فصلنامه پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال دهم، شماره ۳۱، بهار ۱۳۹۶
صفحات ۱_۲۸

# سرریز نوسان و همبستگی پویای شرطی نرخ ارز بر شاخص سهام گروه بانکی

**محمد هاشم بت‌شکن** [*] **حسین محسنی** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۳/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۹/۱۹

## چکیده

امروزه سنجش پویایی روابط پیرامون شناسایی تأثیرپذیری بانک‌ها از شوک‌ها و نوسانات ناشی از سایر بازارهای مالی مورد توجه بسیاری از محققان و نهادهای مالی بین‌المللی است. این مقاله به بررسی اثرات سرریزی نرخ ارز دلار و یورو بر شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی به‌منظور تبیین ابعاد سیستمی سرریز نوسان از بازار ارز به بخش پولی و مالی کشور می‌پردازد. در راستای این مهم با بهره‌گیری از بازدهی لگاریتمی، تحلیل همبستگی پویای شرطی و سرریز نوسان با استفاده از چهار مدل مشهور گارچ چند متغیره در دوره دوازده ساله (از ابتدای ۱۳۸۴ تا انتهای ۱۳۹۵) صورت می‌گیرد. هدف این پژوهش مشارکت در ایجاد شناسایی تأثیر نوسانات خارجی با اهمیت به‌منظور استفاده در مدیریت نوسان‌های مالی، تصمیمات سیاست‌گذاری و مدیریت ریسک سهام گروه بانک‌ها و مؤسسات اعتباری است. نتایج این پژوهش مؤید وجود همبستگی‌های شرطی مثبت کوتاه‌مدت نرخ ارز دلار، نوسان‌های بلندمدت نرخ ارز یورو و وجود اثرات سرریزی نرخ ارز بر شاخص بانک‌ها و مؤسسات اعتباری است.

**واژه‌های کلیدی:** سرریز نوسان، همبستگی پویا، بازار ارز، گارچ چندمتغیره
**طبقه‌بندی JEL:** C22، C32، G17

[*] استادیار گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی (ره)؛
mh.botshekan@gmail.com (نویسنده مسئول)
[†] دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی (ره)؛
mohseni911@atu.ac.ir
مقاله مستخرج از رساله دکتری آقای حسین محسنی در دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی (ره)

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]
[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

## ۱ مقدمه

تحلیل سرریزی نوسان در میان بازارها و مناطق، در دهه‌ی اخیر به خصوص بعد از بحران مالی مورد توجه نظریه‌پردازان و پژوهشگران اقتصاد و همچنین نهادهای مالی بین‌المللی نظیر بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول قرار گرفته است. فضای پیچیده بازارهای مالی و اقتصادی و ارتباط تنگاتنگ این بازارها با یکدیگر و همچنین نیاز حیاتی به پیش‌بینی سناریوهای اقتصادی آتی، پژوهشگران را بر آن داشته است تا با کشف و تحلیل روابط میان بخشی و میان بازاری بتوانند گامی مؤثر را در جهت شناسایی هر چه دقیق‌تر نظامات مالی و اقتصادی بردارند. تسهیل انجام تراکنش‌های مالی، نوآوری‌های مالی، مقررات زدایی در بازارهای مالی و پیشرفت‌های حوزه فناوری اطلاعات موجب تسهیل انتقال سرمایه و به هم پیوستگی بازارها شده است که به دلیل اهمیت سیستمی تأثیر بی‌ثباتی‌های مالی و نااطمینانی‌های اقتصادی، این اثرات سرریزی در طول دوره‌های بحران مالی اساساً افزایش می‌یابد (اروری[1] و همکاران، ۲۰۱۱).

مسئله تحقیق حاضر در شناسایی ابعاد سرریزی نوسان نرخ ارز بر صنعت بانکداری در کشور است. ماهیت نوسان در بازار ارز به‌گونه‌ای است که می‌تواند ایجادکننده نگرانی‌های عمیق در سایر بازارهای مالی باشد زیرا نوسان شدید نرخ ارز موجب ایجاد نگرانی در خصوص فاکتورهای مهم اقتصادی شده و بازیگران بازارهای مالی را به سمت بازنگری در استراتژی‌های سرمایه‌گذاری خود سوق می‌دهد. این امر با توجه به ماهیت عملیات و کارکرد بانک‌ها دارای اهمیت بسیاری است زیرا تنزل ارزش بازاری بانک‌ها و مؤسسات اعتباری می‌تواند ذینفعان صنعت مذکور را تحت تأثیر قرار دهد.

هدف این مقاله بررسی اهمیت سرریزی نوسان و اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس‌های شرطی به‌منظور سنجش همبستگی پویای شرطی میان نوسانات نرخ ارز و ارزش بازاری بانک‌ها و مؤسسات اعتباری است تا ترسیم‌کننده روابط پویای همبستگی با استفاده از روندهای مربوط به داده‌های تاریخی باشد. بنابراین پژوهش حاضر را می‌توان از منظر هدف، یک تحقیق کاربردی و از حیث ماهیت و روش، تحقیقی توصیفی و همبستگی قلمداد کرد.

اهمیت پژوهش حاضر از جایی ناشی می‌شود که نوسانات نرخ ارز با تأثیرگذاری بر روی تصمیمات سرمایه‌گذاران می‌تواند به‌عنوان محرک قیمت سهام در قالب تأثیر بر جریانات نقدی

[1] Arouri

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

آتی انتظاری تأثیرگذار باشد. قیمت سهام بانک‌ها در حالت تعادلی نشانگر توانمندی مالی و ظرفیت‌های اقتصادی جاری و آتی آنهاست. ازآنجاکه نظام اقتصادی کشور بانک محور است لذا شناسایی عوامل مؤثر بر ابعاد مالی بیرونی کلان بانک‌ها نیز حائز اهمیت می‌شود. اثر نرخ ارز بر قیمت سهام از کانال‌های مختلفی قابل‌تعریف است نظیر ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی بانک، سرمایه‌گذاری‌های خارجی، خدمات ارزی و در سطح کلان تضعیف پول ملی، ریسک سیاسی و ... که همگی می‌توانند به‌عنوان دلایل مدنظر قرارگیرند اما روی‌هم‌رفته اثر نرخ ارز بر قیمت سهام متنوع است و اتفاق‌نظر تئوریک در کشورهای مختلف در خصوص آن وجود ندارد.

با توجه به اهمیت سیستمی بانک‌ها در کشور، شناسایی انتقالات نوسانی با هدف سیاست‌گذاری از منظر تبیین اثرات ثانویه تغییرات نرخ ارز بر ارزش صنعت بانک‌ها و مؤسسات اعتباری در بازار سرمایه، اهمیت سیستمی بانک‌ها و کارکرد علامت‌دهی آنها (به‌عنوان نماینده بخش پولی کشور در میان سایر صنایع) به‌منظور ارتقای تاب‌آوری مالی مورد استفاده قرارگیرد. لذا شناسایی نوسان‌های سیستمی بر حوزه صنعت بانکی می‌تواند تلاشی جهت مقاوم‌سازی اقتصاد باشد.

ضرورت انجام این پژوهش برآمده از دلایل متعددی است. اول اینکه پژوهش‌های صورت گرفته در حوزه سرریز نوسانات عمدتاً معطوف به کشورهای توسعه‌یافته نظیر آمریکا، کشورهای اروپایی و کشورهای شرق آسیا است لذا تبیین این مهم در کشور با توجه به ابعاد سیستمی و اهمیت بانک‌ها دارای اهمیت شایانی است. از طرفی جایگاه بانک‌ها و مؤسسات مالی پذیرفته‌شده در بازار سرمایه قابل توجه است به‌طوری‌که این صنعت همواره بخش قابل‌ملاحظه‌ای از ارزش کل بازار را به خود اختصاص می‌دهد (در دهه گذشته جزو پنج صنعت دارای بیشترین سهم از ارزش کل بازار سرمایه) و نوسانات قیمتی آن، کل بازار سرمایه را دستخوش تغییرات می‌نماید که به منزله ابعاد سیستمی آن است. همچنین خروجی‌های این پژوهش دارای ابعاد سیاست‌گذاری مالی- اقتصادی و تحلیل سناریو در خصوص توجه به برنامه‌های کلان بخش پولی کشور و تکانه‌های ارزی است. درنهایت اینکه توجه به سرریزی نوسانات می‌تواند در اتخاذ تصمیمات مالی، سرمایه‌گذاری و مدیریت ریسک مشارکت‌کنندگان بازار و سهامداران نهادی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری نقش مؤثری ایفا کند.

عمده تفاوت تحقیق حاضر از سایر پژوهش‌های صورت گرفته را می‌توان از حیث حیطه و یا گستره داده‌های مورد بررسی و نیز روش یا مدل سنجش روابط دانست. این مقاله در عین تلاش برای برآورده سازی دو مقوله مذکور (داده‌های جامع‌تر و مدل کاراتر)، تلاش می‌کند تا ضمن تبیین مفهوم تبیین سرریزی نوسان، سنجش دقیق‌تری از روابط میان دو بازار مذکور

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

را با استفاده از یک تکنیک پایدار در تسخیر سرریزی، توجه به همگرایی نتایج حاصل از تخمین پارامترها در مدل‌های همبستگی شرطی و استفاده از مدل بررسی‌شده از منظر تئوریک و ساختاری (VARMA-GARCH) خلاصه کرد.

سؤال اساسی تحقیق حاضر این است که به‌منظور توجه و مدیریت تکانه‌های اقتصادی خارج به داخل کشور در حوزه سیاست‌های اقتصاد مقاومتی، آیا بین نوسانات نرخ ارز و تغییرات شاخص بانک‌ها و مؤسسات اعتباری رابطه وجود دارد؟ در صورت وجود رابطه، نحوه سرریزی از منظر همبستگی پویا میان بازارهای مذکور چگونه است؟

برای پاسخ به پرسش‌های مطرح‌شده در بالا و به‌منظور تحلیل همبستگی پویای شرطی و سرریز نوسان ارزهای دلار و یورو بر شاخص صنعت بانکداری، از مدل‌های گارچ[1] چند متغیره شامل مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت[2] (BEKK)، همبستگی شرطی ثابت[3] (CCC)، همبستگی شرطی پویا[4] (DCC) و درنهایت مدل گارچ چند متغیره (VARMA-GARCH) استفاده می‌شود. دوره زمانی تحقیق حاضر یک دوره دوازده ساله تا انتهای سال ۱۳۹۵ است. داده‌های بازار ارز از بازده ماهانه قیمت دلار و یورو در بازار غیررسمی (آزاد) مستخرج از بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی و گزارش شاخص‌های ماهانه اقتصادی اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی است. شایان ذکر است که داده‌های مربوط به ارز حسب اعلام بانک مرکزی، متوسط قیمت فروش ارزهای عمده (اسکناس) در بازار آزاد شهر تهران است. برای شاخص بانک‌ها و مؤسسات اعتباری نیز از بازده ماهانه شاخص صنعت مذکور در بورس استفاده شده است. همچنین برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار Eviews نسخه ۹ و RATS نسخه ۸ بهره گرفته شده است.

پژوهش حاضر وجود نوسانات خوشه‌ای و نامتقارنی در همبستگی‌های شرطی میان شاخص بانک‌ها را با نرخ ارز دلار و یورو به‌صورت متغیر در طول زمان تأیید می‌کند. به‌طوری‌که اثر مثبت شوک‌های گذشته دلار و مقادیر گذشته یورو معنادار و دارای اثرات نامتقارن از حیث سرریزی نوسانی است.

این مقاله مشتمل بر پنج بخش است که در بخش اول به‌صورت اجمالی به توضیح مسئله پژوهش، اهداف و چارچوب پژوهش، سؤالات اساسی و ضرورت انجام آن می‌پردازد. پس از مقدمه، بخش دوم اختصاص به بیان مبانی نظری پژوهش و گذری بر پیشینه پژوهش‌های

---

[1] GARCH

[2] Baba, Engle, Kraft, and Kroner

[3] Cosntant Conditional Correlation

[4] Dynamic Conditional Correlation

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

مرتبط انجام‌شده خواهد داشت. در بخش سوم مدل تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم به آزمون داده‌ها و تحلیل نتایج اختصاص دارد. درنهایت، نتیجه‌گیری و ارائه یافته‌های پژوهش در بخش پنجم خواهد شد.

## ۲ مروری بر مبانی نظری تحقیق

محققان معتقدند که افزایش همگرایی بازارهای مالی در دهه‌های اخیر، انتقال نوسانات را میان آنها تشدید ساخته است. نوسانات باعث ایجاد نااطمینانی، ضربه به اعتماد عمومی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. درک نادرست ارتباط متقابل بازارها می‌تواند منجر به اتخاذ سیاست‌های اقتصادی نامناسب و ضدتولیدی گردد (برنی و همکاران[1]، ۲۰۰۸).

اثرات سرریزی به عوامل برون‌زای فعالیت‌ها یا فرآیندهای اقتصادی اطلاق می‌شود که به‌عنوان اثر مستقیم در نظر گرفته نمی‌شوند. در واقع اثر سرریزی، اثر ثانویه‌ای است که به دنبال وقوع اثر اولیه ظاهر می‌شود اما ممکن است به مراتب دورتر از رویداد اولیه (از حیث زمانی یا مکانی) وقوع یابد. سرریز نوسان به منزله یک اثر متقابل ناشی از نوسان قیمت در بازارهای مختلف است. سوابق تاریخی در خصوص نوسان‌های شدید در یک بازار، به پیش‌بینی وقوع آن در بازار دیگر کمک می‌کند (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۳). از طرفی اندازه نوسان قیمت در یک بازار تنها تحت تأثیر نوسان گذشته خود قرار ندارد بلکه نوسان بازارهای خارجی نیز بر آن اثرگذار است. بنابراین نوسان می‌تواند میان بازارهای مختلف انتقال یابد (ژانگ و همکاران[2]، ۲۰۰۸).

به‌طورکلی سرریزها را می‌توان به دو نوع داخلی و مقطعی[3] طبقه‌بندی کرد. در فرضیه سرریزهای داخلی بیان می‌شود که نوسان‌های فعلی یک بازار تابعی از نوسان‌های گذشته همان بازار است (خوشه‌بندی نوسان) درحالی‌که در سرریزهای مقطعی استدلال می‌شود که نوسان فعلی یک بازار تابعی از نوسان گذشته همان بازار و نوسان گذشته بازارهای دیگر است (انتقال نوسان[4]). اگرچه در ظاهر سرریز نوسان و انتقال نوسان با یکدیگر مترادف هستند اما عبارت انتقال در حالت کلی، صرفاً نشانگر ویژگی مقطعی بودن (نظیر بین بخشی یا بازاری) است. شواهدی قوی در حمایت از وجود سرریزهای داخلی توسط پژوهشگران در گذشته ارائه

---

[1] Beirne et al

[2] Zhang, Tsai & Wei

[3] Own and Cross type spillover

[4] Volatility Transmission

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

شده است (انگل و ساسمل[1]، ۱۹۹۳) و تقریباً تمامی بازارهای مالی از این پدیده برخوردارند اما این را نمی‌توان برای سرریزهای مقطعی نسبت داد. این امر به ریشه سرریز نوسانی وابسته است که به چه میزان وابستگی میان بازارها وجود داشته باشد (هامو و همکاران[2]، ۱۹۹۰ و فراتزچر[3]، ۲۰۰۲).

سرریز نوسانات نرخ ارز به سایر بازارها در کشورهای برخوردار از نرخ ارز شناور از اهمیت خاصی برخوردار است. اثر نرخ ارز بر قیمت سهام از کانال‌های مختلفی قابل‌تعریف است نظیر ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی بانک، سرمایه‌گذاری‌های خارجی، خدمات ارزی و در سطح کلان تضعیف پول ملی، ریسک سیاسی و... که همگی می‌توانند به‌عنوان دلایل مدنظر قرار گیرند اما روی‌هم‌رفته اثر نرخ ارز بر قیمت سهام نامعلوم است و اتفاق‌نظر تئوریک بر اساس پژوهش‌های صورت گرفته در کشورهای مختلف وجود ندارد. به‌طورکلی دو دیدگاه عمومی در این خصوص وجود دارد. در یک دیدگاه دورنبوش و فیشر[4] (۱۹۸۰) با طرح مدل‌های جریان‌گرا[5] فرض می‌کنند که حساب جاری کشور و تراز جاری دو عامل اصلی تعیین‌کننده نرخ ارز هستند. بنابراین افزایش نرخ ارز یا کاهش ارزش پول ملی باعث رقابتی‌تر شدن شرکت‌های محلی شده و صادرات آنها را به‌صورت کلی ارزان‌تر می‌سازد. این امر موجب درآمد بالاتر شده که به نوبه خود قیمت سهام شرکت‌ها را افزایش می‌دهد. بنابراین در این مدل، نرخ ارز بر قیمت سهام رابطه مثبت دارد. دیدگاه دوم به دیدگاه سهام‌گرا[6] معروف هستند که فرض می‌شود حساب سرمایه عامل تعیین‌کننده نرخ ارز است. به عبارتی رابطه منفی مابین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. در این مدل فرض می‌شود که کاهش قیمت سهام باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌شود که این امر منجر به تقاضای کمتر برای پول و نرخ بهره پایین‌تر می‌شود. کاهش نرخ بهره منجر به خروج سرمایه از بانک و سوق نقدینگی به سایر بازارها خواهد شد. برخی هم معتقدند نظیر مدل پولی گاوین[7] (۱۹۸۹) که برعکس دو مدل

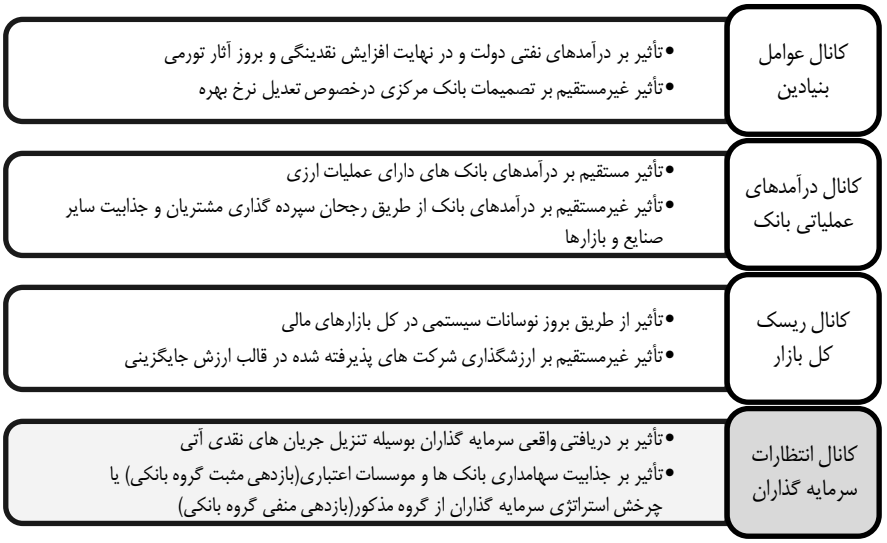
[1] Engle & Susmel
[2] Hamao et al
[3] Fratzscher
[4] Dornbusch and Fisher
[5] Flow-oriented models
[6] Stock-oriented models
[7] Gavin

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]
[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

فوق، بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد. بنابراین مطالعات تئوریک نتیجه مشخص و معینی را در رابطه با بازار ارز و قیمت سهام ارائه نمی‌نمایند.

پژوهش‌های حوزه سرریز نوسان عموماً با دو هدف صورت می‌گیرد. اول اینکه آنها مرتبط با بحث کارایی بازار هستند (بولرسلو و هودریک[1]، ۱۹۹۲). دوم اینکه سرریز نوسان بیانگر سطوح همبستگی و گستره به هم پیوستگی بازار باشد (انگل و ساسمل، ۱۹۹۳؛ بکارت و هاروی[2]، ۱۹۹۵).

به‌طورکلی در حوزه تأثیر تلاطم نرخ ارز بر شاخص سهام بانک‌ها و مؤسسات اعتباری را می‌توان در چهار کانال بر اساس تلخیص پژوهش‌های صورت گرفته به شرح شکل ۱ در نظر گرفت.




*شکل ۱*. کانال‌های تأثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت سهام بانک‌ها و مؤسسات اعتباری

منبع: تلخیص یافته‌های سایر محققان

قلمروی این مقاله صرفاً بر کانال چهارم یعنی کانال تأثیر نرخ ارز بر انتظارات سرمایه‌گذاران گروه بانک‌ها و مؤسسات اعتباری است. شایان ذکر است که ماهیت مطالعات سرریزی و

[1] Bollerslev & Hodrick
[2] Bekaert & Harvey

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]
[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

همچنین مقاله حاضر، کشف روابط مستقیم و یا کانال‌های ارتباطی اقتصادی نیست. بلکه توجه به خروجی‌های غیرمستقیم و شناسایی هم حرکتی‌های نوسانی مدنظر است.
بازار سهام یک بازار انتظاری است و متأثر از شرایط اقتصاد بخش واقعی و پولی در نوسان است. یکی از دلایل منطقی در کاربرد نرخ ارز به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های بنیادین در تحلیل بازار سهام به‌وسیله ارزش‌گذاری قیمت سهام به‌وسیله ارزش تنزیل شده جریان‌های نقدی آتی توسط سرمایه‌گذاران برشمرد که تحت تأثیر وقایع کلان اقتصادی است. نتایج این امر برای بازیگران فعال در سهامداری بانک‌ها و مؤسسات اعتباری می‌تواند جذابیت سهامداری یا چرخش استراتژی سرمایه‌گذاران از گروه مذکور را به همراه داشته باشد. بنابراین به‌صورت کلی این امر را باید مدنظر داشت که نوسانات نرخ ارز با تأثیرگذاری بر جریانات نقدی آتی یک بانک به‌صورت مستقیم یا غیرمستقیم می‌تواند بر ارزش سهام بانک‌ها و مؤسسات اعتباری تأثیر گذارد.

پژوهش‌های صورت گرفته توسط برنارد و دورلاف[1] (۱۹۹۶) پیشنهاد می‌دهند که یکی از روش‌های شناسایی همگرایی (واگرایی) قیمت در بازارهای به هم وابسته، همانا انجام آزمون‌های مانایی جفتی[2] بر روی تفاضل‌های قیمتی (دو سری زمانی) است. تفاوت سری‌های قیمتی در بازار سهام نبایستی شامل هرگونه ریشه واحد باشند تا به معیارهای همگرایی دست یافته شود.

روش دیگر در اندازه‌گیری پیوستگی بازارها همانا آزمون کشف هم انباشتگی[3] روابط در سری قیمت‌ها در دو بازاری است که دارای ارتباطات چندگانه قابل‌تعریف با یکدیگر قرار دارند. تحلیل هم انباشتگی با این فرض صورت می‌گیرد که بردار هم انباشتگی در طول زمان مطالعه ثابت است (بارت و لی[4]، ۲۰۰۲). این در حالی است که در واقعیت بسیار محتمل است که روابط میان متغیرها تغییر نماید.

سومین روش مشهور اخیر همانا سنجش سطوح پیوستگی میان بازارها با استفاده از اندازه‌گیری سرریز نوسان میان آنهاست. منطق استفاده از سرریزی نوسان میان بازارها به‌عنوان یک پروکسی در بازارهای مرتبط واضح است. زمانی که بازارها به‌وسیله عوامل یا

[1] Bernard and Durlauf
[2] pair-wise stationary
[3] Johansen's cointegration test
[4] Barret and Li

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]
[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

کانال‌های اقتصادی به یکدیگر مرتبط شوند (نظیر مسائل تجارت یا سرمایه‌گذاری) می‌توان انتظار داشت که تبادل جریانات نقدی میان آنها وجود داشته باشد.

زمانی که هدف یک پژوهش مدل‌سازی وابستگی درونی نوسانات و مکانیسم‌های انتقالی بین سری‌های زمانی باشد، مدل‌های ناهمسانی واریانس چند متغیره گارچ مورد توجه قرار می‌گیرند. توانایی تجربی مدل ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی (انگل، ۱۹۸۲) و شکل تعمیم‌یافته آن (بولرسلو، ۱۹۸۶) باعث ایجاد نسلی جدید از مدل‌ها با توانایی تسخیر[1] نوسانات شرطی تغییرپذیر در سری‌های زمانی مالی و اقتصادی گردید. منطق استفاده از سرریزی نوسان میان بازارها با توجه به تأثیرگذاری و تأثیرپذیری جریانات نقدی میان آنها تحلیل می‌شود. مدل‌های گارچ چند متغیره در پژوهش‌های حوزه سرریزی برای سنجش روابط میان بازارها از رجحان بیشتری برخوردارند. اولاً در شناسایی ارتباط بین سری‌های زمانی مالی بسیار مؤثر است، ثانیاً دقت پیش‌بینی را افزایش خواهد داد. مثلاً اگر مقادیر گذشته یک سری بر سری دیگر تأثیرگذار باشد، بهتر است از مدل‌های چند متغیره استفاده شود. این مدل‌ها نه تنها ارائه‌کننده یک متدلوژی پایدار هستند بلکه آنها در ابعاد حالت ـ فضا ـ زمان ثابت بوده و از قابلیت تعمیم‌یافتگی مناسبی برخوردارند.

البته استفاده از مدل‌های چند متغیره دو محدودیت مهم به همراه خواهد داشت. اول اینکه هر چه پارامترهایی که تخمین زده می‌شوند بیشتر شود، از دقت نتایج مدل کاسته خواهد شد و برای قابل اعتماد شدن نتایج، لازم است که مشاهدات بیشتری جمع‌آوری شود. دوم اینکه اغلب نتایج حاصل، درجه توضیح دهندگی بالایی ندارند. در مدل‌های گارچ چندمتغیره، تعداد پارامترها با افزایش بعد مدل به شدت افزایش می‌یابد و از سوی دیگر لازم است، ماتریس واریانس، مثبت معین باشد. برقراری این ویژگی‌ها توسط پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نیست (تسای[2]، ۲۰۰۲).

در مدل‌های گارچ چند متغیره، ماتریس واریانس کواریانس جمله‌های اخلال سری‌ها برآورد می‌شود، درحالی‌که در مدل‌های تک متغیره فقط واریانس جملات اخلال سری‌ها محاسبه می‌شود. ازاین‌رو، مدل‌های مذکور برای تحلیل هم حرکتی نوسانات و اثرات اهرمی در بازدهی‌ها و تشخیص شواهدی مبنی بر وجود انتقال نوسانات در میان بازارهای مالی مختلف از مشخصه‌های کارایی بیشتری در تخمین و مدل‌سازی برخوردارند.

---

[1] Capture

[2] Tsay R. S.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

بنابراین برای هدف پژوهش حاضر، از مدل‌های مبتنی بر نوسان جهت اندازه‌گیری روابط میان بازارها و سیر تکامل آنها در طول زمان استفاده می‌شود. در ادامه و پس از مروری از بر پژوهش‌های مرتبط صورت گرفته، الگوی تحقیق و تحلیل روابط مذکور ارائه خواهد شد.

## ۱.۲ پیشینه پژوهش

مطالعات صورت گرفته در این حوزه را می‌توان به دو گروه تقسیم‌بندی کرد. دسته اول پژوهش‌هایی که به بررسی رابطه تغییرات نرخ ارز با کل بازار سرمایه می‌پردازند. برای نمونه طاهری و صفاری (۱۳۹۰) در بررسی رابطه نرخ ارز و شاخص قیمت بورس با استفاده از مدل ARDL در دوره زمانی ۸۷ـ ۱۳۸۱ نشان دادند که شاخص قیمتی بورس با نرخ ارز واقعی رابطه مثبت دارد و در هر سال حدود ۳۶ درصد عدم تعادل‌ها به سمت تعادل بلندمدت سوق می‌یابد. فلاحی و همکاران (۱۳۹۳) در بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با روش همبستگی شرطی پویا (DCC) در بازه زمانی ۹۲ـ ۱۳۹۰ نشان دادند که همبستگی شرطی ضعیفی بین بازده شاخص بازار سهام با نرخ ارز وجود دارد. عباسی نژاد و همکاران (۱۳۹۲) نیز در برآورد رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام در بازه زمانی ۹۲ـ ۱۳۸۱ با به‌کارگیری مدل نوسان پذیری تصادفی (SV) و مدل چند متغیره گارچ شامل DCC, BEKK نشان دادند که مدل گارچ BEKK برآورد دقیق‌تری از نوسان پذیری نرخ ارز و شاخص سهام ارائه می‌دهد. همچنین افزایش در رشد نرخ ارز باعث افزایش در رشد شاخص سهام می‌شود ولی تغییرات بازار سهام اثر معناداری بر رشد نرخ ارز ندارد و اینکه افزایش نوسان در یک بازار باعث افزایش نوسانات بازار دیگر می‌شود.

دسته دوم پژوهش‌های محدودی که صرفاً رابطه میان نرخ ارز و صنعت بانکی را مورد تحلیل قرار می‌دهند. برای نمونه محقق نیا و همکاران (۱۳۹۲) در بررسی هفت بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی۹۰ـ۱۳۸۲ نشان دادند که رابطه معناداری میان نوسانات نرخ ارز دلار و قیمت سهام بانک‌ها وجود ندارد. این امر ناشی از عدم اطلاع سرمایه‌گذاران از میزان تأثیر و به‌کارگیری روش‌های مصون‌سازی توسط بانک‌ها تحلیل شد. حسینی و همکاران (۱۳۹۵) در بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر شاخص‌های عملکرد مالی بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران در دوره زمانی ۹۴ـ۱۳۸۵ با استفاده از مدل هم‌انباشتگی نشان دادند که نرخ ارز بر روی سود خالص و دارایی بانک‌ها اثر معنادار واگرا و منفی دارد.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

در حوزه پژوهش‌های مرتبط خارجی می‌توان به یانگ و دونگ[1] (۲۰۰۴) اشاره کرد که در مدل‌سازی سرریزی بازده بازار سهام و نرخ ارز کشورهای گروه ۷ (G_۷) در فاصله زمانی ۱۹۷۹ الی ۱۹۹۹ با استفاده از مدل EGARCH نشان دادند که سرریزی نامتقارن بین دو بازار وجود دارد طوری که حرکت قیمت‌های سهام در کشورهای مورد بررسی، حرکت آتی نرخ‌های ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهد اما حرکت نرخ ارز تأثیر مستقیم کمی بر روی تغییرات آتی قیمت سهام دارد.

پس از آن مقاله هاموده و مک آلیر[2] (۲۰۰۹) از جمله پژوهش‌هایی است که پویایی و سرریزهای نوسانی میان بخش‌های مالی را مورد بررسی قرار می‌دهد. آنها در بررسی سه بخش بانکداری، بیمه و خدمات در چهار کشور کویت، عربستان، قطر و امارات با استفاده از مدل VARGARCH در فاصله زمانی ۷_۲۰۰۱ نشان دادند که به جز کشور قطر، برای سایر کشورها سرریزی نوسان بین بخش‌های مذکور به‌صورت ملایم وجود دارد. کاسمن و واردار[3] (۲۰۱۱) نیز با بررسی تأثیر هم‌زمان سه متغیر تغییرات شاخص بورس، نوسان نرخ بهره و نرخ ارز بر بانک‌های تجاری پذیرفته‌شده در بورس استامبول نشان دادند که هر سه عامل بر بازده سهام بانک‌ها تأثیر داشته اما تأثیر نوسانات شاخص کل بازار بیشتر از دو عامل دیگر بوده است.

دیبولد و یلماز[4] (۲۰۱۲)، بازار اوراق بدهی و کالا را علاوه بر دو بازار مذکور مدنظر قرار داده و در بررسی سرریز نوسان سمتی و کلی میان بازارهای سهام، اوراق قرضه، ارز و کالا در دوره زمانی ۲۰۱۰_۱۹۹۹ با به‌کارگیری چارچوب خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته نشان دادند که سرریز نوسان میان بازاری از زمان بحران ۲۰۰۷ مشاهده و تقویت شده است. درنهایت گونوپولوس و همکاران[5] (۲۰۱۳) در بررسی تأثیر نوسان نرخ ارز بر قیمت و بازده حقوق صاحبان سهام بانک‌ها و شرکت‌های بیمه با استفاده از مدل VAR-BEKK نشان دادند که در دوره بحران مالی، نرخ ارز اثر معنادار منفی بر روی بازدهی سرمایه بانک‌ها اثر مثبت معنادار بر سودآوری بانک‌ها داشته است.

---

[1] Yang, S. Doong, S

[2] Hammoudeh, S. Yuan, Y. McAleer, M

[3] Kasman & Vardar

[4] Diebold & Yilmaz

[5] Gounopoulos et al

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

## ۳ الگوی تحقیق

تغییرات مالی در طی زمان می‌تواند نوسانات میان دارایی‌ها و بازارها به یکدیگر نزدیک کند لذا سنجش همبستگی بین تحرکات بایستی مدل‌سازی شود. خانواده مدل‌های ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (ARCH) و شکل تعمیم‌یافته آن (GARCH) تک متغیره به مدل‌های خطی و غیرخطی بسط یافته‌اند که می‌توانند ویژگی‌های بارز بازدهی بازارهای سهام شامل کشیدگی‌ها[۱]، اثرات اهرمی[۲] و خوشه‌بندی نوسانات[۳] را به دست آورند که توسط مدل‌های تک متغیره قابل برآورد نبودند.

مک آلیر و لینگ[۴] (۲۰۰۳) در مقاله خود شرایط کافی[۵] برای مانایی و ارگودیکی قوی و شرایط کافی برای وجود گشتاورهای مرتبه بالاتر را مطرح نموده و هدف اصلی مقاله خود را بررسی تئوری مجانبی تخمین زننده شبه حداکثر درست نمایی قرار داده است. ازآنجایی‌که در ادبیات مدل‌های گارچ چندمتغیره بررسی تئوری مجانبی محدود است، مدل وی از جمله معدود مدل‌هایی است که از نظر ساختاری و آماری مورد بررسی تئوریک قرار گرفته است. همانند مدل‌های گارچ تک متغیره، مدل VARMA-GARCH نیز فرض می‌کند که شوک‌های مثبت و منفی دارای تأثیر واحدی بر واریانس‌های شرطی هستند. ازآنجایی‌که به‌منظور تسخیر هر چه بهتر ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی و اقتصادی لازم است تا اثرات خاص و نامتقارنی‌ها در آنها دیده شود. به‌منظور لحاظ نمودن همبستگی میان متغیرها یک تصریح میانگین برداری از متحرک خودرگرسیو برداری[۶] (VARMA) را مطرح کردند که میانگین شرطی آن به‌صورت زیر قابل تصریح است:

$$y_t = E\left(y_t \middle| F_{t-1}\right) + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t = D_t \eta_t$$

که در آن

[1] Leptokurtosis
[2] Leverage Effects
[3] Volatility Clustering
[4] Ling & McAleer
[5] Sufficient condition
[6] Vector autoregressive moving average

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]
[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

$$\eta_t = \left(\eta_{1t},...,\eta_{mt}\right)' \; y_t = \left(y_{1t},...,y_{mt}\right)'$$

دنباله‌ای از توزیع بردارهای تصادفی مستقل و یکسان توزیع شده است، پارامتر $F_t$ مقادیر گذشته اطلاعات موجود در زمان t، m شمار بازدهی‌ها در زمان $t = 1,...,n$ است.

$$D_t = diag\left(h_1^{1/2},...,h_m^{1/2}\right)$$

در بررسی نوسانات میان بازارهای مختلف است، ارتباط درونی بین واریانس‌ها و پسماندها نیز حائز اهمیت است. بنابراین مدل میانگین شرطی به‌صورت ARMA برداری تصریح شود، درنهایت تصریح واریانس شرطی آنها را می‌توان به‌صورت زیر خواهد بود:

$$H_t = W + \sum_{i=1}^{r} A_i \vec{\varepsilon}_{t-i} + \sum_{j=1}^{s} B_j H_{t-j}$$

در اینجا

$$\vec{\varepsilon} = \left(\varepsilon_{1t}^2,...\varepsilon_{mt}^2\right)' \; H_t = \left(h_{1t},...,h_{mt}\right)'$$

ازآنجایی‌که به‌منظور تسخیر هر چه بهتر ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی و اقتصادی لازم است تا اثرات خاص و نامتقارنی‌ها در آنها دیده شود. مک آلیر، هوتی و چان[1] (۲۰۰۸) به‌منظور جداسازی اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی مدل VARMA-AGARCH را برای واریانس‌های شرطی به‌صورت زیر تعریف کرد.

$$H_t = W + \sum_{i=1}^{r} A_i \vec{\varepsilon}_{t-i} + \sum_{i=1}^{r} C_i I_{t-i} \vec{\varepsilon}_{t-i} + \sum_{j=1}^{s} B_j H_{t-j}$$

در اینجا $C_i$ یک ماتریس $m \times m$ برای $i = 1,..,r$ و $I_t = \text{diag}\left(I_{1t},...,I_{mt}\right)$ که در آن

[1] McAleer, Hoti & Chan

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

$$I_{it}=\begin{cases}0, & \varepsilon_{it}>0\\ 1, & \varepsilon_{it}\le 0\end{cases}$$

اگر $m=1$ باشد آنگاه مدل به گارچ نامتقارن یا مدل GJR تبدیل می‌شود.

در این مدل فرض می‌شود که تمامی ریشه‌ها در خارج از دایره واحد قرار دارند. پارامترهای ناشناخته به اصطلاح اعداد اول چپ[1]هستند و سایر شرایط قابل شناسایی بودن[2] را در بردارند. و اینکه ماتریس آنها محدود و معین مثبت است که روی قطر اصلی یک و پایین مثلثی است.

به این ترتیب مک آلیر (۲۰۱۴) منظور تسخیر بهتر ویژگی‌های سری زمانی همچون اثر اهرمی (بیانگر نوساناتی است که در سری‌های زمانی هنگام نزول قیمت تمایل به افزایش دارند)، در فضای چند متغیره و در ساختار مدل مذکور، شرایط کافی برای وجود گشتاور را بررسی نمود. وی نشان داد که شرایط کافی قابل قبولی از منظر تجربی برای سازگاری و مجانبی نرمال بودن شبه حداکثر درست نمایی وجود دارد. بنابراین مدل مورد بررسی نه تنها توانایی مدل‌سازی پویایی و سرریز نوسانات را دارد بلکه می‌تواند اثر اهرمی در سری‌های زمانی مالی و اقتصادی را تسخیر کند.

## ۴ آزمون داده‌ها و تحلیل نتایج

دوره زمانی پژوهش از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای سال ۱۳۹۵ برای یک دوره دوازده ساله خواهد بود. علت انتخاب سال ۱۳۸۴ همانا تصویب و عملیاتی شدن قانون بازار اوراق بهادار و تغییرات قابل توجه در ساختارهای عملیاتی و نظارتی بازار سرمایه کشور است و جامعه پژوهش بانک‌ها و مؤسسات مالی غیردولتی ثبت‌شده در بورس است.

در این راستا برای بازار ارز از بازده لگاریتمی ماهانه قیمت دلار و یورو در بازار غیررسمی (آزاد) استفاده شده که داده‌های سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ از بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی بانک مرکزی و آمار تا انتهای سال ۱۳۹۵ از گزارش شاخص‌های ماهانه اقتصادی اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است. شایان ذکر است که داده‌های مربوط به ارز حسب اعلام بانک مرکزی، متوسط قیمت فروش ارزهای عمده (اسکناس) در بازار آزاد شهر تهران است. در خصوص داده‌های مربوط به شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی نیز از متوسط بازدهی

[1] Left coprime
[2] Identifiable condition

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]
[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

لگاریتمی ماهانه شاخص صنعت مربوطه مستخرج از سایت بورس و نرم‌افزار ره‌آوردنوین استفاده شده است. همچنین جهت تحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی Eviews و RATS بهره گرفته شد.

آمار توصیفی سری‌های بازدهی شاخص گروه بانک‌ها و مؤسسات مالی، نرخ ارز دلار و نرخ ارز یورو در جدول (۱) خلاصه شده است. بازدهی هر سه سری مورد بررسی دارای میانگین کاملاً کوچک اما واریانس بازدهی بالا دارند. کشیدگی بالا نشان‌دهنده غیرنرمال بودن توزیع داده‌های سری‌های مورد بررسی دارد و این امر در رد فرضیه صفر آماره آزمون جارک برا نیز تأیید شده است. توزیعی که ضریب کشیدگی آن بیشتر از ۳ باشد، دارای تراکم بیشتری در مقایسه با توزیع گاوسی، دارای دنباله پهن[1] در دنباله‌های توزیع خود می‌باشد. نرخ بازدهی یورو دارای کمترین میانگین بازدهی و انحراف معیار است.

جدول ۱

*آمار توصیفی (بازدهی نرخ ارز دلار و یورو و شاخص گروه بانکی)*

| | نرخ ارز (REUR) | نرخ ارز (RDOLL) | شاخص گروه بانکی (RBANF) |
|---|---|---|---|
| میانگین | ۱/۰۶۳ | ۱/۷۴۱ | ۰/۸۹۷ |
| میانه | -۰/۲۲۵ | ۱/۲۷۱ | ۰/۴۵۵ |
| حداکثر | ۲۸/۴۸۱ | ۳۱/۷۶۰ | ۳۰/۹۶۸ |
| حداقل | -۲۰/۷۰۴ | -۱۶/۴۱۲ | -۱۰/۷۹۳ |
| انحراف معیار | ۷/۳۱۱ | ۵/۹۹۷ | ۴/۶۷۵ |
| چولگی | ۰/۶۲۱ | ۱/۴۶۹ | ۲/۴۱۹ |
| کشیدگی | ۵/۳۳۰ | ۹/۷۱۸ | ۱۵/۵۴۵ |
| جارک برا (JB) | ۴۱/۸۶۴ | ۳۲۲/۶۴۹ | ۱۰۸۴/۷۷۸ |

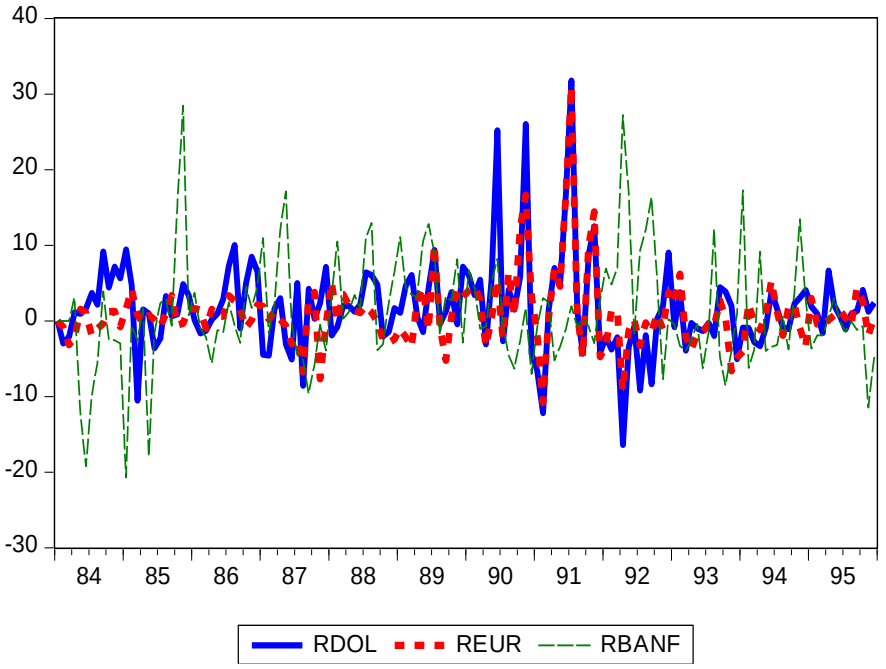
منبع: یافته‌های تحقیق

در شکل (۲) بازدهی لگاریتمی سه بازار مورد بررسی برای دوره ۱۴۴ ماهه را ارائه می‌دهد. بازگشت به میانگین و بروز نوسانات خوشه‌ای سری‌های زمانی نشان از آن دارد که روندهای نوسانی تمایل دارند از روندهای نوسانی قبل خود و روندهای در حال سکون نیز از روندهای سکونی قبل خود تبعیت کنند.

[1] fat tail

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]




*شکل ۲.* نمودار نوسان بازدهی نرخ ارز دلار، یورو و شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی (۱۳۸۴-۱۳۹۵)

شواهد میدانی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس–پرون (PP) برای تمامی بازارهای مورد بررسی به‌صورت اختصاصی برای هر سری در جدول شماره (۲) خلاصه شده است. فرضیه صفر هر دو آزمون نامانایی سری‌های زمانی را آزمون می‌کند. که نشان می‌دهد که تمامی سری‌های زمانی مورد بررسی در سطح از مانایی برخوردارند.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

جدول ۲

*آزمون مانایی متغیرها*

| | شاخص صنعت بانکی | | نرخ ارز دلار | | نرخ ارز یورو | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| سطح اطمینان | فیلیپس– پرون | دیکی فولر | فیلیپس– پرون | دیکی فولر | فیلیپس– پرون | دیکی فولر |
| سطح ۱٪ | -۲/۵۸۱ | -۲/۵۸۱ | -۲/۵۸۱ | -۲/۵۸۱ | -۲/۵۸۱ | -۲/۵۸۱ |
| سطح ۵٪ | -۱/۹۴۳ | -۱/۹۴۳ | -۱/۹۴۳ | -۱/۹۴۳ | -۱/۹۴۳ | -۱/۹۴۳ |
| سطح ۱۰٪ | -۱/۶۱۵ | -۱/۶۱۵ | -۱/۶۱۵ | -۱/۶۱۵ | -۱/۶۱۵ | -۱/۶۱۵ |
| آماره- t | -۸/۲۹۹ | ۵/۱۰۹ | -۹/۰۱۹ | -۸/۸۳۸ | -۷/۸۹۴ | -۷/۷۹۷ |
| Prob. | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌منظور ایجاد مدل اولیه نوسانات شرطی چند متغیره برای بازدهی قیمت نفت و شاخص سهام، مدل GARCH(1,1) برای تخمین در معادله میانگین قرار می‌گیرد. به‌منظور سنجش اینکه آیا واریانس‌های شرطی بازدهی‌ها از فرآیندهای ARCH تبعیت می‌کنند، مدل GARCH(1,1) تخمین زده شد که نتایج آن در جدول ۳ نشان از معناداری مدل GARCH(1,1) دارد.

جدول ۳

*مدل ARMA-GARCH(1,1)*

| Method: ML ARCH - Student's t distribution (OPG – BHHH)<br>GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره ـ z | Prob. |
| RDOL | ۰/۲۲۷ | ۰/۰۹۶ | ۲/۳۵۱ | ۰/۰۱۸ |
| REUR | -۰/۲۲۸ | ۰/۱۱۵ | -۱/۹۷۱ | ۰/۰۴۸ |
| C | -۰/۱۹۰ | ۰/۶۲۰ | -۰/۳۰۶ | ۰/۷۵۹ |
| AR(1) | ۰/۱۱۶ | ۰/۱۷۹ | ۰/۶۴۵ | ۰/۵۱۹ |
| MA(1) | ۰/۲۷۲ | ۰/۱۷۳ | ۱/۵۷۱ | ۰/۱۱۶ |

منبع: یافته‌های تحقیق

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

معمولاً هنگامی از آزمون وایت[1] استفاده می‌شود که توزیع واریانس جملات خطا را ندانیم و یا حدسی در مورد آن نداشته باشیم و بنابراین آزمون وایت کلی‌ترین حالت را در نظر می‌گیرد که نسبت به تشخیص واریانس ناهمسانی بسیار حساس است. خروجی آزمون‌های وایت که در جدول ۴ آمده، وجود ناهمسانی واریانس را تایید می‌کند. همچنین خروجی آزمون ARCH در جدول ۵، وجود اثرات ARCH در مدل را تأیید می‌کند.

جدول ۴

*وجود ناهمسانی واریانس با آزمون وایت*

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | ۳/۸۰۷ | Prob. F(۲۷,۱۱۶) | ۰/۰۰۰ |
| Obs*R-squared | ۱۴۴/۰۰۰ | Prob. Chi-Square(۲۷) | ۰/۰۰۰ |
| Scaled explained SS | ۲۲۸/۱۶۴ | Prob. Chi-Square(۲۷) | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۵

*وجود اثر ARCH در مدل*

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | ۳/۷۵۲۴ | Prob. F(۴۴,۹۹) | ۰/۰۰۰۰ |
| Obs*R-squared | ۱۴۴/۰۰۰۰ | Prob. Chi-Square(۴۴) | ۰/۰۰۰۰ |
| Scaled explained SS | ۱۷۷/۹۵۶۴ | Prob. Chi-Square(۴۴) | ۰/۰۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

مدل گارچ BEKK ابتدا برای تخمین همبستگی‌های شرطی با لحاظ متقارن بودن شوک‌های مثبت و منفی برای رابطه زیر استفاده می‌شود.نتایج برآورد این مدل در جدول ۶ تأیید روابط مثبت و وجود همبستگی شرطی میان بازدهی شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی در بورس با نرخ ارز دلار و یورو را در بردارد.

[1] White test

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

جدول ۶

*خروجی مدل گارچ BEKK*

| Estimation Method: ARCH Maximum Likelihood (BFGS / Marquardt steps)<br>Covariance specification: Diagonal BEKK | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Equation: RBANF = C(1) + C(2)*RDOL+C(3)*REUR | | | | |
| GARCH = M + A1*RESID(-1)*RESID(-1)'*A1 + B1*GARCH(-1)*B1 | | | | |
| | ضرایب ماتریس | انحراف معیار | آماره z- | احتمال |
| C(1) | ۰/۰۴۶- | ۰/۵۷۸ | ۰/۰۷۳- | ۰/۹۳۷ |
| C(2) | ۱/۰۷۷ | ۰/۳۴۵ | ۳/۱۲۲ | ۰/۰۰۱ |
| C(3) | ۰/۶۴۱ | ۰/۲۲۳ | ۲/۸۶۸ | ۰/۰۰۴ |
| آماره (AIC) | ۱۷/۶۴۵ | آماره (HQ) | ۱۷/۷۷۹ | |

منبع: یافته‌های تحقیق

همبستگی میان هر جفت از سری‌ها در نقطه زمانی مشخصی که می‌تواند با تقسیم‌بندی کوواریانس‌های شرطی بر انحراف معیارهای شرطی به وجود آید. یکی از رویکردهای جایگزین می‌تواند مدل کردن پویایی‌ها مستقیماً به‌وسیله همبستگی باشد. در مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) فرض می‌شود اگرچه کواریانس‌های شرطی ثابت نیستند اما واریانس آنها را به همبستگی‌های شرطی ثابت می‌توان مرتبط کرد. خروجی نتایج مدل همبستگی شرطی ثابت در جدول (۷) ارائه شده است. همبستگی شرطی ثابت میان بازدهی شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی با نرخ ارز دلار دارای معناداری مثبت است.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

جدول ۷

*خروجی مدل همبستگی شرطی ثابت*

| Estimation Method: ARCH Maximum Likelihood (BFGS / Marquardt steps)<br>Covariance specification: Constant Conditional Correlation<br>Equation: RBANF = C(1) + C(2)*RDOL+C(3)*REUR<br>GARCH(i) = M(i) + A1(i)*RESID(i)(-1)^2 + B1(i)*GARCH(i)(-1)<br>COV(i,j) = R(i,j)*@SQRT(GARCH(i)*GARCH(j)) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | ضرایب ماتریس | انحراف معیار | آماره -z | احتمال |
| C(1) | ۰/۶۸۶ | ۰/۶۳۹ | ۱/۰۷۳ | ۰/۲۸۳ |
| C(2) | ۱/۳۷۴ | ۰/۴۸۷ | ۲/۸۱۹ | ۰/۰۰۵ |
| C(3) | ۰/۴۱۴ | ۰/۲۷۱ | ۱/۵۲۸ | ۰/۱۲۶ |
| آماره (AIC) | ۱۸/۰۷۶ | آماره (HQ) | ۱۸/۲۰۲ | |

منبع: یافته‌های تحقیق

مدل همبستگی شرطی پویا با دو مرحله تخمین انجام می‌شود که در آن هر متغیر در سیستم ابتدا به‌صورت یک فرآیند گارچ تک متغیره جداگانه مدل می‌شود. تابع لگاریتم درستنمایی برای ترکیب این مراحل ایجادشده که در آن مجموع لگاریتم درستنمایی تمامی گارچ‌های تک متغیره را در خود تجمیع می‌کند. سپس در مرحله دوم درستنمایی شرطی با توجه ماتریس همبستگی به شکل ماتریسی ارائه جایگذاری می‌شود.

$\theta_1$ معرف تأثیر شوک‌های گذشته بر همبستگی‌های شرطی، $\theta_2$ معرف تأثیر همبستگی شرطی پویای گذشته است. همان‌طور که در جدول ۸ آمده،معناداری مقادیر $\theta$ نشان‌دهنده آن است که همبستگی‌های شرطی ثابت نیست.

جدول ۸

*همبستگی‌های شرطی پویا میان بازدهی شاخص سهام بانکی و نرخ ارز دلار*

| | ضرایب | انحراف معیار | آماره Z | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| | ۰/۳۱۵ | ۰/۰۸۴ | ۳/۷۳۶ | ۰/۰۰۰ |
| $\theta_1$ | ۰/۳۹۹ | ۰/۱۸۶ | ۲/۱۴۰ | ۰/۰۳۲ |
| $\theta_2$ | -۰/۰۸۳ | ۰/۰۷۸ | -۱/۰۶۲ | ۰/۲۸۸ |
| آماره (AIC) | ۱۲/۶۸۲ | آماره (HQ) | ۱۲/۷۸۲ | $\theta(1)+\theta(2)<1$ |

منبع: یافته‌های تحقیق

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

جدول ۹

همبستگی‌های شرطی پویا میان بازدهی شاخص سهام بانکی و نرخ ارز یورو

| | ضرایب | انحراف معیار | آماره Z | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| | ۰/۵۳۳ | ۰/۲۰۷ | ۲/۵۷۲ | ۰/۰۱۰ |
| $\theta_1$ | ۰/۰۳۹ | ۰/۰۹۷ | ۰/۴۰۴ | ۰/۶۸۶ |
| $\theta_2$ | ۰/۸۳۶ | ۰/۳۷۸ | ۲/۲۰۷ | ۰/۰۲۷ |
| آماره (AIC) | ۱۲/۰۴۱ | آماره (HQ) | ۱۲/۱۲۵ | $\theta(1)+\theta(2)<1$ |

منبع: یافته‌های تحقیق

خروجی جدول (۸) نشان‌دهنده آن است که شوک‌های گذشته دلار بر همبستگی شرطی بازدهی شاخص بانک‌ها و قیمت دلار تأثیر مثبت دارد، این در حالی است که همبستگی مثبت شرطی پویای گذشته و همبستگی‌های مقطعی در گارچ نامتقارن مشاهده نشد. همچنین با توجه به نتایج جدول ۹ تأثیر همبستگی شرطی پویای مقادیر گذشته یورو بر رابطه بازدهی شاخص بانک‌ها و قیمت یورو به شکل مثبت تأثیرگذار است.

در ادامه به‌منظور بررسی سرریزی نوسانات میان سه بازار مورد بررسی با استفاده از نرم‌افزار RATS، ابتدا معناداری پارامترها در معادله واریانس شرطی بررسی شده و سپس به بررسی سرریزی به‌صورت دوبه‌دو پرداخته می‌شود. خروجی حاصل از این دو مرحله به شرح جداول (۱۰) و (۱۱) است. در جدول (۱۰) سه سطر اول، ضرایب متغیرها در معادلات میانگین و سپس C پارامترهای ضرایب، B و A ماتریس (۳×۳) ضرایب، D مقادیر شرطی و R بازدهی سری متغیرها است که در معادله واریانس شرطی مدل VARMA-GARCH به‌صورت مقادیر جدول (۱۰) معنادار حاصل شده‌اند.

یکی از مشخصه‌های مهم سرریز نوسان همانا پدیده عدم تقارن است. همانند نوسان بازده دارایی‌ها، سرریزهای نوسان نیز دارای وجهی از عدم تقارن در خصوص اخبار بد هستند. به نظر می‌رسد اخبار بد دارای شدت تأثیر بیشتری بر سرریزی (اعم از داخلی یا مقطعی) نسبت به اخبار خوب دارند. خاصیت عدم تقارن مؤلفه مهمی در ایجاد سرریزی مالی است.

مدل‌های میانگین شرطی بازدهی شاخص صنعت بانکداری نسبت به تغییرات قیمت ارز دلار و یورو در جداول قبلی (حسب نوع مدل) ارائه شد. نتایج تخمین مدل گارچ نامتقارن بیانگر آن است که به دلیل مثبت و معنادار بودن ضرایب در معادلات میانگین، وجود انتقال نوسانی به‌صورت مثبت میان دو ارز دلار و یورو و شاخص صنعت بانکداری وجود دارد و همچنین قابلیت پیش‌بینی پذیری کوتاه‌مدت برای تغییر شاخص صنعت بانکداری در طول زمان امکان‌پذیر است.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

در معادلات واریانس شرطی، ماتریس A به منزله ضرایب تخمین برای نوسان‌های ARCH است که پایداری نوسانات کوتاه‌مدت را اندازه‌گیری می‌کند. ضرایب اثر ARCH شرطی در سطح یک درصد از معناداری منفی برای دلار و مثبت برای یورو، در پایداری کوتاه‌مدت نوسان‌های نرخ ارز، برخوردار است. بنابراین نوسان‌های یورو به شاخص صنعت بانکداری به‌صورت هم جهت اثرگذار است درحالی‌که نوسان‌های دلار به‌صورت اثرات مقطعی و بازگشتی با شاخص صنعت بانکداری تأثیرگذار است. همچنین در معادلات واریانس شرطی، ماتریس B توضیح‌دهنده تخمین نوسان‌های گارچ برای اندازه‌گیری پایداری نوسان‌های بلندمدت است. مقادیر مثبت برای ارز دلار به‌منزله‌ی پایداری بلندمدت و هم جهت نوسان‌های بازدهی قیمت دلار با شاخص صنعت بانکداری و مقادیر منفی برای ارز یورو به‌صورت پایداری بلندمدت اما غیرهم جهت نوسان بازدهی قیمت یورو با شاخص صنعت بانکداری تفسیر می‌شود. شایان ذکر است به‌منظور اخذ اثرات میان بازاری در خروجی‌های حاصل از تخمین اثرات ARCH و دریافت نزدیک به واقع‌تر از شرایط بازار ارز، هر دو ارز دلار و یورو در معادله تخمین قرار گرفته‌اند.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

جدول ۱۰

*خروجی مدل VARMA-GARCH شاخص صنعت بانکداری با قیمت دلار و یورو*

| GARCH(P=1,Q=1,MV=CC,VARIANCES=VARMA,ASYMMETRIC)<br>Equation: RBANF = C(1) + C(2)*RDOL+C(3)*REUR | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | ضرایب | انحراف معیار | آماره Z | احتمال |
| Mean (شاخص) | ۱/۰۳۲ | ۰/۰۷۶ | ۱۳/۴۱۸ | ۰/۰۰۰ |
| Mean (دلار) | ۱/۴۵۱ | ۰/۰۴۹ | ۲۹/۲۹۴ | ۰/۰۰۰ |
| Mean (یورو) | ۰۳۴۲ | ۰/۰۷۵ | ۴/۵۳۲ | ۰/۰۰۰ |
| C(۱) | ۴۴/۷۰۵ | ۱/۷۶۲ | ۲۵/۳۶۲ | ۰/۰۰۰ |
| C(۲) | ۲۴/۷۷۷ | ۰/۴۷۵ | ۵۲/۰۸۶ | ۰/۰۰۰ |
| C(۳) | ۱۱/۳۴۰ | ۰/۴۳۴ | ۲۶/۱۱۴ | ۰/۰۰۰ |
| A(۱,۱) | ۰/۱۴۳ | ۰/۰۰۷ | ۱۹/۲۲۲ | ۰/۰۰۰ |
| A(۱,۲) | ـ ۰/۱۳۲ | ۰/۰۱۵ | ـ۸/۷۶۴ | ۰/۰۰۰ |
| A(۱,۳) | ۰/۲۱۴ | ۰/۰۲۳ | ۹/۱۷۴ | ۰/۰۰۰ |
| A(۲,۱) | ـ ۰/۰۸۴ | ۰/۰۰۲ | ـ۳۱/۰۷۶ | ۰/۰۰۰ |
| A(۲,۲) | ۰/۰۴۲ | ۰/۰۰۰۷ | ۶۰/۵۰۵ | ۰/۰۰۰ |
| A(۲,۳) | ۰/۱۲۰ | ۰/۰۲۹ | ۴/۱۱۷ | ۰/۰۰۰ |
| A(۳,۱) | ـ ۰/۰۳۰ | ۰/۰۱۲ | ـ۲/۴۳۴ | ۰/۰۱۴ |
| A(۳,۲) | ـ ۰/۱۰۸ | ۰/۰۱۹ | ـ۵/۴۵۲ | ۰/۰۰۰ |
| A(۳,۳) | ۰/۳۱۳ | ۰/۰۳۸ | ۸/۰۷۰ | ۰/۰۰۰ |
| B(۱,۱) | ۰/۸۵۹ | ۰/۰۲۰ | ۴۱/۵۱۷ | ۰/۰۰۰ |
| B(۱,۲) | ۱۹/۰۹۸ | ۰/۴۰۳ | ۴۷/۲۸۴ | ۰/۰۰۰ |
| B(۱,۳) | ـ۴/۱۷۹ | ۰/۰۶۸ | ـ۶۰/۸۸۷ | ۰/۰۰۰ |
| B(۲,۱) | ۶/۵۱۶ | ۰/۰۷۴ | ۸۷/۰۶۱ | ۰/۰۰۰ |
| B(۲,۲) | ۰/۸۴۳ | ۰/۰۱۳ | ۶۱/۵۸۹ | ۰/۰۰۰ |
| B(۲,۳) | ـ۰/۲۲۸ | ۰/۰۰۸ | ـ۲۷/۲۹۳ | ۰/۰۰۰ |
| B(۳,۱) | ۳/۵۸۰ | ۰/۱۴۲ | ۲۵/۰۷۲ | ۰/۰۰۰ |
| B(۳,۲) | ـ۰/۳۲۱ | ۰/۰۴۵ | ـ۷/۰۱۹ | ۰/۰۰۰ |
| B(۳,۳) | ۰/۸۴۸ | ۰/۰۲۴ | ۳۵/۰۹۶ | ۰/۰۰۰ |
| D(۱) | ۰/۰۱۰ | ۰/۰۰۲ | ۴/۶۷۳ | ۰/۰۰۰ |
| D(۲) | ـ۰/۱۹۷ | ۰/۰۰۳ | ـ۶۵/۲۲۶ | ۰/۰۰۰ |
| D(۳) | ـ۰/۱۵۱ | ۰/۰۳۹ | ـ۳/۸۰۳ | ۰/۰۰۰ |
| R(۲,۱) | ـ۰/۰۷۷ | ۰/۰۰۵ | ـ۱۳/۳۶۲ | ۰/۰۰۰ |
| R(۳,۱) | ـ۰/۱۲۸ | ۰/۰۰۴ | ـ۲۸/۲۵۶ | ۰/۰۰۰ |
| R(۳,۲) | ۰/۴۲۲ | ۰/۰۲۳ | ۱۷/۸۰۳ | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

$$H_t = \begin{pmatrix} ۰/۱۴۳ & -۰/۱۳۲ & ۰/۲۱۴ \\ ۰/۰۸۴ & /۰۴۲ & /۱۲۰ \\ -۰/۰۳۰ & -۰/۱۰۸ & ۰/۳۱۳ \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} ۰/۸۵۹ & ۱۹/۰۹۸ & -۴/۱۷۹ \\ ۶/۵۱۶ & ۰/۸۴۳ & -۰/۲۲۸ \\ ۳/۵۸۰ & -۰/۳۲۱ & ۰/۸۴۸ \end{pmatrix} u_{t-i}$$

$$+ \left(۰/۰۱۰, -۰/۱۹۷, -۰/۱۵۱\right)(I_{t-i})u_{t-i} + \begin{pmatrix} ۰ & ۰ & ۰ \\ -۰/۰۷۷ & ۰ & ۰ \\ -۰/۱۲۸ & ۰/۴۲۲ & ۰ \end{pmatrix} H_{t-j}$$

خروجی پارامترهای تخمین در جدول (۱۱) نشان می‌دهند که سرریزی نوسان شرطی گذشته میان ارز دلار و یورو به شاخص بانک‌ها وجود دارد. اگرچه اثرات گارچ برای هر دو سری نرخ ارز در کواریانس‌های شرطی معنادار است اما خروجی جداول در هر دو حالت با پیش‌فرض عدم تقارن نوسانات ارائه شده‌اند که نشان می‌دهد برای دو جفت سری مورد بررسی، اثرات نامتقارن در معادله وجود دارند بنابراین مدل VARMA_AGARCH دارای ترجیح است. همچنین ضرایب بزرگ‌تر اثرات گارچ نسبت به اثرات ARCH در معادلات واریانس شرطی نشان از وجود پایداری بلندمدت نوسان‌های شرطی بازار ارز بر شاخص صنعت بانکداری است. درنهایت با تأیید وجود اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسان ارزهای مورد بررسی، سرریزی واریانس‌های شرطی قیمت بازدهی دلار و یورو به شاخص صنعت بانکداری مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

خروجی جدول (۱۱) معرف تأیید اثر سرریزی قیمت ارز دلار و یورو بر شاخص بانک‌ها و مؤسسات اعتباری است. این سرریزهای نوسانی به شکل هم جهت و نامتقارن تأیید می‌شود.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

جدول ۱۱

*خروجی سرریزی ارز دلار و یورو بر شاخص صنعت بانکداری*

| CCC with Spillover Variances - Estimation by BFGS MV-GARCH GARCH(P=1,Q=1,MV=CC,VARIANCES=SPILLOVER,ASYMMETRIC) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | ضرایب | انحراف معیار | آماره Z | احتمال |
| Mean (دلار) | ۱/۰۹۲ | ۰/۰۰۲ | ۴۴۷/۷۴۲ | ۰/۰۰۰ |
| Mean (شاخص) | ۱/۴۰۸ | ۰/۰۲۳ | ۵۹/۸۵۳ | ۰/۰۰۰ |
| | | ـ۹۲۹/۴۲۹۵ | Log Likelihood | |
| Mean (یورو) | ۰/۷۰۸ | ۰/۰۰۱ | ۶۵۵/۳۱۵ | ۰/۰۰۰ |
| Mean (شاخص) | ۰/۳۷۱ | ۰/۰۰۱ | ۲۰۸/۸۱۱ | ۰/۰۰۰ |
| | | ـ ۸۷۰/۵۵۹۳ | Log Likelihood | |

منبع: یافته‌های تحقیق

## ۵ بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله به بررسی همبستگی پویای شرطی و سرریزی نوسان نرخ ارز دلار و یورو بر بازدهی شاخص بانک‌ها و مؤسسات مالی متشکل از بیست و پنج بانک لیست شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران با استفاده از مدل‌های BEKK، همبستگی شرطی ثابت (CCC)، همبستگی شرطی پویا (DCC) و مدل‌های گارچ چند متغیره (VARMA-GARCH) در طول دوره ۱۴۴ ماهه از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای ۱۳۹۵ می‌پردازد. تمایز این پژوهش با سایر موارد انجام شده در این حوزه را می‌توان در دوره تحقیق و گستره داده‌ها، مدل‌های مورد استفاده، تمرکز بر مقوله همبستگی پویای شرطی و مفهوم سرریزی نوسان و در نظرگرفتن توأمان نرخ ارز دلار و یورو با توجه به شرایط جاری کشور در مبادلات بین‌المللی دانست.

نتایج این پژوهش نشان از وجود نوسانات خوشه‌ای و نامتقارن در سری‌های بازدهی مورد بررسی دارد. مدل BEKKوجود همبستگی شرطی میان بازدهی شاخص بانک‌ها را با نرخ ارز دلار و یورو تأیید می‌کند. فرضیه ثابت بودن همبستگی‌های شرطی میان تمامی شوک‌های بازدهی با استفاده از داده‌های مورد بررسی پشتیبانی نمی‌شود. همچنین پویایی همبستگی میان سری‌های مورد بررسی، برای نرخ ارز دلار از شدت بیشتری از تغییرپذیری در طی زمان برخوردار است. این امر در مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) در خصوص نرخ ارز یورو تأیید نمی‌شود. واکاوی بیشتر موضوع با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویا (DCC)

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

نشان از تأیید اثر مثبت شوک‌های گذشته دلار و تأیید اثر مثبت همبستگی شرطی پویای مقادیر گذشته یورو در رابطه با شاخص بانک‌ها و مؤسسات اعتباری دارد.

همچنین پژوهش حاضر نشان می‌دهد که فرضیه ثابت بودن همبستگی‌های شرطی میان تمامی شوک‌های بازدهی با استفاده از داده‌های مورد بررسی پشتیبانی نمی‌شود لذا مدل همبستگی پویای شرطی (DCC) دارای کارایی بیشتری از حیث روش برآورد مدل است. ازآنجایی‌که اثرات شوک‌های مثبت و منفی دارای اثرات نامتقارن بر واریانس شرطی هستند، مدل‌های گارچ نامتقارن بر دیگر مدل‌ها برتری دارد. نتایج به‌کارگیری مدل VARMA_AGARCH ارائه‌کننده شواهدی از سرریزی نوسانی ناشی از تأثیر نوسان شرطی گذشته هر دو نرخ ارز مورد بررسی است.

شناسایی مکانیزم‌های سرریزی نرخ‌های ارز دلار و یورو به دلایل متعدد مهم است. نخست اینکه با توجه به لیست شدن سهام بانک‌های غیردولتی در بورس و فرابورس، شناسایی نحوه متأثر شدن بانک‌ها از نوسانات ارزی برای ذینفعان بانک اعم از حاکمیت، نهاد نظارتی، مدیران، کارشناسان و سهامداران دارای اهمیت است. درک دقیق و عمیق مکانیزم‌های همبستگی شرطی و سرریز نوسان، اطلاعاتی در خصوص کارایی محیط مالکیتی بانک‌ها ارائه می‌دهد. دوم، مکانیزم‌های سرریزی در مدیریت قیمت سهام برای بانک‌های غیردولتی مهم است، زیرا داشتن اطلاعات از تأثیر سرریزی در انتخاب استراتژی و کاهش ریسک سرمایه می‌تواند مفید باشد. سوم، از جنبه سیاست‌گذاری نیز تصمیم سازان و برنامه ریزان مالی و اقتصادی با در نظرگرفتن نتایج حاصل از این تحقیق می‌توانند با یک نگاه سیستمی بسترهای لازم برای ثبات مالی نظام‌مند در اقتصاد کشور را فراهم کنند لذا می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های پولی و اتخاذ تصمیمات راهبردی و مدیریتی در حوزه بانکی کاربرد داشته باشد.

## فهرست منابع

حسینی، س. م.، زمانیان، غ.، و میرباقری جم، م. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر شاخص‌های عملکرد مالی بانک‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌های مدیریت عمومی*، سال نهم، شماره ۳۳.

طاهری، ح.، و صارم صفاری، م. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: با استفاده از رویکرد ARDL، *روند پژوهش‌های اقتصادی*. سال نوزدهم، شماره ۶۰.

عباسی نژاد، ح.، و ابراهیمی، س. (۱۳۹۲). اثر نوسان‌های قیمتی نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و یکم، شماره ۶۸، صص ۱۰۸ـ ۸۳.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

فلاحی، ف.، حقیقت، ج.، صنوبر، ن.، و جهانگردی، خ. (۱۳۹۳)، بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*. سال چهاردهم، شماره ۵.

کشاورز حداد، غ. (۱۳۹۴). *اقتصادسنجی سری زمانی مالی با s.plus و EViews*، نشری نی، چاپ اول.

محقق نیا، م.، حسینی، س. ح.، و جعفری باقرآبادی، ا. (۱۳۹۲). بررسی رابطه نوسانات نرخ ارز و بازده صنعت بانکداری، *پژوهش‌های حسابداری تجربی*. سال سوم، شماره ۹.

Arouri, M. E. H., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2011). Return and volatility transmission between world oil prices and stock markets of the GCC. Countries. *Economic Modelling*. 28(4), pp.1815-1825.

Barrett, C.B., & Li, J.R. (2002). Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis, *American Journal of Agricultural Analysis*, 84(2), 292-307.

Beirne, J., Et al. (2008). Volatility Spillovers and Contagion from Mature to Emerging Stock Markets, International Monetary Fund(IMF), *Working Paper*, WP/08/286.

Bekaert, G., & Harvey, C. R. (1995). Time‐varying world market integration. *The Journal of Finance*. 50(2), 403-444.

Bernard, A.B., & Durlauf, S.N. (1996). Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 161-173.

Bollerslev, T., & Hodrick, R. J. (1992). Financial market efficiency tests (No. w4108). *National bureau of economic research*.

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*. 28(1). 57-66.

Engle, R. F., & Susmel, R. (1993). Common volatility in international equity markets. *Journal of Business & Economic Statistics*. 11(2), 167-176.

Fratzscher, M. (2002). Financial market integration in Europe: On the effects of EMU on stock markets. *International Journal of Finance & Economics*. 7(3), 165-193.

Gounopoulos, D. Molyneux, P., Staikouras, S.K., Wilson, J.O & Zhao, G., (2013). exchange rate risk and equity performance of financial intermediaries. *International review of financial analysis*. 29, 271-282.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]

Hamao, Y., Masulis, R. W., & Ng, V. (1990). Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets. *Review of Financial Studies*. 3, 281-307.

Hammoudeh, S. Yuan, Y. McAleer, M. (2009). Shock and volatility spillovers among equity sectors of the Gulf Arab stock markets, the quarterly review of economics and finance, 49(3), 829-842.

Ivanova, A. Weber, S. (2011). Do fiscal Spillovers matter? International Monetary Fund (IMF), *Working Paper*.

Kasman, S., & Vardar, G. (2011). The impact of interest rate and exchange rate volatility on banks' stock returns and volatility: Evidence from turkey. *Economic modeling*. 28, 1328-1334.

McAleer, Michael. (2014). *Automated Inference and Learning in Modeling Financial Volatility*, University of Western Australia, School of Economics and Commerce.

Tsay, R. S. (2002). *Analysis of financial time series.* John Wiley & Sons.

Yang, S. Doong, S. (2004). Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-7 countries. *International journal of business and economics*. 3(2), 139-153.

Zhang, Y. J., Fan, Y., Tsai, H. T., & Wei, Y. M. (2008). Spillover effect of US dollar exchange rate on oil prices. *Journal of Policy Modeling*. 30(6), pp.973-991.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.26453355.1396.10.31.4.8 ]