۰/۰۴۸	۰/۱۷۱	۱/۶۹۲	۰/۰۱۵۵	نیویورک

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق با جدول ۶، انرژی مالی در بازارها از  $\hat{E}_c$  به بعد از توزیع قانون توانی پیروی می نمایند. اما براساس آماره های TP محاسبه شده، یک انحراف از توزیع قانون توانی قابل شناسایی است به گونه ای که آستانه دومی ( $\hat{E}_f$ ) باید وجود داشته باشد. از این رو، توزیع قانون توانی برای داده ها در فاصله  $\hat{E}_c$  تا  $\hat{E}_f$  مناسب می باشد و از  $\hat{E}_f$



به بعد داده‌ها از توزیع دیگری پیروی می‌نمایند که می‌بایست شناسایی شود. آماره‌های TP محاسبه شده‌اند و نتایج در جدول ۷ ارائه گردیده است.

جدول ۷: انرژی‌های آستانه‌ای با آماره‌های TP متناظر با آن‌ها

Table 7. The thresholds of the energy with the corresponding TP statistics

Std. of TP	TP statistic	انرژی آستانه‌ای	بازار	آستانه
۰/۰۱۷۵	۲/۰۱۱e-۰۵	۰/۰۰۲۵	تهران	$E_c$
۰/۰۱۵۵	۳/۷۵۴e-۰۴	۰/۱۸۳۱	مسکو	
۰/۰۰۶۶	۱/۰۱e-۰۳	۰/۰۴۰۸	ابوظبی	
۰/۰۳۳۶	۱/۰۴e-۰۴	۰/۰۱۵۵	نیویورک	
۰/۰۰۷۴	۰/۱۰۸	۰/۰۰۷۸	تهران	$E_f$
۰/۰۰	۰/۰۲۹	۰/۲۲۰۷	مسکو	
۰/۰۰	۶/۵e-۰۲	۰/۰۴۲۹	ابوظبی	
۰/۰۴۷۹	۰/۱۰۵	۰/۰۹۶۵	نیویورک	

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای انتخاب بهترین توزیع برای باقی‌مانده داده‌ها، دوباره برخی توزیع‌ها بر روی داده‌ها برازش شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که توزیع واکبی<sup>۱۵</sup> در بین توزیع‌های کاندید شده مناسب‌تر است. اگرچه فرم بسته تابع چگالی احتمال توزیع واکبی وجود ندارد اما تابع چندک آن به صورت زیر است:

$$Q(u) = \xi + \frac{\lambda}{\beta} [1 - (1-u)^\beta] - \frac{\gamma}{\delta} [1 - (1-u)^{-\delta}], \quad 0 < u < 1, \quad (12)$$

که پارامترهای  $\beta$ ،  $\gamma$  و  $\delta$  پارامترهای شکل و پارامترهای  $\xi$  و  $\lambda$  پارامترهای مکان هستند. توزیع واکبی یکی از مناسب‌ترین توزیع‌ها برای تحلیل حوادث شدید همچون سیل است. به عبارت دیگر، بازار درگیر با بحران عمیق می‌تواند به منطقه سیل‌زده تشبیه شود. از این رو به انرژی آستانه‌ای دوم،  $E_f$ ، انرژی آستانه‌ای سیل گفته می‌شود. در واقع، آماره TP برای توزیعی به غیر از توزیع قانون توانی از صفر منحرف می‌شود. بنابراین، مشاهده متناظر با بیش‌ترین آماره TP نشان‌دهنده انرژی آستانه‌ای سیل،  $\hat{E}_f$ ، است. جدول ۸ گواه بر این مطلب است که توزیع واکبی از  $\hat{E}_f$  به بعد می‌تواند برازش شود.

<sup>15</sup> Wakeby distribution

## جدول ۸: پارامترهای تخمین زده شده توزیع واکبی و آزمون KS

Table 8. The estimated parameters of the Wakeby distribution and the corresponding KS test

KS p-value	KS statistic	$\hat{\delta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\xi}$	آماره بازار
۰/۹۴۰	۰/۱۳۳	۰	۰	۰/۱۰۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۷	تهران
۰/۹۹۶	۰/۱۴۹	۰	۰	۰/۷۷۶	۰/۳۱۵	۰/۱۸۹	مسکو
۰/۲۶۱	۰/۷۲۳	۰/۴۴۰	۰/۰۰۳	۵۱/۹۷۰	۲/۳۷۰	۰	ایوطلبی
۰/۹۰۳	۰/۲۱۲	۰/۸۶۹	۰/۰۱۱	۰	۰	۰/۰۹۴	نیویورک

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

پارامترهای توزیع واکبی از طرق روش L-moment برآورد شده‌اند. از آنجایی که فرم بسته‌ای برای تابع چگالی احتمال توزیع واکبی وجود ندارد، بنابراین برآورد MLE منطقی نمی‌باشد. برای تحقق هدف از بسته 'Imomco' در نرم افزار R استفاده شده است.

از آنجایی که برآوردهای بزرگی حوادث طبیعی جذاب است، در ادامه این مقاله، بزرگی بحران‌های مالی و ارزش در معرض ریسک در چهار بازار برآورد می‌گردد.

## ۴-۴- بزرگی بحران مالی

بحران‌ها و آشفتگی‌های بسیاری در بازارهای مالی به صورت پیوسته وجود دارند (Voit, 2005). بنابراین، مقیاسی برای اندازه‌گیری شدت و بزرگی آن‌ها لازم است. در اقتصاد، برخی محققین شاخص‌هایی منطبق با مقیاس ریشتر ساخته‌اند (Zumbach et al., 2000 و Maillet and Michel, 2003). همچنین شاخص بزرگی منطبق با رابطه گوتنبرگ-ریشتر مالی معرفی نموده که در این بخش از آن استفاده می‌شود.

اگر انرژی در زمان وقوع بحران از توزیع قانون توانی پیروی نماید، شدت بحران با کمک معادله ۵ به دست می‌آید. از آنجایی که توزیع‌های پارتو و واکبی الگو آماری بحران‌های مالی را تعیین کرده‌اند، دو انرژی آستانه‌ای وجود دارد. هنگامی که انرژی از انرژی بحرانی ( $\hat{E}_c$ ) بگذرد، بحران در بازار مالی رخ می‌دهد و زمانی که انرژی آزاد شده توسط بازار از انرژی سیلابی ( $\hat{E}_f$ ) بگذرد، بازار سیلاب زده می‌شود. بنابراین برای اندازه‌گیری شدت بحران مالی به تابع چندک توزیع واکبی در معادله ۱۲ نیاز است. سپس یک رابطه می‌توان بین لگاریتم انرژی بازار و شدت بحران با کمک ترکیب خطی توابع چندک در زیر به دست آورد.

$$M_t = \begin{cases} \frac{1}{\hat{\theta}} \ln \left[ \frac{1}{1-F(E_t)} \right] & \hat{E}_c \leq E_t \leq \hat{E}_f \\ \ln \left[ \frac{\hat{\xi}}{\hat{E}_c} + \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\beta} \hat{E}_c} \left[ 1 - (1-u_t)^{\hat{\beta}} \right] - \frac{\hat{\gamma}}{\hat{\delta} \hat{E}_c} \left[ 1 - (1-u_t)^{\hat{\delta}} \right] \right] & E_t \geq \hat{E}_f \end{cases}, \quad (13)$$

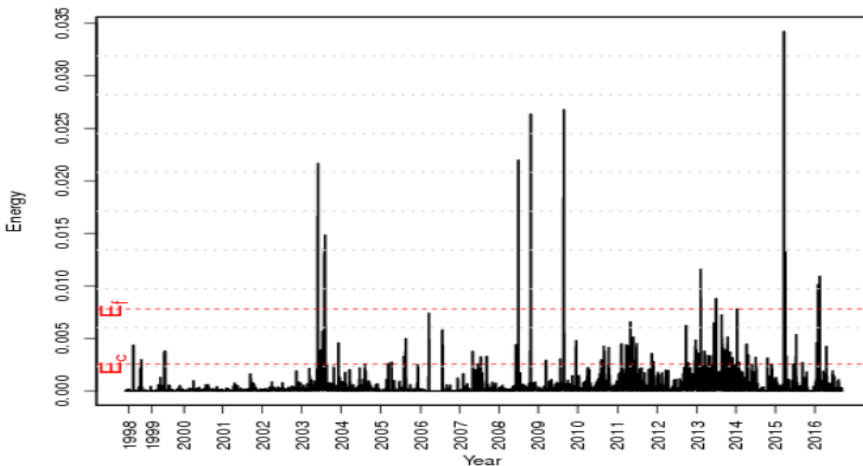
که  $u_t$  تابع توزیع تجمعی تجربی است. در ادامه کل بزرگی هر سقوط مالی<sup>۱۶</sup> می‌تواند محاسبه شود.

$$AM = \sum_{t=1}^m M_t, \quad (14)$$

که  $m$  تعداد روزهای تجاری در طول بحران مالی است. اگر مقدار AM غیر مثبت باشد، بحران مالی رخ نداده است و اگر مقدار آن مثبت باشد، بحران مالی به وقوع پیوسته است. برای محاسبه معادله ۱۴، طول بحران باید حساب شود که براساس در نظر گرفتن تمام روزهای تجاری در بحران مالی تعیین می‌شود. در واقع یک روز در طول بحران مالی به عنوان روزی شناخته می‌شود که انرژی آن از  $\hat{E}_c$  بیش‌تر باشد. با در نظر گرفتن تمام روزهای تجاری در طول بحران مالی و انرژی آزاد شده توسط بازار در هر روز تجاری، بزرگی و شدت به دست می‌آید. نتیجه محاسبات کل شدت هر بحران در جدول ۹ گزارش شده است.

شکل ۹: انرژی مالی بورس اوراق بهادار تهران با توجه به آستانه‌ها

Fig. 9. The Tehran Stock Exchange's financial energy based on the thresholds



Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

**جدول ۹:** شدت بحران های مالی در بورس اوراق بهادار تهران**Table 9.** The magnitude of the financial crises in the Tehran Stock Exchange

Rank	$M_t$	بحران
۹	۲/۳۹۰	شروع جنگ دوم خلیج فارس در ۲۰۰۳
۱	۸/۳۳۵	تأثیر اولین خصوصی سازی در بورس اوراق بهادار در ۲۰۰۳
۴	۵/۶۲۵	بحران مالی در ۲۰۰۷-۲۰۰۹
۲	۷/۷۲۳	تحریم های شورای امنیت ملل متحد در ۲۰۱۰
۳	۶/۲۹۰	کاهش ارزش پول ملی در ۲۰۱۲
۱۰	۲/۳۸۳	جنگ در روسیه در ۲۰۱۳
۸	۳/۲۱۱	اولین مذاکرات هسته ای در ۲۰۱۳
۶	۴/۳۱۸	کاهش قیمت نفت در ۲۰۱۴
۷	۳/۸۹۷	مذاکرات هسته ای در ۲۰۱۵
۱۱	۰/۸۰۲	توافق هسته ای در لوزان در ۲۰۱۵
۵	۵/۰۴۶	اجرای توافق هسته ای بین ایران و گروه ۵+۱ در ۲۰۱۶

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق با نتایج جدول ۹، پنج حادثه که به شدت بورس اوراق بهادار تهران را تحت تأثیر قرار داده اند به ترتیب عبارتند از: تأثیر اولین خصوصی سازی در بورس اوراق بهادار در ۲۰۰۳، تحریم های شورای امنیت ملل متحد در ۲۰۱۰، کاهش ارزش پول ملی در ۲۰۱۲، بحران مالی جهانی در ۲۰۰۷ و اجرا توافق هسته ای بین ایران و گروه ۵+۱ در ۲۰۱۶.

**جدول ۱۰:** شدت بحران های مالی در بورس اوراق بهادار مسکو**Table 10.** The magnitude of the financial crises in the Moscow Stock Exchange

Rank	$M_t$	بحران
۲	۱/۰۱۸	بحران اقتصادی در آسیا در ۱۹۹۷
۳	۰/۶۰۲	بحران مالی روسیه در ۱۹۹۸
۱	۱/۵۲۴	بحران مالی در ۲۰۰۷-۲۰۰۹
۴	۰/۰۱۳	کاهش ارزش روبل روسیه

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۰ نشان می دهد که چهار سقوط در بورس اوراق بهادار مسکو به ترتیب عبارتند از بحران مالی در ۲۰۰۷-۲۰۰۹، بحران اقتصادی در آسیا در ۱۹۹۷، بحران مالی روسیه در روسیه ۱۹۹۸، کاهش ارزش روبل روسیه در ۲۰۱۶-۲۰۱۴.

جدول ۱۱: شدت بحران‌های مالی در بورس اوراق بهادار ابوظبی

**Table 11.** The magnitude of the financial crises in the Abu Dhabi Stock Exchange

Rank	$M_t$	بحران
۱	۰/۷۱۴	بحران مالی جهانی در ۲۰۰۷-۲۰۰۹
۲	۰/۱۵۴	کاهش قیمت نفت در ۲۰۱۴

Source: Author's Computation مأخذ: محاسبات تحقیق

دو بحران مالی در بورس اوراق بهادار ابوظبی به ترتیب عبارتند از بحران مالی جهانی در ۲۰۰۷-۲۰۰۹ و تأثیر کاهش قیمت نفت در ۲۰۱۴.

جدول ۱۲: شدت بحران‌های مالی در بورس اوراق بهادار نیویورک

**Table 12.** The magnitude of the financial crises in the New York Stock Exchange

Rank	$M_t$	بحران
۲	۴/۶۴۱	سقوط در ۱۹۸۷ (دوشنبه سیاه)
۵	۱/۷۱۱	بحران اقتصادی در آسیا در ۱۹۹۷
۶	۱/۲۰۷	بحران مالی روسیه در ۱۹۹۸
۱۰	۰/۳۸۶	شکست حباب تکنولوژی در ۲۰۰۰
۷	۰/۵۶۷	حمله ۱۱ سپتامبر در ۲۰۰۱
۸	۰/۴۸۲	تأثیر بهار در ۲۰۰۱
۴	۲/۱۶۷	سقوط بازار سهام در ۲۰۰۲
۱	۷/۱۱۲	بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹
۹	۰/۴۴۸	سقوط لحظه‌ای در ۲۰۱۰
۳	۳/۲۶۷	تأثیر افت بازارهای سهام در ۲۰۱۱
۱۱	۰/۲۱۵	تأثیر فروش سریع در بازار سهام در ۲۰۱۵-۲۰۱۶

Source: Author's Computation مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق با جدول ۱۲، مهم‌ترین حوادثی که بورس اوراق بهادار نیویورک را تحت تأثیر قرار داده‌اند به ترتیب عبارتند از بحران مالی جهانی ۲۰۰۷، سقوط ۱۹۸۷، افت بازارهای سهام در ۲۰۱۱، افت بازار سهام در ۲۰۰۲ و بحران اقتصادی در آسیا در ۱۹۹۷.

از آنجایی که بحران مالی جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ تمامی بازارها را تحت تأثیر قرار داده است، در ادامه ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار این بحران به دست آورده می‌شود. با توجه به این که طول مدت هر بحران مالی با در نظر گرفتن تمام روزهای تجاری که انرژی مالی آن‌ها بالاتر از انرژی بحرانی است، به دست آورده می‌شود، هر چه طول مدت بحران بیشتر باشد، آسیب بازار شدیدتر است.

#### ۴-۵- ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار

بزرگی بحران می‌توان با افق سرمایه‌گذاری مرتبط دانست. در این راستا، ارزش در معرض ریسک برای بازده شاخص کل بازارهای سهام در طول دوره بحران مشترک بین آن‌ها بررسی می‌شود. ارزش در معرض ریسک یکی از ابزارهای مدیریت ریسک رایج است و ریسک بازار را با تعیین اینکه چه مقدار از ارزش پرتفوی می‌تواند با احتمال معین کاهش یابد را به دست می‌دهد.

یک فرض دور از واقعیت این است که توزیع تغییرات روزانه متغیرهای بازارهای مالی نرمال است چرا که تغییرات بسیاری از متغیرها دارای کشیدگی شدید است. به عبارت دیگر، توزیع احتمال تغییرات متغیرها دارای دنباله پهن است. از این رو، تئوری ارزش حدی<sup>۱۷</sup> برای برآورد VaR پیشنهاد می‌گردد. تئوری ارزش حدی برای مدل‌سازی رفتار بازده‌های (مثبت و منفی) خیلی بزرگ طراحی شده است (Hull and White, 1999)

ایده اصلی تئوری مذکور این است که توزیع زیان بازده‌هایی که بالای آستانه مشخص  $u$  می‌باشند، اغلب از توزیع پارتو تعمیم‌یافته<sup>۱۸</sup> پیروی می‌کنند. ارزش در معرض ریسک، بدترین زیان را اندازه‌گیری می‌کند که بدترین وضعیتی به عنوان پیامدی با احتمال  $1-p$  تعریف می‌شود. مطابق با چندک  $p$ م توزیع  $F$  (یعنی cdf توزیع زیان)، VaR به صورت زیر به دست می‌آید.

$$VaR(p) = F^{-1}(p), \quad (15)$$

تخمین VaR با روش تجربی به صورت زیر است:

$$\hat{VaR}(p) = \left( \left( \frac{p}{1-F(u)} \right)^k - 1 \right) \frac{\hat{\sigma}}{\hat{k}} + u, \quad (16)$$

که  $u$  نشان‌دهنده آستانه،  $k$  پارامتر شکل و  $\sigma$  پارامتر مقیاس است. روش تجربی برای تخمین  $F(u)$  از برآورد تجربی  $\frac{(T-N_u)}{T}$  استفاده می‌نماید که  $T$  تعداد مشاهدات و  $N_u$  تعداد مشاهدات فراتر از آستانه  $u$  می‌باشند. مطابق با روش تجربی، معادله ۱۶ برای محاسبه VaR به دست آورده می‌شود.

$$\hat{VaR}(p) = \left( \left( \frac{T}{N_u}(p) \right)^k - 1 \right) \frac{\hat{\sigma}}{\hat{k}} + u. \quad (17)$$

<sup>17</sup> Extreme Value Theory

<sup>18</sup> Generalized Pareto Distribution (GPD)

ریزش مورد انتظار یا انتظار دنباله شرطی به عنوان اندازه مورد انتظار بازده‌ای تعریف می‌شود که از  $VaR(p)$  یا  $VaR(p) = E(X|X > VaR(p))$  فراتر می‌رود. بنابراین،

$$\hat{ES}(p) = \frac{VaR(p) + \sigma - uk}{1-k}. \quad (18)$$

در ابتدا آستانه بهینه‌ای می‌بایست انتخاب شود و مقادیر پارامترهای  $k$  و  $\sigma$  با استفاده از روش تخمین حداکثر درست نمایی به دست آورده شود. بازده سهام با متغیر تصادفی  $X$  نشان داده می‌شود.

$$X_t = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}}, \quad t = 1, \dots, n. \quad (19)$$

برای مقدار مشخص  $u$ ، توزیع اضافه شرطی  $F_u^{19}$  استفاده و به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$F_u(y) = P(X - u \leq y | X > u), \quad 0 \leq y \leq x_F - u,$$

که  $y = x - u$  بیانگر نقادیر اضافی (بیشتر) نسبت به حد آستانه  $u$  و  $x_F$  نقطه پایانی سمت راست تابع توزیع  $F$  است. تابع  $F_u(y)$  برای مقادیر بزرگتر از  $u$  با کمک GPD تخمین زده می‌شود. انتخاب آستانه بهینه مسأله مهمی است که داده‌های متعلق به دنباله را مشخص می‌نماید که نتایج حداکثر درست نمایی توزیع GPD را تحت تأثیر قرار می‌دهند. ابزارهای زیادی برای انتخاب آستانه بهینه وجود دارد. به عنوان مثال، آزمون خوبی برآزش با استفاده از آماره‌های کولموگروف-اسمیرنوف و آندرسون-دارلینگ ابزاری برای اثبات فرضیه صفری می‌باشد که بیانگر آن است نمونه تصادفی از  $X_1, X_2, \dots, X_n$  از توزیع GPD پیروی می‌کند (Kaarik and Zegulova, 2012). اما مقادیر زیادی  $u$  وجود دارد که این ویژگی را دارند به همین سبب آستانه بهینه در جایی انتخاب می‌شود که مقادیر ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار را حداکثر نمایند (Sumarti and Hidayat, 2011).

با در نظر گرفتن روزهای تجاری، VaR و ES در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد ( $p=0/01$  و  $p=0/05$ ) برای آستانه‌های بسیاری در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۹ برآورد می‌شود تا زمانی که آستانه بهینه به دست آید. نتایج بازده منفی بازارها در جدول ۱۳ ارائه شده است. لازم به ذکر است که اعداد منفی، مثبت در نظر گرفته شده‌اند.

<sup>19</sup> Conditional excess distribution

**جدول ۱۳:** پارامترهای تخمین زده شده توزیع پارتو تعمیم یافته، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار

**Table 13.** The estimated parameters of GPD as well as the corresponding VaR and ES

KS		$\hat{ES}(p)$		$\hat{VaR}(p)$		$\sigma$	K	U	$N_u$	T	بازار
%۹۵	%۹۹	%۹۵	%۹۹	%۹۵	%۹۹						
۰/۱۹۲	۰/۲۳۱	۰/۰۲۳	۰/۰۵۱	۰/۰۱۱	۰/۰۲۵	۰/۰۰۲	۰/۵۰۷	۰/۰۰۴	۴۸	۱۲۷	تهران
۰/۴۳۰	۰/۵۱۳	۰/۲۲۸	۰/۳۵۷	۰/۱۶۱	۰/۲۶۳	۰/۰۳۲	۰/۲۱۲	۰/۰۶۳	۱۰	۱۷	مسکو
۰/۱۵۶	۰/۱۸۸	۰/۰۵۹	۰/۰۸۹	۰/۰۴۲	۰/۰۶۹	۰/۰۱۲	۰/۰۹۸	۰/۰۱۰	۷۳	۱۳۳	ابوظبی
۰/۵۱۹	۰/۶۱۷	۰/۱۰۲	۰/۱۱	۰/۰۹۱	۰/۱۱۰	۰/۱۰۸	-۲/۳۳	۰/۰۶۱	۶	۷۷	نیویورک

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار بدترین زیانی که ممکن است در پایان روز تجاری بعد در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ رخ دهد را نشان می دهد. براساس جدول ۱۳، آماره خوبی برازش (KS) نشان می دهد که توزیع پارتو تعمیم یافته برازش خوبی را به دست می دهد. مطابق با نتایج جدول،  $\hat{VaR}(p)$  در طول دوره بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ نشان می دهد که با در نظر گرفتن آنچه که رخ می دهد، بدترین زیان روزانه از ۱/۱٪، ۱۶/۱٪، ۴/۲٪ و ۹/۱٪ در روز تجاری بعد در سطح اطمینان ۹۵٪ به ترتیب در بورس اوراق بهادار تهران، مسکو، ابوظبی و نیویورک فراتر نخواهد رفت. همچنین بدترین زیان روزانه از ۲/۵٪، ۲۶/۳٪، ۶/۹٪ و ۱۱٪ در روز تجاری بعد در سطح اطمینان ۹۹٪ بیشتر نخواهد شد. براساس  $\hat{ES}(0/05)$  بدترین زیان مورد انتظار روزانه از ۲/۳٪، ۲۲/۸٪، ۵/۹٪ و ۱۰/۲٪ در روز تجاری بعد در سطح اطمینان ۹۵٪ فراتر نخواهد رفت. همچنین در سطح اطمینان ۹۹٪، بدترین زیان مورد انتظار از ۵/۱٪، ۳۵/۷٪، ۸/۹٪ و ۱۱٪ در روز تجاری بعد بیشتر نخواهد شد. بنابراین، شوک مالی جهانی منجر به بدترین زیان مالی مورد انتظار شده اما شدت آن در بازارها متفاوت است.

## ۵- نتیجه گیری

بسیاری از محققین معتقدند که بازار مالی براساس توزیع قانون توانی همانند یک سیستم پویا می تواند به نقطه بحرانی (یا بحران مالی) برسد و حتی تا بی نهایت نیز پیش برود. برای راستی آزمایی این موضوع با توجه به وجود آمارهای معتبر و همچنین دیده شدن مناطق مهم اقتصادی در جغرافیای جهانی، بورس های اوراق



بهادار تهران، مسکو، ابوظبی و نیویورک انتخاب شده‌اند. در ساختار علمی مقاله دو سؤال به این شرح مطرح شده‌اند: اول اینکه آیا بحران‌ها در چهار بازار به وقوع پیوسته‌اند و میزان شدت و بزرگی هر یک چقدر است؟ دوم اینکه اگر بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ بازارها را متأثر ساخته، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار در بحران چقدر بوده است؟ برای پاسخ به این سؤال‌ها از روش‌های آماری استفاده شده است. از این رو، در مطالعه حاضر انرژی جنبشی آزاد شده توسط بورس اوراق بهادار تهران، مسکو، ابوظبی و نیویورک که انرژی مالی نامیده شده، به دست آورده شد. در این راستا، از داده‌های روزانه کل حجم تجاری و شاخص‌های RTS، TEPIX، ADX general و S&P500 به ترتیب در بازارهای مذکور استفاده شد تا بتوان سؤال‌های مطرح شده در مقدمه را پاسخ داد. نتایج نشان می‌دهند انرژی بحرانی در چهار بورس وجود دارد که ماورای آن انرژی بازار از توزیع قانون توانی پیروی می‌کند که دلالت بر وقوع بحران مالی در بازارها دارد. اما رفتار آماری دنباله داده‌ها پیچیده است و یک انحراف از توزیع در بالاترین چندک قابل تشخیص می‌باشد. بنابراین، رفتار آماری بحران‌های مالی با کمک دو توزیع قابل بررسی است. سپس با کمک دو توزیع آماری، شدت هر بحران محاسبه گردیده و سؤال اول پاسخ داده شده است. همچنین نتایج حاکی از آن است که بحران مالی جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۹، تمامی بازارها را تحت تأثیر قرار داده است به گونه‌ای که بیش‌ترین شدت بحران مالی در سه بورس مسکو، ابوظبی و نیویورک را از آن خود کرده است. همچنین بحران مالی مذکور در بورس تهران جزء بزرگترین بحران‌ها می‌باشد. در ادامه، رابطه بین شدت بحران مالی و افق سرمایه‌گذاری با ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار توصیف شده است. نتایج نشان می‌دهند که شوک مالی در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۹ منجر به مقادیر بزرگی از بدترین زیان مورد انتظار می‌شوند. به طور کلی، نتایج این مقاله با مطالعاتی که در زمینه انتقال بحران مالی جهانی به کشورها انجام شده است، هم سو می‌باشد. اگرچه بورس اوراق بهادار تهران نسبت به سایر بازارها بسته‌تر است و به نظر می‌رسد که تحت تأثیر بحران مالی جهانی قرار نمی‌گیرد، اما نتایج حاکی از آن است که بحران مالی جهانی عملکرد این بازار را تحت تأثیر قرار داده است. مهم‌ترین توصیه سیاستی با توجه به نتایج تحقیق، اقدامات پیشگیرانه مالی دولت‌ها و سیاست‌گذاران برای کاهش هزینه‌های وقوع بحران‌های مالی است. دیگر پیام مهم تحقیق برای کشورهای کوچکی است که با وجود بسته بودن نسبی درهای اقتصادی خود از جریان بحران‌های

مالی بری نیستند. این مطلب به نوبه خود می تواند در توجیه نقش دولت ها در کشورهای کوچک مؤثر باشد. پیشنهاد سیاستی دیگر، ارزیابی رفتار تکرارشونده بحران های مالی در سطح اقتصاد جهانی توسط سیاست گذاران داخلی می باشد. همچنین به سبب آنکه بحران ها از کانال نفت به صورت ادواری در اقتصاد ایران به وجود آمده اند و تأثیر شدیدتری بر اقتصاد داشته اند، برای کاهش تبعات بحران جهانی بر اقتصاد نفت محور ایران افزایش سهم درآمدهای مالیاتی از تولید ناخالص داخلی و افزایش صادرات غیرنفتی پیشنهاد می گردد.

**قدردانی:** از تمامی افراد و مؤسساتی که در انجام این تحقیق مؤلف را مساعدت نمودند، قدردانی می شود.

### **Acknowledgments**

Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

**تضاد منافع:** نویسنده مقاله اعلام می کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافی وجود ندارد.

### **Conflict of Interest**

the authors declare no conflict of interest.

## References

- Bath, M. (1981). Earthquake magnitude - recent research and current trends. *Earth-Science Review*, 17, 315-398.
- Boubaker, S., Jouini, J., & Lahiani, A. (2016). Financial contagion between the US and selected developed and emerging countries: The case of the subprime crisis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 61, 14-28.
- Darabi, R. (2017). Capital Structure and Financial Crisis Relationship. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic policies*, 5 (17), 51-72. (In Persian)
- Dornbusch, R., Park, Y., & Claessens, S. (2000). Contagion: Understanding How It Spreads. *Journal of the World Bank Research*, 15, 177-197.
- Gutenberg, B., & Richter, C. F. (1956). Earthquake magnitude, intensity, energy and acceleration. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 46, 105-145.
- Hassanzadeh, A., & Kianvand, M. (2009). The global financial crisis, the world oil market and the OPEC strategy. *Journal of Economic News*, 7 (126), 94-84. (In Persian)
- Hull, J., & White, A. (1998). Value at risk when daily changes in market variables are not normally distributed. *The Journal of Derivatives*, 28, 9-19.
- Ikeda, T. (2018). Multifractal structures for the Russian stock market. *PhysicaA*, 492, 2123-2128.
- Jin, X., & An, X. (2016). Global financial crisis and emerging stock market contagion: A volatility impulse response function approach. *Research in International Business and Finance*, 36, 179-195.
- Kaarik, M., & Zegulova, A. (2012). On estimation of loss distributions and risk measures. *Acta et Commentationes Universitatis Tartuensis De Mathematica*, 16(1), 53-67.
- Kapopoulos, P., & Siokis, F. (2005). Stock market crashes and dynamics of aftershocks. *Economics Letters*, 89, 45-54.
- Keshavarz Haddad, G., & Moghareh, A. (2010). The contagion effects of global financial crisis on Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Research*, 48(2), 179-199. (In Persian)
- Kim, B. H., Kim, H., & lee, B. S. (2015). Spillover effects of the US financial crisis on financial markets in emerging Asian countries. *International Review of Economics & Finance*, 39, 192-210.
- Maillet, B., & Michel, T. (2003). An index of market shocks based on multiscale analysis. *Quantitative Finance*, 3, 88-97.

- Naude, W. (2009). The financial crisis of 2008 and the developing countries. *UNU Discussion paper 2009/01*, Helsinki: United Nations University.
- Neaime, S. (2016). Financial crises and contagion vulnerability of MENA stock markets. *Emerging Markets Review*, 27, 14-35.
- Negrea, B. (2014). A statistical measure of financial crises magnitude. *Physica A*, 397, 54-75.
- Pisarenko, V., Sornette, D., & Rodkin, M. (2004). Deviation of the distributions of seismic energies from the Gutenberg–Richter law. *Computational Seismology*, 35, 138-159.
- Potirakis, S. M., Zitis, P. I., & Eftaxias, K. (2013). Dynamical analogy between economical crisis and earthquake dynamics within the nonextensive statistical mechanics framework. *Journal of Physica*, 392(13), 2940-2954.
- Rahimi Baghi, A., Arabsalehi Nasrabadi, M., & Vaez Barzani, M. (2018). Direct identification of crisis periods in the Tehran Stock Exchange by emphasis on inflation factor. *Journal of Financial Accounting*, 10 (37), 24-44. (In Persian)
- Rejeb, A. B. (2017). On the volatility spillover between Islamic and conventional stock markets: A quantile regression analysis. *Research in International Business and Finance*, 42, 794-815.
- Sadeghi, H., & Hassanzadeh, M. (2009). The potential impacts of the global financial crisis on the income of urban and rural households using a computable general equilibrium model approach. *Journal of Economics Research*, (95), 102-79. (In Persian)
- Shafiei, S., & Sabouri Dilmi, M. H. (2009). Investigating the impact of macroeconomic variables of Iran on global financial crisis. *Journal of Business Reviews*, (39), 16-2. (In Persian)
- Soheily, Q., Bari, S., & Behshoor, I. (2017). Study on the Impact of Financial Crisis on the Financial Leverage of Listed Companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Research in Accounting and Auditing*, 7(1), 1-16. (In Persian)
- Sumarti, N., & Hidayat, R. (2011). A financial risk analysis: does the 2008 financial crisis give impact on weekend's returns of the US movie box office?. *IAENG International Journal of Applied Mathematics*, 41(4), 343-348.
- Velde, D. W. T. (2008). *The global financial crisis and developing countries*. ODI Background Note.
- Voit, J. (2005). *The statistical mechanics of financial markets*. Third edition, Springer-Verlag.



© 2020 by the authors. Licensee SCU, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions

of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).