نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۷
سال سی و یکم، پاییز ۱۴۰۲، صفحه ۶۸ - ۴۳

سیاست پولی و سرایت بحران به بازار سهام: کاربردی از درخت فراگیر کمینه (MST)

نسیم نبوی قادی
دانشجوی دکتری اقتصاد ریاضی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
n.nabavighadi01@umail.umz.ac.ir
امیر منصور طهرانچیان
استاد دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول)
m.tehranchian@umz.ac.ir
سعید راسخی
استاد دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
sa.rasekhi@gmail.com
دوستعلی مژده
استاد دانشکده علوم ریاضی و آمار، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
damojdeh@umz.ac.ir
احمد جعفری صمیمی
استاد دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
jafarisa@umz.ac.ir

سرایت مالی، به انتقال اثرات مخرب بحران از یک بازار مالی به بازار مالی دیگر اشاره دارد که از کانال‌های مختلف (کانال مالی، حقیقی و تغییر نگرش سرمایه‌گذاران) اتفاق می‌افتد. در این مقاله، نقش سیاست پولی در سرایت بحران مالی سال ۲۰۰۸ ایالات متحده آمریکا با استفاده از نظریه نمودار و الگوی MST، بر اساس داده‌های ماهانه شاخص سهام و نرخ بهره واقعی از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۱ در کشورهای ایران، چین، روسیه، آلمان، هلند، انگلستان، برزیل، کره‌جنوبی، ژاپن و فرانسه بررسی شده‌است. با توجه به الگوی MST و خروجی الگوریتم پریم، سرایت مالی از ایالات متحده آمریکا به تمامی کشورهای منتخب، تأیید شده‌است. بحران از کانال‌های تجاری، مالی و تغییر نگرش سرمایه‌گذاران، از ایالات متحده آمریکا به کشورهای منتخب سرایت کرده‌است. از آن‌جایی که در دوره مورد بررسی، کشور ایران، ارتباطات گسترده مالی و تجاری با کشور منشأ بحران نداشته‌است سرایت به بازار سهام ایران را می‌توان انتقال غیرمستقیم اثرات مخرب از بازارهای داخلی (مانند بازار نفت) و بازار مالی کشورهایی مانند چین (که ارتباط مالی و حقیقی هم با ایران و هم با ایالات متحده آمریکا دارند) و هم‌چنین تغییر نگرش و سبد دارایی سرمایه‌گذاران داخلی تلقی کرد. هم‌چنین نتایج حاکی از آن است که بعد از معرفی سیاست پولی، هزینه جهانی سرایت مالی، کاهش یافته‌است که این موضوع ریسک سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی جهانی را کم‌تر و سرمایه‌گذاران را برای سرمایه‌گذاری‌های مولدتر تشویق می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: E43 ،G15 ،G11 ،C65 ،C63 ،F41
واژگان کلیدی: بحران مالی، سرایت مالی، سیاست پولی، نظریه گراف، MST

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱ / ۱۱ / ۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲ / ۶ / ۱۱

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

۱. مقدمه

بحران مالی ۲۰۰۸ ایالات متحده آمریکا منجر به بحران در سایر کشورهای جهان شد. این بحران حتی به کشورهایی که از نظر جغرافیایی دور بودند، ساختارهای اقتصادی متفاوتی داشتند و پیوندهای اقتصادی قابل‌توجهی با ایالات متحده آمریکا نداشتند، سرایت کرد (کولمن و مالهرب[1]، ۲۰۱۳).

سرایت، افزایش قابل‌ملاحظه وابستگی، بین دو یا چند بازار، بعد از وقوع بحران، تعریف شده‌است (آلن و گال[2]، ۱۹۹۸). تجارت کالا و خدمات، مسیری مهم در سرایت بین‌المللی بحران است، اما بازارهای مالی و واسطه‌های مالی هم نقش پراهمیتی در انتشار بحران در مناطق مختلف دارند. اثرات سرایت، تحت تأثیر تصمیمات سیاست‌گذاران داخلی و بین‌المللی است. به‌طورکلی، پیامدهای بین‌المللی بحران در یک کشور، ممکن است با اقدامات سیاست‌گذاران داخلی تشدید یا کنترل شود (پریکولی و اسبراسیا[3]، ۲۰۰۳).

طبق برخی مطالعات تجربی، واکنش هر اقتصاد به بحران متفاوت بوده‌است و دولت‌ها و بانک مرکزی با توجه به زیرساخت‌های کلان اقتصادی و نحوه تأثیرگذاری بحران، سیاست‌های مختلفی اتخاذ کرده‌اند (برونرمایر و سانیکوف[4] (۲۰۱۴)، مندوزا[5] (۲۰۱۰)). تعداد قابل‌توجهی از مطالعات رابطه بین سیاست پولی و عملکرد بازار سهام را بررسی کرده‌اند (به‌عنوان مثال، گالی و گرتلر،[6] ۲۰۰۷؛ بیورنلند و لیتیمو،[7] ۲۰۰۹). بر اساس مطالعه لوچنبرگ و وو[8] (۲۰۱۴)، عملکرد سیاست‌های پولی تأثیر زیادی بر نوسانات قیمتی بازار سهام، داشته‌است. کانالی که از طریق آن سیاست پولی در بخش مالی اقتصاد نفوذ می‌کند، ابزار بدهی (یعنی نرخ بهره) است (میشکین[9]، ۲۰۰۱).

---

1. Kollmann and Malherbe
2. Allen and Gale
3. Pericoli and Sbracia
4. Brunnermeir and Sannikov
5. Mendoza
6. Gali and Gertler
7. Bjornland and Leitemo
8. Luchtenberg and Vu
9. Mishkin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

انواگیوگیو[1] (۲۰۱۸) نشان دادند بازار سهام، تحت تأثیر نوآوری‌های سیاست پولی از چندین مسیر قرار می‌گیرد. یکی از مسیرهای اصلی، نرخ بهره است. تغییرات در نرخ‌های بهره بر هزینه سرمایه تأثیر می‌گذارد که این خود بر ارزش فعلی جریان‌های نقدی اثرگذار است. بنابراین، نرخ‌های بهره بالا موجب ارزش فعلی پایین جریان‌های نقدی آتی می‌شود و این موضوع، منجر به کاهش قیمت سهام می‌گردد (چاتزیانتونیو و همکاران[2]، ۲۰۱۳). لاوپودیس[3] (۲۰۱۳) نشان داد که اگر اقدامات پولی از طریق کانال‌های مختلف به‌درستی به بازار مالی منتقل شود، می‌تواند موجب کاهش نوسانات قیمتی در بخش مالی گردد.

به‌طورکلی نظریه‌های اقتصادی نظرات گوناگونی در مورد تأثیر احتمالی سیاست‌های دولت بر بازار سهام دارند. برخی از نظریه‌پردازان (موافقان نظریه برابری ریکاردویی)، استدلال کردند که سیاست دولت هیچ تأثیری بر عملکرد بازار سهام ندارد، درحالی‌که برخی دیگر (موافقان نظریه توبین)، بر وجود تأثیر سیاست‌های دولت و بانک مرکزی بر نوسانات بازار سهام تأکید داشتند. در نظریه برابری ریکاردویی، سرمایه‌گذاران، آینده‌نگر هستند و تصمیمات فعلی دولت و بانک مرکزی را در سرمایه‌گذاری خود لحاظ نمی‌کنند (بارو[4]، ۱۹۷۴). در مقابل، توبین[5] (۱۹۶۹)، ادعا کرد سیاست‌های پولی، بر بازدهی بازار سهام تأثیرگذار است.

حال سؤال این است که آیا اعمال سیاست‌های پولی بانک مرکزی کشورهای مورد بررسی، در کاهش هزینه بین‌المللی سرایت نقش داشته‌است. در این راستا، هدف تحقیق حاضر، بررسی نقش بانک مرکزی برای کنترل یا کاهش اثرات بین‌المللی سرایت مالی، در بازارهای سهام است. همچنین، استفاده از شیوه‌های جدید ریاضی برای الگوسازی و تحلیل بصری بهتر نوسانات و کانال‌های سرایت، اهمیت زیادی دارد. در این راستا، تئوری نمودار برای الگوسازی بهتر تعاملات چندمتغیره و ناهمزمان که به‌طور ناگهانی در زمان بحران رخ داده‌است، استفاده شده‌است. در مطالعات گذشته

1. Nwaogwugwu
2. Chatziantoniou et al.
3. Laopodis
4. Barro
5. Tobin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

اثر سیاست‌های پولی بر نوسانات بازار سهام با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی بررسی شد و نوآوری پژوهش حاضر، بررسی نقش سیاست پولی بر سایت بازار سهام با استفاده از الگوی ریاضی نمودار است.

در مقاله حاضر هزینه سرایت مالی با استفاد از داده‌های ماهانه شاخص سهام و نرخ بهره از ابتدای سال ۲۰۰۴ تا پایان سال ۲۰۲۱ در کشورهای ایالات متحده آمریکا (منشا بحران)، کره‌جنوبی، چین، ایران، روسیه، ژاپن، فرانسه، آلمان، هلند، انگلستان و برزیل محاسبه می‌شود. در این راستا، مقاله در پنج بخش، سازماندهی شده‌است. در ادامه، مبانی نظری و شواهد تجربی ارائه می‌شود. بخش سوم، به بیان روش تحقیق اختصاص داده می‌شود. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش ارائه می‌گردد و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد اختصاص می‌یابد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

بازار سهام، نقش مهمی در اقتصاد دارد؛ چراکه می‌تواند منابع داخلی را بسیج کند و آن‌ها را به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد هدایت نماید. این بازار امکان توزیع مجدد منابع مالی بین واحدهای اقتصادی را فراهم می‌کند (اوسماوونی و اوبایرواوساجی[1]، ۲۰۱۲).

پس از وقوع بحران مالی ۲۰۰۸ ایالات متحده آمریکا، علاوه‌بر این‌که اقتصاد آمریکا با مشکلات جدی روبرو شد، این مشکلات به سایر کشورهای جهان انتقال پیدا کرد و بازار سهام کشورها اولین عنصری بود که واکنش نشان داد (نگ و رایت[2]، ۲۰۱۳). ماهیت مسری بودن بحران‌های مالی، موجب شد سرمایه‌گذاران بین‌المللی به دلیل وجود ریسک، تنوع سبد دارایی خود را کاهش دهند که این خود، کشور را در برابر بحران‌های نشأت گرفته از کشور دیگر، بیش‌تر آسیب‌پذیر کرد (کواسک و همکاران[3]، ۲۰۱۱).

1. Osamwonyi and Evbayiro-Osagie
2. Ng and Wright
3. Kuusk et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

بحران‌های مالی می‌تواند به سایر کشورهایی که حتی از نظر جغرافیایی فاصله دارند، دارای ساختارهای اقتصادی متفاوت هستند و ارتباط اقتصادی، مالی، فرهنگی و ... مهمی در صحنه بین‌المللی ندارند، سرایت یابد (کورستی و همکاران[1]، ۲۰۰۱). در ادبیات اقتصادی به این حالت «زنگ بیداری»[2] گفته شده‌است. به این معنا که بحران ایجادشده در بازار مالی کشور منشأ بحران، مانند زنگ هشداری برای سرمایه‌گذاران بازارهای مالی سایر کشورها، عمل کرده و موجب می‌شود سرمایه‌گذاران تنوع سبد دارایی را کاهش دهند (گاندلفو[3]، ۲۰۱۶). در ادبیات اقتصادی، به‌طورکلی انتقال تکانه و نوسانات مالی از یک کشور (بازار) به کشور (بازار) دیگر سرایت، نامیده شده‌است (آلن و گال، ۱۹۹۸). بانک جهانی (۲۰۱۶)، سه تعریف از سرایت مالی ارائه کرده‌است:

اول، سرایت انتقال بین کشوری شوک‌ها یا اثرات سرریز بین کشوری تعریف شده‌است و می‌تواند هم در زمان‌های غیربحرانی و هم در زمان‌های بحرانی رخ دهد. پس سرایت لزوماً به بحران مربوط نیست، اما در زمان بحرانی بر آن تأکید شده‌است. دوم، سرایت عبارت است از انتقال شوک‌ها به سایر کشورها یا همبستگی بین کشوری، فراتر از هر ارتباط و همبستگی متعارف بین کشورها و فراتر از شوک‌های رایج. در این تعریف، سرایت با همبستگی بیش از حد و رفتار گله‌ای توضیح داده می‌شود. سوم، سرایت، افزایش نامتعارف ضریب همبستگی بین بازارها در زمان بحران نسبت به ضریب همبستگی در دوره غیربحرانی است.

حتی قبل از آغاز بحران مالی ۲۰۰۸ ایالات متحده آمریکا، این سؤال مطرح بود که آیا بانک‌های مرکزی باید به نوسانات قیمت دارایی پاسخ دهند یا خیر. یکی از ابزارهای مهم بانک مرکزی برای کنترل نوسانات قیمت دارایی‌ها، اعمال سیاست پولی مناسب است و قیمت سهام، به‌طورمستقیم تحت تأثیر تصمیمات پولی قرار دارد. پاسخ بازار سهام به تغییرات سیاست پولی، ریشه در نظریه فرضیه بازار کارآمد[4] (EMH) دارد که توسط فاما[5] (۱۹۹۵)، ابداع شده‌است. EMH بیان کرد قیمت سهام، منعکس‌کننده تمام

1. Corsetti et al.
2. Wake up calls
3. Gandolfo
4. Theory of efficient market hypothesis, (EMH)
5. Fama

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

اطلاعات موجود در بازار است (دیما و میلوس[1]، ۲۰۰۹). بنابراین، طبق این نظریه، قیمت سهام می‌تواند اطلاعات موجود، از جمله مواضع سیاست‌های پولی را منعکس کند (فاما، ۱۹۹۵ و ۱۹۸۹). در مقابل، منتقدان این نظریه، رواج فرضیه بازار کارآمد در بین سرمایه‌گذاران را دلیل بحران مالی ۲۰۰۸ ایالات متحده آمریکا دانسته‌اند (فاکس و اسکالر[2]، ۲۰۰۹) و (نوسرا[3]، ۲۰۰۹).

به‌طورکلی نظریه‌های اقتصادی، نظرات گوناگونی در مورد تأثیر احتمالی سیاست‌های دولت و بانک مرکزی بر بازار سهام دارند. طرفداران دیدگاه برابری ریکاردویی استدلال کردند که سیاست بانک مرکزی هیچ تأثیری بر عملکرد بازار سهام ندارد و طرفداران دیدگاه توبین، بر وجود تأثیر سیاست‌های بانک مرکزی بر نوسانات بازار سهام تأکید داشتند. در نظریه برابری ریکاردویی، بیان شده‌است افراد منطقی قادر به پیش‌بینی بار مالیاتی هستند، زیرا کسری‌های فعلی را مدنظر دارند و هم‌چنین پیش‌بینی درستی از کسری‌های بودجه (مثبت و منفی) در آینده دارند. بنابراین، می‌توانند به‌طور کامل، آن را در تصمیم‌گیری‌های فعلی لحاظ کنند (بارو، ۱۹۷۴). بر این اساس، سرمایه‌گذاران، سرمایه‌گذاری‌های خود را بر حسب سیاست فعلی تنظیم نمی‌کنند؛ زیرا آن‌ها از افزایش آینده مالیات با توجه به کسری، آگاهی دارند. برخلاف فرضیه برابری ریکاردویی؛ توبین (۱۹۶۹)، ادعا کرد که سیاست‌های پولی بر نوسانات بازار سهام تأثیرگذار است. توبین (۱۹۶۹)، معتقد است که سیاست پولی می‌تواند بر نوسانات بازار سهام تأثیر بگذارد و تمامی تصمیمات سیاست‌های بانک مرکزی نمی‌تواند توسط سرمایه‌گذاران، پیش‌بینی شود. این موضوع، می‌تواند نوسانات بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد. طبق این نظریه، حتی اگر کاملاً اقدامات سیاست پولی توسط سرمایه‌گذاران قابل پیش‌بینی باشد، به دلیل وقفه اثرگذاری، باز هم می‌توانند بر نوسانات بازار سهام تأثیر بگذارند (توبین، ۱۹۶۹).

1. Dima and Milos
2. Fox and Sklar
3. Nocera

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

۲-۲. مروری بر مطالعات گذشته

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

نونژاد و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی با عنوان اثر سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت سهام در ایران، اثر سیاست پولی را بر شاخص قیمت اسمی و حقیقی سهام بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از داده‌های فصلی سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۷ با الگوی خود رگرسیون برداری و توابع واکنش آنی بررسی کردند. نتایج نشان داد سیاست پولی اثر مثبت و معنادار بر شاخص قیمت اسمی و حقیقی سهام دارد.

در مقاله سلمانی بی شک و همکاران (۱۳۹۴)، تأثیر شوک‌های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران بررسی شده‌است. برای تخمین الگو، از مدل خودرگرسیون ساختاری و داده‌های فصلی از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ استفاده شده‌است. نتایج نشان داد در کوتاه‌مدت، شوک مخارج دولتی تأثیر مثبت بر رشد قیمت سهام دارد و اثر شوک مخارج دولتی بر رشد قیمت سهام در بلندمدت منفی است. اثر شوک عرضه پول بر رشد قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت بوده‌است.

جلیلی و همکاران (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای با عنوان ارزیابی سازوکار انتقال اثرات سیاست پولی بر بازار سهام در ایران با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری با استفاده از داده‌های ماهانه از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ اثر سیاست پولی در بازار سهام را مورد بررسی قراردادند. نتایج نشان داد که تغییرات سیاست پولی از کانال نقدینگی و تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی، اثر معنادار و مثبتی روی شاخص کل بورس دارد. هم‌چنین تغییرات در سیاست پولی از مسیر نرخ ارز و نرخ سود حقیقی، اثر معنادار منفی بر شاخص مذکور برجای گذاشته‌است.

در پژوهشی رضایی و همکاران (۱۳۹۸)، تأثیر سیاست پولی بر بازدهی و بی ثباتی بازار سهام را طی دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۵ با استفاده از داده‌های فصلی ابزارهای سیاست پولی و شاخص سهام و با الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری مورد بررسی قرار دادند. از چهار متغیر نرخ سود موزون، نرخ رشد پایه پولی، نسبت سپرده قانونی و رشد بدهی بانک‌های تجاری به بانک مرکزی به عنوان

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

ابزار سیاست پولی استفاده شده است. نتایج نشان داد ابزارهای سیاست پولی بر بازدهی و بی ثباتی بازار سهام تأثیر ندارند.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

در پژوهش وانینجرو[1] (۲۰۰۰)، تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را بر عملکرد بازار سهام کنیا بر اساس داده‌های سری زمانی ۱۹۹۰ - ۲۰۰۰ و با الگوی VAR بررسی شد. نرخ رشد پول و عرضه پول متغیرهای سیاست پولی هستند و رشد کسری بودجه متغیر سیاست مالی است. برای سنجش عملکرد بازار سهام از شاخص سهام استفاده شده‌است. نتایج تجربی نشان داد که سیاست‌های پولی بر نوسانات بازار سهام تأثیر مثبت گذاشته‌است.

هسینگ[2] (۲۰۱۱)، تأثیر برخی از عوامل اقتصاد کلان را بر نوسانات بازار سهام آفریقای جنوبی بر اساس داده‌های سه ماهه در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۰، تحلیل کرد. نتایج نشان داد تولید ناخالص داخلی و حجم پول و نوسانات بازار سهام ایالات متحده بر بازار سهام آفریقای جنوبی تأثیر مثبت گذاشته‌است.

ژانگ و همکاران[3] (۲۰۱۱)، تأثیر سیاست پولی را بر نوسانات بازار سهام چین، طی دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۹ بررسی کردند. تجزیه و تحلیل با الگوی چرخشی مارکوف- گارچ انجام شد. نتایج حاکی از آن است که بانک مرکزی چین با اعمال سیاست پولی مناسب می‌تواند نوسانات بازار سهام را کاهش دهد.

وانگ و مایز[4] (۲۰۱۲)، تأثیر سیاست پولی داخلی را بر بازارهای سهام نیوزلند، استرالیا، انگلستان و منطقه یورو بررسی کردند. دوره پژوهش محدود به زمانی است که بانک‌های مرکزی تصمیمات سیاست پولی را منتشر کرده‌اند. نتایج نشان داد قیمت سهام نسبت به قیمت سایر دارایی‌ها، حساسیت بالاتری در اکثر بازارها داشته‌است.

---

1. Wanjiru
2. Hsing
3. Zhang et al.
4. Wang and Mayes

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

هو، هان و ژانگ[1] (۲۰۱۸)، تأثیر تکانه‌های سیاست‌های پولی را در بازار سهام چین، بررسی کردند. در این پژوهش با استفاده از ضرایب همبستگی، تحلیل انجام شد. یافته‌های این تحقیق نشان داد تأثیر سیاست‌های پولی به سیاست مالی وابسته است و تعامل بین این دو سیاست نقش بسیار مهمی در توضیح نوسانات بازارهای سهام داشته‌است.

کاراییان و کالین[2] (۲۰۲۰)، تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر حباب‌های بازار سهام را در کشورهای OECD در چارچوب الگوی BVAR بررسی کردند. نتایج نشان داد تأثیر شوک سیاست‌های بانک مرکزی بر حباب بازار سهام به متغیرهایی مانند درجه توسعه مالی، شرایط بازار اعتباری، شاخص‌های چرخه تجاری و اعتماد مصرف‌کننده مرتبط است.

جوهرو و همکاران[3] (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای با عنوان وابستگی سیاست پولی و قیمت دارایی‌های مالی، وابستگی متقابل بین سیاست پولی و قیمت دارایی در کشورهای ASEAN-5 را با شاخص‌های ترکیبی بازار سهام و مدل داده تابلویی بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند قیمت واقعی سهام با افزایش نرخ‌های بهره به دلیل شوک سیاست پولی انقباضی کاهش می‌یابد. نرخ‌های بهره در واکنش به افزایش قیمت‌های واقعی سهام ناشی از شوک واقعی قیمت سهام افزایش می‌یابد؛ اگرچه این تغییرات چند ماه پس از شوک انجام می‌شود.

آکینتولا و آرویوون[4] (۲۰۲۲)، در پژوهشی به بررسی سیاست پولی و بازده بازار سهام در نیجریه از ۲۰۱۰-۲۰۱۹ با مدل رگرسیون خطی چند متغیره پرداختند. آن‌ها نشان دادند رابطه معناداری بین سیاست پولی (نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره) و بازده بازار سهام در نیجریه وجود دارد.

۳. روش تحقیق

بررسی بحران‌های مالی و سرایت آن، به دلیل اثرات مخرب گسترده و طولانی‌مدت بحران بر بازارهای مالی، حائز اهمیت است. در مطالعات گذشته، سرایت مالی با روش‌های اقتصادسنجی

1. Hu, Han and Zhang
2. Caraiani and Calin
3. Johro et al.
4. Akintola and Aroyewun

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

مدل‌سازی شده‌است. تحلیل همبستگی فوربس و ریگوبن[1] (۲۰۰۲) و تحلیل با استفاده از مدل VAR فاورو و جیوازی[2] (۲۰۰۲)، نمونه‌هایی از مدل‌سازی سرایت هستند. محدودیت این مدل‌ها این است که تنها وجود سرایت مالی را تأیید یا رد می‌کنند و توضیحی در مورد اثرات جهانی سرایت ارائه نمی‌دهند. در مطالعه حاضر از نظریه نمودار و درخت فراگیر کمینه برای مدل‌سازی سرایت استفاده شده‌است که هم تحلیل بصری از سرایت ارائه می‌دهد و هم معیاری برای محاسبه هزینه جهانی سرایت است.

فرض کنید نمودار $G = (V, E)$ شامل مجموعه‌ای از رئوس و مجموعه‌ای از یال‌ها است. $V = \{v_1, v_2, \dots, v_k\}$ رئوس نمودار و $E = \{e_{12}, e_{23}, \dots, e_{ij}\}$ یال‌های نمودار است. اگر به هر یال گراف، عددی نسبت داده شود، نمودار را نمودار وزن‌دار می‌نامند. دراین مقاله، رئوس نمودار نشان‌دهنده شاخص‌های سهام و یال‌ها بیان‌گر ارتباط بین شاخص‌ها است. وزن یال‌ها، ضرایب همبستگی کندل بین شاخص‌های سهام می‌باشد. فرض کنید $G_{(n,k)}$ گرافی با n راس و k یال باشد (دئو[3]، ۲۰۱۶):

$$V = \{v_1, v_2, \dots, v_k\} \qquad (۱)$$

که $v_i \in V$ و $i = 1,2,3, \dots, n$

به‌طور مشابه؛

$$E = \{e_{12}, e_{23}, \dots, e_{ij}\} = \{l_1, l_2, \dots, l_k\} \qquad (۲)$$

که $l_m \in E$ و $m = 1,2,3, \dots, k$. e_{ij} نشان دهنده یال از راس i به راس j است و $\forall i \neq j$, $i \leq n$, $j \leq n$

$$W(e_{ij}) = CC_{ij} = \frac{\langle R_i R_j \rangle - \langle R_i \rangle \langle R_j \rangle}{\sqrt{\langle R_i^2 \rangle - \langle R_i \rangle^2} \sqrt{\langle R_j^2 \rangle - \langle R_j \rangle^2}} \qquad (۳)$$

1. Forbes and Rigobon
2. Favero and Giavazzi
3. Deo

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

در عبارت بالا، CC_{ij} نشان‌دهنده ضریب همبستگی رتبه‌ای کندل بین شاخص‌های سهام و $W(e_{ij})$ وزن یال e_{ij} است. $\langle R_i \rangle$ بیان‌گر بازدهی شاخص سهام i در دوره زمانی مورد بررسی می‌باشد.

$$\langle R_i \rangle = \ln\left(\frac{p_{it}}{p_{it-1}}\right) \quad (۴)$$

p_{it} ارزش شاخص سهام است.

شرط وجود یال بین دو رأس به‌صورت زیر است:

$$W(e_{ij}) \leq \epsilon_{threshold} \quad (۵)$$

معادله بالا بدان معناست در صورتی بین دو رأس، یال وجود دارد که وزن یال‌ها (ضرایب همبستگی)[۱] کم‌تر از حد آستانه $\epsilon_{threshold}$ نباشد (آسوانی، ۲۰۱۷).

قضیه: برای هر $\epsilon_{threshold}$ یک نمودار $G_{t,u}$ وجود دارد.

از آن‌جایی که $\epsilon_{threshold}$ ضریب همبستگی است، بنابراین $0 \leq \epsilon_{threshold} \leq 1$ می‌باشد. حال فرض کنید $\epsilon_{threshold} = 0.5$ است. این به آن معنی است که می‌توان گرافی تشکیل داد که وزن هر یال کم‌تر تر از ۰/۵ نباشد. یعنی $W(e_{ij}) \geq 0.5$. که $i = 1,2,3, \dots$ و $j = 1,2,3, \dots$ است. می‌توان مقادیر آستانه ۰/۶، ۰/۷، ۰/۴، ۰/۳ و... را در نظر گرفت و برای هر کدام نمودار جداگانه‌ای رسم کرد. این ثابت می‌کند که رابطه یک به یک بین مقادیر $\epsilon_{threshold}$ و نمودار وجود دارد (وست[۲]، ۲۰۰۲).

می‌توان ساختار همبستگی را با نمودار نمایش داد. در ادامه، ابتدا تعریف و قضایای درخت و سپس تعریف و قضایای درخت فراگیر کمینه مطرح شده‌است.

---

۱. ضرایب همبستگی بر اساس بازدهی های فیلتر شده محاسبه می گردد. بازدهی فیلتر شده هم از مدل $ARMA(p,q) - GARCH(r,s)$ یک بار قبل از معرفی متغیر نرخ بهره واقعی و بار دیگر بعد از معرفی متغیر نرخ بهره واقعی، استخراج می گردد.

2. West

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

تعریف درخت: درخت، نمودار همبند، بدون جهت و بدون دور است. به طور کلی اگر S یک درخت با n رأس باشد، گزاره‌های زیر معادل هستند (سینگ[1]، ۲۰۱۰).

قضیه ۱: S یک نمودار بدون دور است و $n-1$ یال دارد.

قضیه ۲: S همبند است و $n-1$ یال دارد.

قضیه ۳: هر دو رأس S فقط با یک مسیر به یک‌دیگر متصل هستند.

قضیه ۴: S بدون دور است و اضافه کردن یک یال جدید، دور در نمودار ایجاد می‌کند.

تعریف درخت فراگیر: هر نمودار مفروض دارای تعدادی زیرگراف است. زیرگراف $G' = (V, E')$ یک درخت فراگیر برای نمودار $G = (V, E)$ است اگر و فقط اگر G' یک درخت باشد. در نمودار ناهمبند درخت فراگیر وجود ندارد.

درخت فراگیر T را درخت فراگیر کمینه نمودار وزن‌دار G گوییم، هرگاه مجموع وزن یال‌های آن نسبت به سایر درخت‌های فراگیر، کم‌ترین مقدار باشد (دئو، ۲۰۱۶).

برای حل مسئله درخت فراگیر مینمم، می‌توان از الگوریتم پریم استفاده کرد. در این الگوریتم ابتدا مجموعه X شامل یک رأس (شاخص سهام کشور منشأ بحران)، در نظر گرفته می‌شود و سپس از بین تمام یال‌هایی که یک سر آن در مجموعه X قرار دارد و سر دیگر آن در مجموعه $V-X$ است یالی را که کم‌ترین وزن را دارد انتخاب می‌گردد و آن یال به درخت فراگیر و رأس مربوط به آن، به مجموعه X اضافه می‌شود. حال این اعمال بر روی مجموعه جدید X تا زمانی که مجموعه X همه رئوس نمودار را در بربگیرد، انجام می‌گردد (دئو، ۲۰۱۶). کد این الگوریتم در جدول (۱) آمده‌است.

1. Singh

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

جدول ۱. کد الگوریتم پریم برای درخت فراگیر مینیمم

Prim-MST
(graph $G = (V, E)$, costs $\{c_e\} e \in E$) **function** Prim-MST
$T = \phi$
$X = \{s\}$ for some $s \in V$
while $X \neq V$ **do**
Let $e = (u, v)$ be the cheapest edge of G with $u \in X$ and $v \in V - X$
and e to T
and v to X
Return T

مأخذ: یافته‌های پژوهش

طبق خروجی الگوریتم پریم، مجموع وزن یال‌های درخت فراگیر کمینه در دوره بحرانی، در دو حالت قبل از معرفی نرخ بهره $(W(e_{ij})_{pre-ir})$ و بعد از معرفی نرخ بهره $(W(e_{ij})_{post-ir})$ محاسبه می‌گردد.

داده‌های استفاده‌شده در مطالعه حاضر، داده‌های ماهانه شاخص سهام کشورهای ایالات‌متحده آمریکا (S&P500)، چین (CHINA50)، روسیه (RTSI)، ژاپن (NIKKEI225)، فرانسه (CAC40)، آلمان (DAX)، هلند (AEX)، انگلستان (FTSE100)، برزیل (BOVESPA)،کره جنوبی (KOSPI)، ایران (TEPIX) و داده‌های ماهانه نرخ بهره واقعی هر کشور است. داده‌های شاخص سهام از وبسایت اینوستینگ[1] و داده‌های نرخ بهره واقعی، از بانک جهانی و بانک مرکزی کشورهای مورد بررسی، استخراج شده‌است. لازم به‌ذکر است، از بازدهی سهام و بازدهی نرخ بهره واقعی برای برنامه‌نویسی الگوی تحقیق استفاده شده‌است. بازدهی سهام برابر با تفاوت لگاریتم طبیعی دو عدد متوالی شاخص سهام و بازدهی نرخ بهره واقعی برابر با تفاوت لگاریتم طبیعی دو عدد متوالی نرخ بهره واقعی است.

تحلیل‌های صورت‌گرفته با نرم‌افزار[2] نشان داد نقطه شروع بحران در ایالات متحده آمریکا اکتبر ۲۰۰۸ بوده‌است. بنابراین، دوره پیش از بحران، از ۲۰۰۴:۰۱ تا ۲۰۰۸:۰۹ و دوره بحرانی از ۲۰۰۸:۱۰ تا ۲۰۲:۱۲ است. دلیل کاهش ناگهانی شاخص سهام برخی کشورها در سال ۲۰۱۹، بحران کووید-۱۹ است. در شکل(۱) هم‌حرکتی شاخص‌های سهام با شاخص سهام ایالات متحده آمریکا

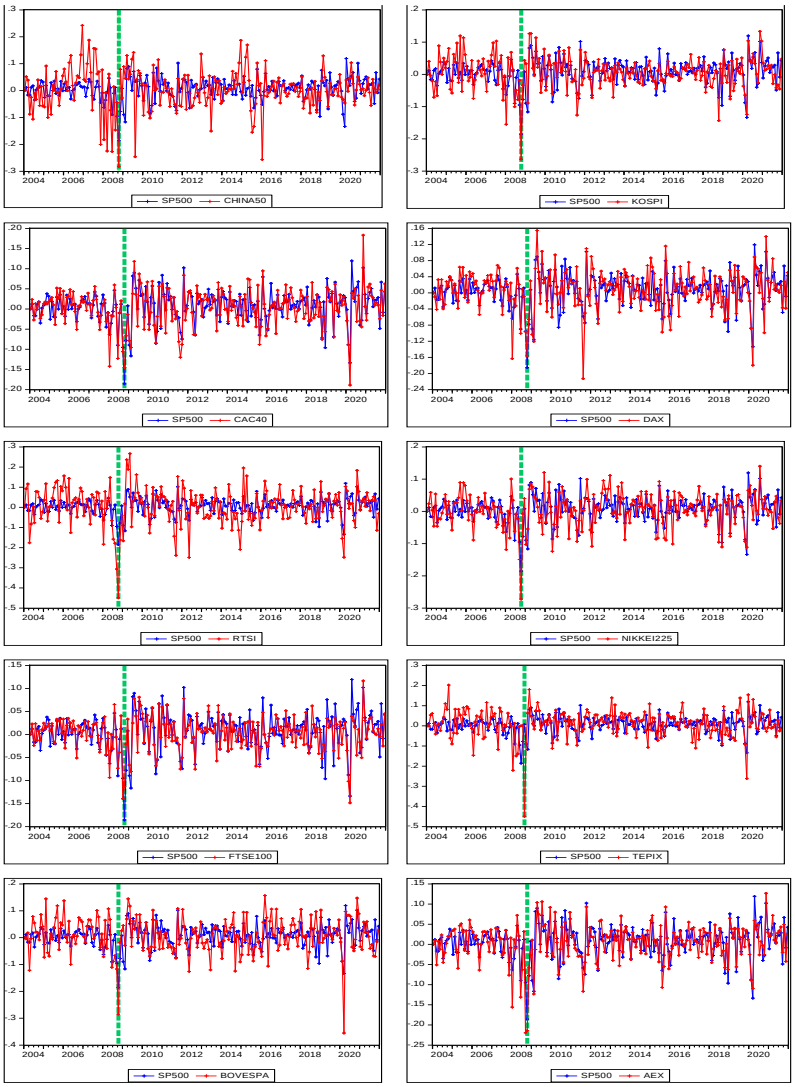
1. Investing.com

۲. نرم‌افزار مورد استفاده برای تشخیص نقطه شروع بحران، نرم‌افزار change point analyzer بوده‌است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

در دوره بحرانی نشان داده شده‌است. با توجه به این شکل، بحران به‌سرعت و در زمان کوتاهی به سایر بازارهای سهام سرایت کرده و در اکتبر ۲۰۰۸، شاخص سهام کشورهای مورد بررسی، کاهش قابل ملاحظه‌ای داشته‌است.



شکل ۱. هم‌حرکتی بازدهی سهام

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

در جداول ۲ و ۳، آمار توصیفی مربوط به شاخص سهام و نرخ بهره کشورها ارائه شده‌است.

جدول ۲. آمار توصیفی شاخص سهام

	CHINA50	KOSPI	TEPIX	RTSI	NIKKEI225	CAC40	DAX	AEX	FTSE100	BOVESPA	SP500
میانگن	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰
میانه	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰
ماکزیم	۰/۲	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۱	۰/۲	۰/۲	۰/۱	۰/۱	۰/۲	۰/۱
مینیمم	-۰/۳	-۰/۳	-۰/۴	-۰/۴	-۰/۳	-۰/۲	-۰/۲	-۰/۲	-۰/۱	-۰/۴	-۰/۲
واریانس	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۱	۰/۰۱	۰/۰	۰/۰۱	۰/۰	۰/۰	۰/۰۱	۰/۰
چولگی	-۰/۶	-۰/۷	-۱/۷	-۰/۸	-۰/۹	-۰/۶	-۰/۸	-۱/۲	-۰/۸	-۱/۰	-۰/۹
کشیدگی	۵/۲	۶/۳	۱۱/۹	۵/۹	۵/۶	۴/۸	۵/۳	۶/۸	۴/۸	۷/۲	۵/۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. آمار توصیفی نرخ بهره

	China	Korea	Iran	Russia	Japan	France	Germany	Netherland	UK	Brazil	US
میانگین	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰
میانه	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۱	۰/۱	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰	۰/۰
ماکزیمم	۲/۲	۰/۸	۰/۸	۰/۷	۲/۲	۲/۵	۱/۰	۰/۶	۰/۸	۰/۸	۱/۵
مینیمم	-۲/۲	-۱/۸	-۰/۹	-۱/۳	-۳/۸	-۳/۷	-۲/۴	-۲/۸	-۱/۶	-۱/۲	-۲/۶
واریانس	۰/۳	۰/۳	۰/۱	۰/۲	۰/۷	۰/۵	۰/۳	۰/۳	۰/۲	۰/۲	۰/۴
چولگی	-۲/۰	-۴/۷	-۱/۰	-۴/۴	-۲/۵	-۳/۶	-۴/۴	-۵/۵	-۴/۰	-۴/۰	-۳/۸
کشیدگی	۲۳/۹	۲۹/۰	۲۶/۹	۳۳/۲	۱۴/۱	۲۹/۴	۲۸/۳	۴۳/۳	۲۳/۵	۳۵/۸	۲۸/۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴. یافته‌های پژوهش

قبل از انجام محاسبات مربوط به مدل پژوهش، مانایی بازدهی شاخص سهام و نرخ بهره واقعی، آزمون شده‌است. مانایی به این معنی است که ویژگی‌های خاصی از داده‌ها در طول زمان تغییر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

نمی‌کنند. در پژوهش حاضر، آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر[1] برای بررسی مانایی داده‌ها انجام شده و نتایج در جداول ۴و ۵ ارائه شده‌است.

جدول ۴. نتایج آزمون مانایی شاخص‌های سهام

	آماره دیکی فولر	آماره آزمون
CHINA50	-۷.۸۵۰	۰.۰۰۰۰
KOSPI	-۱۳.۶۷۹	۰.۰۰۰۰
TEPIX	-۱۴.۷۶۲	۰.۰۰۰۰
RTSI	-۱۱.۴۱۱	۰.۰۰۰۰
NIKKEI225	-۱۲.۷۷۹	۰.۰۰۰۰
CAC40	-۱۴.۰۷۴	۰.۰۰۰۰
DAX	-۱۴.۳۴۴	۰.۰۰۰۰
AEX	-۱۳.۴۶۷	۰.۰۰۰۰
FTSE100	-۱۴.۸۱۱	۰.۰۰۰۰
BOVESPA	-۱۵.۷۰۳	۰.۰۰۰۰
SP500	-۱۳.۶۸۴	۰.۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج آزمون مانایی نرخ بهره واقعی

	آماره دیکی فولر	آماره آزمون
China	-۱۴.۶۴۷	۰.۰۰۰۰
South Korea	-۱۴.۴۹۴	۰.۰۰۰۰
Iran	-۱۱.۰۵۵	۰.۰۰۰۰
Russia	-۹.۳۵۷	۰.۰۰۰۰
Japan	-۱۵.۰۴۳	۰.۰۰۰۰
France	-۴.۳۵۵	۰.۰۰۰۵
Germany	-۳.۴۷۰	۰.۰۰۹۸
Netherlands	-۳.۹۵۴	۰.۰۰۲۰
UK	-۱۴.۸۵۰	۰.۰۰۰۰
Brazil	-۲.۹۱۲	۰.۰۴۵۷
US	-۱۴.۲۶۴	۰.۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

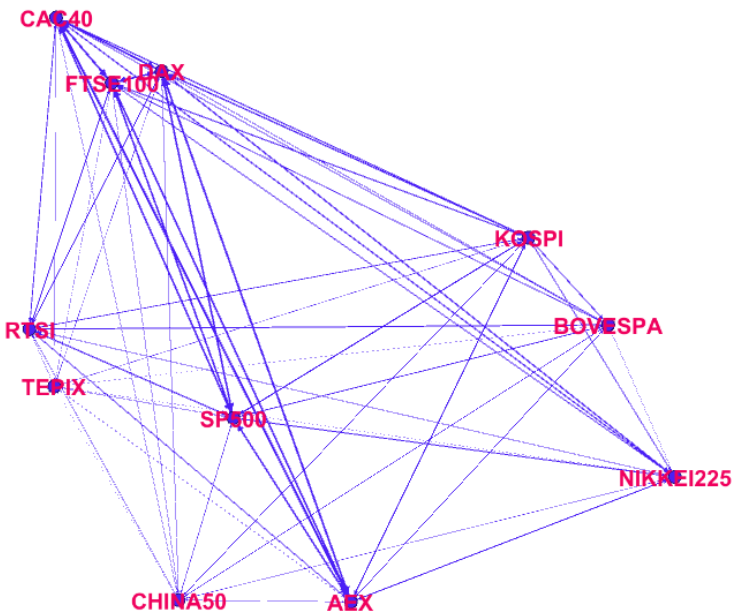
1. Dicky-fuller

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

نتایج جداول ۴ و ۵ نشان داد بازدهی شاخص سهام ایالات متحده آمریکا در سطح مانا است. به این معنا که آماره دیکی‌فولر در ناحیه بحرانی قرار گرفته‌است؛ لذا فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سه سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ تأیید نشده‌است. به همین ترتیب، متغیر بازدهی سهام و نرخ بهره واقعی برای تمامی کشورهای منتخب در سطح مانا است.

برای بررسی وجود سرایت مالی بین کشورها، ضرایب همبستگی بین تمامی کشورها در دو دوره؛ قبل و بعد از بحران مالی ۲۰۰۸ ایالات متحده آمریکا، محاسبه شده‌است. ضرایب همبستگی، در تئوری نمودار و باتوجه‌به الگوی پژوهش، نشان‌دهنده وزن یال‌ها است. در صورتی، گفته می‌شود بین دو شاخص سهام، سرایت وجود دارد که وزن یال بین دو شاخص از مقدار آستانه‌اش، کم‌تر نباشد. در نمودار (۱) الگوی سرایت در دوره بحرانی، با استفاده از ضرایب همبستگی رتبه‌ای کندل، نمایش داده‌شده است.



نمودار ۱. سرایت مالی از ایالات متحده به کشورهای منتخب

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

همان‌طور که در نمودار (۱)، نشان داده شده‌است، سرایت بحران هم از بازار سهام ایالات متحده آمریکا به تمامی بازارهای سهام و هم بین بازار سهام کشورها وجود دارد.

در این مطالعه، حداقل هزینه سرایت مالی در دوره بحرانی؛ قبل و بعد از معرفی سیاست پولی، بررسی شده‌است. برای این منظور الگوی درخت فراگیر مینیمم (MST) با الگوریتم پریم، برنامه‌نویسی شده‌است. خروجی این الگوریتم، زیرگرافی از نمودار ۱، می‌باشد که طبق قضیه ۷ و اثبات آن، مجموع وزن‌ها، نشان‌دهنده هزینه حداقلی سرایت می‌باشد. در جدول ۶، خروجی الگوریتم پریم، قبل از ورود متغیر سیاست پولی، ارائه شده‌است.

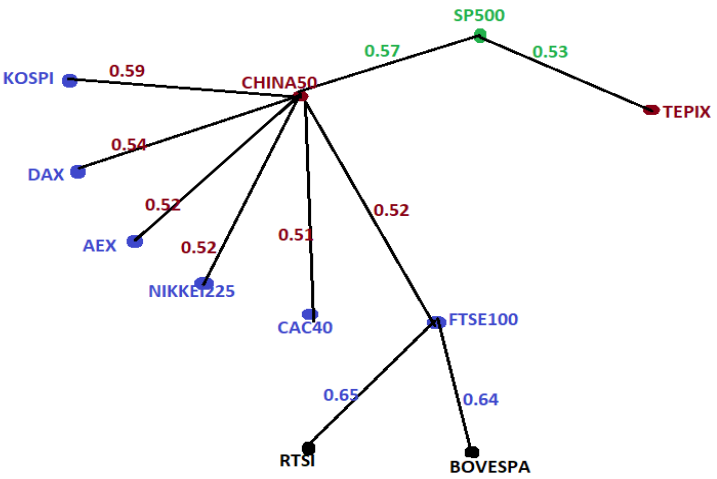
جدول ۶. MST، خروجی الگوریتم پریم در دوره بحرانی قبل از معرفی سیاست پولی

رئوس (شاخص سهام)	وزن یال (ضریب همبستگی)
SP500-TEPIX	۰.۵۳۷۹
SP500- CHINA50	۰.۵۷۳۴
CHINA50- FTSE100	۰.۵۲۵۹
CHINA50- NIKKEI225	۰.۵۲۷۸
CHINA50- AEX	۰.۵۲۷۵
CHINA50- CAC40	۰.۵۱۴۴
CHINA50- DAX	۰.۵۴۷۱
FTSE100- BOVESPA	۰.۶۴۴۲
CAC40- RTSI	۰.۶۵۸۴
CHINA50- KOSPI	۰.۵۹۸۷
هزینه سرایت	**۵.۶۵۵۳**

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]



نمودار ۲. MST دوره بحرانی قبل از معرفی سیاست پولی
مأخذ: یافته‌های پژوهش

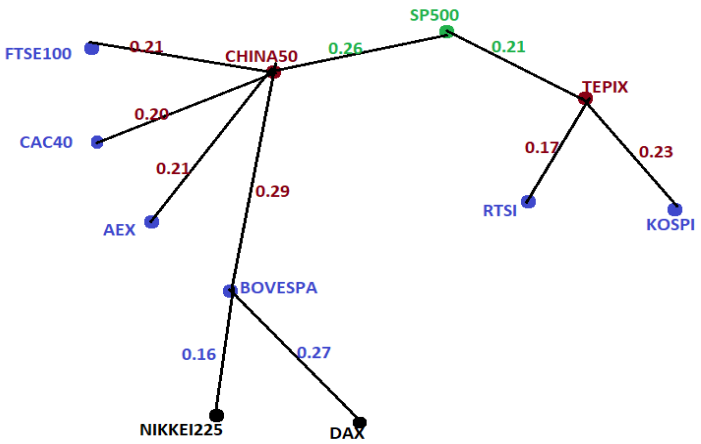
بر اساس نتایج جدول ۶ و نمودار ۲، حداقل هزینه سرایت قبل از معرفی سیاست پولی بانک مرکزی، برابر با ۵/۶۵۵۳ است. با وجود این‌که بازار مالی ایران و ایالات متحده آمریکا در ارتباط نیستند، اما در مرحله اول بحران از ایالات متحده آمریکا به ایران سرایت کرده‌است. این سرایت را می‌توان، سرایت مبتنی بر کنش سرمایه‌گذاران کم‌اطلاع در بازار مالی ایران تفسیر کرد. همچنین کانال دیگر سرایت، چین است که موجب افزایش همبستگی غیرمستقیم بین ایران و ایالات متحده آمریکا (در مدت زمان بسیارکوتاه) شده‌است. در صورتی‌که هزینه سرایت مالی بعد از معرفی سیاست پولی، کاهش یابد، نشان‌دهنده مؤثر بودن سیاست پولی در کاهش هزینه جهانی سرایت است. در جدول ۷، خروجی الگوریتم پریم، بعد از ورود متغیر سیاست پولی، ارائه شده‌است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

جدول ۷. MST، خروجی الگوریتم پریم در دوره بحرانی بعد از معرفی سیاست پولی

رئوس (شاخص سهام)	وزن یال (ضریب همبستگی)
SP500- CHINA50	۰.۲۶۰۶
SP500- TEPIX	۰.۲۱۷۹
TEPIX- RTSI	۰.۱۷۸۱
TEPIX- KOSPI	۰.۲۳۶۸
CHINA50- FTSE100	۰.۲۱۰۹
CHINA50- CAC40	۰.۲۰۹۶
CHINA50- BOVESPA	۰.۲۹۹۹
CHINA50- AEX	۰.۲۱۴۱
BOVESPA- DAX	۰.۲۷۰۰
BOVESPA- NIKKEI225	۰.۱۶۴۹
هزینه سرایت	**۲.۲۶۲۸**

مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۳. MST دوره بحرانی بعد از معرفی سیاست پولی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول ۷ و نمودار ۳، حداقل هزینه سرایت بعد از معرفی سیاست پولی بانک مرکزی، برابر با ۲/۲۶۲۸ است و هزینه سرایت مالی بعد از ورود متغیر سیاست پولی کاهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

داشته‌است. طبق این جدول می‌توان گفت برای هر کشور هم، ضریب همبستگی رتبه‌ای کندل بعد از ورود نرخ بهره واقعی، به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای کاهش یافته‌است. به‌طور مثال، ضریب همبستگی کندل بین چین و ایالات متحده آمریکا قبل از معرفی سیاست پولی چین، برابر با ۰/۵۷۳۴ و بعد از ورود متغیر سیاست پولی برابر با ۰/۲۶۰۶ شده‌است. این ارقام برای ایران؛ قبل از معرفی سیاست پولی برابر با ۰/۵۳۷۹ و بعد از معرفی سیاست پولی برابر با ۰/۲۱۷۹ است.

۵. نتیجه‌گیری

در مقاله حاضر، نقش سیاست‌های پولی بر سرایت بحران ۲۰۰۸ ایالات متحده آمریکا بررسی شده‌است. برای این منظور از داده‌های ماهانه شاخص سهام و نرخ بهره واقعی کشورهای ایالات متحده آمریکا، چین، روسیه، ژاپن، فرانسه، آلمان، هلند، انگلستان، برزیل، کره‌جنوبی و ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۴:۰۱ تا ۲۰۲۱:۱۲، استفاده شده‌است.

سرایت مالی به انتقال بحران از بازار مالی یک کشور به بازار مالی کشور دیگر اشاره دارد که از کانال‌های مختلفی اتفاق می‌افتد. در رابطه با بحران بزرگ ۲۰۰۸ ایالات متحده آمریکا، این بحران به کشورهای سراسر جهان؛ حتی کشورهایی که با ایالات متحده آمریکا رابطه مالی، تجاری و نزدیکی فرهنگی و جغرافیایی نداشتند، سرایت کرد. از این رو برای بررسی سرایت علاوه بر کانال مالی و حقیقی، کانال دیکری با عنوان زنگ بیداری و تغییر سبد دارایی سرمایه‌گذاران حائز اهمیت است. به لحاظ فنی، سرایت مالی، افزایش قابل‌ملاحظه ضریب همبستگی، بین دو یا چند بازار، بعد از وقوع بحران، تعریف شده‌است. سرایت می‌تواند با تصمیمات سیاست‌گذاران داخلی و بین‌المللی کنترل شود یا افزایش یابد. مطالعات تجربی بسیاری بر نقش سیاست‌های پولی بر نوسانات بازار سهام تاکید کردند. براساس مطالعه لوچنبرگ و وو (۲۰۱۴)، عملکرد سیاست‌های پولی تأثیر زیادی بر نوسانات قیمتی بازار سهام، داشته و کانالی که از طریق آن سیاست پولی در بخش مالی اقتصاد نفوذ می‌کند، ابزار بدهی (یعنی نرخ بهره) است. لاوپودیس (۲۰۱۳) نشان داد که اگر اقدامات پولی از طریق کانال‌های مختلف به‌درستی به بازار مالی منتقل شود، می‌تواند موجب کاهش نوسانات قیمتی در بخش مالی گردد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

برای الگوسازی سرایت، ضرایب همبستگی رتبه‌ای کندل برای دوره قبل از بحران و دوره بحرانی محاسبه شد و با لحاظ مقدار آستانه[1] ۰/۵ برای ضریب همبستگی، وجود سرایت بین شاخص‌های سهام کشورهای مورد بررسی، تأیید گردید. بحران از کانال‌های مالی، تجاری، نگرش سرمایه‌گذاران و نزدیکی جغرافیایی و فرهنگی قابل سرایت است. در این راستا حتی کشورهایی که ارتباط حقیقی و مالی با ایالات متحده آمریکا نداشتند (مانند ایران)، با تغییر نگرش سرمایه‌گذاران و تغییر سبد دارایی در بازارهای مالی داخلی و بین‌المللی دچار سرایت شدند. هم‌چنین به دلیل ضعف ساختارهای اقتصادی و مالی در کشورهای در حال‌توسعه به‌ویژه ایران و امکان سرریز نوسانات بین بازارهای داخلی، می‌توان گفت یکی از کانال‌های سرایت به بازار سهام ایران، سرریز نوسانات از بازارهای داخلی دیگر (به‌ویژه بازار نفت) است. در مطالعه تجربی فتاحی و همکاران (۱۳۹۷) هم نشان داده‌شد که بازار نفت و بازار سهام در ایرن همبستگی قابل‌توجه دارند و بعد از تحریم نفتی ایران در سال ۲۰۱۲، این همبستگی رشد فزاینده داشته‌است.

به‌منظور بررسی نقش سیاست‌های پولی بر سرایت مالی بازار سهام و محاسبه حداقل هزینه سرایت، از الگوی MST و الگوریتم پریم در دوره بحرانی؛ قبل و بعد از معرفی سیاست پولی استفاده شده‌است. در دوره بحرانی و قبل از ورود نرخ بهره واقعی به الگو، طبق خروجی الگوریتم پریم، حداقل هزینه سرایت برابر با ۵/۶۵۵۳ شده‌است. بعد از ورود متغیر سیاست پولی به مدل در دوره بحرانی، حداقل هزینه سرایت برابر با ۲/۲۶۲۸ شده‌است. بنابراین می‌توان گفت به‌طورکلی سیاست‌های پولی بانک‌های مرکزی حداقل هزینه سرایت را به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای کاهش داده‌است. این کاهش هزینه، موجب کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در بازار مالی جهانی و به تبع آن بازارهای مالی داخلی می‌گردد. همچنین برای هر کشور، ضریب همبستگی رتبه‌ای کندل بعد از ورود نرخ بهره واقعی، کاهش زیادی یافته‌است. به‌طور مثال، ضریب همبستگی کندل بین چین و ایالات متحده آمریکا قبل از معرفی سیاست پولی چین، برابر با ۰/۵۷۳۴ و بعد از ورود متغیر سیاست پولی برابر با

۱. با توجه به قضیه مطرح‌شده (برای هر $\epsilon_{threshold}$ یک گراف $G_{t,u}$ وجود دارد)، به ازای مقادیر مختلف ضریب همبستگی آستانه‌ای، نتایج پژوهش تغییر نخواهد کرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

۰/۲۶۰۶ شده‌است. این ارقام برای ایران؛ قبل از معرفی سیاست پولی برابر با ۰/۵۳۷۹ و بعد از معرفی سیاست پولی برابر با ۰/۲۱۷۹ است. بنابراین می‌توان استدلال کرد اعمال سیاست پولی در ایران، از طریق تأثیر بر نرخ بهره و به تبع آن هزینه سرمایه‌گذاری موجب کاهش اثرات مخرب سرایت بحران به ایران شده‌است. همچنین با وجود عدم ارتباط بین بازار مالی ایران و ایالات متحده آمریکا، ضرایب همبستگی بین چین و ایالات متحده آمریکا (۰/۵۷۳۴) و ایران و ایالات متحده آمریکا (۰/۵۳۷۹) تفاوت چشم‌گیری ندارد که این نتایج نشان‌دهنده سرایت بحران مالی ایالات متحده آمریکا با اثرات فزاینده از کشورهای دیگر (از جمله چین و روسیه) به ایران است.

بنابراین، سیاست‌های پولی بانک مرکزی ایران و سایر کشورهای منتخب، علاوه‌بر این‌که بازارهای مالی داخلی و قیمت دارایی‌های مالی ایران و دیگر کشورها را به‌طور مستقیم و غیرمستقیم، تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، می‌تواند اثرات جهانی داشته‌باشد؛ چراکه بازارهای مالی کشورهای سراسر دنیا مانند شبکه‌ای به هم‌پیوسته هستند و نوسانات قیمتی و عملکرد هر یک از آن‌ها از طریق کانال‌های مختلف، بر سایر بازارهای سهام اثرگذار است. اگرچه بازار سهام ایران به‌طور مستقیم با بسیاری از بازارهای جهانی ارتباط گسترده ندارد، اما همبستگی غیرمستقیم از طریق رفتار و کنش سرمایه‌گذاران داخلی و همبستگی بازار مالی ایران با کشورهایی که ارتباط مستقیم با بازارهای مالی بزرگ دارند، موجب سرایت و اثرگذاری و اثرپذیری تصمیمات پولی شده‌است. از این رو، ارتباط ایران و چین یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری تصمیمات پولی ایران بر اقتصادهای کوچک مرتبط با چین و اثرپذیری ایران از بازار مالی آمریکا است؛ چرا که رابطه تجاری و مالی چین با آمریکا و بسیاری از کشورهای دیگر بسیار گسترده است.

باتوجه به نتایج ارائه‌شده و تأیید نقش مهم سیاست پولی بانک مرکزی در کاهش سرایت جهانی بحران، باید گفت اثرات سرایت، تحت تأثیر سیاست‌های پولی داخلی و بین‌المللی است و پیامدهای بین‌المللی بحران در یک کشور را می‌توان از طریق سیاست‌های مناسب پولی کنترل کرد. در این راستا، پیشنهاد پژوهش حاضر این است که جهانی‌سازی مالی و پولی می‌تواند راه‌حلی مؤثر در کنترل اثرات بلندمدت سرایت بین‌المللی بحران‌های مالی باشد. هم‌چنین در رابطه با کشور ایران،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

درک ساختار و عملکرد بازار سهام، بررسی آسیب‌پذیری و تاب‌آوری این بازار و کنترل نوسانات قیمتی در سایر بازارهای داخلی (از جمله بازار نفت) در دوره‌های بحرانی، حائز اهمیت است.

منابع

جلیلی، ظریفه؛ عصاری‌آرائی، عباس؛ یاوری، کاظم و حسن حیدری (۱۳۹۶). «ارزیابی سازوکار انتقال اثرات سیاست پولی بر بازار سهام در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، رشد و توسعه پایدار*، شماره ۴۰، صص۱۷۳- ۱۹۵.

رضایی، غلامرضا؛ شهرستانی، حمید؛ هژبر کیانی، کامبیز و محسن مهرآرا (۱۳۹۸). «تأثیر سیاست پولی بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام (مقایسه‌ای بین ابزارهای سیاست‌های پولی در ایران)». *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۳۶، صص ۱۲۵-۷۵.

سلمانی بی‌شک، محمدرضا؛ برقی‌اسکویی، محمدمهدی، و سودا لک (۱۳۹۴). «تأثیر شوک‌های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران». *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۲۲، صص۹۳- ۱۳۱.

فتاحی، شهرام؛ سهیلی، کیومرث و شهرام دهقان جبارآبادی (۱۳۹۷). «بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران با استفاده از فرآیند اورنشتاین اولنبک و تبدیل موجک پیوسته». *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، شماره ۴*، صص ۵۲- ۳۴.

نونژاد، مسعود؛ زمانی کردشولی، بهزاد و سید مجتبی حسین‌زاده یوسف‌آباد (۱۳۹۱). «اثر سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت سهام در ایران». *فصلنامه علوم اقتصادی*، شماره ۲۰، صص ۳۷-۹.

Allen F. and D. Gale (1998). "Financial contagion". *Journal of finance*, (18)53, pp.1245-1284.

Akintola A.F. and B.O. Aroyewun (2022). "Monetary Policy and Stock Market Return in Nigeria". *International Journal of Recent Innovations in Academic Research*, (6)4, pp.23- 27.

Aswani J. (2017). "Impact of Global Financial Crisis on Network of Asian Stock Markets". *Algorithmic Finance*, (6), pp. 79–91.

Barro R. J. (1974). "Are Government bonds net wealth". *Journal of political economy*, (14)6, 1095–1117.

Brunnermeier M.K. and Y. Sannikov (2014). "A Macroeconomic Model with a Financial Sector". *American economic review*, (104)2, pp. 379-421.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

Bjornland H.C. and K. Leitemo (2009). "Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market". *Journal of Monetary Economics*, (56)2, pp.275-282.

Caraiani P. and A.C. Calin (2020). "The Impact of Monetary Policy Shocks on Stock Market Bubbles: International Evidence". *Finance Research Letters*, 34, pp. 268-271.

Chatziantoniou I., Duffy D. and G. Filis (2013). "Stock Market Response to Monetary and Fiscal Policy Shocks: Multi Country Evidence". *Economic Modelling*, (30)12, pp.754-769.

Corsetti G., Pericoli P. and M. Sbracia (2001). "Correlation Analysis of Financial Contagion: What One Should Know before Running a Test". *Central bank of Italian*, No 408. Available at: https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/temi-discussione/2001/2001-0408/tema_408_01.pdf

Dima B. and L.R. Milos (2009). *Testing the efficiency market hypothesis for the Romanian stock market*. Retrieved from https://ideas.repec.org/a/alu/journl/v1y2009i11p41.html

Deo N. (2016). *Graph Theory with Applications to Engineering and Computer Science*. Chap 3, pp. 32-40.

Fama E.F. and K.R. French (1989). "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds". *Journal of Financial Economics*, No. 25, pp. 23–49.

Fama E. F. (1995). "Random walks in stock market prices". *Financial Analysts Journal*, No. 1, pp. 75–80.

Fox J. and A. Sklar (2009). "The Myth of the Rational Market: A History of Risk, Reward and Delusion on Wall Street". Harper Business New York. Retrieved from https://www.amazon.com/Myth-Rational-Market-History-Delusion/dp/0060599030.

Forbes K. and R. Rigobon (2002). "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements". *Journal of Finance*, No. 57, pp. 2223- 2262.

Favero C. and F. Giavazzi (2002). "Is the international propagation of financial shocks nonlinear? Evidence from the ERM". *Journal of International Economics*, No.10, pp.231-246.

Gali J. and M. Gertler (2007). "Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation". *Journal of Economic Perspectives*, No. 21, pp. 25- 45.

Gandolfo G. C. (2016). *International Finance and Open-Economy Macroeconomics*. Chap 16, pp. 451-472.

Hu L., Han J. and Q. Zhang (2018). "The Impact of Monetary and Fiscal Policy Shocks on Stock Markets: Evidence from China". *Emerging Markets Finance and Trade*, No.54, pp.1857–1872.

Hsing Y. (2011). "The Stock Market and Macroeconomic Variables in a BRICS Country and Policy Implication". *International Journal of Economics and Financial Issues*, (2)1, pp.12–18.

Juhro S. M., Iyke B. N. and P.K. Narayan (2021). "Interdependence between Monetary Policy and Asset Prices in ASEAN-5 countries". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, No. 75, pp. 101- 109.

Kollman R. and F. Malherbe (2013). *Financial Contagion. Handbook of Safeguarding Global Financial Stability*. Chap 14, pp. 139-143.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]

Kuusk A. and T. Paas (2011). "Financial Contagion of the 2008 Crisis: is there any Evidence of Financial Contagion from the US to the Baltic States". *Eastern Journal of European Studies*, No. 5, pp. 61-76.

Luchtenberg K.F. and Vu Q.V. (2014). "The 2008 Financial Crisis: Stock Market Contagion and Its Determinants". *International Business and Finance*, No.10, pp.178-203.

Laopodis N. (2010). "Dynamic linkages between Monetary Policy and the Stock Market". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, No. 35, pp. 271-293.

Mendoza E.G. (2010). "Sudden Stops Financial Crises and Leverage". *American Economic Review*, No. 100, pp. 1941-66.

Mishkin F. S. (2001). "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy". *National Bureau of Economic*. Retrieved from https://www.nber.org/system/files/working_papers/w8617/w8617.pdf

Nwaogwugwu I. C. (2016). "The Effects of Monetary and Fiscal Policy on the Stock Market in Nigeria". *Journal of Economics and Development Studies*, No. 6, pp.79- 85.

Ng S. and J.H. Wright (2013). "Facts and Challenges from the Great Recession for Forecasting and Macroeconomic Modeling". *Journal of Economic Literature*, No.4, pp.1120–1154.

Nocera J. (2009). *Poking holes in a theory on markets*. New York Times. Retrieved from https://www.nytimes.com/2009/06/06/business/06nocera.html

Osamwonyi, I. O., & Evbayiro-Osagie, E. I. (2012). The Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Index in Nigeria. *Journal of Economics*, No. 3, pp. 55- 65.

Pericoli M. and M. Sbracia (2003). "A Primer on Financial Contagion". *journal of economic surveys*, No. 17, pp. 571- 606.

Singh G.S. (2010). *Graph theory*. Chap 2, pp. 85-92. Retrieved from https://www.shahucollegelatur.org.in/Department/Studymaterial/sci/it/BCS/FY/book.pdf

Tobin J. (1969). "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory". *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 2, pp. 15–29.

Wanjiru N. R. (2000). "The Impact of Fiscal and Monetary Policies on Stock Market Performance in Kenya: an Empirical Analysis". Retrieved from http://erepository.uonbi.ac.ke/handle/11295/19771

Wang S. and D.G. Mayes (2012). "Monetary Policy Announcements and Stock Reactions: an International Comparison". *The North American Journal of Economics and Finance*, No. 2, pp. 145-164.

West D. B. (2002). *Introduction to Graph Theory*. Chap 6, 124-135. Retrieved from https://bayanbox.ir/view/2051120523710881534/Introduction-to-graph-theory-solution-manual.pdf

Wilson R. J. (1998). *Introduction to Graph Theory. Publications of mathematics books*. Chap 5, 57-61. Retrieved from https://www.maths.ed.ac.uk/~v1ranick/papers/wilsongraph.pdf.

Zhang C. S., zhang D. Y. and J. Breece (2011). "Financial Crisis, Monetary Policy and Stock Market Volatility in China". *Annals of Economics and Finance*, No.12, pp.371-388.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.107.43]