دانشگاه شهید بهشتی، فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی، دوره ۱۲، شماره ۲، تابستان ۱٤۰۰، ۱٦٦-۱۲۳، مقاله پژوهشی
Shahid Beheshti University, Quarterly Journal of Economics and Modelling Vol. 12, No. 2, Summer 2021, 123-166, Research Article

بررسی سرایت میان بازارهای پولی و مالی در ایران

مهرداد دادمهر*، فریدون رهنمای رودپشتی، هاشم نیکومرام***، میر فیض فلاح شمس*****

تاریخ دریافت ۱۴۰۰/۰۷/۱۵ تاریخ پذیرش ۱۴۰۰/۱۰/۰۱

چکیده:

بروز شوک در بازارهای پولی و مالی باعث تلاطم و بر هم خوردن روابط درون بازار بالاخص ارتباط میان ریسک و بازده دارایی‌ها سرمایه‌ای شده و وجود همبستگی پویا میان بازارها باعث می‌گردد اثر شوک در یک بازار به دیگر بازارها نیز سرایت نماید. در این تحقیق اثر سرایت میان بازارهای پولی و مالی ایران با استفاده از تحلیل همبستگی پویا میان واریانس‌ها و میانگین پویای شرطی بازده‌های روزانه، حاصل از برآوردهای FIAPARCH تک‌متغیره بازارها طی یک دوره یازده ساله، از ابتدای سال ۱۳۸۶ تا پایان سال ۱۳۹۶ و با استفاده از الگوریتم کارلگوک در شناسایی نقاط شکست ساختاری در بازده‌های بازارها مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان‌دهنده عدم تأثیر رخدادهای سیاسی داخلی بر بروز شوک در بازارها و همچنین وجود اثر سرایت میان بازارهاست. همچنین مشخص گردید که سرمایه‌گذاران در طول دوره تلاطم و پس از آن رفتار گله‌ای از خود نشان داده و پس از پایان تلاطم و ایجاد آرامش مجدد در بازار، با توجه به آموخته‌ها و تغییرات ایجاد شده در مطلوبیت‌ها با توجه به رخدادهای پیش‌آمده و نگرش‌های جدید به ریسک و بازده، رفتار سرمایه‌گذاری خود را تغییر می‌دهند.

کلیدواژه‌ها: بازارهای پولی و مالی، *همبستگی شرطی پویا، سرایت، الگوریتم کارلگوک، الگوی FIAPARCH*.

طبقه‌بندی JEL: *C32، C41، C58، G41*.

---

* دانشجوی دکتری مدیریت مالی، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، mehrdad.dadmehr@srbiau.ac.ir

** استاد و عضو هیات علمی، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)، F-rahnamayroudposhti@srbiau.ac.ir

*** استاد و عضو هیات علمی، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، H-nikoumaram@srbiau.ac.ir

**** دانشیار و عضو هیات علمی، گروه مدیریت، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، Mir.fallahshams@iauctb.ac.ir

۱. مقدمه

بروز شوک[1] در بازارها، ناشی از تغییرات سیاسی یا تصمیمات سیاستی، باعث تغییر در ریسک‌های سیستماتیک و ایجاد تلاطم در بازارها می‌گردد. این امر جدا از آنکه رابطه میان ریسک و بازده پذیرفته شده توسط سرمایه‌گذار را برهم می‌زند منجر به سرایت اثر تلاطم به دیگر بازارها و برهم زدن روابط متقابل درون و میان بازارها می‌شود و باعث می‌گردد تا نقش‌آفرینان در بازار(سرمایه‌گذاران- ناظران و تنظیم‌کنندگان-مقررات‌گذاران و سیاست‌گذاران) نتوانند اهداف خود را که همان دستیابی به ماکزیمم سود با توجه به ریسک پذیرفته‌شده، ایجاد یک بازار شفاف و کارا و تنظیم بازاری سالم برای تحقق اهداف کلان اقتصادی-که همان هدف ایجاد بازار است- را محقق نمایند. در این تحقیق سرایت تلاطم میان برخی بازارهای پولی و مالی با اهمیت ایران یعنی بازارهای نرخ ارز، سپرده‌های بانکی، طلا (سکه) و بورس اوراق بهادار با استفاده از تحلیل ضرایب همبستگی پویا میان واریانس‌های شرطی و میانگین‌های شرطی بدست آمده از برآوردهای FIAPARCH[2] مورد بررسی قرار می‌گیرد. شناخت سرایت می‌تواند نگرش‌های جدیدی در سرمایه‌گذاران هنگام تصمیم‌سازی ایجاد نماید. چرا که درصورت وجود سرایت از مزایای استراتژی‌های تنوع‌بخشی پورتفولیو کاسته می‌گردد. به عبارت دیگر اگر سرایت نباشد تنظیم پورتفولیو فعال لازم نیست و فقط تنوع‌بخشی می‌تواند جوابگوی پوشش ریسک مورد نظر بوده و باعث ایجاد تردید در استفاده از ضرایب همبستگی تخمینی به‌عنوان یک راهنما برای تصمیمات ریسک پورتفولیو (برآورد σ پورتفولیو) می‌گردد.

به منظور بررسی وجو اثر سرایت در بازارهای پولی و مالی ایران پس از بروز شوک این تحقیق به صورت زیر انجام می‌گیرد:

---

۱. به ناتوانی بازار در انجام وظایف خود شوک می‌گویند. شوک در بازار معمولاً ناشی از یک عامل بیرونی است که باعث تغییر ناگهانی متغیرهای اصلی و اساسی بازار و اختلال در بازار و عدم توانایی آن در انجام وظایف خود از جمله دستیابی به نقطه تعادل عرضه و تقاضا در کوتاه مدت یا کشف قیمت منصفانه یا بازده‌های متناسب با ریسک و سرمایه می‌گردد.

2. Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH

۱- داده‌های روزانه چهار بازار پولی و مالی بااهمیت ایران یعنی بورس اوراق بهادار، نرخ ارز، طلا (سکه طلا) و سپرده‌های بانکی طی یازده سال اخذ و نرخ بازده (رشد) روزانه آن‌ها محاسبه می‌گردد.

۲- خصوصیات آماری هر سری زمانی بدست‌آمده بررسی شده و وجود شرط ناهمگونی در واریانس‌ها که لازمه استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس است مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳- برای هر بازار FIAPARCH تک‌متغیره برآورد و از این تخمین، خصوصیات هر بازار اعم از وجود حافظه بلندمدت و نامتقارنی واکنش بازار به اخبار خوب و بد مورد بررسی قرار می‌گیرد. با تخمین مدل علاوه بر دستیابی به برخی نتایج در مورد بازارها، برای هر بازار ماتریس واریانس‌های شرطی و میانگین‌های شرطی روزانه طی دوره مورد مطالعه نیز برآورد می‌گردد.

۴- برای هر بازار نقاط شکست ساختاری[1] شناسایی می‌گردد.

۵- با تعریف متغیرهای مجازی برای دوره‌های قبل از تلاطم(دوره‌های آرامش)، تلاطم و پس از تلاطم (دوره‌های آرامش مجدد) همبستگی پویا میان بازارها برآورد و از تفسیر نتایج بدست‌آمده با توجه به ادبیات تحقیق، وجود سرایت میان بازارها بررسی و تحلیل می‌گردد.

با توجه به ساختار در نظر گرفته شده برای این تحقیق، این مقاله بدین صورت ساختاربندی می‌گردد که پس از مقدمه، مبانی نظری تحقیق مورد بحث قرار خواهد گرفت که شامل تاریخچه‌کوتاهی از مدل‌های مبتنی بر ناهمسانی واریانس و خصوصیات

---

۱. از خصوصیات داده‌های سری زمانی مالی خوشه‌ای بودن نوسان است. این خوشه‌های نوسانی دارای میانگین و انحراف معیار مربوط به خود می‌باشند و هنگامی که داده‌ها از خوشه‌ای به خوشه دیگر جهش نماید شکست در بازار رخ می‌دهد که با تغییر معنادار آماری در آزمون‌های مرتبط با شکست قابل شناسایی و تاریخ‌گذاری‌اند. در این تحقیق نقاط شکست ساختاری نقاطی هستند که در آن‌ها واریانس‌ها و میانگین‌های شرطی یک خوشه نسبت به خوشه قبلی به‌طور معنادار آماری تغییر کرده‌اند. بنابراین شکست بازار در مدیریت مالی عبارت است از تغییر قابل توجه در روند بازار. به‌عبارت دیگر هنگامی که روند بازار بنا به علتی دچار تغییر ناگهانی شود و عرضه و تقاضا و درنتیجه بازده بازار دچار تغییر ناگهانی شود در بازار شکست رخ داده است.

الگوی مورد استفاده (FIAPARCH) است و پس از آن چند مطالعه را که به بررسی اثر شوک‌ها بر بازارها و بررسی پدیده سرایت با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس پرداخته‌اند معرفی نموده و یافته‌های آن‌ها مورد بحث قرار می‌گیرد. در ادامه چارچوب نظری و روش‌شناسی تحقیق که شامل مباحث مرتبط با جامعه آماری، حجم داده‌ها و تعریف متغیرها است شرح داده شده و الگوی مورداستفاده در شناسایی و تشخیص نقاط شکست ساختاری در یک سری زمانی مورد بحث قرار خواهد گرفت. پس از آن، یافته‌های تحقیق که مبتنی بر برآوردهای مدل و بررسی همبستگی پویای میان بازارها است ذکر شده و نتایج و پیشنهادات مرتبط با آن ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری تحقیق و پیشینه پژوهش

۲-۱. داده‌های مالی و مدل‌های مبتنی بر ناهمسانی واریانس

با بررسی داده‌های مالی ثبت شده طی زمان‌های متناوب متوالی متوجه خصوصیاتی می‌شویم که در دیگر داده‌های سری زمانی وجود ندارد و آن فراوانی داده‌های ثبت شده در واحدهای کوچک زمان و وجود پرش در آنهاست. این پرش‌ها می‌توانند به‌صورت‌های مختلفی مانند تغییر ناگهانی قیمت هنگام باز شدن نماد سهم، عکس‌العمل شدید سرمایه‌گذاران به یک دارایی خاص بنابر اخبار منتشره یا دیگر عوامل باشد. نکته مهم این است که اولاً این پرش‌ها باعث نوسانات خوشه‌ای می‌گردند؛ ثانیاً مدل‌های کلاسیک نمی‌توانند این نوسانات خوشه‌ای را توضیح داده و آنها را تفسیر نمایند. در اینجا مسأله از نوع ناهمسانی نوسانات یا به‌عبارتی ناهمسانی واریانس (والبته همراه با ناهمسانی میانگین به‌خاطر پرش‌ها) است. مدل پیشنهادی برای آنکه بتواند پرش‌ها را درنظر گرفته، نوسانات خوشه‌ای را توضیح داده و درنتیجه ناهمسانی‌های در واریانس را تفسیر نماید؛ مدل ARCH است که توسط انگل (۱۹۸۲)[1] ارائه گردید که در آن فرض می‌شود

1. Engle

واریانس میانگین خطای مشاهده شده تابعی از واریانس خطای مشاهدات قبلی است.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-q}^2 \qquad (۱)$$

یا

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q}\left(a_i\varepsilon_{t-i}^2\right) \qquad (۲)$$

با توجه به مطالب فوق بولرسلو[1] (۱۹۸۶) مدل GARCH را پیشنهاد می‌نماید که در آن فرض می‌شود واریانس میانگین خطاهای مشاهده شده تابعی از واریانس خطاهای مشاهده شده قبلی و میانگین واریانس‌های خطاهای مشاهده شده است. بنابراین فرمول عمومی GARCH را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1\sigma_{t-p}^2 + ... + \beta_p\sigma_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-q}^2 + \sum_{i=1}^{p}\beta_i\sigma_{t-p}^2 \qquad (۳)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q}\left(a_i\varepsilon_{t-i}^2\right) + \sum_{j=1}^{p}\left(b_j\sigma_{t-j}^2\right) \qquad (۴)$$

به طوری که مشاهده می‌شود یک سری زمانی y_t تحت فرآیند $y_t = E_{t-1}(y_t) + \varepsilon_t$ شکل می‌گیرد که در آن $E_{t-1}(y_t)$ انتظارات شرطی y_t در زمان $t-1$ و ε_t جمله خطای وابسته به آن است. الگوی GARCH(p,q) بولرسلو (۱۹۸۶) را می‌توان با روابط زیر به صورت تعریف پارامتر عملکرد وقفه بیان کرد:

$$\varepsilon_t^2 = \sqrt{\sigma_t^2}\,\eta_t \qquad , \qquad \eta_t \sim i.i.d(0,1) \qquad (۵)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_j\sigma_{t-j}^2 = a_0 + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \qquad (۶)$$

در معادله GARCH فرض بر این است که واریانس شرطی تنها تابعی از اندازه و نه علامت وقفه‌های خطا است. به‌عبارت دیگر شوک‌های مثبت و منفی با اندازه یکسان، اثری یکسان بر واریانس شرطی خواهند داشت. در حالی که بر اساس مطالب بیان شده

1. Bollerslev

در پژوهش هو و انگ (۲۰۱۲) مطالعات نشان‌دهنده آن بود که شوک‌های منفی با اندازه یکسان بیش از شوک‌های مثبت بر نوسانات تأثیرگذار هستند. به منظور اصلاح این نقص در مدل GARCH و ایجاد تمایز بین شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس شرطی، گلوستون و همکاران[1] (۱۹۹۳) مدل GARCH نامتقارن یا GJR-GARCH-(p,q) را به صورت زیر نشان دادند:

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q}\left(a_i \varepsilon_{t-i}^2\right) + \sum_{i=1}^{q}\left(\gamma_i d\left(\varepsilon_{t-i} < 0\right)\varepsilon_{t-i}^2\right) + \sum_{j=1}^{p}\left(b_j \sigma_{t-j}^2\right) \qquad (۷)$$

یا

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{q}\left(\alpha_i + \gamma_i S_{t-i}^-\right)\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad , \quad S_{it}^- = \begin{cases} 0 & \varepsilon_{it} > 0 \\ 1 & \varepsilon_{it} < 0 \end{cases} \qquad (۸)$$

که در آن S_t تابعی برای ایجاد تمایز بین شوک‌های مثبت و منفی است. در مدل GJR فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثر اهرمی تحت فرض صفر $\gamma_1 = \gamma_2 = \ldots = \gamma_i = 0$ آزمون می‌گردد.

به دنبال آن مدل APARCH (مدل ARCH توانی نامتقارن) توسط دینگ و همکاران[2] (۱۹۹۳) ارائه گردید. این مدل بهینه شده مدل GJR است با این تفصیل که ضمن درنظر گرفتن اثر اهرمی (نامتقارنی نسبت به شوک‌های منفی و مثبت) وابستگی مدل به توان دوم برداشته شده و این مقدار در زمان تخمین برآورد می‌گردد، لذا این مدل فاقد فروض و الزامات مربوط به شرط مثبت بودن واریانس است.

$$\sigma_t^\delta = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i\left(\left|\varepsilon_{t-1}\right| - \gamma_i \varepsilon_{t-i}\right)^\delta + \sum_{j=1}^{p} b_j \sigma_{t-j}^\delta \qquad (۹)$$

در این مدل هنگامی که $\delta = 2$ باشد؛ رفتار مدل مانند GJR-GARCH است و درصورتی که $\delta = 2$ و $\gamma = 0$ باشد، مدل تبدیل به GARCH ساده می‌گردد.

به‌منظور ثبت اثر اهرمی، در مدل‌سازی نوسان مدل‌های دیگری مانند EGARCH،

1. Glosten et al.
2. Ding et al.

AGARCH، NAGARCH، VGARCH و GQTARCH معرفی شدند. اما همچنان مدل‌ها دارای محدودیت بزرگی بودند که همان عدم توانایی در ثبت حافظه بازار در نوسانات سری زمانی بود.

حافظه بلند مدت از طریق ویژگی‌های تابع خود همبستگی قابل تعریف است. تابع خودهمبستگی به‌صورت $\rho_k = \mathrm{cov}(x_i, x_{i-k})/\mathrm{var}(x_i)$ برای هر عدد صحیح k تعریف می‌گردد. برای مانایی کوواریانس سری‌های زمانی انتظار می‌رود که هنگامی که k به سمت بی‌نهایت رود، $\lim \rho_k = 0$ باشد. در بسیاری از سری‌های زمانی، تابع خودهمبستگی بسیار سریع و به‌صورت نمایی (با نرخ فوق هندسی) کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر حد تابع فوق $\rho_k \approx |m|^k$ که در آن $|m|<1$ است. این ویژگی برای فرآیندهای مانا، مانند ARMA(p,q) وجود دارد ولی برای فرآیندهایی که دارای حافظه بلندمدت هستند، تابع خودهمبستگی نه به‌صورت نمایی و سریع بلکه با سرعت بسیار کم و با نرخ هیپربولیک کاهش می‌یابد. در این صورت $p_k \approx c.k^{2d-1}$ بوده که در آن k بدون محدودیت و برابر تعداد عناصر، c یک عدد ثابت و d پارامتر حافظه بلند مدت است. بنابراین در یک فرآیند، زمانی که اثر شوک‌ها با نرخ نمایی کاهش یابد، گفته می‌شود سری دارای حافظه کوتاه‌مدت است و زمانی که اثر شوک در یک دوره نسبتاً بلندی باقی مانده باشد، حافظه بلندمدت در داده‌ها اثبات می‌شود. درصورتی که $0<d<1$ قرار گیرد اثر شوک‌ها در طول زمان با نرخ بسیار کم (هیپربولیک) کاهش می‌یابد، (یعنی حافظه بلندمدت وجود دارد) . مدل FIGARCH با توانایی ثبت حافظه به‌صورت زیر توسط بایلی و همکاران (۱۹۹۶)[1] تصریح شده است:

$$\sigma_t^2 = a_0 + \left(1 - B(L) - \Phi(L)(1-L)^d\right)\varepsilon_t^2 + B(L)\sigma_t^2 \qquad (۱۰)$$

لیکن چانگ[2] معتقد است که مدل دارای خطای تصریح است. به‌عبارت دیگر هنگامی که یک مدل از توسعه و بسط مدل دیگری (پایه) حاصل شود باید بتواند در شرایط

1. Baillie et al.
2. Chung

خاص دوباره به مدل اول خلاصه و ساده گردد. به اعتقاد چانگ این مدل در فروض عدم وجود حافظه بلند مدت به GARCH تبدیل نمی‌گردد و مثبت بودن d شرط لازم برای مثبت بودن واریانس است. بر این اساس چانگ (۱۹۹۹) مدل FIGARCH را به صورت

$$\sigma_t^2 = \sigma^2(1-B) + \left(1 - B(L) - \Phi(L)(1-L)^d\right)\left(\varepsilon_t^2 - \sigma^2\right) + B(L)\sigma_t^2 \qquad (۱۱)$$

تصریح می نماید که در آن $\beta, \Phi(L) < 1$ ، $a_0 > 0$ و $0 \le d \le 1$ است. $(1-L)^d$ عملگر تفاضلی کسری است و به‌صورت زیر برآورد می‌گردد:

$$(1-L)^d = \sum \frac{\Gamma(d+1)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)} = 1 - dL - \frac{1}{2}d(1-d)L^2 - \frac{1}{6}d(1-d)(2-d)L^3 - \ldots \qquad (۱۲)$$

این مدل اگر $d = 1$ باشد به IGARCH و اگر $d = 0$ باشد به مدل GARCH تبدیل می‌شود.

به‌منظور بررسی همزمان تأثیر نامتقارن شوک‌های منفی و مثبت همراه با ثبت حافظه بلندمدت، تسه و تسویی (۱۹۹۸)[1] با ترکیب مدل FIGARCH بایلی و همکاران (۱۹۹۳) و مدل APARCH دینگ و همکاران (۱۹۹۳)، مدل FIAPARCH را برای واریانس شرطی معرفی می‌نمایند.

در این مدل اثر نامتقارن شوک‌ها بر واریانس قابل تفکیک است و با تخمین جزء قدرت، ساختار و الگوی واریانس شرطی قابل شناسایی است. همچنین در این مدل وجود حافظه بلندمدت قابل تشخیص و آزمون است.

دیگر مزیت این مدل آن است که وابسته به توان دوم نوسانات شرطی نبوده و توان (قدرت الگو) از طریق مدل بدست می‌آید. مدل FIAPARCH تسویی به‌صورت زیر ارائه شده است:

$$\sigma_t^{\delta} = a_0 + \left(1 - (1 - B(L))^{-1}\Phi(L)(1-L)^d\right)\left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^{\delta} \qquad (۱۳)$$

در این مدل γ نشان‌دهنده اثر اهرمی و δ جزء قدرت الگو و d پارامتر حافظه در سری زمانی است. $(1-L)^d$ عملگر تفاضلی کسری است و به‌صورت زیر برآورد می‌گردد:

1. Tse and Tesui

$$(1-L)^d = \sum \frac{\Gamma(d+1)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)} = 1 - dL - \frac{1}{2}d(1-d)L^2 - \frac{1}{6}d(1-d)(2-d)L^3 - \ldots \quad (۱۴)$$

با فرض $0<d<1$ اثر شوک‌ها در طول زمان با نرخ بسیار کم هیپربولیک کاهش می‌یابد، (یعنی حافظه بلندمدت وجود دارد). زمانی که $d=0$، مدل FIAPARCH به APARCH و زمانی که $\delta=2$ و $\gamma=0$ باشد مدل فوق به مدل FIGARCH[1] تبدیل می‌گردد. چانگ در سال (۱۹۹۹) مدل فوق را بر اساس تابعی از واریانس غیر شرطی به شکل زیر بسط می‌دهد.

$$\sigma_t^{\delta} = \sigma^2(1-B) + \left(1 - B(L) - \Phi(L)(1-L)^d\right) \times \left(\left(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t\right)^{\delta} - \sigma^2\right) + B(L)\sigma_t^{\delta} \qquad (۱۵)$$

۲-۲ -مروری بر تحقیقات انجام شده:

مطالعات بسیاری وجود دارند که با استفاده از همبستگی‌های شرطی پویا، پویایی میان بازارهای مالی را بررسی می‌نمایند. این مطالعات را با توجه به اهدافشان (مانند بررسی تفاوت میان مدل‌ها در پیش‌بینی و مدل‌سازی نوسانات و کشف بهترین مدل، بررسی اثر بحران‌ها یا شوک‌ها بر بازارهای مختلف یا حتی بررسی تفاوت در فرکانس داده‌ها) می‌توان تقسیم بندی کرد. در اینجا نیز برخی از مطالعاتی که با استفاده از مدل به‌کار گرفته شده در این تحقیق، (FIAPARCH)، و ماتریس‌های همبستگی پویا شرطی (DCC) به بررسی اثر سرایت میان بازارهای داخلی یا بین‌المللی پرداخته‌اند یا به نتایجی بسیار با اهمیت دست یافته‌اند به‌طور خلاصه مرور می‌گردند.

الویی[2] (۲۰۱۱) از بازده‌های روزانه شاخص‌های سهام بازارهای آمریکای لاتین برای دوره‌ای از ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ استفاده می‌نماید و با فرض توزیع t-student، مدل FIAPARCH را با طراحی DCC ارائه شده توسط کنراد و همکاران به‌کارگرفته با تعریف

---

۱. مدل FIGARCH توسط بایلی و دیگران (۱۹۹۶) و چانگ (۱۹۹۹) به صورت‌های زیر معرفی شده است:

FIGARCH(p,d,q) Baillie et al. (1996a) $\sigma_t^2 = a_0 + \left(1 - B(L) - \Phi(L)(1-L)^d\right)\varepsilon_t^2 + B(L)\sigma_t^2$

FIGARCH(p,d,q) Chung (1999) $\sigma_t^2 = \sigma^2(1-B) + \left(1 - B(L) - \Phi(L)(1-L)^d\right)\left(\varepsilon_t^2 - \sigma^2\right) + B(L)\sigma_t^2$

2. Aloui

متغیرهای ساختگی برای بررسی اثر وقایع بحرانی بر میانگین و معادله واریانس و تاریخ شکست‌هایی که به صورت پیش‌فرض انتخاب شده‌اند و شامل بحران مالی آسیا، بحران مالی جهانی و بحران منطقه‌ای آمریکای لاتین است، مدل‌سازی می‌نماید. دیمیتری و کنارجیوس[1] (۲۰۱۳) چارچوب FIAPARCH تسه را با استفاده از DCC معرفی شده توسط انگل (۲۰۰۲) روی داده‌های نرخ روزانه مبادلات ارزی از سال ۲۰۰۴ تا پایان سال ۲۰۱۱ را با فرض توزیع t-student خطا به منظور شناسایی اثر بحران مالی جهانی به کار گرفتند. آن‌ها شکست‌های ساختاری را طبق رویکرد اقتصادی تعریف نمودند و برای زمان‌بندی دوره‌های بحران از مدل رگرسیون پویای سوئیچینگ مارکف استفاده نمودند.

کراناسوس و همکاران[2] (۲۰۱۶) با استفاده از مدل FIAPARCH و استفاده از ماتریس همبستگی‌های شرطی پویا (DCC) و به‌کارگیری داده‌های شاخص ملی سهام هشت کشور توسعه‌یافته برای دوره‌ای از اول ژانویه ۱۹۸۸ تا سی‌ام ژوئن ۲۰۱۰ به بررسی همبستگی‌های پویای این بازارها با درنظرگرفتن شکست‌های ساختاری هر سری زمانی مرتبط با بحران مالی آسیا و بحران مالی جهانی پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان داد که همبستگی‌های پویا بازار سهام در دوره وقوع بحران و بعد از آن بالا می‌رود که نشان‌دهنده اثر سرایتی بالا میان بازارها و بعد از تاریخ شکست بحران همچنان بالا می‌ماند که نشان‌دهنده رفتار گله‌ای سرمایه‌گذاران است. عبد و همکاران[3] (۲۰۱۶) وابستگی متقابل میان شاخص بازار سهام ژاپن، کره، چین و سنگاپور را به منظور شناسایی چگونگی همبستگی‌های پویا بین قیمت سهام از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ را با روش FIAPARCH و ماتریسDCC بررسی می‌نمایند. یافته‌های آنان حافظه بلندمدت، اثرات قدرت، دوره‌های اهرمی و همبستگی‌های پویای با دوام بالا (استمرار) را نشان می‌دهد. آن‌ها همچنین با فرض توزیع t-student برای باقیمانده‌های توزیع، یافته‌های

1. Dimitriou and Kenourgios
2. Karanasos et al.
3. Abed et al.

کنراد و همکاران (۲۰۱۱) و دیمتری و کانرجیوس (۲۰۱۳) که بیان می‌دارند مدل FIAPARCH برای توصیف همبستگی‌های شرطی پویا در طول بحران‌های مالی ارجحیت دارد را تأیید می‌کنند. فتاحی و همکاران (۱۳۹۶) مطالعه‌ای به منظور بررسی رابطه همبستگی شرطی میان بازارهای مالی ایران با استفاده از مدل‌های GARCH که نامتقارنی و حافظه بلندمدت را در برآورد خود لحاظ می‌نمایند با استفاده از داده‌های روزانه نرخ ارز، سکه و سهام ۵۰ شرکت فعال در فاصله زمانی بیست و سوم آذر سال ۱۳۸۷ تا سی‌ام خرداد سال ۱۳۹۵ به انجام رسانیدند. نتیجه بدست آمده رابطه مثبت میان نوسانات شاخص سهام صنعت با ۵۰ شرکت برتر و نرخ ارز و سکه بوده و برخلاف یافته‌های فلاحی و همکاران (۱۳۹۳) همبستگی شرطی کم میان نوسانات بازده با نرخ ارز و سکه در دوره مورد مطالعه است.

۳. چارچوب نظری و روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. جامعه آماری، متغیرها، مدل آماری و دوره زمانی مورد مطالعه

جامعه آماری مورد مطالعه بازارهای پولی و مالی با اهمیت ایران و داده‌ها برای یک دوره یازده ساله بوده و شامل مشاهدات از روز چهارشنبه ۱۳۸۶/۰۱/۰۱ برابر با ۲۱ مارس ۲۰۰۷ (۲۰۰۷/۰۳/۲۱) تا پایان روز سه‌شنبه ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ برابر با ۲۰ مارس ۲۰۱۸ (۲۰۱۸/۰۳/۲۰) است که به صورت زیر تشریح می‌گردند:

بورس اوراق بهادار تهران: بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان مهمترین بازار در جذب سرمایه‌های خرد، تجمیع و تخصیص آن به فعالیت‌های بزرگ اقتصادی عمل می‌نماید. عرضه و تقاضا در این بازار بر مبنای تعدیل انتظارات ریسکی است که در تصمیم سرمایه‌گذاران و بر مبنای اخبار خوب و بد در مورد شرکت‌ها یا آینده بازار منعکس است. در این پژوهش شاخص کل روزانه مورد استفاده قرار می‌گیرد و برای بررسی تغییرات آن، نرخ بازده شاخص کل به‌صورت نرخ بازده پیوسته روزانه $r_{Index,t} = \ln(P_t - P_{t-1}) \times 100$

تعریف می‌گردد.

بازار طلا: طلا به‌عنوان یک کالای سرمایه‌ای دارای ارزش ذاتی با قدرت نقدشوندگی بالا و قابلیت پس‌انداز و نگهداری نزد سرمایه‌گذار، از مطلوبیت بالایی برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان یک دارایی ایمن درنظر گرفته شود. طلا به عنوان یک دارایی هم تحت تأثیر نوسانات نرخ جهانی ناشی از تغییر در عرضه و تقاضا است و هم تحت تأثیر نرخ برابری ارز قرار می‌گیرد. لذا نوسانات بازار آن می‌تواند شدیدتر و متأثر از چندین بازار و به‌صورت تغییرات غیرخطی باشد. نرخ طلا در این تحقیق عبارت است از نرخ مبادله سکه کامل طلا، اعلامی در صرافی‌ها در پایان روز معاملاتی. برای بازار طلا همانند دیگر بازارها نرخ بازده پیوسته روزانه تعریف می‌نماییم:

$$r_{GoldenCoin} = \ln\left(P_t - P_{t-1}\right)\times 100 \qquad (۱۶)$$

بازار تبادل ارزی: در این مطالعه نرخ ارز به‌صورت نرخ برابری دلار/ریال در نظر گرفته می‌شود. قیمت دلار در بازار غیر رسمی مبادله نرخ ارز، دیتاهای این سری زمانی را تشکیل داده و به تعداد ریال ایران در بازار غیر رسمی ارز است. این نرخ نیز مانند نرخ سکه طلای بهار آزادی، نرخ پایانی روز کاری بوده و نرخ میانگین ناست. برای نرخ ارز نیز بازده تعیین می‌گردد. این بازده به‌صورت تغییر نرخ (یا تفاوت در ریال بدست آمده) حاصل از تبدیل یک دلار در دو تاریخ (دو روز) متوالی است و به‌صورت زیر تعیین می‌گردد.

$$r_{Exchange} = Ln\left(P(USD/IRR)_t - P(USD/IRR)_{t-1}\right)\times 100 \qquad (۱۷)$$

بازار سپرده بانکی: در ایران سپرده‌های بانکی تابع سود اعلامی بانک مرکزی برای انواع سپرده‌هاست. این سپرده‌ها می‌تواند از کوتاه‌مدت و دیداری تا بلندمدت پنج‌ساله تغییر کند. نرخ سود سپرده‌های بانکی به‌عنوان یک بازده بدون ریسک شناخته می‌شود که در صورتی که سپرده‌گذار در بانک‌ها یا مؤسسات پولی و بانکی تحت نظارت بانک مرکزی سپرده‌گذاری نماید اصل و سود سپرده وی به‌صورت علی‌الحساب تضمین است. بازار سپرده‌ها به‌عنوان مهمترین ابزار کنترلی نزد بانک مرکزی است و تقریباً تمامی

سیاست‌های پولی بانک مرکزی با اعمال سیاست‌ها بر این بازار اجرا می‌گردد. در این پژوهش بازار سپرده‌های بانکی به‌صورت حجم سپرده‌ها با توالی روزانه در کشور درنظر گرفته شده و نسبت سپرده‌های بلند مدت به کوتاه‌مدت و نرخ رشد (بازده) برای آن تعریف می‌شود. بنابراین داده‌های اولیه این متغیر عبارت است از حجم سپرده‌های بانکی در پایان روز کاری نزد تمامی بانک‌های کشور. به‌عبارت دیگر این سری زمانی عبارت است از مجموع تمامی سپرده‌های بانکی (شامل سپرده‌های قرض‌الحسنه (جاری و پس انداز)، سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار شامل سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه مدت و بلند مدت[1] نزد تمامی بانک‌های دولتی و خصوصی کشور به میلیارد ریال که در پایان روز کاری که از روی شیفریه (صورت موجودی صندوق) به بانک مرکزی ایران اعلام گردیده است. برای این سری زمانی خصوصیات و توضیحاتی به شرح زیر لازم است:

الف) برخلاف دیگر سری‌های زمانی در این پژوهش این سری زمانی از تاریخ روز پنج‌شنبه ۱۳۹۱/۰۱/۱۰ مورخ ۲۰۱۲/۰۳/۲۹ لغایت روز سه‌شنبه به تاریخ ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ برابر با ۲۰۱۸/۰۳/۲۰ برای شش سال در دسترس است.

ب) از آنجا که این متغیر حجم تمامی سپرده‌های بانکی را نشان می‌دهد، مقدار عددی آن بین دو روز متوالی تقریباً ثابت است. به‌عبارت دیگر از آنجا که حجم پول به‌طور روزانه تغییر فاحشی نمی‌نماید، می‌توان مقدار آن را به‌صورت ثابت در نظر گرفت. با این استدلال که درصورت هرگونه داد و ستد یا مبادلات در بازارها وجه از یک حساب بانکی به حساب دیگر بانکی منتقل می‌گردد و مجموع آن در شبکه بانکی ثابت می‌ماند. حال اگر به علت هرنوع شوک در بازارهای موازی یا بازار نرخ بهره بانکی، تفاوتی در کسب منفعت ایجاد شود یا به‌عبارتی فرصت آربیتراژی پدیدار شود؛ سرمایه‌گذار در نرخ‌های بهره بانکی تصمیم به تغییر بازار خود می‌گیرد و با این کار سپرده‌های بلند مدت کاهش و سپرده‌های دیداری و جاری افزایش می‌یابد. در این حالت سپرده‌گذار

۱. تعریف مطابق با ماده (۳) قانون عملیات بانکی بدون ربا مصوب ۱۳۶۲/۰۶/۰۸ مجلس شورای اسلامی.

تصمیم می‌گیرد پول خود را به‌صورت نقد (قرض‌الحسنه، جاری یا سپرده کوتاه‌مدت دیداری) نگهداری کند تا هر لحظه که اراده نماید بتواند با ورود به بازار موازی از فرصت‌های آربیتراژی سود ببرد.

این حالت باعث می‌شود تا اولاً نسبت سپرده‌های بلندمدت به کوتاه‌مدت تغییر کند که دلیل آن همان بروز شوک در بازار یا بازار موازی یا بروز فرصت در دیگر بازارها به‌علت تلاطم موجود در آنهاست، ثانیاً با تغییر در حجم وجوه در اختیار قابل برنامه‌ریزی برای بانک‌ها فعالیت این مؤسسات دچار اختلال گردد که در نتیجه باعث بروز شوک در بازارهای پول (مانند برهم خوردن نسبت‌های بهینه نگهداری وجوه نقد در شعب به منظور ایفای تعهدات روزانه و در نتیجه عدم امکان تودیع سپرده‌ها در لحظه و در زمان درخواست سپرده‌گذار، افزایش هزینه‌های نگهداری پول و درنتیجه افزایش هزینه‌های تجهیز منابع و افزایش هزینه‌های قانونی[1]) گردد. تعریف یک نسبت برای حجم سپرده‌ها علاوه بر دستیابی بر هدف تحصیل یک سنجه مناسب، مشکل تغییر در حجم پول روزانه در شبکه بانکی ناشی از اعطای وام و تسهیلات است را نیز مرتفع می‌سازد.

لذا می‌توان سپرده‌های نزد شبکه بانکی را با توجه به قدرت خروج به دو دسته تقسیم کرد. دسته اول با قدرت خروج بالا که عبارتند از سپرده‌های قرض‌الحسنه (پس‌انداز و جاری) و سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و دسته دوم شامل سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت (ویژه ۶ ماهه، یک‌ساله تا ۵ ساله) و برای آنها نسبت در نظر گرفت. این نسبت، نسبت کل سپرده‌های بلندمدت به کل سپرده‌های کوتاه‌مدت تعریف می‌گردد. نسبت بالاتر و روند رو به بالای آن می‌تواند نشان از بهبود و ثبات در بازارهای پول و دسترسی بانک‌ها بر منابع پولی با قدرت رسوخ بالا و هزینه کمتر بوده و می‌تواند نشان‌دهنده وجود ثبات در دیگر بازارها نیز باشد. همچنین نسبت بالاتر این متغیر

۱. سپرده‌ها نزد بانک‌ها بر حسب نوع سپرده، شامل سپرده‌های قانونی بانک نزد بانک مرکزی می‌گردند که برای سپرده جاری و دیداری دارای بالاترین ضرایب هستند. اجبار بانک به نگهداری درصدی از وجوه جذب شده در بانک مرکزی (که به نوعی حساب‌های پوششی می‌باشند) هزینه‌ای را بر بانک تحمیل می‌نمایند.

نشان‌دهنده امکان سودآوری برای فعالیت‌های بانک‌ها است که می‌تواند نشان‌دهنده ثبات جریانات نقدی برای فعالیت‌های اقتصادی و هم نشان‌دهنده بهبود رشد و توسعه اقتصادی در سال‌های آتی باشد.

با توجه به توضیحات فوق می‌توان برای سپرده‌های بانکی نسبتی به شرح زیر تعریف نمود:

(۱۸) (نسبت سپرده‌های کوتاه‌مدت / نسبت سپرده‌های بلند مدت) = نسبت رسوخ (نفوذ) سپرده‌ها

این نسبت بدون واحد بوده و برای هر روز با تغییر در حجم سپرده‌های فوق، این نسبت در پایان روز تغییر می‌کند. برای این داده‌ها نیز نرخ رشد یا به‌عبارتی همان بازده نسبت تعریف می‌گردد.

۲-۳. تشخیص دوره‌ها – تعیین تاریخ‌های شکست‌های ساختاری

در مطالعات مرتبط با تعیین تاریخ‌های شکست ساختاری دو رویکرد اصلی در ادبیات وجود دارد. در رویکرد اول تاریخ‌های شکست و در نتیجه طول دوره بحران ناشی از شوک را بر اساس رخدادهای اساسی مالی و اقتصادی تعریف می‌کنند. به‌عبارت دیگر فرض می‌کنند که با یک رخداد اقتصادی یا مالی با اهمیت، شکست ساختاری در بازار به وجود می‌آید (یا آمده است)، سپس اثر آن رویداد را بر نوسانات شرطی بازار یا تغییرات همبستگی‌های شرطی در قبل و بعد از رخداد آزمون و تحلیل می‌نمایند. در حالی که در رویکرد دوم محققان از روش‌های آماری برای شناسایی و تعیین رخدادهای شکست پیروی می‌نمایند. بنابراین در تعیین تاریخ‌های شکست درجه‌ای از اختیار وجود دارد. چرا که حتی اگر محقق از اختیارات خود برای تعریف دوره بحران بر اساس یک رخداد استفاده ننماید و به این منظور از روش‌های آماری مانند مدل‌های رگرسیون سوئیچینگ مارکف یا تابع‌های تشخیص شکست ساختاری استفاده نماید؛ باز هم از اختیارات خود در استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی برای تخمین زمان و دوره بحران استفاده کرده

است. در اینجا روش نامزد – جایزه (پاداش) از رویکردهای آماری به اختصار معرفی می‌گرد.

۱-۲-۳. روش نامزد – جایزه (پاداش)[1]

این روش در سال ۲۰۱۰ توسط کارگولوک[2] معرفی شده و شامل دو مرحله است:

۱- انتخاب تاریخ شکست (تاریخ شکست نامزد شده[3])

۲- اعطای شکست به تاریخ (تاریخ شکست پاداش داده شده[4])

به‌منظور شناسایی شکست‌های متعدد و متقابل در یک سری زمانی این آزمون‌ها در یک الگوریتم تکراری به‌صورت زیر مورد استفاده قرار می‌گیرند:

۱- محاسبه آماره تست با لحاظ کردن تمامی داده‌های موجود.

۲- اگر آماره آزمون بالاتر از ارزش بحرانی است نمونه به دو قسمت تقسیم گردد در نقطه‌ای که (در تاریخی که) ارزش آماره تست در بالاترین نقطه است.

۳- فرآیند ۱ و ۲ برای بخش اول تا زمانی که هیچ نقطه تغییر دیگری پیدا نشود تکرار می‌گردد.

۴- این نقطه به عنوان یک نقطه تغییر برآورد شده (نامزد شده) برای کل سری علامت‌گذاری می‌گردد.

۵- تمام مشاهدات قبل از این نقطه حذف می‌گردد. (یعنی همه آنهایی که در اولین بخش قرار گرفته‌اند).

۶- همه مشاهدات باقیمانده به‌عنوان مشاهدات جدید درنظر گرفته شده و مراحل ۱ تا ۵ تا زمانی که دیگر هیچ نقطه تغییری در سری زمانی پیدا نشود تکرار می‌گردد.

پس از تقسیم‌بندی سری زمانی به قطعاتی که تاریخ‌های شکست نامزد شده آنها را

1. Nominating – Awarding Method
2. Kargolok
3. Nominating Break Date
4. Awarding Break Date

از هم جدا نموده‌اند، به مرحله اعطای شکست می‌رسند. اعطای شکست روشی است که در ارتباط با یکپارچه‌سازی (یکی نمودن) بخش‌های انتخاب شده پیوسته (یعنی بخش‌هایی که در مرحله شناسایی شکست تشخیص داده شده‌اند.) است. در این مرحله اگر دو سری متوالی انتخاب شده حائز شرایط زیر نباشند دوباره یکپارچه می‌شوند و دیگر آن تاریخ شناسایی شده تاریخ شکست نخواهد بود:

الف) میانگین بخش‌های پیوسته به لحاظ آماری و مطابق آزمون t-test متفاوت باشند.

ب) واریانس بخش‌های پیوسته به لحاظ آماری و مطابق آزمون‌های Battery test[1] متفاوت باشند.

این روش آزمون، تا زمانی که هیچ بخشی نتواند به دیگر بخش‌ها پیوسته شود، تکرار می‌گردد. در این روش ویژگی مهم و برجسته، تغییرات معنادار در واریانس سری زمانی از لحاظ آماری است.

۳-۳. آزمون سرایت

برخی از محققان چنین استدلال می‌نمایند که سرایت یک دلیل "بنیادی" برای افزایش معنادار در ارتباط میان بازارها بعد از یک شوک است. در حالی که دیگر محققان آن را به "سرایت خالص" نسبت داده و بیان می‌دارند که نمی‌توان آن را به وسیله تغییرات بنیادی توصیف کرد، چرا که سرایت خالص به‌عنوان یک افزایش معنادار در همبستگی‌ها در طول بازارهای متقابل بعد از یک شوک و در ارتباط با جابه‌جایی نگرش سرمایه‌گذاران برای پذیرش مقدار متفاوت ریسک مشخص می‌گردد. هنگامی که

---

۱. تست‌های باطری یک رویکرد متفاوتی از تست‌های CUSUM-test هستند. این تست‌ها برای آزمون همگنی (یکنواختی) واریانس‌های بخش‌های پیوسته بدون درنظر گرفتن ابعاد سری زمانی داده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند و شامل آزمون F استاندارد، آزمون Siegel-Tukey(1960) با همبستگی‌های پیوسته ، آزمون Sheskin (1997) ، آزمون Levene test (1960)، آزمون بارتلت تعدیل شده و آزمون Brown-Forsythe می‌شوند.

سرمایه‌گذاران به‌علت نوسانات و تلاطم در بازار تمایل به کاهش ریسک پیدا می‌کنند، بلافاصله دارایی‌های ریسکی خود را برای کاهش نرخ در معرض خطر[1] پورتفولیو خود کاهش می‌دهند؛ در نتیجه ارزش آن دارایی‌ها با افزایش عرضه کاهش می‌یابد.

هنگامی که تمایل سرمایه‌گذاران برای پذیرش ریسک افزایش می‌یابد، تقاضا برای دارایی‌های ریسکی افزایش می‌یابد و در نتیجه ارزش آن دارایی‌ها افزایش می‌یابد. بنابراین سرایت در طول خطوط ریسک‌پذیری حرکت می‌کند و از ایجاد تغییرات ساختاری چشم‌پوشی می‌نماید[2]. برای بررسی سرایت شوک میان بازارها لازم است که بتوان اثر آن را مشاهده و بررسی نمود. به‌همین منظور آزمون‌های مختلفی برای بررسی اثر سرایت طراحی شده‌اند که پایه اساسی این آزمون‌ها بر آزمون معناداری تفاوت همبستگی میان بازارهای مختلف در زمان قبل و بعد از شوک وارده است. روش کلی این آزمون‌ها بر مبنای آزمون‌های t-test (آزمون تفاوت معناداری اختلاف) میان ماتریس همبستگی‌های میان دو بازار در زمان قبل و بعد از بحران و با استفاده از متغیرهای ساختگی به‌ازای هرشوک بر هر بازار است. به‌عبارت دیگر فرض می‌شود که در طول دوره مورد بررسی (که به صورت تعدادی مشاهده قبل از شوک و تعدادی پس از تاریخ شوک و به صورت قطعه‌ای از مشاهدات سری از دوره مورد بررسی است) شوک بر بازار(ها) وارد شده است. رگرسیون میان بازارهای مورد بررسی با استفاده از ماتریس ضرایب همبستگی پویای شرطی و با $AR(1)$ که به‌منظور حذف همبستگی‌های سریالی درنظر گرفته می‌شود به‌صورت زیر برآورد می‌گردد:

---

1. Rate of Exposer

۲. چینگ و لی (۲۰۰۷) ((Chiang and et al(2007) و پریکولی و سبراسیا (۲۰۰۳) (Pericoli and Sbracia(2003)) در ادبیات سرایت و بنابر خطوط ریسک‌پذیری؛ انواع مختلفی از کانال‌های انتقال را بیان می کنند:

a) کانال اطلاعات مرتبط. (Correlated Information Channel)

b) کانال فرضیه تماس بیدار. (The Wake-Up Call Hypothesis)

c) کانال محافظت در بازارهای مرتبط و متقاطع. (The Cross-market Hedging Channel)

d) کانال اثر ثروت. (The Wealth Effect Channel).

$$\rho_{i,j} = \phi_0 + \phi_1 dum_1 + \phi_2 dum_2 + \psi_1 \rho_{ij,t-1} + \varepsilon_{ij,t} \quad (۱۹)$$

که برای متغیر ساختگی اول مقدار صفر برای زمان قبل از شوک اول و مقدار یک (۱) بعد از آن و برای متغیر ساختگی دوم نیز به‌همین صورت است. ماتریس همبستگی‌های میان دو بازار برآورد می‌شود سپس با قطعه مورد نظر از ماتریس همبستگی‌های محاسبه شده بدون وجود متغیرهای ساختگی مقایسه می‌گردد. درصورت مثبت بودن و معناداری ضرایب متغیرهای ساختگی و همچنین آزمون تفاوت میان ماتریس‌های همبستگی می‌توان نتیجه گرفت اثر شوک معنادار بوده است و می‌توان آن را برآورد نمود. از مطالب فوق می‌توان دریافت که فرمول کلی برای محاسبه اثر سرایت با P وقفه در همبستگی و K متغیر ساختگی (K شوک) به‌صورت زیر برآورد می‌گردد:

$$\rho_{it,t} = C_0 + \sum_{p=1}^{P} \psi_p \rho_{ij,t-p} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k dum_{k,t} + \eta_{ij,t} \quad (۲۰)$$

که در آن C_0 یک شرط ثابت و $\rho_{ij,t}$ همبستگی شرطی دوطرفه و $i \neq j$ است. طول و وقفه بهینه با معیارهای اطلاعاتی (مقادیر بحرانی) AIC و SIC مشخص می‌شود.

بنابراین اهمیت ضرایب تخمینی متغیرهای ساختگی نشان می‌دهد که ساختار در میانگین و/یا واریانس ضرایب همبستگی در ارتباط با شوک‌ها در طول فازهای مختلف شوک تغییر کرده‌اند.

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها

۴-۱. خصوصیات آماری متغیرهای سری زمانی

مشخصه‌های ایستای آماری برای هر سری زمانی به شرح جدول (۱) محاسبه شده است. همانگونه که انحراف معیار، چولگی و کشیدگی سری‌های زمانی نشان می‌دهد توزیع داده‌ها در سری‌های زمانی از توزیع نرمال گوسی تبعیت نمی‌کند، لذا لازم است تا فرض نرمال بودن توزیع متغیرهای سری زمانی مورد بررسی قرار گیرد. به‌همین منظور آزمون جارک-برا برای سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. از نتایج آزمون ملاحظه

می‌گردد فرض توزیع نرمال برای تمامی سری‌های زمانی در سطح احتمال ٪۱ رد می‌گردد. بنابراین با توجه به خصوصیات توزیع، لازم است تا در تمامی محاسبات فرض توزیع داده‌ها در سری‌های زمانی، دیگر توزیع‌ها مانند توزیع t (t-student) در نظر گرفته شود.

جدول (۱). جدول خصوصیات و مشخصات توصیفی سری‌های زمانی مورد مطالعه

سری زمانی / خصوصیات	COIN (IRR)	EXCHANGE RATE	TEX INDEX	LS/SS RATIO
دوره نمونه	۲۱/۰۳/۲۰۰۷	۲۱/۰۳/۲۰۰۷	۲۱/۰۳/۲۰۰۷	۲۱/۰۳/۲۰۱۲
	۲۰/۰۳/۲۰۱۸	۲۰/۰۳/۲۰۱۸	۲۰/۰۳/۲۰۱۸	۲۰/۰۳/۲۰۱۸
تعداد مشاهدات	۴۰۱۸	۴۰۱۸	۴۰۱۷	۲۱۸۳
میانگین	۷۲۰۶۲۰۹	۲۳۲۰۲/۹۷	۴۲۷۴۵/۰۱	۵/۶۹۸
میانه	۸۶۳۲۵۰۰	۲۴۸۳۰	۲۷۱۸۵/۶	۶/۳۷
ماکزیمم	۱۶۴۲۵۰۰۰	۴۹۲۵۰	۵۲۲۹۹/۶	۷/۵۹۴
می‌نیمم	۱۴۸۲۵۰۰	۹۰۱۸	۷۹۵۵/۴	۲/۶۶۷
انحراف معیار	۴۲۳۲۹۹۹	۱۲۲۸۰/۷۱	۲۹۶۸۳/۸۶	۱/۴۳۹
چولگی	۰/۰۵۳	۰/۰۶۵	۰/۲۵۹	۱/۵۸۹
کشیدگی	۱/۶۱۲	۱/۲۹۴	۱/۴۱۷	۲۴۷/۳۸۵
آماره آزمون جارک- برا	۳۲۴/۴۱۱	۴۹۰/۳۴۲	۴۶۴/۱۲۶	۲۴۷/۳۸۵
سطح اعتماد	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۴. آزمون وجود اثرات ARCH و GARCH، مانایی[1] سری‌های زمانی

به‌منظور تشخیص وجود اثرات ARCH/GARCH در سری‌های زمانی لازم است تا خصوصیت مذکور مورد بررسی قرار گرفته و آزمون گردد. از شروط وجود خصوصیت ARCH/GARCH در یک سری زمانی شرط مانایی سری زمانی است که از طریق آزمون‌های لجانگ‌باکس[2]، دیکی فولر تعمیم یافته[3]، pp[4]، LM[1] یا KPSS[2] بررسی می‌گردد.

1. Stationary
2. Ljung-Box
3. Dicky-Fuler
4. Phillips- Perron

جدول (۲). نتایج آزمون مانایی در سری‌های زمانی (آزمون‌های ریشه واحد و آزمون‌های همبستگی‌های سریالی در باقیمانده‌های سری‌های زمانی)

	Coin	Exchange Rate	Tex Index	LS/SS Ratio
ADF test statistic	-۲۲.۹۰۷۵***	-۴۲.۹۹۰۱***	-۱۷۵۴۱۱***	-۱۳۸۴۳۲***
p-value	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)
PP test statistic	-۶۱.۷۰۳۳***	-۶۹.۲۷۶۲***	-۷۰.۰۱۹۵***	-۱۲.۵۶۴۹***
p-value	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)
KPSS test statistic	۰.۱۱۱۶۲۲***	۰.۱۵۵۸۱۱***	۰.۱۷۹۶۲۶***	۰.۰۵۱۳۹۵۰***
p-value	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)
Ljung-Box				
LB(20)	۱۶۵.۷۷۰۰***	۲۶۲.۵۳۷۰***	۹۶.۶۸۴۲***	۳۰۴.۹۶۰۰***
p-value	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)
$LB^2(20)$	۸۲۰.۴۱***	۹۶۲.۴۴***	۱۳۷۴.۲۶***	۲۵۹۶.۸۷***
p-value	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)
ML-ARCH 1-10 test				
ARCH 1-10	۱۰۵.۰۸۵۹***	۱۲۱.۶۷۹۲***	۱۱۹.۲۹۵۱***	۱۶.۷۶۱۲***
p-value	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

۱- داده‌های محاسبات، داده‌های سری زمانی بازده‌های روزانه بازارهای مورد مطالعه در زمان بسته شدن بازارها در دوره مورد مطالعه است.

۲- r و r^2 به‌ترتیب خالص لگاریتم بازده و مربع لگاریتم بازده هستند.

۳- LB(24) و $LB^2(24)$[۳] به‌ترتیب بیست و چهارمین آزمون لجانگ- باکس برای آزمودن همبستگی سریالی

بر طبق فرض صفر آزمون‌های دیکی‌فولر و pp، سری زمانی فاقد ریشه واحد است. (یعنی فرض H0؛ فرض عدم وجود ریشه واحد در سری زمانی است.) پس درصورتیکه فرض صفر رد شود مدل ماناست.

1. بر طبق فرض صفر آزمون LM باید برای باقیمانده‌های سری زمانی خصوصیات وایت‌نویز برقرار باشد. یعنی عدم وجود خودهمبستگی و تصادفی بودن توزیع باقیمانده‌های سری زمانی در فرض صفر آزمون قرار داشته و درصورت تأیید فرض صفر این آزمون سری زمانی مانا درنظر گرفته می‌شود.

2. Kwiatowski-Phillips-Schmid-Shin

بر طبق فرض صفر آزمون KPSS، باقیمانده‌ها ثابت‌اند و ریشه واحد ندارند. بنابراین درصورت تائید فرض H0 سری زمانی ماناست.

۳. LB آماره آزمون Ljung-Box می‌باشد و همبستگی میان سری‌های باقیمانده استاندارد و استاندارد مربع را

میان باقیمانده‌های استاندارد شده و مربع باقیمانده‌های استاندارد شده است.

*** نشان‌دهنده معناداری آماری در سطح احتمال ۱٪ است.

† - آزمون Ljung-Box با استفاده از نرم‌افزار Statgraphic 18 انجام شده است.

ملاحظه می‌گردد در سری‌های زمانی مورد مطالعه نوسان‌پذیری واریانس وجود داشته لذا ناهمسانی واریانس شرطی[1] و درنتیجه اثرات ARCH وجود دارد.

۳-۴. برآورد FIAPARCH تک متغیره برای هریک از سری‌های زمانی

مطابق روش‌شناسی تحقیق، برای هر سری زمانی ابتدا یک مدل FIAPARCH تک‌متغیره برازش شده و خصوصیات مستتر بحث شده در هر سری زمانی، (وجود حافظه بلندمدت، وجود اثر اهرمی و قدرت (توان))، مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس از ماتریس‌های واریانس‌های شرطی و میانگین‌های شرطی پویا (DCC) بدست آمده، برای تشخیص سرایت میان بازارها و تشخیص وجود رفتار گله‌ای سرمایه‌گذاران در بازارها، با استفاده از تحلیل همبستگی‌های پویا استفاده می‌گردد. مدل برازش شده FIAPARCH چانگ (۱۹۹۸) و نرم افزار مورد استفاده OxMetrics نسخه ۷.۲ است.

جدول (۳). جدول برآورد (تخمین) FIAPARCH(1,d,1) تک متغیره برای هریک از سری‌های زمانی

Const. (m)	Coin	Exchange Rate	Tex Index	LS/SS Ratio
t-stat.	۰.۰۰۸۳۱۳	-۰.۰۰۲۱۵۶	۰.۰۱۰۵۴۶	۰.۱۳۳۷۱۶
Const. (v)	(۰۱۷۳۱)	(۰.۲۹۴۶)	(۰.۰۰۰۶)	(۰.۰۰۰۰)
t-stat.	۱.۱۴۰۹۱۷	۰.۰۵۴۹۹۴	۱.۲۷۷۶۳	۶.۴۰۹۶۴۲
d-Figarch	(۰.۰۳۴۷)	(۰.۰۵۹۲)	(۰.۰۷۳۰)	(۰.۰۰۰۱)
t-stat.	۰.۴۲۳۸۲۵	۰.۶۱۹۴۵	۰.۷۲۶۶۸۸	۰.۱۱۴۳.۷۵

آزمون می‌نماید. برطبق این آزمون فرض صفر یعنی فرض عدم وجود همبستگی میان باقیمانده‌های استاندارد و مربع باقیمانده‌های استاندارد می‌بایست تأیید گردد.

1. Conditional Heteroskedastity

Arch (Phi1)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۶۳۷)
t-stat.	۰.۳۰۱۱۱۵	۰.۱۶۵۰۲۴	۰.۳۸۱۵۶۲	۰.۶۶۹۲۵۱
Garch (Beta1)	(۰.۰۴۰۹)	(۰.۱۷۰۵)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)
t-stat.	۰.۴۴۶۶۱	۰.۴۷۴۸۸۵	۰.۶۰۸۷۹۷	۰.۲۸۲۴۱۱
Aparch (γ)	(۰.۰۰۶۳)	(۰.۰۰۰۳)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۱۲۷)
t-stat.	-۰.۱۲۰۹۶۷	-۰.۱۶۰۴۲	-۰.۱۹۱۸۰۳	۰.۰۵۵۰۰۴
Aparch (δ)	(۰.۰۶۶۹)	(۰.۰۰۵۵)	(۰۱۸۶۵)	(۰.۰۲۹۹)
t-stat.	۲.۳۶۲۲۳۹	۲.۱۹۶۱۴۶	۲.۹۶۷۴۲	۱.۴۵۰۹۶
Student (df)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)
t-stat.	۲.۴۶۱۴۰۸	۲.۵۵۰۱۳۲	۲.۲۰۹۳۶۸	۱.۰۳۳۸۵۶
p-value	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

۱- وقفه بهینه مدل FIAPARCH بنابر معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوایتز (SIC) انتخاب شده است.

۲- d[1] پارامتر کسری تفاضلی[2] و معرف حافظه بلندمدت در سری زمانی است.

۳- γ درجه اهرم[3] و نشان‌دهنده وجود خاصیت اهرمی و عدم تقارن نوسانات بازار به اخبار خوب و بد است[4].

۴- δ دوره قدرت[5] یا قدرت تبدیل هر واریانس غیر شرطی ناشی از اضافه شدن مشاهده به سری زمانی به واریانس شرطی است و از یک تبدیل Box-Cox بدست می‌آید[6]. بنابراین همواره $\delta > 0$ است.

---

1. مقدار d از طریق عملگر تفضل مالی و به طریق زیر محاسبه می‌گردد:

$(1-L)^d = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d+1)}{\Gamma(i+1)\Gamma(d-i+1)} L^i$ که در آن $\Gamma(0)$ تابع گاماست. بنابراین:

$$(1-L)^{d_i} = \sum_{i=0}^{\infty} \binom{d_i}{i} (-L)^i = 1 - d_i L - \frac{1}{2} d_i (1-d_i) L^2 - \frac{1}{6} d_i (1-d_i)(2-d_i) L^3 - \ldots$$

$$(1-L)^{d_i} = 1 + d_i L + d_i (d_i+1) L^2 / 2! + d_i (d_i+1)(d_i+2) L^3 / 3! + \ldots$$

بدست آمده و در محدوده $0 < d < 1$ قرار می‌گیرد.

2. differencing fractional parameter.

3. leverage term.

۴. شرط لازم آن است $-1 < \gamma$ و γ در محدوده $[-1 < \gamma < 1]$ قرار دارد. هنگامی که $\gamma > 0$ باشد اثر نامتقارنی شوک منفی بیشتر از شوک مثبت می‌باشد.

5. power term.

۶. تبدیل Box-Cox یک روش در نرمال‌سازی توزیع مشاهدات است که در آن روش مقداری را به عنوان توان (λ) تعیین کرده و همه مشاهدات را به توان آن می‌رساند و سپس آزمون نرمالیته روی مشاهدات انجام شده تا بهترین سری از مشاهدات بدست آید. مقدار λ بین ۵- تا ۵ تغییر می‌کند. این روش فقط برای داده‌های مثبت به‌کار می‌رود و این تنها نقطه ضعف این روش است.

۵- با توجه به آزمون های مرتبط با توزیع و رد فرضیه توزیع نرمال در سری‌های زمانی، توزیع مناسب برای سری زمانی Ls/Ss Ratio توزیع (GED[1]) در نظر گرفته شده است.

همانطور که ملاحظه می‌گردد در سری‌های زمانی مورد مطالعه یعنی تمامی بازارهای پولی و مالی داخلی ایران، علاوه بر وجود و تأئید خاصیت ARCH و GARCH (یعنی آلفا (فی۱) و بتا معنادار در سطح آماری) γ معنادار بوده (به‌غیر از بورس اوراق بهادار) و نشان‌دهنده وجود خاصیت اهرمی یعنی عدم واکنش متقارن بازار و سرمایه‌گذاران به خبرهای خوب و بد (شوک‌های مثبت و منفی) است. نکته با اهمیتی که در اینجا دیده می‌شود علامت γ است. بنابه تعریف γ در محدوده بین ۱- تا ۱ قرار می‌گیرد و γ مثبت و معنادار نشان‌دهنده عدم تقارن واکنش بازار به خبرهای خوب و بد و درواقع بیش‌واکنشی به خبر (شوک) بد است. اما همچنان که ملاحظه می‌گردد، در سری‌های زمانی بازده بازارهای نرخ ارز و طلا (سکه) علامت γ منفی است. این نکته با توجه به ماهیت این دو بازار (بازار نرخ ارز و سکه) که بازارهای کالاهای سرمایه‌ای با ارزش ذاتی هستند متفاوت بوده و در ارتباط با اقتصاد کلان کشور تفسیر می‌گردد. به این صورت که خبرهای بد باعث واکنش مثبت سرمایه‌گذاران و افزایش تقاضا در این دو بازار می‌گردد.

با توجه به ماهیت بازار نرخ ارز (دلار آمریکا در مقابل ریال) و بازار طلا (سکه) و ماهیت ذاتی این اقلام که حفظ‌کننده و ذخیره‌کننده ارزش هستند، در ایران با توجه به ریسک‌های سیاسی موجود به نظر می‌رسد که علامت منفی نشان‌دهنده بیش‌واکنشی مثبت در این دو بازار هنگام رخداد خبر بد سیاسی است. به‌عبارت دیگر خبر بد سیاسی یا سیاستی باعث هجوم سرمایه‌گذاران از دیگر بازارها به بازارهای ارز و طلا (سکه) به‌منظور حفظ ارزش پول یا سرمایه و ایجاد استراتژی تبدیل دارایی بدون ارزش ذاتی یا جهانی به دارایی دارای ارزش ذاتی و جهانی به‌منظور جلوگیری از کاهش ارزش ثروت به

1. Generalized Error Distribution

پول محلی ناشی از تضعیف پول ملی است. در اینجا هر خبر بد به جای آنکه سرمایه‌گذار را به خروج از این دو بازار ترغیب کند، باعث می‌شود که نه‌تنها هجوم برای خرید و تبدیل دیگر دارایی‌ها به این دو کالا (دلار و طلا (سکه)) که دارای ارزش ذاتی جهانی و خارج از مرزهای ایران هستند، بیشتر گردد، بلکه باعث ورود سرمایه‌گذاران جدید به این بازارها از دیگر بازارهای هم‌ارز یا کالایی یا اشتیاق بیشتر سرمایه‌گذاران فعلی در این بازارها برای تبدیل بیشتر دارایی‌های خود به این دو کالا می‌شود و آنان تلاش می‌نمایند تا سرمایه‌ای را که اکنون حکم پول داغ را پیدا کرده به سرعت و با کالاهای حافظ ارزش ورای پول ملی مبادله نمایند. همچنین یکی از خصوصیات مهم این دو بازار در کشور ما توانایی ذخیره فیزیکی این دارایی سرمایه‌ای به‌صورت دپو و نگهداری نزد سرمایه‌گذار است که در کنار حفظ ارزش در ذات خود باعث جذاب بودن این بازار در هنگام بروز شوک و خبر بد در کشور، بالاخص هنگام بروز شوک‌های بد سیاسی است. سرمایه‌گذاری که در این بازارها سرمایه‌گذاری می‌نماید؛ کالای سرمایه‌ای خود را دریافت کرده و آن را نزد خود نگه می‌دارد. در واقع وی توانسته است بر خلاف بازار نرخ سپرده‌های بانکی و بورس، کالای سرمایه‌ای دارای ارزش ذاتی خود را نزد خود و در جای امن نگهدارد و آن را از دست دولت، قوانین دولتی یا هر حادثه و رخداد سیاسی و ناگهانی دیگری محفوظ بدارد که این مهم‌ترین دلیل جذاب شدن این بازارها و واکنش و نوسان مثبت در هنگام بروز خبرهای بد است. مطلب فوق هرچند که خلاف انتظار است اما نکته‌ای است که سنسوی و سوباسی (۲۰۱۴) نیز در تحقیق خود در هنگام تحلیل بازارهای اوراق قرضه، نرخ ارز و طلا در ترکیه با آن مواجه شده و علامت مذکور را با توجه به اتفاقات و شوک‌های سیاسی با توجه به آزادسازی‌های مالی در اقتصاد و احتمال جنگ میان ترکیه و یونان تحلیل نموده‌اند.

۱-۳-۴. نیکویی[1] مدل

همانگونه که در ادبیات تحقیق بحث شد درصورتی که $d=0$ یا $d=1$ باشد مدل FIAPARCH به APARCH یا EGARCH تنزیل می‌گردد و زمانی که $d=1$، $\gamma=0$ و $\delta=2$ باشد مدل به مدل IGARCH و در حالت خاص $\delta=2$، $\gamma=0$ و $d=0$ مدل به GARCH تبدیل می‌گردد. همانطور که از سطح اعتماد بدست آمده در برآوردها دیده می‌شود تمامی ضرایب d و δ برای تمامی بازارهای مورد مطالعه در سطح کاملاً معنادار قرار داشته لذا می‌توان چنین نتیجه گرفت که مقدار ضرایب d برای تمامی بازارها مخالف با صفر (۰) یا ۱ و ضرایب قدرت نیز برای تمامی این بازارها مخالف ۲ بوده و نشان‌دهنده توزیع غیرخطی خطاهاست. لذا مدل FIAPARCH مدلی مناسب در برآورد حافظه بلندمدت و قدرت در این سری‌های زمانی است[2].

۴-۴. بررسی وجود سرایت در بازارها

یکی از موضوعات مهم در میان سرمایه‌گذاران و حتی سیاست‌گذاران مالی و سیاستی و تنظیم‌کنندگان بازار، بررسی وجود سرایت از بازارهای با اهمیت پولی و مالی بر یکدیگر هنگام بروز شوک در یک بازار (یا تمامی بازارها) یا هنگام اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی تنظیمی است. به‌منظور بررسی سرایت[3] با توجه به ادبیات موضوع می‌توان شوک را

---

1. Specification

۲. روش دیگر آزمون وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی، آزمودن آماره نسبت لایکلی‌هود (حداکثر درستنمایی) (LR) برای محدودیت خطی $d=0$ یعنی آزمون APARCH(1,1) و $d\neq 0$ یعنی مدل FIAPARCH(1,d,1) است. فرض می‌شود L_0 ارزش لگاریتم لایکلی‌هود تحت فرضیات صفر است که تحت آن فرضیه APARCH(1,1) مدلی درست است. و L ارزش لگاریتم لایکلی‌هود تحت فرضیه جایگزین است که بیان می‌دارد $d\neq 0$ یعنی مدل FIAPARCH(1,d,1) مدل درست و مناسب است. آماره آزمون LR به‌صورت $2(L-L_0)$ یک توزیع χ^2 (توزیع Chi square) با درجه آزادی ۱ است و هنگامی که فرضیه صفر رد گردد مدل دارای حافظه بلندمدت است.

۳. سرایت به عنوان یک افزایش معنادار در همبستگی‌ها در طول بازارهای متقابل بعد از یک شوک و در ارتباط با جابه‌جایی در نگرش سرمایه‌گذاران برای پذیرش مقدار متفاوت ریسک شناخته می‌شود.

به‌صورت زیر تعریف کرد: شوک عاملی است که باعث بروز تغییر ناگهانی در متغیرهای با اهمیت یک بازار یا تمامی بازارها می‌گردد. به‌منظور بررسی اثرات شوک و درنتیجه تشخیص وجود سرایت لازم است دو نکته مشخص گردد:

اول: تاریخ بروز شوک در بازار(ها)

دوم: اثر شوک بر بازار(ها)

از آنجا که تاریخ یک شکست ساختاری ممکن است دقیقاً مصادف با بروز یک شوک بر اقتصاد یا کشور یا بازار مرتبط نباشد چراکه سرمایه‌گذاران و مشارکت‌کنندگان در بازارهای مالی با توجه به رصد بازار و دسترسی به اطلاعات می‌توانند رفتار خود را به خوبی قبل یا حتی بعد از تاریخ شوک تنظیم نمایند؛ این تحقیق زمانی که خوشه‌های نوسان به طور معنادار تغییر می‌نماید را تاریخ شکست درنظر می‌گیرد. از این دیدگاه، یک تاریخ شکست در بازار تاریخی است که در آن متغیرهای اساسی بازار (میانگین شرطی یا واریانس شرطی سری زمانی) به‌طور معنادار از نظر آماری تغییر کرده‌اند. همانطور که مشخص است تاریخ شکست در این رویکرد بر اساس آزمون‌های آماری تعیین می‌گردد و سلیقه یا انتخاب محقق در تعیین یک تاریخ بخصوص در آن نقشی ندارد لذا می‌تواند از اثر خطای هاله‌ای یا بیش‌واکنشی ناشی از حساسیت بیش از اندازه محقق به یک واقعه یا رویداد خاص اجتناب نماید. در اینجا رویکرد آماری جریمه-پاداش کارلگوک (۲۰۱۰) به‌منظور تعیین تاریخ‌های شکست در بازارهای مالی انتخاب و تاریخ‌های شکست در هر سری زمانی در جدول زیر ارائه می‌گردد.

جدول (۴). تاریخ شکست‌ها در بازارهای داخلی ایران در دوره مورد مطالعه

Tex index				Ls/ss Ratio			
ردیف	تاریخ شمسی	روز هفته	تاریخ میلادی	ردیف	تاریخ شمسی	روز هفته	تاریخ میلادی
۱	۱۳۸۸/۶/۲۲	یکشنبه	۲۰۰۹/۹/۱۳	۱	۱۳۹۱/۳/۱۷	چهارشنبه	۲۰۱۲/۶/۶
۲	۱۳۹۱/۱۰/۲۶	سه شنبه	۲۰۱۳/۱/۱۵	۲	۱۳۹۳/۱/۲۴	یکشنبه	۲۱۰۳/۴/۱۳
۳	۱۳۹۲/۵/۱	سه شنبه	۲۰۱۳/۷/۲۳	۳	۱۳۹۳/۸/۱۷	شنبه	۲۰۱۴/۱۱/۸

۴	۱۳۹۳/۱۲/۲۰	چهارشنبه	۲۰۱۵/۳/۱۱	۴	۱۳۹۳/۱۱/۱۹	یکشنبه	۲۰۱۵/۲/۸
۵	۱۳۹۴/۳/۱۹	سه شنبه	۲۰۱۵/۶/۹				
۶	۱۳۹۴/۶/۱۴	شنبه	۲۰۱۵/۹/۵				
۷	۱۳۹۴/۱۱/۱۳	سه شنبه	۲۰۱۶/۲/۲				
۸	۱۳۹۵/۳/۱۸	سه شنبه	۲۰۱۶/۶/۷				
۹	۱۳۹۵/۵/۱۳	چهارشنبه	۲۰۱۶/۸/۳				
۱۰	۱۳۹۵/۱۲/۲۴	سه شنبه	۲۰۱۷/۳/۱۴				
۱۱	۱۳۹۶/۹/۱۵	چهارشنبه	۲۰۱۷/۱۲/۶				

coin				exchange rate			
ردیف	تاریخ شمسی	روز هفته	تاریخ میلادی	ردیف	تاریخ شمسی	روز هفته	تاریخ میلادی
۱	۱۳۹۰/۱۱/۴	سه شنبه	۲۰۱۲/۱/۲۴	۱	۱۳۹۸/۷/۲۶	دوشنبه	۲۰۱۰/۱۰/۱۸
۲	۱۳۹۰/۱۱/۱۹	چهارشنبه	۲۰۱۲/۲/۸	۲	۱۳۹۰/۱۰/۲۲	دوشنبه	۲۰۱۲/۱/۲
۳	۱۳۹۱/۳/۲۸	یکشنبه	۲۰۱۲/۶/۱۷	۳	۱۳۹۱/۲/۱۴	پنج شنبه	۲۰۱۲/۵/۳
۴	۱۳۹۱/۶/۲۰	دوشنبه	۲۰۱۲/۹/۱۰	۴	۱۳۹۱/۷/۱۱	سه شنبه	۲۰۱۲/۱۰/۲
۵	۱۳۹۱/۷/۱۹	چهارشنبه	۲۰۱۲/۱۰/۱۰		۱۳۹۱/۷/۱۸	سه شنبه	۲۰۱۲/۱۰/۲
۶	۱۳۹۱/۱۱/۱۲	پنج شنبه	۲۰۱۳/۱/۳۱		۱۳۹۲/۸/۷	سه شنبه	۲۰۱۳/۱۰/۲۹
۷	۱۳۹۲/۴/۲۴	دوشنبه	۲۰۱۳/۷/۱۵		۱۳۹۴/۲/۲۲	سه شنبه	۲۰۱۵/۵/۱۲
۸	۱۳۹۲/۶/۶	چهارشنبه	۲۰۱۳/۸/۲۸				
۹	۱۳۹۲/۹/۲۵	دوشنبه	۲۰۱۳/۱۲/۱۶				
۱۰	۱۳۹۳/۸/۴	یکشنبه	۲۰۱۴/۱۰/۲۶				
۱۱	۱۳۹۳/۱۰/۳	چهارشنبه	۲۰۱۴/۱۰/۲۶				
۱۲	۱۳۹۴/۱/۲۳	یکشنبه	۲۰۱۵/۴/۱۲				
۱۳	۱۳۹۴/۱۱/۱۹	دوشنبه	۲۰۱۶/۲/۸				
۱۴	۱۳۹۵/۱/۱۹	پنج شنبه	۲۰۱۷/۳/۱۳				
۱۵	۱۳۹۵/۱۲/۲۳	دوشنبه	۲۰۱۶/۴/۷				
۱۶	۱۳۹۶/۱۰/۱۸	دوشنبه	۲۰۱۸/۱/۸				
۱۷	۱۳۹۶/۱۱/۲۱	شنبه	۲۰۱۸/۲/۱۰				

منبع: یافته‌های پژوهش

۱- در محاسبه تعیین تاریخ‌های شکست، مطابق الگوریتم کارلگوک، از سری زمانی واریانس شرطی هر متغیر محاسبه شده از برآورد FIAPARCH تک متغیره و انجام آزمون CUSUM بر روی باقیمانده‌های استاندارد و مربع باقیمانده‌های استاندارد برای تعیین نقاط شکست احتمالی و از آزمون برابری میانگین دو نمونه برای پیوستن دو زیرگروه (یا به عبارتی تأیید نقطه نامزد شده) استفاده گردید.

بر اساس جدول فوق ملاحظه می‌گردد که بسیاری از تاریخ‌های شکست در روزهای ابتدایی آخرین ماه سال رخ داده که نشان از انتظارات تورمی سرمایه‌گذاران برای سال بعد یا احتمالاً اثرات ژانویه‌ای[۱] است. همچنین شکست‌هایی که در فروردین‌ماه تا روزهای ابتدایی اردیبهشت‌ماه رخ داده است نشان از تعادل بازار پس از اعمال تمامی اطلاعات اقتصادی سال جدید[۲]، شرایط و تعدیل انتظارات تورمی و بالطبع آن تعدیل در بازده‌های مورد انتظار در سال جدید و سال‌های بعد دارد. این نکته به‌خوبی در بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و نسبت سپرده‌ها قابل مشاهده است. نکته قابل توجه آن است که تاریخ‌های شکست در سری زمانی نرخ‌های ارز در پایان سال و متناسب با انتظارات تورمی ناست؛ به‌عبارت دیگر عوامل دیگری به‌غیر از انتظارات تورمی سرمایه‌گذاران در این شکست‌ها دخیل هستند که با توجه به مطالب بحث شده می‌توان نتیجه گرفت که برای متغیر نرخ ارز، دوره و چرخه‌های اقتصادی و سیاست‌های انبساطی و انقباضی در کنار سیاست‌های پولی بانک مرکزی قوی‌تر از دیگر عوامل مؤثر

۱. یک اثر ملاحظه شده و اثبات شده ژانویه‌ای در شبکه بانکی برای نسبت حجم سپرده‌ها، تغییر شدید و کاهشی نسبت حجم سپرده‌های بلندمدت به کوتاه‌مدت و همچنین تغییر شدید و افزایشی نسبت حجم پول نقد پرداخت شده با ابزارهای پرداخت به مشتریان نسبت به دیگر ماه‌های سال در اسفند ماه می‌باشد. معمولاً بانک‌ها در ماه آخر سال با کسر پول نقد پرداختی به مشتریان مواجه شده و بعد از پایان سال و آغاز سال جدید با برگشت پول‌های نقد مواجه می‌گردند. به همین منظور بانک‌ها همیشه تمهیداتی برای وجود پول‌نقد قابل پرداخت به مشتریان در ماه آخر سال و ارسال حجم بالای پول نقد بازگردانده شده توسط مشتریان در فروردین ماه درنظر می‌گیرند. این تمهیدات شامل سیاست‌های پول رسانی از خزانه به شعب تا تغییر حجم پول نقد بیمه شده در برابر حوادث احتمالی در شعب می‌گردد. هرچند که با روش‌های بانکداری الکترونیک و افزایش پرداخت‌های الکترونیک و ضریب نفوذ بالای کارت‌های بانکی این اثر تعدیل شده است. همچنین در اسفندماه بیشتر مشتریان حقوقی با افزایش هزینه‌های موردی علاوه بر هزینه‌های حقوق و دستمزد مانند مزایا، پاداش و عیدی مواجه می‌گردند و بیشتر تسویه‌های مرتبط با پرداخت‌ها و اقساط دیون بلندمدت خود را در این ماه انجام می‌دهند. این موارد باعث می‌گردد تا این اشخاص در اسفندماه حساب‌های بلندمدت خود را به منظور پوشش این هزینه‌ها و ایفای تعهدات به حساب جاری و دیداری تبدیل نمایند.

۲. مانند تصویب لایحه بودجه و مشخص شدن منابع و مصارف کلان دولتی و همچنین نرخ ارز در آن لایحه برای سال جدید یا میزان هزینه‌های توسعه‌ای یا اعتبارات قابل تخصیص به بخش‌های مختلف اقتصادی و تولیدی.

بوده‌اند.

همچنین همانگونه که دو متغیر نرخ طلا (سکه) و نرخ ارز با یکدیگر همبستگی پویای شرطی بالایی نشان داده‌اند[۱] تاریخ‌های شکست در آن بازارها نیز تقریباً با یک ماه اختلاف و ابتدا در بازار ارز رخ داده و پس از آن بازار طلا نوسانات شدید را تجربه نموده است. این نکته با توجه به مطالب فوق کاملاً انتظاری و قابل درک است. چراکه متغیر نرخ سکه (طلا) ابتدا تحت تأثیر بازار جهانی و بر اساس دلار تنظیم و سپس بر اساس نرخ ارز تعدیل می‌گردد. بنابراین می‌توان مشاهده نمود که تغییرات شدید در نرخ‌های ارز بلافاصله بر بازار سکه تأثیرگذار بوده و نرخ‌های نقد سکه را با توجه به تعدیل سطح انتظارات از نرخ‌های بازده‌های پوشش داده نشده تعدیل و دچار شکست معنادار می‌نماید. نکته دیگر آنکه، با مطالعه بازارها دیده می‌شود که تاریخ‌های شکست در یک بازار هرچند که به‌صورت اختلاف معنادار در واریانس شرطی یا میانگین شرطی نوسانات تعریف شده و در واقع خوشه‌بندی‌های نوسان مشاهده شده را نشان می‌دهد، اما در بسیاری از آنها این تاریخ‌های شکست از نظر زمانی به یکدیگر نزدیک بوده و نشان‌دهنده یک دوره تلاطم در آن بازار تا رسیدن به نرخ تعادل متناسب با انتظارات بازار با تعادل جدید در قیمت‌ها با توجه به تمام شرایط و توجه سرمایه‌گذاران به اخبار موجود در بازار و تعدیل انتظارات آنان از اثرات اخبار خوب یا بد است.

همچنین در این دوره زمانی ما شاهد سه دوره انتخابات ریاست جمهوری در ایران بوده‌ایم که با توجه به عدم شکست در سری‌های زمانی متغیرها در تاریخ‌های نزدیک به آن رویدادها (قبل و بعد) می‌توان گفت انتخابات در کشور تأثیر خاصی بر تغییر نگرش یا انتظارات بازار و سرمایه‌گذاران نداشته است. دیگر اخبار سیاسی یا سیاستی نیز به‌علت شدت و تکرار در دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت بیشتر اثرات همپوشانی داشته و به‌علت

---

۱. برای مطالعه بیشتر و دسترسی به نتایج تحلیلی مرتبط، به مقاله "به‌کارگیری مدل DCC-FIAPARCH چند متغیره درآزمون همبستگی‌های پویای شرطی میان بازارهای پولی و مالی ایران"، از همین نویسندگان مراجعه شود.

توالی در فواصل زمانی کم[۱] قابلیت بررسی آماری دقیق ندارند[۲]. بنابراین پس از حذف تاریخ‌های شکست آخر سال (حذف اثرات تورمی و ژانویه‌ای) و تاریخ‌های شکست اولین و آخرین خوشه در هر بازار (به‌دلیل آنکه خوشه قبل از اولین شکست و خوشه بعد از آخرین شکست ناقص در دوره مورد مطالعه ظاهر می‌گردند) در چهار بازار مورد مطالعه دوره تلاطم برای:

- بازار سکه (طلا) فاصله زمانی ۱۳۹۱/۰۶/۲۰ تا ۱۳۹۱/۰۷/۱۹ مصادف با 10-Sep-2012 تا 10-Oct-2012؛
- بازار نرخ ارز فاصله زمانی ۱۳۹۱/۰۲/۱۴ تا ۱۳۹۱/۰۷/۱۸ مصادف با 3-May-2012 تا 9-Oct-2012؛
- بازار اوراق بهادار تهران فاصله زمانی ۱۳۹۴/۰۳/۱۹ تا ۱۳۹۴/۰۶/۱۴ مصادف با 9-Jun-2015 تا 5-Sep-2015؛
- و برای نسبت سپرده‌های بانکی ۱۳۹۳/۰۱/۲۴ تا ۱۳۹۳/۰۸/۱۷ مصادف با 13-Apr-2014 تا 8-Nov-2014؛

و فاصله زمانی میان نقطه شکست قبل از تاریخ شروع تلاطم بازار تا زمان شروع تلاطم (خوشه قبل از شروع تلاطم) و فاصله زمانی بعد از پایان تلاطم تا شکست بعدی

---

۱. به عنوان مثال در سال ۱۳۹۶ بانک مرکزی در چند نوبت بدون آنکه بتواند اثر آن را بر دیگر بازارها مطالعه نماید نرخ سود سپرده‌ها را کاهش داد که همین امر منجر به افزایش شدید قیمت‌ها در بخش مسکن و اجاره بهای آن و بالطبع آن در نرخ سکه (طلا) گردید. با مراجعه به آگهی‌های درج شده در روزنامه‌ها در آن دوره مشاهده می‌گردد بعضا اجاره بها مسکن به‌جای مبلغ نقد به‌صورت درصدی از نرخ سکه تعیین می‌گردید. هرچند که شاید سرمایه‌گذاران با علم مالی و محاسبات ریاضی چنین روشی را در پیش نگرفتند اما برای اولین بار ما شاهد سواپ نرخ بهره ثابت با نرخ بهره متغیر (در محاسبات مبلغ پیش‌پرداخت‌ها برای اجاره یک واحد مسکونی مشخص) در سطح معاملات خرد در جامعه بودیم.

۲. با توجه به توضیحات، اکنون می‌توان دریافت که اخبار مهم بر شکست‌های بازارهای با اهمیت ایران حوادثی هستند که حدودا از سه تا ده روز بعد از شکست‌های با اهمیت رخ داده‌اند. تا ریخ شکست‌های با اهمیت در دوره مورد مطالعه برای قیمت سکه ۱۳۹۱/۰۶/۲۰، ۱۳۹۲/۰۴/۲۴، ۰۹۱۳۹۲/۲۵، ۱۳۹۳/۰۸/۰۴، ۱۳۹۶/۱۰/۱۸، برای نرخ ارز ۱۳۹۱/۰۷/۱۱، ۱۳۹۲/۰۸/۰۷، برای بورس اوراق بهادار تهران ۱۳۹۱/۱۰/۲۶، ۱۳۹۲/۰۵/۰۱، ۱۳۹۴/۰۶/۱۴، ۱۳۹۵/۰۵/۱۳ و برای سپرده‌های بانکی ۱۳۹۳/۰۸/۱۷ است.

(خوشه بعد از دوره تلاطم) به‌عنوان دوره‌های قبل و بعد از تلاطم در نظر گرفته می‌شود. با معرفی سه متغیر مجازی برای هر بازار و مرتبط به هرکدام از دوره‌های قبل از تلاطم، دوره تلاطم و دوره بعد از تلاطم (دوره‌های آرامش، تلاطم و آرامش مجدد) با مقادیر ۱ برای دوره متناظر و مقدار صفر برای بقیه دوره‌ها[۱]، همبستگی‌های پویا میان ماتریس‌های DCC بدست آمده از برآوردهای تک‌متغیره قبلی و برای دو سری میانگین‌های شرطی پویا و واریانس‌های شرطی پویا هر بازار را بررسی می‌نماییم.

جدول (۵). جدول تعریف متغیرهای مجازی متناظر با هر دور و طول آنها

سری زمانی	تاریخ شروع دوره	تاریخ پایان دوره	نام دوره	نام متغیر
dumCoin_1	آرامش	۲۰۱۲/۹/۹	۲۰۱۲/۶/۱۸	Coin
dumCoin_2	تلاطم	۲۰۱۲/۱۰/۱۰	۲۰۱۲/۹/۱۰	
dumCoin_3	آرامش مجدد	۲۰۱۳/۱/۳۱	۲۰۱۲/۱۰/۱۱	
dumExch_1	آرامش	۲۰۱۲/۵/۲	۲۰۱۲/۱/۳	Exchange Rate
dumExch_2	تلاطم	۲۰۱۲/۱۰/۹	۲۰۱۲/۵/۳	
dumExch_3	آرامش مجدد	۲۰۱۳/۱۰/۲۹	۲۰۱۲/۱۰/۱۰	
dumTex_1	آرامش	۲۰۱۵/۶/۸	۲۰۱۵/۳/۱۲	Tex Index
dumTex_2	تلاطم	۲۰۱۵/۹/۵	۲۰۱۵/۶/۹	
dumTex_3	آرامش مجدد	۲۰۱۶/۲/۲	۲۰۱۵/۹/۶	
dumLsss_1	آرامش	۲۰۱۴/۴/۱۲	۲۰۱۲/۶/۷	Ls/Ss Ratio
dumLsss_2	تلاطم	۲۰۱۴/۱۱/۸	۲۰۱۴/۴/۱۳	
dumLsss_3	آرامش مجدد	۲۰۱۵/۲/۸	۲۰۱۴/۱۱/۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق اصول، ادبیات و تئوری‌های موجود چنانچه همبستگی میان دو بازار در دوره تلاطم بالاتر از دوره قبل از تلاطم رود میان دو بازار اثر سرایت وجود دارد و چنانچه این

۱. با این تعریف متغیر با اندیس (۱) معرف دوره قبل از تلاطم یا آرامش با مقدار ۱ برای دوره آرامش و صفر برای دوره‌های تلاطم و آرامش مجدد؛ متغیر با اندیس (۲) معرف دوره تلاطم و با مقادیر ۱ برای دوره تلاطم و صفر برای دوره زمانی قبل و بعد از تلاطم و متغیر با اندیس (۳) معرف دوره پس از تلاطم و با مقدار صفر برای دوره‌های قبل از تلاطم و تلاطم و مقدار ۱ برای دوره پس از تلاطم و آرامش مجدد است.

همبستگی در دوره پس از تلاطم همچنان بالا باقی بماند نشان‌دهنده رفتار گله‌ای در میان فعالان بازار و چنانچه این تغییر در همبستگی، تفاوت معناداری را با دوره قبل از تلاطم نشان دهد علاوه بر وجود رفتار گله‌ای در میان سرمایه‌گذاران بازار نشان‌دهنده تغیر در نگرش‌های ریسک یا مطلوبیت‌های سرمایه‌گذار نیز می باشد.

۵-۴. برآوردهای تجربی اثر سرایت میان بازارها

به‌منظور تخمین و بررسی ضرایب متغیرهای مجازی تعریف شده در یک همبستگی پویا، با استفاده از بسته نرم‌افزاری PcGive 7.2 از نرم‌افزار OxMetrics، همبستگی‌های پویا برای ماتریس‌های بدست آمده از میانگین‌های شرطی پویا و واریانس‌های شرطی پویا، بدست آمده از تخمین‌های FIAPARCH، هریک از سری‌های زمانی مورد مطالعه برآورد می‌گردد[1].

جدول (۶). تخمین ضرایب متغیرهای مجازی در یک همبستگی پویا برای دوره‌های مورد مطالعه میان میانگین‌های شرطی سری‌های زمانی مورد مطالعه

Cond Mean E q.	Corr(Coin _ Exchange Rate)				Corr(Exchange Rate _ Tex Index)			
	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F [احتمال]	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F
dumExch_1	۰/۰۰۴	۱/۵۰	۰/۱۳	۲/۲۷ [۰/۱۳]	۰/۳۵۲	۱/۰۳	۰/۳۰۲	۱/۶۷ [۰/۱۹]
dumExch_2	-۰/۰۱۹	-۸/۸۵	۰/۰۰	۷۸/۴۰ [۰/۰۰]	۰/۰۱۴	۱/۲۹	۰/۱۹۶	۱/۲۹ [۰/۲۶]
dumExch_3	-۰/۰۱۹	-۱۳/۱	۰/۰۰	۱۷۱/۴۳ [۰/۰۰]	-۰/۰۱۱	-۱/۱۴	۰/۲۵۵	۳/۷۶ [۰/۰۵]
dumCoin_1	۰/۰۲۲	۴/۰۸	۰/۰۰	۱۶/۶۶ [۰/۰۰]				
dumCoin_2	۰/۰۴۶	۵/۱۹	۰/۰۰	۲۶/۹۸ [۰/۰۰]				
dumCoin_3	۰/۰۱۵	۳/۳۲	۰/۰۰	۱۶۸/۶۶				

1. Multiple – Equation Dynamic Modeling using PcGive

				[۰/۰۰]				
dumTex_1					۰/۰۱۱	۰/۸۲۵	۰/۴۰۹	۱/۱۹ [۰/۲۷۵]
dumTex_2					-۰/۰۰۵	-۱/۰۹	۰/۲۷۵	۰/۲۴ [۰/۶۲۱]
dumTex_3					۰/۰۰۴	۰/۶۷۴	۰/۵۰۱	۰/۴۵۴ [۰/۵۰۱]
dumLsSs_1								
dumLsSs_2								
dumLsSs_3								

Cond Mean E q.	Corr(Exchange Rate _ Ls/Ss Ratio)				Corr(Coin _ Tex Index)			
	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F [احتمال]	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F
dumExch_1	-۰/۱۸۵	-۲/۲۸	۰/۰۲۲۵	۵/۲۱ [۰/۰۲]				
dumExch_2	۰/۰۰۷	۰/۱۹	۰/۸۴	۰/۰۳۸ [۰/۸۵]				
dumExch_3	۰/۰۲۳	۰/۸۷	۰/۳۸	۰/۷۷ [۰/۳۸]				
dumCoin_1					-۰/۰۲۳	-۱/۴۰	۰/۱۶	۱/۹۶ [۰/۱۶۲]
dumCoin_2					۰/۰۱۲	۰/۴۵	۰/۶۶	۰/۱۹۹ [۰/۶۶]
dumCoin_3					۰/۰۰۲	۰/۱۲	۰/۹۱	۰/۱۳۵ [۰/۹۱]
dumTex_1					-۰/۰۱۵	-۴/۴۹	۰/۰۰	۲۰/۱۱ [۰/۰۰]
dumTex_2					-۰/۰۰۲	-۰/۵۸	۰/۵۶	۰/۳۳۹ [۰/۵۶]
dumTex_3					-۰/۰۰۳	-۱/۱۰	۰/۲۷	۱/۲۲ [۰/۲۷]
dumLsSs_1	-۰/۰۰۳	-۰/۹۸	۰/۰۳	۰/۹۸ [۰/۳۲]				
dumLsSs_2	-۰/۰۰۵	-۰/۹۹	۰/۳۴	۰/۹۸				

				[۰/۳۲]				
dumLsSs_3	-۰/۰۰۴	-۰/۵۷	۰/۳۲	۰/۳۳ [۰/۵۶]				

Cond Mean Eq.	Corr(Tex Index _ Ls/Ss Ratio)				Corr(Coin _ Ls/Ss Ratio)			
	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F [احتمال]	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F
dumExch_1								
dumExch_2								
dumExch_3								
dumCoin_1					-۰/۰۰۴	-۰/۰۸	۰/۹۳	۰/۰۰۷ [۰/۹۳]
dumCoin_2					۰/۰۳۲	۰/۳۸	۰/۷۰	۰/۱۴۵ [۰/۷۰]
dumCoin_3					-۰/۰۵۳	-۱/۱۸	۰/۲۴	۱/۳۹ [۰/۲۴]
dumTex_1	۰/۶۲۶	۱/۲۳	۰/۲۱	۱/۵۲ [۰/۲۲]				
dumTex_2	۰/۰۱۰	۰/۲۰۰	۰/۸۴	۰/۰۴ [۰/۸۴]				
dumTex_3	۰/۰۲۷	۰/۶۸۱	۰/۴۹	۰/۴۶ [۰/۴۹]				
dumLsSs_1	-۰/۰۰۳	-۰/۵۸۵	۰/۵۵	۰/۳۵ [۰/۵۶]	-۰/۰۱	-۵/۷۶	۰/۰۰	۳۳/۲۲ [۰/۰۰]
dumLsSs_2	-۰/۰۲۴	-۲/۸۷	۰/۰۰	۸/۲۲ [۰/۰۰]	-۰/۰۱۱	-۳/۸۹	۰/۰۰	۱۵/۱۶ [۰/۰۰]
dumLsSs_3	-۰/۰۴۱	-۳/۳۸	۰/۰۰	۱۱/۴۳ [۰/۰۰]	-۰/۰۱۰	-۲/۵۵	۰/۰۱	۶/۶۸ [۰/۰۱]

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۷). تخمین ضرایب متغیرهای مجازی در یک همبستگی پویا برای دوره‌های مورد مطالعه میان واریانس‌های شرطی سری‌های زمانی مورد مطالعه

Cond Mean Eq.	Corr(Coin _ Exchange Rate)				Corr(Exchange Rate _ Tex Index)			
	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F [احتمال]	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F
dumExch_1	۵/۱۷	۱۸/۷	۰/۰۰	۳۴۹/۲۱	-۰/۲۲۷	-۱/۷۹	۰/۰۷	۳/۲۰

				[۰/۰۰]				[۰/۰۷]
dumExch_2	-۰/۰۳۲	-۰/۱۴	۰/۸۹	۰/۰۱۹ [۰/۸۹]	۰/۵۰۹	۴/۷۳	۰/۰۰	۲۲/۴۰ [۰/۰۰]
dumExch_3	۱/۴۵	۹/۴۶	۰/۰۰	۸۹/۴۲ [۰/۰۰]	۰/۹۵۸	۱۳/۶	۰/۰۰	۱۸۶/۳ [۰/۰۰]
dumCoin_1	۰/۵۳۲	۱/۳۰	۰/۱۹	۱/۶۹ [۰/۱۹]				
dumCoin_2	۱۹/۶۴	۲۸/۵	۰/۰۰	۸۱۴/۱۴ [۰/۰۰]				
dumCoin_3	۰/۵۳۵	۱/۴۸	۰/۱۴	۲/۲۰۳ [۰/۱۴]				
dumTex_1					-۰/۵۷۶	-۰/۸۱	۰/۴۲	۱/۱۹ [۰/۲۷]
dumTex_2					-۰/۸۴۲	-۱/۱۸	۰/۲۴	۰/۲۴ [۰/۶۲]
dumTex_3					-۱/۲۲۹	-۲/۲۲	۰/۰۳	۰/۴۵ [۰/۵۰]
dumLsSs_1								
dumLsSs_2								
dumLsSs_3								

Cond Mean E q.	Corr(Exchange Rate _ Ls/Ss Ratio)				Corr(Coin _ Tex Index)			
	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F [احتمال]	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F
dumExch_1	۱/۶۹	۲۹/۳	۰/۰۰۰	۸۶۰/۸ [۰/۰۰]				
dumExch_2	۰/۱۹۱	۶/۵۴	۰/۰۰۰	۴۲/۷۱ [۰/۰۰]				
dumExch_3	۰/۰۰۲	۰/۱۱۵	۰/۹۱	۰/۰۱۳ [۰/۹۱]				
dumCoin_1					۰/۰۸۶	۰/۶۱	۰/۵۴	۰/۳۷ [۰/۵۴]
dumCoin_2					۳/۷۳	۱۴/۰	۰/۰۰	۱۹۷/۲ [۰/۰۰]
dumCoin_3					۱/۹۹	۱۵/۰	۰/۰۰	۲۲۴/۴۵ [۰/۰۰]

dumTex_1					-۱/۰۵	-۳/۱۵	۰/۰۰	۹/۹۵ [۰/۰۰]
dumTex_2					-۱/۲۵	-۳/۷۷	۰/۰۰	۱۴/۲۲ [۰/۰۰]
dumTex_3					-۱/۳۸	-۵/۲۹	۰/۰۰	۲۷/۹۴ [۰/۰۰]
dumLsSs_1	۳/۳۸	۱۱/۶	۰/۰۰	۱۳۳/۵ [۰/۰۰]				
dumLsSs_2	-۰/۳۶۵	-۰/۷۹	۰/۴۲	۰/۶۳۸ [۰/۴۲]				
dumLsSs_3	۱/۰۱	۱/۵۲	۰/۱۳	۲/۳۲ [۰/۱۳]				

Cond Mean E q.	Corr(Tex Index _ Ls/Ss Ratio)				Corr(Coin _ Ls/Ss Ratio)			
	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F [احتمال]	ضریب	آماره t	احتمال	آماره F
dumExch_1								
dumExch_2								
dumExch_3								
dumCoin_1					۰/۲۲۹	۵/۳۱	۰/۰۰	۲۸/۲۳ [۰/۰۰]
dumCoin_2					-۰/۳۵۰	-۴/۳۱	۰/۰۰	۱۸/۵۶ [۰/۰۰]
dumCoin_3					-۰/۱۶۲	-۳/۹۷	۰/۰۰	۱۵/۷۵ [۰/۰۰]
dumTex_1	-۰/۰۳۵	-۰/۸۴	۰/۴۰	۰/۶۹۸ [۰/۴۰]				
dumTex_2	۰/۰۴۷	۱/۱۲	۰/۲۶	۱/۲۵ [۰/۲۶]				
dumTex_3	۰/۰۱۰	۰/۲۹	۰/۷۶	۰/۰۹ [۰/۷۷]				
dumLsSs_1	۰/۹۰۵	۱۴/۳	۰/۰۰	۲۰۵/۸ [۰/۰۰]	۲/۶۵	۰/۱۴	۰/۰۰	۳۷۰/۳۳ [۰/۰۰]
dumLsSs_2	۰/۰۴۹	۰/۴۹	۰/۶۲	۰/۲۴ [۰/۶۲]	-۰/۰۵۲	۰/۲۱	۰/۸۰	۰/۰۶ [۰/۸۱]
dumLsSs_3	-۰/۰۳۶	-۰/۲۶	۰/۷۹	۰/۰۶۵	-۰/۲۹۱	۰/۳۱	۰/۳۵	۰/۸۹

				[۰/۷۹]				[۰/۳۵]

منبع: یافته‌های پژوهش

نکته: میانگین‌های شرطی و واریانس‌های شرطی از برآوردهای تک‌متغیره FIAPARCH(1,d,1) برای هر سری زمانی بدست آمده است.

از جداول (۶) و (۷) ملاحظه می‌گردد که در تمامی بازارها ضرایب متغیر مجازی مثبت و معنادار وجود دارد که بیانگر وجود شوک و سرایت آن در میان بازارهای مورد مطالعه در داخل کشور و نشان‌دهنده هم‌جهتی و همسویی سرمایه‌گذاران در انتظارات آتی از بازارها و حرکت به بازارهای موازی متناظر و تصمیم‌گیری یکسان در تغییرات پورتفولیو بهینه خود و توجه شدید به اخبار بد در این دوره دارد. ملاحظه می‌گردد که پس از دوره تلاطم ضرایب همبستگی شرطی در دوره پس از تلاطم دوباره کاهش می‌یابد اما به سطح قبلی و اولیه خود باز نمی‌گردد بلکه مقادیری مابین دوره تلاطم و آرامش را می‌پذیرد. این نکته نشانگر آن است که علاوه بروجود رفتار گله‌ای (به دلیل بالاتر بودن ضریب نسبت به دوره آرامش) یک تغییر رفتار و تغییر در نگرش سرمایه‌گذار به ریسک و میزان پذیرش ریسک با توجه به بازده‌ها با توجه به آموخته‌ها از حوادث تجربه شده یا احتمالاً ضرایب ذهنی مطلوبیت برای هر واحد سود یا زیان و در نتیجه منحنی‌های بی‌تفاوتی وی نسبت به ریسک و بازده، ایجاد شده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

۵-۱. جمع‌بندی

از تجزیه و تحلیل داده‌ها، نتایجی به شرح زیر بدست می‌آید:

- در تمامی بازارها توزیع داده‌ها به‌صورت توزیع نرمال نبوده و از دیگر توزیع‌ها بالاخص توزیع t-student پیروی می‌نماید که این مطلب منطبق با یافته‌های دیگر پژوهشگران بوده و با توجه به ادبیات و تئوری‌های موجود خصوصیتی است که در ذات داده‌های مالی است. همچنین در تمامی بازارها خصوصیات خوشه‌بندی نوسانات و وجود ناهمگونی شرطی

مشاهده می‌شود بنابراین اثرات ARCH/GARCH در توزیع داده‌ها در سری‌های زمانی مرتبط با بازارها وجود داشته، لذا می‌توان از مدل‌های برآورد همبستگی‌های شرطی در تخمین همبستگی‌ها استفاده نمود. همچنین از نتایج تخمین مدل FIAPARCH تک‌متغیره برای بازارهای مورد مطالعه ایران مشخص می‌گردد که در تمامی بازارها حافظه بلندمدت وجود داشته و معنادار بوده و در تمامی بازارها اثر عدم تقارن و عدم واکنش یکسان و متقارن به اخبار خوب و بد و در نتیجه خاصیت اهرمی وجود دارد. این خصوصیت در بازارهای سکه (طلا) و نرخ ارز به صورت بیش‌واکنشی مثبت بازار به اخبار بد ملاحظه گردید. هرچند که جدا از تحلیل‌ها، معناداری پارامتر γ نشان از وجود اثر اهرمی در بازارها داشته و مؤید اثر بیش‌واکنشی یا کم واکنشی است.

- از بررسی تاریخ‌های شکست بدست آمده و تناظر آن با رویدادها مشخص گردید:

۱) تقریباً هرساله و در ماه‌های پایانی سال یک شکست در بازارها رخ داده که نشان از وجود اثرات تورمی انتظاری برای سال آتی میان تمامی سرمایه‌گذاران و فعالان بازار است.

۲) در ماه‌های آخر فصل بهار شکست دیگری رخ داده که متناظر با تعدیل انتظارات تورمی و انتظاری و همچنین مشخص شدن سیاست‌های کلان اقتصادی دولت در حوزه‌های مرتبط است.

- استفاده از رویکرد آماری به‌جای رویکرد انتخاب یک واقعه به تشخیص محقق و استفاده از روش‌های آماری در شناسایی نقاط شکست بازارها، یافته‌های دیگر محققان را مبنی بر عدم تطابق دقیق تاریخ‌های شکست با رویدادهای با اهمیت اقتصادی یا سیاسی را تأیید نمود و نشان داد که مطابق نتایج بدست آمده در تحقیقات آنها، معمولاً سرمایه‌گذاران با رصد بازارها و توجه به اخبار و حوادث، رفتار خود را قبل از بروز آن رخدادها تنظیم می‌نمایند. به‌طوریکه شکست بازارها تقریباً همواره قبل از بروز رخداد است. همچنین سرمایه‌گذاران پس از بروز رخداد و مشاهده نتایج اقتصادی و کلان آن در بازارها و جامعه،

رفتار خود و در نتیجه پورتفولیو خود را با توجه به نتایج تعدیل می‌نمایند.

- با مشاهده علامت مثبت در متغیرهای مجازی با اندیس‌های ۲ و ۳، وجود سرایت در بازارهای ایران مورد تأیید قرار گرفت.

- در بازارهایی که پس از پایان دوره تلاطم، همبستگی پویا میان بازارها دوباره کاهش می‌یابد ولی به سطح قبلی باز نمی‌گردد. نشان‌دهنده:

۱) وجود رفتار گله‌ای میان سرمایه‌گذاران به‌علت بالاتر رفتن ضریب همبستگی پویا میان بازارها نسبت به سطح دوره قبل از تلاطم در دوره پس از تلاطم؛

۲) تغییر در نگرش سرمایه‌گذاران نسبت به ریسک و بازده و تغییر در منحنی‌های مطلوبیت و بی‌تفاوتی آنها، به‌علت کاهش ضریب همبستگی نسبت سطح همبستگی در دوره تلاطم، است.

۲-۵. پیشنهادات

با توجه به وجود اثر سرایت و مشاهده اندازه ضرایب متغیرهای مجازی به نظر می‌رسد که اثر سرایت میان بازارهای ایران شدید نبوده و همچنان تنظیم پورتفولیو متنوع با β منفی میان دارایی‌ها (تنوع‌بخشی) بهتر از تنظیم پورتفولیوی فعال است و همچنان لازم است تا سرمایه‌گذاران به تنوع بخشی در پورتفوی خود و محاسبه ارزش در معرض خطر پورتفوی خود توجه بیشتری نسبت به تنظیم پورتفولیوی فعال داشته باشند. این پیشنهاد مبنی بر تنظیم پورتفولیو بر اساس سبد مارکویتز نکته‌ای است که دیگر پژوهشگران با توجه بر یافته‌های خود بر آن تأکید داشته‌اند. وجود خصوصیات اهرمی در بازده‌های بازارهای مورد مطالعه استفاده از روش‌ها و مدل‌های مبتنی بر عدم تقارن و نامتقارنی در ریسک و بازده دارایی‌های سرمایه‌ای را هنگام تعیین ارزش در معرض خطر یا قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و همچنین توجه به بیش‌واکنشی در هنگام بروز رخداد بد در بازار برای کالاهای با ارزش ذاتی را نشان می‌دهد.

وجود حافظه بلندمدت در داده‌ها نشان از حافظه بلندمدت بازار از آموخته‌های خود در شرایط مشابه داشته و نشان می‌دهد که اطلاعات یک تأثیر مداوم و طولانی بر عملکرد بازار دارند. این نکته می‌تواند رهنمودی برای سرمایه‌گذاران باشد تا هنگام سرمایه‌گذاری رفتار بازار در شرایط مشابه را مد نظر قرار داده و بهتر است از ارزهای ایمن[1] (معرفی شده با نام ارزهای آسمانی در تحقیقات خارجی) در هنگام نوسانات نرخ ارز به منظور پوشش ریسک خود هنگام سوآپ‌های نرخ‌های بهره خارجی یا ایفای تعهدات ارزی آتی خود استفاده نمایند. با توجه به ضرایب متغیرهای مجازی در دوران پس از تلاطم از تجزیه تحلیل همبستگی‌های پویا چندمتغیره که پایین‌تر از دوران تلاطم است می‌توان توصیه کرد که به‌منظور جلوگیری از زیان‌های وارده ناشی از کاهش همبستگی‌ها، هنگام تنظیم پورتفولیو خود برای دوران تلاطم، ارزش در معرض خطر آن را برای هنگام شکست بازارها در دوره پس از تلاطم و آرامش مجدد بازارها قبلاً محاسبه کرده و تلاش نمایند تا میزان زیان احتمالی پورتفولیو در زمان پس از تلاطم را حداقل نمایند.

همچنین از آنجا که تقریباً هیچ رویداد سیاسی داخلی بر تاریخ‌های شکست (در دوره مورد مطالعه) مرتبط نبوده‌اند، سرمایه‌گذار می‌تواند از ریسک‌های مرتبط با حوادث سیاسی داخلی بر پورتفولیو خود چشم‌پوشی نماید یا برای آنها بازده مازادی متصور نباشد. از ضرایب منفی بدست آمده برای متغیر γ برای کالاهای سرمایه‌ای با قدرت نقد جهانی و دارای ارزش ذاتی چنین استنباط می‌شود که سرمایه‌گذران در دوره تلاطم و

1- Heaven Currency

ارزهای ایمن که در ادبیات مالی یکی از انواع دارایی‌های ایمن هستند بر اساس تعریف رنالو سدرلین (۲۰۱۰) ((Renaldo and Saderlind (2010) به‌عنوان دارایی با کمترین نوسان قیمتی در زمان بروز شوک یا استرس در دیگر بازارها تعریف شده‌اند و می‌توان گفت از این تعریف چنین بر می‌آید که کمترین همبستگی شرطی را با دارایی‌های نوسان‌پذیر داشته باشند. بر این اساس یک دارایی امن از دو راه قابل شناسایی و تعریف است:

A) آنها فواید مصون‌سازی را به‌طور متوسط در همه حالات فراهم می‌آورند.

B) آنها فواید مصون‌سازی را در زمان‌های فشار و استرس فراهم می‌آورند.

پس از آن شرایط کلی سیاسی را مطلوب تلقی نکرده و آن را رویدادی که باعث ورشکستگی کلی اقتصاد یا در جهت بروز آن اتفاق در آینده رخ داده تلقی می‌نماید. با توجه به وجود حافظه بلندمدت و سرایت در بازارها و همچنین وجود رفتار گله‌ای و تغییر رفتار سرمایه‌گذاران (آموزش سرمایه‌گذاران از حوادث و تنظیم رفتار خود با توجه به آموخته‌های دوران تلاطم به‌منظور مواجهه با شوک‌های احتمالی مشابه یا متناظر با حوادث مشابه در آینده)، لازم است تا ناظران و سیاست‌گذاران بازار در هنگام تنظیم سیاست‌های پولی یا مالی خود توجه بیشتری بر اثرات بلندمدت داشته و نگرانی کمتری نسبت به اثرات کوتاه‌مدت شوک‌های وارده بر اقتصاد داشته باشند.

به‌عبارت دیگر ناظران بازار مانند بانک مرکزی و سازمان بورس اوراق بهادار نیاز نیست تا پس از بروز شوک‌ها تصمیمات فوری و آنی اتخاذ نموده یا مقررات ضربتی وضع نمایند. تغییرات ضربتی یا ناگهانی به‌منظور واکنش به یک شوک ایجاد شده در بازار، مثل کاهش دستوری سود سپرده‌های بانکی یا تعیین حداکثر ارز قابل معامله یا توزیع سکه توسط بانک کارگشایی به علت شکست در خوشه‌های نوسانات بازار و وجود خاصیت سرایت در بازارها، قطعاً بر دیگر بازارها تأثیرگذار بوده و باعث شوک دیگری بر آن بازارها می‌گردد. لذا لازم است تا ناظران و سیاست‌گذاران قبل از اتخاذ چنین تصمیمات مقطعی که از نظرشان به منظور تنظیم بازار انجام می‌گیرد بر اثر متقابل بازارها بر یکدیگر توجه کافی داشته باشند چراکه از آنجا که حافظه در عملکرد بازار وجود دارد تحلیلگران این عملکرد را مقطعی و با توجه به وضعیت کشور آن را خوب تلقی ننموده و آن را ناشی از ضعف دولت یا ناتوانی بانک مرکزی در ایفاء نقش یا تعهدات خود تعبیر می‌نمایند. بنابراین سیاست‌گذاران بازارها مانند بانک مرکزی و وزارت اقتصاد لازم است تا به‌جای توجه بر شوک‌ها، تمرکز خود را بر رشد و توسعه پایدار یا افزایش قدرت خرید در بلندمدت معطوف نمایند.

منابع:

- Abed, R., Mighri, Z., & Maktout, S. (2016). Empirical Analysis of asymmetries and long memory among international stock market returns. A multivariate FIAPARCH-DCC approach. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(1), 1-28.
- Akar, C., (2011). Dynamic Relationships between the Stock Exchange, Gold, and Foreign Exchange Returns in Turkey. *Middle Eastern Finance and Economics*, 12, 109-115.
- Aloui, C. (2011). Latin American stock markets' volatility spillovers during the financial crises: a multivariate FIAPARCH-DCC framework. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 4, 289-326.
- Azarbayjani. K., Mobini Dehkordi. M., & Kamalian. A. (2018). Analyzing the Asymmetric Effects of Exchange Rate on the Stock Price Index of Tehran Stock Exchange: the NARDL Approach. *Journal of Economics and Modeling*. 8(32), 59-91 (In Persian).
- Celic, S., (2012). The more contagion effect on emerging markets: the evidence of DCC-GARCH model. *Journal of Economic Modelling*, 29, 1946–1959.
- Chiang, T.C., Jeon, B.N., & Li, H. (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets. *Journal of International Money and Finance*, 26, 1206-1228.
- Dark. J., (2015). A multivariate dynamic correlation model with long memory dependence and asymmetries. Ph.D. thesis, University of Melbourne.
- Dimitriou, D., & Kenourgios, D. (2013). Financial crises and dynamic linkages among international currencies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26, 319-332.
- Dimitriou, D., Kenourgios, D., & Simos, T. (2013). Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIAPARCH-DCC approach. *International Review of Financial Analysis*, 30, 46-56.
- Fallahi, F., Haghighat, J. & Jahangiri. KH. (2014). Study of Correlation between Volatility of Stock, Exchange and Gold Coin Markets in Iran with DCC-GARCH Model. *Journal of Economic Research*, 14(52), 123-147 (In Persian).
- Fattahi, Sh., Khhodamoradi, S. & Ayotond, M. (2017). Investigating the relationship between conditional correlation between Iranian financial markets with emphasis on long-term memory and asymmetry. *Journal of Financial Economics*, 11(40), 25-51 (In Persian).
- Forbes, J.K., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements. *The Journal of Finance*, 57, 2223-2261.
- Karanasos, M., Yfanti, S., & Karoglou, M. (2016). Multivariate

FIAPARCH Modeling of financial markets with dynamic correlations in time of crisis. *Journal of International Review of Financial Analysis*, 45, 332-349.
- Karoglou, M., Demetriades, P., & Hook Law, S. (2008). One Date, One Break? Leicester: University of Leicester, Conference participants of the 2nd Emerging Markets Group Conference and Seminar participants at the University of Newcastle., ESRC (Award reference: RS10G0003).
- Karoglou, M. (2010). Breaking down the non-normality of stock returns. *The European Journal of Finance*, 16, 79-95.
- Kasman, A. (2009). Estimating Value-at-Risk for the Turkish Stock Index Futures in the Presence of Long Memory Volatility. *Central Bank Review*, 1, 1-14.
- Kenourgios, D., Samitas, A., & Paltalidis, N. (2011). Financial crises and stock market contagion in multivariate time-varying asymmetric framework. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21, 92-106.
- Moldovan, I. (2011). Stock markets correlation: Before and during the crisis analysis. *Theoretical and Applied Economics*, 18, 111-122.
- Sensoy, A., & Sobaci, C., (2014). Effects of volatility shocks on the dynamic linkage between exchange rate, interest rate and the stock market: The case of Turkey. *Economic Modeling*, 43, 448-457.
- Shayan Zeinvand, A. & Kardgar. R. & Kazemi, A. (2015). A Study of The Effects of Asymmetry And Long-Run Memory In Volatility Between The Exchange Rate And Stock Price Returns In Iran. *Journal of Quantitative Economics*, 2, 23-55 (In Persian).
- Tse, Y.K., & Tsui, A.K.C. (2002). A Multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 351-362.
- Wiphattananathakw, C., & Siboonchitta, S. (2016). ARFIMA-FIGARCH and ARFIMA-FIAPARCH on Thailand volatility Index. *The Thailand Econometrics Society*, 2(2), 280-294.
- Xekalaki. E., & Degiannakis. S., (2010). *ARCH Models for Financial Applications*. Johan Wiley & Sons Ltd. Greece, Athens University of economies and Business.

Investigating the Effects of Contagion Between Monetary and Financial Markets of Iran

Mehrdad Dadmehr*
Freydoon Rahnama Roodposhti (Ph.D)**
Hashem Nikoumaram (Ph.D)***
Mir Feyz Fallah Shams (Ph.D)****

Received: 07/10/2021 Accepted: 22/12/2021

Abstract

The occurrence of shocks in monetary and financial markets causes turbulence and disrupt relations among markets in particular the relation between risk and return of capital assets. Either, the dynamic correlation that exists among markets makes the effect of shocks contagions from one market to other markets. In this study, we investigate the effect of contagion among the monetary and financial markets of Iran using analysis of multivariate dynamic correlation among "conditional dynamic" variance and averages of daily market returns that were obtained by FIAPARCH model during 2007-2018 and using the Kargolok algorithm to identify structural breaking point in time series of market returns. The results indicate that the domestic political events have no effect on the occurrence of market shocks and the existence of the effect of contagion among those market. Also, we found that investors show heard behavior during and after turbulence period and when the turmoil ends and stability returns to the market, according to learning and changes that occurred in their utilities due to events and their new attitudes towards risks and returns, will change their investment behavior.

Keywords: Monetary and Financial Markets, *Dynamic Conditional Correlation, Contagion, Kargolok Algorithm, FIAPARCH Model.*
JEL Classification: *C32, C41, C58, G41.*

* Ph.D Candidate in Financial Management, Department of Management, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: Mehrdad.dadmehr@srbiau.ac.ir
** Professor of Management, Department of Management, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, (Corresponding Author), Email: F-rahnamayroudposhti@srbiau.ac.ir
*** Professor of Management, Department of Management, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: H-nikoumaram@srbiau.ac.ir
**** Associate Professor of Management, Department of Management, Faculty Member of Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: Mir.fallahshams@iauctb.ac.ir