

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلا، نفت و ارز

خلیل جهانگیری*، صمد حکمتی فرید**

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۳/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۹/۱۵

چکیده

مطالعه حاضر به منظور بررسی روابط بین بورس اوراق بهادار تهران، بازار ارز و سکه طلا (به عنوان بازارهای داخلی) و بازارهای نفت، طلا، بازار سهام آمریکا و شاخص بازار سهام اروپا (به عنوان بازارهای بین‌المللی) طی دوره زمانی فروردین ۱۳۸۰ تا شهریور ۱۳۹۲ با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکوف و محاسبه آثار سرریز انجام گرفته است. جهت برآورد آثار سرریز تلاطم از رویکرد ارائه شده توسط دیولند و ییلماز (۲۰۱۲) استفاده شده است. نتایج برآورد شاخص‌های سرریز در بازارهای داخلی نشان داد که در وضعیت بازدهی پایین آثار سرریز قابل توجهی بین بازارها وجود ندارد به نحوی که شاخص سرریز مقداری برابر با ۷/۸ درصد داشته است. برخلاف وضعیت بازدهی پایین، در وضعیت بازدهی بالا مقدار شاخص سرریز در حدود ۴۲ درصد بوده است. همچنین نتایج نشان داد که وقتی بازارهای سهام در رژیم صفر (وضعیت بازدهی کم) قرار می‌گیرند، بازار طلا به عنوان بازار واسطه برای انتقال شوک‌ها میان بازارهای سهام بزرگ دنیا و بازارهای دارایی در داخل ایران عمل می‌کند. در مقابل وقتی که بازارهای سهام در رژیم یک (وضعیت بازدهی بالا) قرار می‌گیرند، بازار نفت به عنوان بازار واسطه برای انتقال شوک‌های بازارهای دارایی در داخل ایران عمل می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: G11, G01, C32

کلیدواژه‌ها: بازار سهام، بازار نفت، نرخ ارز، طلا، سرریز تلاطم.

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه

Email: kh.jahangiri@urmia.ac.ir

** استادیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه

Email: s.hekmati@urmia.ac.ir

۱- مقدمه

در مسائل بهینه‌سازی سبد دارایی، حداقل‌سازی ریسک سرمایه‌گذاری به عنوان هدف برای بسیاری از سرمایه‌گذاران مطرح می‌شود. برای دستیابی به چنین هدفی آگاهی از روابط بین بازدهی دارایی‌ها نقش کلیدی را ایفا می‌کند. وجود همبستگی بین دارایی‌ها و بازارهای مختلف و همچنین ماهیت در حال تغییر ساختار همبستگی میان آنها، ضمن اینکه عملاً تنوع‌بخشی سبد دارایی را سخت و پیچیده می‌کند، می‌تواند دلالت‌های مهمی در ارتباط با ترکیب بهینه سبد دارایی داشته باشد.

برای برنامه‌ریزان و یا سرمایه‌گذاران ایرانی، بحث روابط میان بازارهای مختلف از قبیل طلا، ارز، نفت، سهام و سکه و تأثیری که بازارهای دارایی در ایران از تحولات بازارهای سهام بزرگ دنیا می‌پذیرد شاید بیشتر چالش برانگیز باشد. برای مثال، در ظاهر امر چنین به نظر می‌رسد که به دلیل مراودات مالی اندک میان اقتصاد ایران با اقتصادهای توسعه‌یافته، شوک‌های مالی در بازارهای مالی بزرگ دنیا بر بازار سهام ایران اثرگذار نیست. در چنین حالتی سرمایه‌گذاران می‌توانند بدون نگرانی از تبعات بروز و سرایت بحران‌های مالی در بازار سهام داخلی حضور داشته و مسئولان نیز اتخاذ تصمیمات پیشگیرانه را غیرضروری تشخیص می‌دهند.

چنین برداشتی از روابط بین بازارهای دارایی ایران با بازارهای بین‌المللی ناشی از نادیده گرفتن ساختارهای در هم تنیده اقتصادها و بازارهای دارایی است. به طور ویژه طی دهه‌های اخیر گسترش بنگاه‌ها و سازمان‌های جهانی و چند ملیتی، پیشرفت‌ها در زمینه فناوری اطلاعات، مقررات‌زدایی سیستم‌های مالی در کشورهای صنعتی و رشد بسیار زیاد در جریان بین‌المللی سرمایه از جمله مواردی هستند که سبب ارتباط هر چه بیشتر بازارهای مالی در جهان شده‌اند (Bracker and Koch, 1999).

اقتصاد ایران به شدت متکی بر نفت است. قیمت نفت علاوه بر اینکه به طور مستقیم بودجه دولت و بنابراین کل اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد از طریق اثر بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، عملکرد بازار سهام را نیز متأثر می‌کند. قیمت سکه نیز با قیمت جهانی طلا در ارتباط است.

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلاف نفت و ارز ۱۶۳

نفت و طلا به عنوان دارایی‌های بین‌المللی بوده و قیمت آنها تحت تأثیر بحران‌های مالی و تعارضات سیاسی و نظامی تغییر می‌یابد. در چنین فضایی منطقی به نظر می‌رسد که انتظار داشته باشیم بازارهای دارایی در ایران می‌تواند از شوک‌های مالی اقتصادهای توسعه‌یافته و حتی اقتصادهای نوظهور اثر بپذیرد.^۱

دو عقیده رقیب در خصوص روابط میان بازار دارایی‌ها در ایران (به طور ویژه بازار سهام) با بازار دارایی‌های بین‌المللی می‌توان بیان کرد؛ در یک طرف اعتقاد بر عدم ارتباط بازار دارایی‌های ایران با بازارهای بین‌المللی در نتیجه تحریم‌ها و پایین بودن مراودات مالی با اقتصادهای توسعه‌یافته قرار دارد و در طرف دیگر، وجود بازارهای واسطه‌مانند نفت و طلا به عنوان عاملی برای متأثر شدن اقتصاد ایران از بحران‌های مالی مطرح می‌شود. بر این اساس مطالعه حاضر به بررسی این موضوع می‌پردازد که اساساً کدام‌یک از این دو عقیده با اقتصاد ایران بیشتر سازگار است؟

مقاله حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است به نحوی که در ادامه مقاله و پس از ارائه مقدمه، در بخش دوم به ادبیات موضوع اعم از مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم به معرفی روش‌شناسی تحقیق پرداخته شده و در بخش چهارم ضمن معرفی داده‌ها، تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق صورت گرفته است. در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری کلی تحقیق ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

ادبیات موضوع مرتبط با روابط بازدهی‌های دارایی‌های مالی اغلب دربرگیرنده مجموعه‌ای از مطالعات تجربی است که طی دو دهه اخیر توسط پژوهشگران اقتصادی صورت گرفته است. در ادامه به طور مختصر مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق مورد اشاره قرار گرفته است.

۱- باید در نظر گرفت که متغیرهای دیگری از قبیل مسکن، زمین، اوراق مشارکت و سپرده بانکی نیز می‌تواند به عنوان انواع دارایی قابل سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار گرفته و روابط میان آنها نیز مطالعه شود، اما به دلیل عدم وجود داده‌های متغیرهای نامبرده در فراوانی و دوره زمانی مورد نظر تحقیق، امکان مطالعه آنها در مقاله حاضر میسر نشد.

۱-۲- مبانی نظری

مبانی نظری در خصوص چرایی وجود روابط میان بازارها و نیز علت انتقال شوک‌ها بین بازارها را می‌توان در ادبیات ارائه شده در مورد سرایت مالی^۱ جست‌وجو کرد. تا قبل از سال ۱۹۹۷ اصطلاح «سرایت»^۲ اغلب به شیوع یک بیماری پزشکی اشاره داشت. در سال ۱۹۹۷ یک بحران ارزی در کشور تایلند به سرعت به شرق آسیا گسترش یافت و پس از آن روسیه و برزیل را نیز تحت تاثیر قرار داد. حتی بازارهای اقتصادهای توسعه یافته نظیر آمریکای شمالی و اروپا نیز از این وقایع متاثر شد به نحوی که قیمت‌های نسبی ابزارهای مالی در این بازارها دستخوش تغییرات چشمگیر شد. پیامدهای جهانی از آنچه در اقتصاد نسبتاً کوچک تایلندی شروع شده بود، منجر به استفاده گسترده از تعریف جدیدی برای اصطلاح سرایت شد (Classens and Forbes, 2004).

تعاریف متنوعی درباره سرایت توسط صاحب‌نظران ارائه شده است. در مقاله حاضر جهت رعایت اختصار فقط به تعریف بانک جهانی از پدیده سرایت اشاره شده است. بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی، سه تعریف از سرایت را به شرح زیر می‌توان ارائه کرد:

تعریف گسترده: سرایت به منزله انتقال شوک‌ها بین کشورها (بازارها) است. سرایت هم در زمان خوب و هم در زمان بد می‌تواند اتفاق بیفتد، بنابراین لزومی ندارد که سرایت حتماً مرتبط با بحران باشد. با این حال پدیده سرایت در زمان بحران‌ها بیشتر مورد تاکید است.

تعریف محدودکننده: سرایت بیانگر انتقال شوک‌ها به سایر بازارها و یا کشورها است فارغ از اینکه پیوندهای اساسی بین آنها وجود داشته باشد. این تعریف معمولاً به حرکات همزمان افراطی بازارها اشاره دارد و عموماً به وسیله رفتار گله‌ای توضیح داده می‌شود.

تعریف بسیار محدودکننده: سرایت زمانی اتفاق می‌افتد که همبستگی بین بازارها در دوره بحران نسبت به همبستگی در دوره آرامش افزایش می‌یابد.

(www.econ.worldbank.org).

1- Financial Contagion

2- Contagion

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلا و نفت و ارز ۱۶۵

در ادبیات مالی توضیحات تئوریک بسیاری در مورد سرایت مالی و اینکه چگونه شوک‌ها گسترش یافته و بین کشورها منتقل می‌شود، ارائه شده است. نظریه‌های مختلفی که در خصوص کانال‌های انتقال شوک‌ها و بروز سرایت مطرح شده را می‌توان در قالب دو گروه کلی مورد بررسی قرار داد. یک گروه از نظریه‌ها بر عوامل بنیادی (نظیر شوک‌های عمومی^۱، روابط تجاری^۲ و روابط مالی^۳) متمرکز شده و گروه دیگر وقوع سرایت را بر اساس رفتار سرمایه‌گذاران (شامل مسائل ناشی از نقدینگی و انگیزش^۴، نامتقارن بودن اطلاعات^۵، مسأله هماهنگی بازار^۶ و ارزیابی مجدد سرمایه‌گذار^۷) توضیح می‌دهد. نظریه‌هایی که جهت توضیح انتقال شوک‌ها ارائه شده را می‌توان در جدول شماره ۱ خلاصه کرد^۸:

جدول ۱- نظریه‌های توضیح‌دهنده مجاری انتقال شوک‌ها و بروز سرایت مالی میان بازارها

تأکید بر عوامل بنیادی	تأکید بر رفتار سرمایه‌گذاران
مانند شوک قیمت نفت یا تعارض‌های نظامی	مساءل ناشی از نقدینگی
وقوع بحران و تغییرات ارزش پول؛ اثر این حوادث بر تراز تجاری کشورها و به دنبال آن تغییرات بیشتر در ارزش پول کشورها	ایجاد الگوهای رفتاری و انگیزشی مشابه میان سرمایه‌گذاران، مانند افزایش ریسک-گریزی به دنبال بروز بحران
وقوع بحران در یک کشور و به دنبال آن کاهش جریان سرمایه	اطلاعات ناقص و نامتقارن
مساءل ناشی از هماهنگی بازار	ارزیابی مجدد سرمایه‌گذاران

منبع: برگرفته از Claessens and Forbes (2004)

- 1- Common Shocks
- 2- Trade Linkages
- 3- Financial Linkages
- 4- Liquidity and Incentive Problems
- 5- Informational Asymmetries
- 6- Market Coordination Problem
- 7- Investor Reassessment

۸- برای جزئیات بیشتر به مطالعه Claessens and Forbes (2004) رجوع شود.

با در نظر گرفتن نظریه‌های گفته شده، دو نوع از سرایت را در ادبیات مالی می‌توان از هم تفکیک کرد؛ سرایت مکانیکی^۱ که نتیجه وابستگی مالی و واقعی بین بازارها یا کشورها است (Calvo and Reinhart, 1996) و سرایت روانی^۲ که بر رفتار سرمایه‌گذاران تمرکز دارد (Dornbush et al, 2000). رفتار سرمایه‌گذاران نقش محوری در فرایند انتقال شوک‌ها ایفا می‌کند. در این ارتباط اعتقاد بر این است که سرمایه‌گذاران می‌توانند تصمیماتی اتخاذ کنند که بر اساس پیش‌بینی‌های شخصی آنها عقلایی است و این امر خود منجر به حرکات همزمان افراطی در بازارها می‌شود (Dornbush et al, 2000; Pritsker, 2000).

۲-۲- پیشینه تجربی تحقیق

مطالعات تجربی گسترده‌ای در بین تحقیقات داخلی و خارجی در خصوص بررسی رفتار و روابط بازدهی دارایی‌های مالی صورت گرفته و هر یک از جنبه‌های مختلف بازارهای مالی را مورد مطالعه قرار داده‌اند.^۳

در خصوص تحقیقات انجام گرفته خارجی که نزدیک به موضوع مقاله حاضر است، می‌توان به مطالعات اینوشیم^۴ (۱۹۸۹)، مالیاریس و اوروتیا^۵ (۱۹۹۲)، بکر و همکاران^۶ (۱۹۹۲)، مک‌کارتی و ناجاند^۷ (۱۹۹۵)، پارک و سونگ^۸ (۲۰۰۱)، فوربز و ریگوبن^۹ (۲۰۰۲)، بکائرت و همکاران^{۱۰} (۲۰۰۵)، لی^{۱۱} (۲۰۰۷)، شیانگ و همکاران^{۱۲} (۲۰۰۷)،

1- Mechanical Contagion

2- Psychological Contagion

۳- با توجه به حجم مقاله، جهت رعایت اختصار فقط به معرفی نویسندگان مقاله‌ها اکتفا شده است.

4- Eun and Shim

5- Malliaris and Urrutia

6- Becker et al

7- McCarthy and Najand

8- Park and Song

9- Forbes and Rigobon

10- Bekaert et al

11- Li

12- Chiang et al

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلاف نفت و ارز ۱۶۷

برنهارت و همکاران^۱ (۲۰۰۹)، کارستی و همکاران^۲ (۲۰۰۵ و ۲۰۱۱)، بویکر و غایر^۳ (۲۰۱۳)، لوزیس^۴ (۲۰۱۳) و دینگ و همکاران^۵ (۲۰۱۴) اشاره کرد.

در بین مطالعات داخلی نیز مطالعات انجام گرفته توسط قالیباف اصل (۱۳۸۱)، مهرآرا و عبدلی (۱۳۸۵)، صمدی و همکاران (۱۳۸۶)، واعظ‌برزانی و همکاران (۱۳۸۸)، پاکیزه (۱۳۸۹)، حیدری و ملابهرامی (۱۳۸۹)، کشاورز حداد و بابایی (۱۳۹۰)، ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۰)، بیدگلی و خان احمدی (۱۳۹۱)، کریم‌زاده و همکاران (۱۳۹۱)، کشاورز حداد و مقاره عابد (۱۳۹۲)، سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲)، حیدری و همکاران (۱۳۹۲) و راعی و همکاران (۱۳۹۳) را می‌توان برشمرد.

تفاوت عمده مطالعه حاضر با مطالعات داخلی ذکر شده را می‌توان در تکنیک بکارگرفته شده جهت مطالعه روابط بین بازارها و محاسبه اثرات سرریز بیان کرد.

۳- مدل تحقیق و روش برآورد

مدلسازی تحقیق حاضر شامل دو مرحله است؛ نخست برای هر یک از سری‌های مورد مطالعه، مدل مناسب تغییر رژیم مارکوف^۶ برآورد شده و پس از تحلیل نتایج مدل اشاره شده، در مرحله دوم به برآورد اثرات سرریز میان متغیرهای تحقیق پرداخته شده است.

اندازه‌گیری آثار سرریز در مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد تجزیه واریانس^۷ پیشنهاد شده توسط دیبولد و ییلماز^۸ (۲۰۱۲) صورت گرفته است. این رویکرد مبتنی بر تجزیه H گام به جلو واریانس خطای پیش‌بینی برای هر N متغیر موجود در خودرگرسیون برداری N

1- Bernhart et al

2- Corsetti et al

3- Boubaker and Sghaier

4- Louzis

5- Ding et al

۶- جهت رعایت اختصار به معرفی مدل تغییر رژیم مارکوف پرداخته نشده است. علاقه‌مندان می‌توانند برای نمونه به Krolzig, 1997 مراجعه کنند.

7- Variance Decomposition

8- Diebold and Yilmaz

متغیره است. در این رویکرد این امکان فراهم می‌شود که بخشی از واریانس خطای پیش‌بینی متغیر I را که می‌تواند به شوک‌های ناشی از متغیر J نسبت داده شود مورد بررسی قرار گرفته و با جمع زدن این آثار، شاخص سرریز را محاسبه کرد.

دیبولد و ییلماز (۲۰۱۲) با بهره‌گیری از چارچوب VAR تعمیم‌یافته^۱ ارائه شده توسط کوپ و همکاران^۲ (۱۹۹۶) و پسران و شین^۳ (۱۹۹۸) اقدام به اندازه‌گیری سرریزها کردند به نحوی که نتایج مربوطه (نتایج تجزیه واریانس) تحت تاثیر مرتبه سیستم خودرگرسیون برداری قرار نمی‌گیرد.

رویکرد دیبولد و ییلماز (۲۰۱۲) در دو حالت دو متغیره و Π متغیره به صورت زیر قابل بیان است: در حالت دو متغیره می‌توان نمایش میانگین متحرک سیستم خودرگرسیون برداری را به صورت زیر ارائه کرد:

$$y_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن $\Theta(L) = (I - \Theta L)^{-1}$ است. برای ادامه کار مناسب خواهد بود که نمایش میانگین متحرک به صورت زیر بازنویسی شود:

$$y_t = A(L)u_t \quad (2)$$

که در آن $A(L) = \Theta(L)Q_t^{-1}$ ، $u_t = Q_t\varepsilon_t$ ، $E(u_t u_t') = I$ ، u_t بوده و Q_t^{-1} عامل چولسکی پایین مثالی برای ماتریس کوواریانس ε_t است. پیش‌بینی یک گام به جلو با استفاده از فرایند پیش‌بینی حداقل مربعات خطی وینر-کولموگوروف^۴ به صورت عبارت (۳) خواهد بود:

$$y_{t+1} = \Phi y_t \quad (3)$$

متناسب با عبارت فوق، برای بردار خطا نیز پیش‌بینی یک گام به جلو برابر خواهد بود با:

$$e_{t+1,t} = y_{t+1} - y_{t+1,t} = A_0 u_{t+1} = \begin{bmatrix} a_{\circ,11} & a_{\circ,12} \\ a_{\circ,21} & a_{\circ,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t+1} \\ u_{1,t+1} \end{bmatrix} \quad (4)$$

1- Generalized VAR

2- Koop et al.

3- Pesaran and Shin

4- Wiener-Kolmogorov linear least-squares forecast

بنابراین ماتریس کوواریانس به صورت رابطه (۵) قابل بیان خواهد بود:

$$E(e_{t+1,t}e'_{t+1,t}) = A_0 A_0' \quad (5)$$

در عبارت‌های فوق، واریانس یک گام به جلوی پیش‌بینی شده برای متغیر y_{1t} و y_{2t} به ترتیب برابر با $a_{0,11}^2 + a_{0,12}^2$ و $a_{0,21}^2 + a_{0,22}^2$ است. تجزیه واریانس این امکان را می‌دهد که سهم شوک‌های هر متغیر بر واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای سیستم مشخص شود. بر این اساس، به عنوان مثال $a_{0,11}^2$ بیانگر سهم خود متغیر y_{1t} در واریانس خطای پیش‌بینی آن متغیر بوده و $a_{0,12}^2$ نیز سهم شوک‌های متغیر y_{2t} بر واریانس خطای پیش‌بینی متغیر y_{1t} (یا همان سرریز) خواهد بود (Diebold and Yilmaz, 2009).

در حالت n متغیره نیز می‌توان سیستم خودرگرسیون برداری از مرتبه p رابه صورت رابطه (۶) در نظر گرفت:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \Sigma) \quad (6)$$

که در آن Π_i ماتریس ضرایب $N \times N$ ، ε_t بردار اجزای اخلال با توزیع یکسان و مستقل و Σ ماتریس واریانس-کوواریانس است. نمایش میانگین متحرک برای سیستم خودرگرسیون برداری از مرتبه p فوق را می‌توان به صورت رابطه (۷) ارائه کرد.

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (7)$$

که در آن Θ_i ماتریس $N \times N$ ضرایب میانگین متحرک است.

در این چارچوب، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی H گام به جلو^۱ به صورت رابطه (۸) تعریف می‌شود:

$$d_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Pi_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Pi_h \Sigma \Pi_h' e_i)} \quad (8)$$

در رابطه فوق σ_{jj} مجذور ریشه عناصر قطری ماتریس واریانس-کوواریانس Σ (یعنی انحراف استاندارد جزء اخلال j) بوده و e_i نیز یک بردار انتخاب است به نحوی که i امین

مؤلفه آن مقدار ۱ را اختیار کرده و مابقی مؤلفه‌های آن صفر است. در چارچوب خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته، شوک‌های وارد شده به هر متغیر متعامد نبوده و مجموع هر سطر از ماتریس تجزیه واریانس برابر با یک نخواهد بود ($\sum_{j=1}^N d_{ij}^g(H) \neq 1$). بنابراین جهت استفاده از اطلاعات موجود در ماتریس تجزیه واریانس برای محاسبه شاخص سرریز، هر مؤلفه ماتریس تجزیه واریانس را می‌توان با تقسیم کردن بر جمع سطر، نرمال کرد به نحوی که:

$$\tilde{d}_{ij}^g(H) = \frac{d_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N d_{ij}^g(H)}, \quad \sum_{j=1}^N \tilde{d}_{ij}^g(H) = 1, \quad \sum_{i,j=1}^N \tilde{d}_{ij}^g(H) = N \quad (9)$$

با استفاده از مؤلفه‌های نرمال شده ماتریس تجزیه واریانس، می‌توان شاخص سرریز کل (TS)^۱ را محاسبه کرد. این شاخص، سرریزهای متقابل بازارها را با استفاده از اندازه‌گیری سرریز شوک‌های وارد شده از سوی تمامی N متغیر به کل واریانس خطای پیش‌بینی را محاسبه می‌کند. شاخص سرریز کل مبتنی بر پیش‌بینی H گام به جلو به صورت رابطه (۱۰) خواهد بود.

$$TS^g(H) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{d}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{d}_{ij}^g(H)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{d}_{ij}^g(H)}{N} \times 100 \quad (10)$$

در تحلیل سرریزها، مناسب خواهد بود که اثرات سرریز مستقیم از سوی (یا به سوی) یک بازار خاص نیز مورد بررسی قرار گیرد. بهره‌گیری از چارچوب خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته این امکان را فراهم می‌کند تا شاخص‌های سرریز جهت‌دار (DS)^۲ آثار سرریز دریافت شده در بازار i ناشی از تمامی سایر بازارهای j را به صورت رابطه (۱۱) اندازه‌گیری کند:

$$DS_{i \leftarrow j}^g(H) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{d}_{ij}^g(H)}{N} \times 100 \quad (11)$$

1- Total Spillover (TS) Index

2- Directional Spillover (DS) Index

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلاف نفت و ارز ۱۷۱

شاخص متناسبی که آثار سرریز انتقال یافته از بازار i به تمامی بازارهای دیگر را اندازه می‌گیرد نیز به صورت رابطه (۱۲) تعریف می‌شود:

$$DS_{i \rightarrow j}^g(H) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{d}_{ij}^g(H)}{N} \times 100 \quad (12)$$

با استفاده از معادله‌های (۶) و (۷) می‌توان به صورت مستقیم شاخص سرریز خالص

(NS)^۱ را برای بازار i محاسبه کرد:

$$NS_i^g(H) = DS_{i \rightarrow j}^g(H) - DS_{i \leftarrow j}^g(H) \quad (13)$$

مقادیر مثبت شاخص سرریز خالص دلالت بر وجود آثار سرریز از سوی بازار i به سایر بازارها دارد در حالی که مقادیر منفی آن بیانگر این است که بازار i دریافت‌کننده آثار سرریز است.

۴- داده‌ها و نتایج تجربی

در تحقیق حاضر از داده‌های ماهانه نرخ ارز غیر رسمی (نرخ دلار در بازار آزاد)، قیمت سکه (تمام بهار آزادی) و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) استفاده شده است. بازده ماهانه (درصد) متغیرهای مورد نظر را می‌توان به صورت رابطه (۱۴) تعریف کرد:

$$y_t = 100 [\log(p_t) - \log(p_{t-1})] \quad (14)$$

که در آن P_t قیمت (یا مقدار شاخص) در زمان t است. داده‌های قیمت سکه طلا و نرخ ارز از بانک مرکزی ایران و داده‌های مربوط به شاخص قیمت سهام از سایت بورس اوراق بهادار تهران^۲ گردآوری شده است. دوره زمانی تحقیق نیز از فروردین ماه ۱۳۸۰ تا شهریورماه ۱۳۹۲ است.

1- Net Spillover (NS) Index

2- <http://www.irbourse.com/market/Indices.aspx>

همچنین جهت مطالعه ارتباط دارایی‌های مورد نظر در سطح ایران و بازارهای جهانی از قیمت جهانی طلا^۱، قیمت نفت^۲ و شاخص قیمت بازارهای سهام معتبر دنیا از قبیل شاخص بازار سهام آمریکا (S&P 500)، شاخص بازار سهام اتحادیه اروپا (EMU Index) و شاخص جهانی بازار سهام استفاده شده است. داده‌های مورد نظر از سایت بانک جهانی^۳ و نیز سایت مؤسسه بین‌المللی سرمایه مورگان استنلی^۴ استخراج شده است.

شاخص بازار سهام اتحادیه اروپا یک شاخص وزنی است که توسط مؤسسه بین‌المللی سرمایه مورگان استنلی جهت ارزیابی عملکرد بازارهای سهام ۱۰ اقتصاد برتر عضو اتحادیه اروپا تعریف شده است. این کشورها شامل اتریش، بلژیک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایرلند، ایتالیا، هلند، پرتغال و اسپانیا است.

شاخص جهانی بازار سهام نیز یک شاخص وزنی دیگری است که توسط مؤسسه بین‌المللی سرمایه مورگان استنلی جهت ارزیابی عملکرد بازارهای سهام ۴۶ کشور دنیا تعریف شده است. این شاخص ترکیبی از شاخص سهام ۲۳ اقتصاد توسعه یافته و ۲۳ اقتصاد نوظهور است.

نتایج برآورد مدل تغییر رژیم به تفکیک برای سری بازدهی سکه طلا، شاخص بازار سهام و نرخ ارز در جدول شماره ۲ گزارش شده است.

۱- قیمت هر اونس طلای ۱۸ عیار در بورس لندن

۲- میانگین ساده قیمت نفت برنت دریای شمال، وست تگزاس اینترمدیت و نفت دبی بر حسب دلار

3- <http://data.worldbank.org>

4- Morgan Stanley Capital International (MSCI)- <http://www.msci.com/>

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلاف نفت و ارز ۱۷۳

جدول ۲- نتایج برآورد مدل تغییر رژیم به تفکیک برای سری بازدهی سکه طلا، شاخص بازار سهام و نرخ ارز

	بازدهی سکه طلا		بازدهی شاخص بازار سهام		بازدهی نرخ ارز	
	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک
Constant	۲۲/۰۳*** (۲/۵۷)	۲۷/۴۹*** (۳/۱۲)	-۲/۵۵*** (-۴/۳۸)	۳/۴۶*** (۴/۶۵)	۰/۱۹*** (۵/۰۵)	۲/۴۲*** (۵/۵۹)
AR-1	۱/۳۸*** (۱۵/۸۰)	۱/۲۱*** (۱۶/۳۰)	۱/۲۲*** (۷/۱۳)	۰/۲۱** (۲/۱۸)	۰/۲۹*** (۳/۳۰)	۰/۲۴*** (۷/۹۷)
AR-2	-۰/۵۹*** (-۴/۲۶)	-۰/۵۵*** (-۴/۶۴)	-	-	۰/۳۷*** (-۳/۹۹)	-۰/۱۷*** (-۵/۵۸)
AR-3	۰/۱۶** (۲/۱۶)	۰/۰۸*** (۱/۰۴)	-	-	۰/۱۵* (۱/۶۹)	۰/۰۸* (۱/۸۷)
MA-1	-۰/۹۳*** (-۳۸/۱۰)	۰/۳۶*** (۲/۲۵)	-۰/۰۵ (-۰/۷۹)	۰/۲۷*** (۳/۰۵)	-	-
sigma	۲/۶۷*** (۱۲/۸۰)	۶/۷۴*** (۵/۴۹)	۱/۳۵*** (۴/۸۰)	۴/۳۳*** (۱۰/۶۰)	۰/۳۴*** (۱۲/۱۰)	۷/۶۸*** (۸/۳۰)
تعداد مشاهدات						
قرار گرفته در رژیم	۱۳۱	۱۶	۴۷	۱۰۲	۱۱۳	۳۴
Linearity LR-test	$\chi^2(8) =$ (prob)	۱۲۹/۰۱۳ (۰/۰۰۰)	$\chi^2(6) =$ (prob)	۳۳/۶۰۶ (۰/۰۰۰)	$\chi^2(7) =$ (prob)	۳۸۶/۶۵ (۰/۰۰۰)
Normality test	$\chi^2(2) =$ (prob)	۱/۹۴۰ (۰/۳۷۹)	$\chi^2(2) =$ (prob)	۴/۷۸۸ (۰/۰۹۲)	$\chi^2(2) =$ (prob)	۱۹/۸۰۶ (۰/۰۰۰)
ARCH test	F(۴,۱۲۲) = (prob)	۰/۱۴۲ (۰/۹۶۶)	F(۴,۱۳۳) = (prob)	۰/۹۴۱ (۰/۳۹۳)	F(4,127) = (prob)	۰/۰۷۷ (۰/۹۸۹)
Portmanteau test	$\chi^2(36) =$ (prob)	۴۳/۸۲۹ (۰/۱۷۴)	$\chi^2(36) =$ (prob)	۳۶/۶۳۹ (۰/۴۳۹)	$\chi^2(36) =$ (prob)	۴۶/۵۳۴ (۰/۱۱۲)

***, **, * به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

منبع: محاسبات تحقیق

هنگام برآورد مدل تغییر رژیم، گام نخست اطمینان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها است که برای این منظور از آزمون LR استفاده شده است. مقدار آماره این آزمون، از مقادیر حداکثر راستنمایی دو مدل رقیب، یک مدل با یک رژیم (مدل خطی و مقید) و

مدل دیگر با دو رژیم (مدل غیرخطی و نامقید)، محاسبه شده و دارای توزیع χ^2 است. در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می‌توان اظهار نظر کرد که مدل خطی در آن سطح اطمینان مدل مناسبی نبوده و استفاده از مدل غیرخطی ترجیح داده می‌شود. مقدار آماره آزمون نسبت راستنمایی محاسبه شده برای هر سه متغیر بازدهی سکه طلا، شاخص بازار سهام و نرخ ارز در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که رویکرد غیرخطی تغییر رژیم مارکوف برای توضیح فرایند تولید داده‌های سه متغیر نامبرده مناسب است.

مطابق با استراتژی انتخاب مدل توضیح داده شده در مطالعه کولونی و مانرا^۱ (۲۰۰۹)، برای متغیر بازدهی سکه طلا در ایران برای دوره زمانی فروردین ۱۳۸۰ تا شهریور ۱۳۹۲، مدل $MSMAH(2,3,1)$ به عنوان مدل بهینه انتخاب شده است. $SMAH(1,2,3)$ بیانگر این است که مدل انتخاب شده دارای ۲ رژیم، ۳ ضریب خودرگرسیون و ۱ ضریب میانگین متحرک بوده و واریانس جزء اخلاص تابعی از متغیر وضعیت است. به همین صورت برای متغیرهای بازدهی شاخص بازار سهام و نرخ ارز نیز به ترتیب مدل‌های $MSMAH(2,2,1)$ و $MSMAH(2,3,0)$ به عنوان مدل بهینه انتخاب شده است.

همیلتون (۱۹۸۹) در مطالعه خود در مورد شناسایی ادوار تجاری بیان می‌کند که رژیم با عرض از مبدا منفی نشاندهنده رژیم رکود و رژیم با عرض از مبدا مثبت نشاندهنده رژیم رونق است.

در مطالعه حاضر نیز با توجه به طبقه‌بندی مشاهدات بازدهی در رژیم‌های شناسایی شده (این طبقه‌بندی براساس احتمالات هموار شده صورت گرفته است) و مقادیر بازدهی متناسب با هر رژیم را می‌توان چنین عنوان کرد که مقدار عرض از مبدا کم بیانگر رژیم با بازدهی کم و مقدار عرض از مبدا بزرگ بیانگر رژیم با بازدهی بالا است. البته باید خاطر نشان کرد که در ادبیات مالی به جای استفاده از رژیم‌های رکود و رونق از اصطلاح

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلاف نفت و ارز ۱۷۵

بازار افتان^۱ و بازار خیزان^۲ استفاده می‌شود. بنابراین با توجه به نتایج برآورد مدل تغییر رژیم برای متغیرهای مورد نظر، رژیم صفر همان بازار افتان (یا رژیم افتان) و رژیم ۱ همان بازار خیزان (یا رژیم خیزان) خواهد بود.

در جدول شماره ۲ همچنین نتایج آزمون‌های مربوط به نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و وجود خودهمبستگی جملات اخلاص مدل تغییر رژیم انتخاب شده گزارش شده است. جملات اخلاص مدل تغییر رژیم مارکوف باید نرمال بوده و عاری از خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باشد. نتایج آزمون‌های یادشده در جدول شماره ۲ نیز حاکی از این است که جملات اخلاص مدل بهینه تغییر رژیم مارکوف شرایط نرمال بودن، همسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی را دارا است.^۳

نتایج مربوط به برآورد مدل تغییر رژیم مارکوف برای سایر متغیرهای تحقیق شامل بازدهی قیمت نفت، طلا، شاخص بازار سهام آمریکا، شاخص بازار سهام اروپا و شاخص جهانی بازار سهام در جدول پیوست A مقاله ارائه شده است. همچنین نمودارهای مربوط به احتمال‌های هموار شده رژیم صفر و یک تمامی متغیرها در پیوست B در نمودارهای (B-1) تا (B-8) گزارش شده است.

در جدول شماره ۳ ماتریس احتمالات انتقال مدل تغییر رژیم نرخ ارز به همراه دوره دوام هر رژیم گزارش شده است. همانطور که در جدول شماره ۳ مشاهده می‌شود، برای بازدهی سکه طلا رژیم صفر پایدارترین رژیم است، چراکه احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم صفر بسیار بالا بوده و حدود ۹۰ درصد است. به عبارت دیگر، اگر بازار در دوره t در رژیم صفر باشد به احتمال تقریبی ۹۰ درصد در دوره $t+1$ نیز در این رژیم خواهد بود و ۱۰ درصد احتمال دارد که از رژیم صفر به رژیم ۱ انتقال یابد. از سوی دیگر احتمال انتقال

1- Bear Market or Bear Regime

2- Bull Market or Bull Regime

۳- برآوردهای تحقیق حاکی از این بود که فرض نرمال بودن جملات اخلاص نرخ ارز تقریباً در تمامی انواع مدل‌های تغییر رژیم مارکوف نقض می‌شود. چنین رفتاری از جملات اخلاص ناشی از روند بسیار متفاوت نرخ ارز در ایران در اواخر دوره تحقیق (از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲) نسبت به سال‌های قبل می‌باشد که حوادث سال‌های اخیر در بازار ارز مؤید آن است.

۱۷۶ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۶

از رژیم صفر به رژیم یک نیز بالا و در حدود ۷۱ درصد می‌باشد. در نهایت اینکه اگر در دوره t بازار در رژیم ۱ باشد به احتمال تقریبی ۲۹ درصد در دوره $t+1$ نیز در این رژیم خواهد بود. با توجه به دوره دوام هر رژیم نیز ملاحظه می‌شود که متوسط دوره دوام رژیم صفر برابر با ۱۰ ماه است. یعنی به طور متوسط هر بار که بازدهی سکه طلا در رژیم صفر قرار می‌گیرد، انتظار می‌رود که تا ۱۰ ماه در این رژیم قرار داشته باشد. در مقابل متوسط دوره دوام رژیم ۱ که از پایداری کمتری در مقایسه با رژیم صفر برخوردار است، برابر با ۱/۳ ماه می‌باشد.

جدول ۳- ماتریس احتمالات انتقال مدل تغییر رژیم بازدهی سکه طلا، شاخص بازار سهام و نرخ ارز

ماتریس احتمالات انتقال مدل تغییر رژیم بازدهی سکه طلا

	Regime ۰, t	Regime ۱, t
Regime ۰, t+۱	۰/۸۹۵	۰/۷۰۷
Regime ۱, t+۱	۰/۱۰۵	۰/۲۹۳
متوسط دوره دوام هر رژیم	۱۰	۱/۳

ماتریس احتمالات انتقال مدل تغییر رژیم بازدهی شاخص بازار سهام

	Regime ۰, t	Regime ۱, t
Regime ۰, t+۱	۰/۴۷۲	۰/۲۰۴
Regime ۱, t+۱	۰/۵۲۸	۰/۷۶۹
متوسط دوره دوام هر رژیم	۱/۹	۳/۸

ماتریس احتمالات انتقال مدل تغییر رژیم بازدهی نرخ ارز

	Regime ۰, t	Regime ۱, t
Regime ۰, t+۱	۰/۸۹۷	۰/۳۱۷
Regime ۱, t+۱	۰/۱۰۳	۰/۶۸۳
متوسط دوره دوام هر رژیم	۹/۴	۳/۱

منبع: محاسبات تحقیق

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلاف نفت و ارز ۱۷۷

در مورد بازدهی شاخص بازار سهام ملاحظه می‌شود که احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۱ حدود ۷۷ درصد است و بنابراین رژیم یک می‌تواند برای بازار سهام به عنوان رژیم پایدار باشد. احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم صفر در بازار سهام برابر با ۲۰ درصد است. در مقابل احتمال اینکه بازار سهام برای دو دوره پیاپی در رژیم صفر باشد نسبتاً اندک است. در بازار ارز احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم صفر در حدود ۹۰ درصد است و بنابراین رژیم صفر (یا رژیم با بازدهی پایین) می‌تواند برای بازار ارز به عنوان رژیم پایدار مطرح شود. احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم ۱ نیز برابر با ۱۰ درصد محاسبه شده است. با توجه به دوره دوام هر رژیم نیز ملاحظه می‌شود که متوسط دوره دوام رژیم صفر در حدود ۹/۴ ماه و متوسط دوره دوام رژیم ۱ که از پایداری کمتری در مقایسه با رژیم صفر برخوردار است، برابر با ۳/۱ ماه است.

بر اساس روشی که در بند ۳ تحقیق برای محاسبه اثرات سرریز میان متغیرهای تحقیق بیان شد در ادامه نتایج برآورد اثرات سرریز و شاخص سرریز تحت عنوان جدول سرریز ۱ ارائه شده است. در جدول سرریز هر سطر متناظر با یک بازار، بیانگر سهم خود بازار و سایر بازارها از واریانس خطای پیش‌بینی بازار سطر مربوطه است که ناشی از شوک‌های خود بازار و سایر بازارها است. هر ستون نیز بیانگر سهم بازار ستون مورد نظر در واریانس خطای پیش‌بینی سایر بازارها و البته خود بازار مربوطه است. به عبارت دیگر، در هر ستون آثار شوک‌های بازار متناظر با آن ستون بر واریانس خطای پیش‌بینی سایر بازارها (از جمله خود بازار مربوطه) را نشان می‌دهد.

جدول سرریز به مثابه تجزیه شاخص سرریز به صورت جدول «داده-ستانده» است. ستون ماقبل آخر جدول سرریز بیانگر مجموع سهم شوک‌های سایر بازارها از واریانس خطای پیش‌بینی بازار i بوده و سطر ماقبل آخر جدول سرریز نیز نشان می‌دهد که شوک‌های بازار i چه میزان در واریانس خطای پیش‌بینی سایر بازارها سهم دارد.

جدول سرریز، نخست برای متغیرهای بازدهی شاخص سهام، نرخ ارز و سکه طلا در جدول شماره ۴ گزارش شده است. این جدول آثار سرریز را به تفکیک در رژیم‌های صفر

۱۷۸ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۶

و ۱ (که بر اساس توزیع احتمال مشترک بازدهی شاخص سهام، نرخ ارز و سکه طلا و از طریق برآورد مدل تغییر رژیم برداری مشخص شده) نشان می‌دهد.^۱

جدول ۴- اثرات سرریز میان بازدهی ارز، شاخص سهام و سکه طلا - تغییر رژیم بر اساس توزیع احتمال مشترک

رژیم صفر					
ارز	شاخص سهام	سکه طلا	سهام از سایر بازارها	سرریز خالص (NSi)	
۹۲/۲	۳/۶	۴/۲	۸	-۴/۵	ارز
۲/۱	۹۰/۹	۶/۹	۹	۰	شاخص سهام
۱/۴	۵/۳	۹۳/۳	۷	۴	سکه طلا
۳/۵	۹	۱۱	۲۴		سهام به سایر بازارها ($DS_{i \leftarrow j}$)
۹۶/۰	۱۰۰/۰	۱۰۴/۰		Spillover index=۷/۸	سهام به همه بازارها (شامل خود بازار)
رژیم یک					
ارز	شاخص سهام	سکه طلا	سهام از سایر بازارها	سرریز خالص (NSi)	
۵۲/۳	۱۰/۰	۳۷/۷	۴۸/۰	۱۲/۴	ارز
۱۸/۸	۷۲/۸	۸/۴	۲۷/۰	-۹	شاخص سهام
۴۱/۳	۷/۷	۵۰/۹	۴۹/۰	-۳	سکه طلا
۶۰/۰	۱۸/۰	۴۶/۰	۱۲۴/۰		سهام به سایر بازارها ($DS_{i \leftarrow j}$)
۱۲۲	۹۰	۹۷		Spillover index=۴۱/۳	سهام به همه بازارها (شامل خود بازار)

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که در جدول شماره ۴ قابل مشاهده است، بیش از ۹۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی هر سه بازار (ارز، سهام و سکه) در رژیم صفر ناشی از شوک‌های خود بازارها

۱- فیلترینگ مشاهدات به رژیم‌های صفر و ۱ بر مبنای احتمالات هموار شده صورت گرفته و مقدار احتمال ۰/۵ به عنوان مقدار آستانه‌ای برای تفکیک مشاهدات به رژیم‌های صفر و ۱ در نظر گرفته شده است.

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلاف نفت و ارز ۱۷۹

بوده و آثار سرریز قابل توجهی بین بازارها وجود ندارد. بررسی نتایج تخمین نشان داد که اغلب مشاهدات رژیم صفر متعلق به قبل از سال ۱۳۸۹ است و با توجه به سکون نسبی که در آن سالها در بازار ارز و سکه حاکم بوده است، بنابراین آثار سرریز برای رژیم صفر قابل ملاحظه نبوده است و شاخص کل سرریز مقداری برابر با $7/8$ درصد داشته است. مقدار سرریز خالص برای بازار ارز منفی بوده و حاکی از این است که در رژیم صفر غالباً بازار ارز دریافت کننده شوک بوده و شوک‌های اثرگذاری از سوی این بازار به بازار سهام و سکه وارد نشده است. خالص سرریز بازار سهام نیز صفر بوده و بیانگر این است که بازار سهام متأثر از شوک‌های بازار ارز و سکه نبوده است.

نتایج ارائه شده در جدول سرریز برای رژیم ۱ بیشتر قابل تأمل است. برخلاف رژیم صفر، حدود ۵۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی بازار ارز و سکه در رژیم ۱ ناشی از شوک‌های خود بازارها بوده است. این مقدار برای بازار سهام برابر با ۷۳ درصد است. اثر سرریز بازار سهام بر بازار ارز و سکه به ترتیب برابر با ۱۰ و $7/7$ بوده است. بیشترین میزان سرریز متعلق به سرریز از طرف بازار ارز به سمت بازار سکه بوده و در رتبه دوم، سرریز از سمت بازار سکه به طرف بازار ارز قرار دارد. این نتایج بیانگر این است که اولاً آثار سرریز کمی از سمت بازار سهام به سمت بازارهای ارز و سکه وجود داشته و ثانیاً شوک‌های بازار ارز و سکه به شدت همدیگر را متأثر کرده است. بر اساس مقدار شاخص کل سرریز ملاحظه می‌شود که آثار سرریز در رژیم ۱ در مقایسه با رژیم صفر بیش از ۵ برابر ($41/3$ درصد) شده است. این وضعیت حاکی از تغییر شدید در روابط میان بازارهای مورد مطالعه است.

با توجه به تقسیم‌بندی مشاهدات بازدهی بازارهای مورد اشاره بر اساس رژیم‌های شناسایی شده مدل تغییر رژیم‌برداری ملاحظه شد که اغلب مشاهدات رژیم ۱ متعلق به سال‌های اخیر است که در آن سالها تحولات چشمگیر در بازارهای سهام، ارز و سکه روی داده است. مقادیر سرریز خالص محاسبه شده نیز نشان می‌دهد که در رژیم ۱، بازار

۱۸۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۶

سکه و به خصوص بازار سهام بیشتر دریافت کننده آثار سرریز بوده‌اند و در مقابل، شوک‌های بازار ارز سایر بازارها را متأثر کرده است.

جدول سرریز علاوه بر بازارهای ارز و سکه و سهام ایران، در حالت کلی و برای سایر بازارهای مورد مطالعه نیز محاسبه شده است که نتایج آن در جدول شماره ۵ ارائه شده است. در این جدول، فیلترینگ مشاهدات بر اساس احتمالات هموار شده مدل تغییر رژیم برای شاخص جهانی بازار سهام انجام یافته است. در ادامه برخی از مهم‌ترین نتایج جدول سرریز شماره ۵ مورد اشاره قرار گرفته است.

جدول ۵- اثرات سرریز میان بازدهی متغیرهای تحقیق - تغییر رژیم بر اساس بازدهی شاخص سهام جهان

رژیم صفر									
سرریز	سهام از سایر بازارها	طلا	نفت	شاخص سهام اروپا	شاخص سهام آمریکا	سکه طلا	شاخص سهام ایران	ارز	
(NSi)	$(DS_{i \leftarrow j})$								
۶	۳۹	۵/۱	۶/۵	۳/۲	۳	۱۸	۲/۷	۶۱/۴	ارز
-۲۶	۴۸	۵/۸	۲۲	۴/۸	۸	۱/۴	۵۲/۵	۵/۴	شاخص سهام ایران
-۲۲	۴۹	۱۸/۲	۰/۹	۳/۳	۱/۶	۵۰/۵	۱/۴	۲۴	سکه طلا
۸	۵۷	۱۰/۷	۶/۴	۳۶/۱	۴۳	-	-	*	شاخص سهام آمریکا
۴	۵۴	۸/۴	۲/۷	۴۵/۹	۳۸/۶	-	-	-	شاخص سهام اروپا
۳	۴۲	۱۴/۷	۵۸	۳/۱	۶	-	-	-	نفت
۲۷	۳۶	۶۳/۷	۷/۱	۷/۲	۷/۶	-	-	-	طلا
	۳۲۵	۶۳	۴۵	۵۸	۶۵	۲۷	۲۲	۴۵	سهام به سایر بازارها $(DS_{i \leftarrow j})$
Spillover index=۰/۴۶/۴		۱۲۷	۱۰۳	۱۰۴	۱۰۸	۷۸	۷۵	۱۰۶	سهام به همه بازارها (شامل خود بازار)

* به دلیل ویژگی اقتصاد ایران وجود اثرات سرریز از سمت بازارهای داخلی مورد بررسی به بازارهای بین‌المللی فاقد توجه اقتصادی است.

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلا و نفت و ارز ۱۸۱

ادامه جدول ۵- اثرات سرریز میان بازدهی متغیرهای تحقیق - تغییر رژیم بر اساس بازدهی

شاخص سهام جهان

رژیم یک										
سرریز	سهام از سایر	طلا		نفت		شاخص	شاخص	سکه	شاخص	ارز
خالص	بازارها			سهام	سهام	آمریکا	سکه	سکه	سکه	سکه
(NSi)	$(DS_{i \leftarrow j})$			اروپا	اروپا	اروپا	اروپا	اروپا	اروپا	اروپا
-۲	۴۲	۰/۳	۰/۷	۳	۴/۶	۳۱/۳	۱/۶	۵۸/۵	ارز	
-۷	۱۳	۱/۶	۰/۶	۱/۳	۴/۲	۱/۵	۸۷	۳/۸	شاخص سهام ایران	
۴	۵۱	۱۰/۳	۱/۴	۳	۳/۲	۴۸/۷	۰/۸	۳۲/۵	سکه طلا	
۱۳	۴۲	۱	۵/۱	۳۳/۴	۵۸	-	-	-	شاخص سهام آمریکا	
۶	۴۵	۲/۴	۴/۱	۵۴/۸	۳۳/۷	-	-	-	شاخص سهام اروپا	
-۷	۲۵	۵/۹	۷۴/۵	۶/۶	۷/۸	-	-	-	نفت	
-۶	۲۸	۷۲/۳	۵/۶	۳/۴	۱/۳	-	-	-	طلا	
	۲۴۶	۲۲	۱۸	۵۱	۵۵	۵۵	۶	۴۰	سهام به سایر بازارها	
									$(DS_{i \leftarrow j})$	
	Spillover index=۳۵/۲	۹۴	۹۲	۱۰۶	۱۱۳	۱۰۴	۹۳	۹۹	سهام به همه بازارها (شامل خود بازار)	

منبع: محاسبات تحقیق

در بررسی آثار سرریز وارد شده به بازار سهام ایران در رژیم صفر ملاحظه می‌شود که بیشترین مقدار سرریز ناشی از بازار نفت و با مقدار ۲۲ درصد بوده است، به این معنی که ۲۲ درصد از خطای پیش‌بینی بازار سهام ایران ناشی از شوک‌های بازار نفت بوده است. همچنین در این دوره ۱۸/۲ درصد از خطای پیش‌بینی بازار سکه طلا در ایران ناشی از شوک‌های بازار جهانی طلا بوده است. آثار سرریز متقابل میان بازار سهام آمریکا و

شاخص بازار سهام اروپا بزرگ‌تر بوده و بیش از ۳۶ درصد واریانس خطای پیش‌بینی دو بازار ناشی از شوک‌های متقابل بوده است.

بیشترین اثر شوک‌های بازار نفت در رژیم صفر به ترتیب متوجه بازارهای سهام ایران، بازار جهانی طلا و بازار سهام آمریکا بوده و در رژیم ۱ شوک‌های بازار نفت بیشتر بازارهای سهام آمریکا و اروپا و بازار طلا را متأثر کرده است. اثرگذاری شوک‌های بازار طلا در رژیم صفر قابل توجه بوده و با مقدار شاخص سرریز خالص ۲۷، بیشترین آثار سرریز را بر دیگر بازارهای مورد مطالعه (به خصوص بازار سکه طلا در ایران و بازار نفت و بازار سهام آمریکا) داشته است. در مقابل در رژیم ۱، بیشتر بازار سکه طلا در ایران و بازار نفت از شوک‌های بازار جهانی طلا بیشترین تأثیر را پذیرفته‌اند.

در پایان در رابطه با تفسیر نتایج جدول سرریز فوق باید اشاره کرد که بر اساس ابعاد بازارهای دارایی در ایران در مقایسه با سایر بازارهای مورد مطالعه، منطقی به نظر می‌رسد که جهت آثار سرریز عمدتاً از سوی بازارهای جهانی (از قبیل بازار سهام آمریکا، طلا و نفت) به سوی بازارهای ایران باشد. در تایید این مطلب می‌توان ملاحظه کرد که مقادیر سرریز خالص برای بازارهای ارز، سکه طلا و سهام ایران در اغلب موارد منفی است و مقادیر مثبت این شاخص تا حدودی به دلیل روابط متقابل میان بازار ارز و سکه در ایران بوده است.

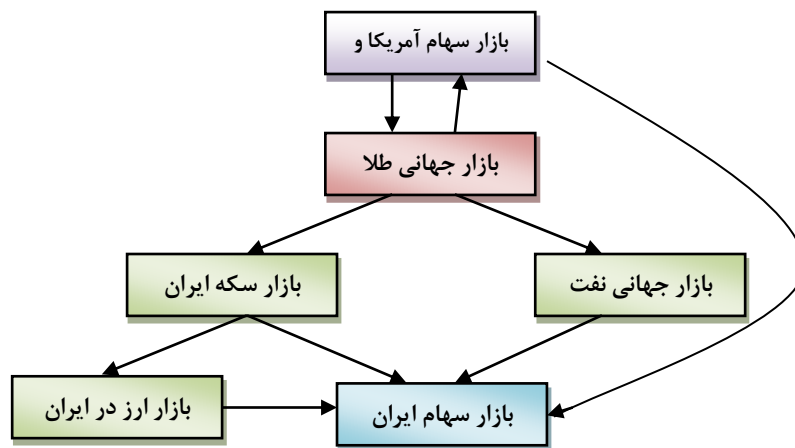
۵- نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر به منظور بررسی روابط سه بازار ارز، سکه طلا و سهام (به عنوان بازارهای داخلی) و بازارهای نفت، طلا، بازار سهام آمریکا و شاخص بازار سهام اروپا (به عنوان بازارهای بین‌المللی) انجام گرفته است. در این راستا جهت نیل به اهداف تحقیق از مدل تغییر رژیم مارکوف و رویکرد دیبولد و ویلماز برای برآورد اثرات سرریز استفاده شد. محاسبه اثرات سرریز یکبار برای بازارهای داخلی و بار دیگر برای کل بازارهای مورد مطالعه و در دو وضعیت کلی محاسبه شد. این دو وضعیت با توجه به نتایج برآورد مدل

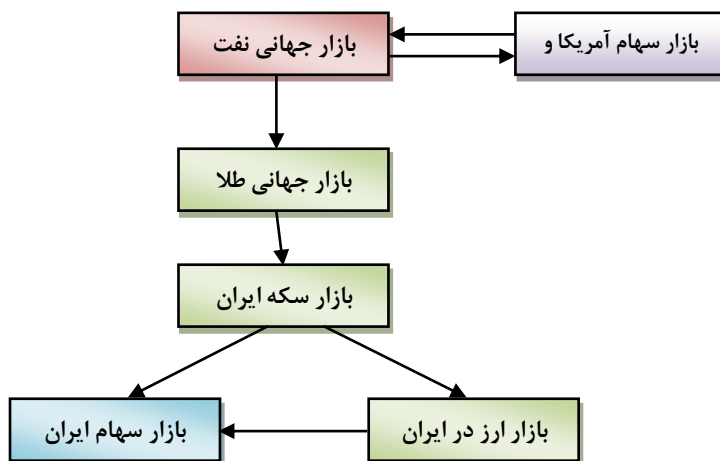
مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلا و نفت و ارز ۱۸۳

تغییر رژیم برداری (برای بازارهای داخلی) و نتایج برآورد مدل تغییر رژیم برای شاخص جهانی بازار سهام (برای کل بازارهای مورد مطالعه) تعیین گردید. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از برآورد مدل تغییر رژیم مارکوف و اثرات سرریز را شاید بتوان به صورت نمودارهای زیر ارائه داد:

نمودار ۱- مسیر کلی انتقال شوک‌ها در رژیم صفر شاخص جهانی بازار سهام



نمودار ۲- مسیر کلی انتقال شوک‌ها در رژیم یک شاخص جهانی بازار سهام



در نمودارهای شماره ۱ و ۲ قابل ملاحظه است که مسیر انتقال شوک‌ها به بازار سهام ایران ختم شده است. علت رسم این دو نمودار از این جهت است که بازار سهام ایران براساس اثرات سرریز محاسبه شده تنها بازاری است که تحت هر وضعیتی دارای شاخص سرریز خالص منفی است (جداول شماره ۴ و ۵). به بیان دیگر این بازار بیشتر دریافت‌کننده شوک بوده و شوک‌های این بازار اثر قابل توجهی در بازارهای دیگر نداشته است. همچنین نمودارها براساس مقادیر نسبتاً بزرگ اثرات سرریز رسم شده و برای جلوگیری از پیچیده‌تر شدن نمودارها، سایر روابط ممکن نادیده گرفته شده است.

با توجه به توضیحات فوق می‌توان بیان کرد که بازار سهام ایران از شوک‌های خارجی (شوک قیمت نفت، طلا و حتی بازارهای سهام معتبر دنیا) تأثیر می‌پذیرد. به طور ویژه، در رژیم صفر جدول شماره ۵ که متعلق به دوره‌های با بازدهی پایین برای بازارهای سهام است، اثرپذیری بازار سهام بیش از هر زمان دیگری است.

قابل ذکر است که دوره‌های با بازدهی پایین برای بازارهای سهام اغلب مرتبط با بحران بوده است. برای مثال به دنبال حوادث ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱، حدود ۱۰ ماه از سال ۲۰۰۲ به عنوان رژیم صفر برای بازارهای سهام شناسایی شده است. مورد دیگر برای سال ۲۰۰۸ است که به دنبال بحران مالی آمریکا، ۱۰ ماه از سال ۲۰۰۸ در رژیم صفر قرار گرفته است. همچنین نمودارهای شماره ۱ و ۲ بیانگر آن هستند که وقتی بازارهای سهام در رژیم صفر (وضعیت بازدهی کم) قرار می‌گیرند، بازار طلا به عنوان بازار واسط برای انتقال شوک‌ها میان بازارهای سهام بزرگ دنیا و بازارهای دارایی در داخل ایران عمل می‌کند. در مقابل وقتی که بازارهای سهام در رژیم یک (وضعیت بازدهی بالا) قرار می‌گیرند، بازار نفت به عنوان بازار واسط برای انتقال شوک‌های به بازارهای دارایی در داخل ایران عمل می‌کند. همچنین در رژیم صفر (وضعیت بازدهی پایین) یک انتقال شوک قابل توجه از سمت بازارهای سهام معتبر دنیا (به ویژه بازار سهام آمریکا) به سمت بازار سهام ایران وجود دارد.

در نهایت شاخص سرریز محاسبه شده برای رژیم‌های صفر و یک نشان داد که در رژیم صفر شاخص سرریز برابر با ۴۶/۴ درصد و در رژیم یک برابر با ۳۵/۲ درصد است. این اختلاف در مقادیر شاخص سرریز بیانگر این است که وقتی بازارهای سهام در وضعیت افتان (رژیم صفر) قرار می‌گیرند، روابط میان بازارها نیز در مقایسه با وضعیت خیزان (رژیم ۱) افزایش یافته و میزان انتقال شوک‌ها بیشتر می‌شود.

پیوست A

جدول A: نتایج برآورد مدل تغییر رژیم به تفکیک برای سری بازدهی قیمت نفت، قیمت طلا، شاخص بازار سهام اروپا، آمریکا و جهان

مدل بینه	بازدهی قیمت نفت		بازدهی قیمت طلا		بازدهی شاخص بازار سهام اروپا		بازدهی شاخص بازار سهام آمریکا		بازدهی شاخص جهانی بازار سهام	
	<i>MSMAH(2,3,1)</i>	<i>MSMA(2,1,1)</i>	<i>MSMA(2,1,1)</i>	<i>MSMA(2,1,1)</i>	<i>MSMAH(2,2,3)</i>	<i>MSMAH(2,2,3)</i>	<i>MSMAH(2,3,3)</i>	<i>MSMAH(2,3,3)</i>	<i>MSMAH(2,1,3)</i>	<i>MSMAH(2,1,3)</i>
	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک
Constant	۳/۴۱*** (-۳/۹۸)	۶/۰۶*** (۱۰/۳۰)	۴/۶۸*** (۲/۳۱)	۶/۹۲*** (۳/۴۰)	-۲/۹۸*** (-۲/۲۵)	۳/۷۸*** (۳/۶۰)	۱/۹۱*** (-۱/۵۲)	۵/۶۳*** (۶/۴۶)	-۲/۴۰*** (-۲/۳۷)	۳/۵۵*** (۶/۲۸)
AR-1	-۰/۰۹ (-۰/۷۸)	۰/۵۷*** (-۳/۸۶)	۱/۲۳*** (۱۲/۹۰)	۰/۴۷*** (۴/۳۳)	۳/۸*** (۳/۴۸)	۰/۸۷*** (۶/۸۶)	۰/۳۵ (۲/۸۲)	۰/۳۴*** (۳/۲۴)	۰/۳۶*** (۲/۳۳)	۰/۲۲ (۱/۱۶)
AR-2	۰/۳۵*** (۴/۲۲)	۰/۳۹*** (۲/۸۸)	-	-	۰/۱۱ (۱/۰۹)	۰/۰۶ (۰/۲۹)	۰/۰۵ (۰/۴۴)	۰/۲۹ (۱/۹۲)	-	-
AR-3	- (-۳/۱۱)	۰/۴۵*** (۳/۰۶)	-□	-□	-	-	۰/۲۴*** (۲/۴۵)	-۰/۲۲*** (-۱/۹۳)	-	-
MA-1	۰/۷۵*** (۱۱/۵۰)	۰/۰۴ (۰/۴۷)	۰/۸۲*** (-۱۶/۲۰)	-۰/۶۴*** (-۶/۵۴)	-۰/۱۹*** (-۲/۱۸)	۰/۳۷*** (-۵/۰۶)	-۰/۱۵ (-۱/۶۰)	۰/۵۹*** (-۶/۶۲)	-۰/۰۹ (-۰/۶۳)	۰/۳۹*** (-۲/۹۸)
MA-2	-	-	-□	-□	-۰/۰۳ (-۰/۳۲)	۰/۲۵*** (-۳/۴۶)	-۰/۱۴ (-۱/۵۵)	-۰/۱۶ (-۱/۳۴)	-۰/۰۷ (-۰/۸۳)	-۰/۰۶ (-۰/۷۴)
MA-3	-	-	-□	-□	۳/۷*** (۳/۸۱)	۰/۲۶*** (-۵/۳۹)	۰/۶۵*** (۶/۸۴)	-۰/۱۰ (-۱/۲۵)	۱/۲*** (۲/۶۷)	۰/۲۰*** (-۲/۷۷)
sigma	۶/۳۳*** (۱۱/۲۰)	۲/۸۲*** (۵/۷۴)	۲/۹۰*** (۱۲/۰۰)	۲/۹۰*** (۱۲/۰۰)	۷/۵*** (۱۱/۲۰)	۱/۶۵*** (۶/۰۵)	۴/۱۱*** (۷/۷۰)	۱/۹۶*** (۱۰/۱۰)	۱/۲*** (۶/۹۷)	۱/۹۳*** (۶/۹۴)
تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	۹۰□	۵۷	۶۷□	۸۲	۷۵	۷۳	۴۱	۱۰۴	۵۴	۹۵
Linearity LR-test	χ^2 (8) = (prob)□	۲۶/۴۹۱ (۰/۰۰۰)□	χ^2 (6) = (prob)□	۲۲/۰۰۸ (۰/۰۰۰) ()	χ^2 (6) = (prob)□	۶۲/۹۲۰ (۰/۰۰۰)	χ^2 (10) = (prob)□	۸۶/۲۵۶ (۰/۰۰۰)	χ^2 (8) = (prob)□	۶۴/۹۴۲ (۰/۰۰۰)

۱۸۶ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۶

ادامه جدول A: نتایج برآورد مدل تغییر رژیم به تفکیک برای سری بازدهی قیمت نفت، قیمت طلا، شاخص بازار سهام اروپا، آمریکا و جهان

مدل بینه	بازدهی قیمت نفت		بازدهی قیمت طلا		بازدهی شاخص بازار سهام اروپا		بازدهی شاخص بازار سهام آمریکا		بازدهی شاخص جهانی بازار سهام		
	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک	
Normality test	χ^2 (2) = ۵/۲۲۹ (۰/۰۷۳) (prob)□	χ^2 (2) = ۲/۳۶۳ (۰/۳۰۷) (prob)□	χ^2 (2) = ۲/۳۶۳ (۰/۳۰۷) (prob)□	χ^2 (2) = ۲/۳۶۳ (۰/۳۰۷) (prob)□	χ^2 (2) = ۲/۹۳۵ (۰/۲۶۷) (prob)□	χ^2 (2) = ۲/۹۳۵ (۰/۲۶۷) (prob)□	χ^2 (2) = ۰/۸۵۳ (۰/۶۵۳) (prob)□	χ^2 (2) = ۱/۴۰۴ (۰/۴۹۵) (prob)□	χ^2 (2) = ۱/۴۰۴ (۰/۴۹۵) (prob)□	χ^2 (2) = ۱/۴۰۴ (۰/۴۹۵) (prob)□	χ^2 (2) = ۱/۴۰۴ (۰/۴۹۵) (prob)□
ARCH test	$F(۴,۱۲۵)$ = ۰/۳۵۱ (۰/۸۴۲) (prob)□	$F(۴,۱۳۳)$ = ۰/۰۷۵ (۰/۹۳۷) (prob)□	$F(۴,۱۳۳)$ = ۰/۰۷۵ (۰/۹۳۷) (prob)□	$F(۴,۱۳۳)$ = ۰/۰۷۵ (۰/۹۳۷) (prob)□	$F(۳,۱۲۶)$ = ۰/۸۵۱ (۰/۴۶۸) (prob)□	$F(۳,۱۲۶)$ = ۰/۸۵۱ (۰/۴۶۸) (prob)□	$F(۴,۱۲۱)$ = ۰/۳۰۹ (۰/۸۷۱) (prob)□	$F(۴,۱۲۲)$ = ۱/۱۰۰ (۰/۳۳۶) (prob)□	$F(۴,۱۲۲)$ = ۱/۱۰۰ (۰/۳۳۶) (prob)□	$F(۴,۱۲۲)$ = ۱/۱۰۰ (۰/۳۳۶) (prob)□	
Portmanteau test	χ^2 (36) = ۳۷/۰۵۹ (۰/۷۰۳) (prob)□	χ^2 (36) = ۳۷/۱۹۲ (۰/۴۱۴) (prob)□	χ^2 (36) = ۳۷/۱۹۲ (۰/۴۱۴) (prob)□	χ^2 (36) = ۳۷/۱۹۲ (۰/۴۱۴) (prob)□	χ^2 (36) = ۳۵/۹۳۲ (۰/۴۷۲) (prob)□	χ^2 (36) = ۳۵/۹۳۲ (۰/۴۷۲) (prob)□	χ^2 (36) = ۱۸/۱۳۵ (۰/۹۹۴) (prob)□	χ^2 (36) = ۳۶/۸۹۷ (۰/۴۲۷) (prob)□	χ^2 (36) = ۳۶/۸۹۷ (۰/۴۲۷) (prob)□	χ^2 (36) = ۳۶/۸۹۷ (۰/۴۲۷) (prob)□	
Regime 0,t+1	۰/۴۸۹	۰/۸۱۲	۰/۴۷۹	۰/۴۲۱	۰/۷۱۶	۰/۳۵۱	۰/۷۱۱	۰/۱۳۳	۰/۷۶۱	۰/۱۶۶	
Regime 1,t+1	۰/۵۱۱	۰/۱۸۸	۰/۵۲۱	۰/۵۷۹	۰/۲۸۴	۰/۶۴۹	۰/۲۸۹	۰/۸۷۷	۰/۲۳۹	۰/۸۳۴	
متوسط دوره دوام هر رژیم	۱/۸	۱/۲	۲/۰۳	۲/۴	۳/۱	۲/۹	۳/۷	۹/۴	۴/۵	۷/۹	

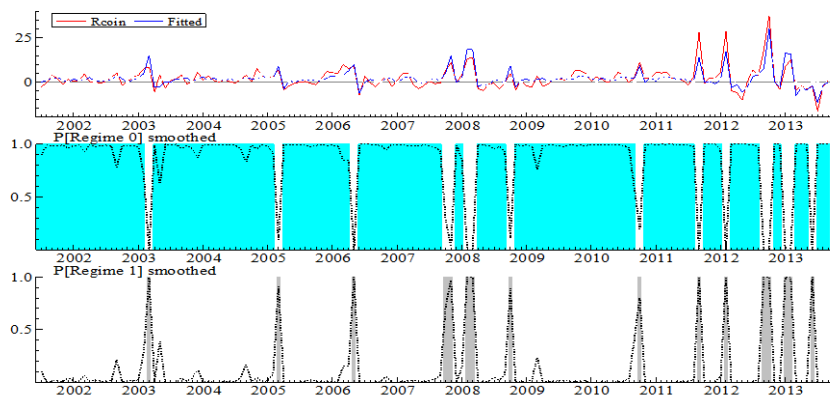
*** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

منبع: محاسبات تحقیق

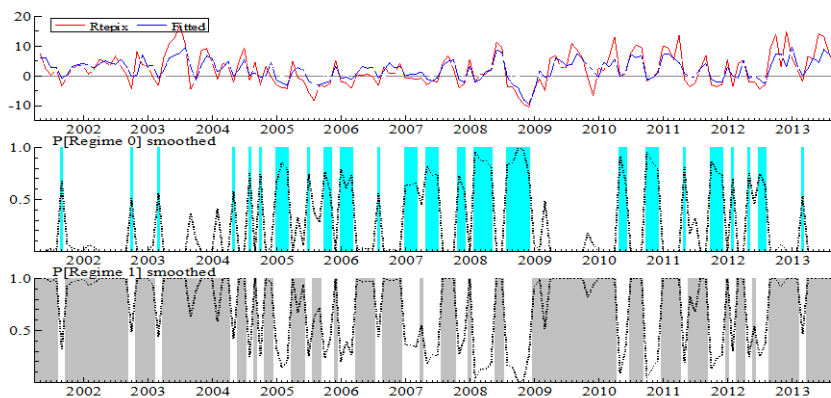
مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلاف نفت و ارز ۱۸۲

پیوست B: نمودارهای احتمالات هموار شده رژیم‌های صفر و یک

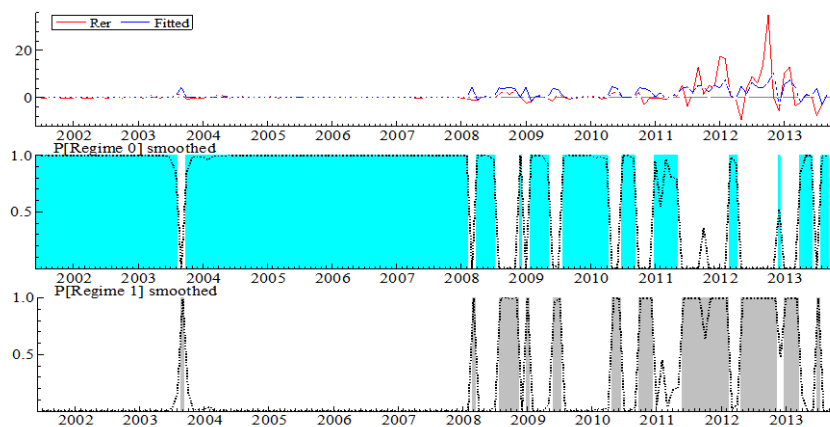
نمودار (B-1): احتمالات انتقال و طبقه‌بندی داده‌های بازدهی سکه طلا (Rcoin) میان رژیم صفر و رژیم ۱



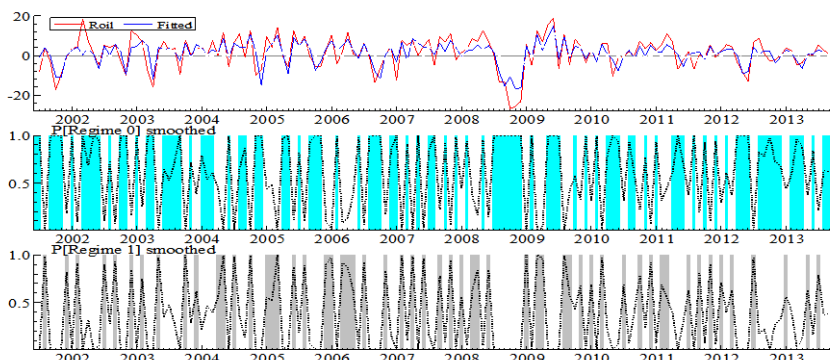
نمودار (B-2): احتمالات انتقال و طبقه‌بندی داده‌های بازدهی شاخص بازار سهام (Rtepix) میان رژیم صفر و رژیم ۱



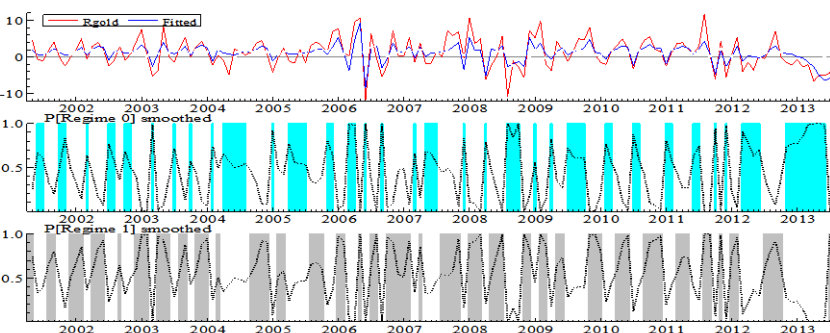
نمودار (B-3): احتمالات انتقال و طبقه‌بندی داده‌های بازدهی نرخ ارز (Rer) میان رژیم صفر و رژیم ۱



نمودار (B-4): احتمالات انتقال و طبقه‌بندی داده‌های بازدهی قیمت نفت (Roil) میان رژیم صفر و رژیم ۱

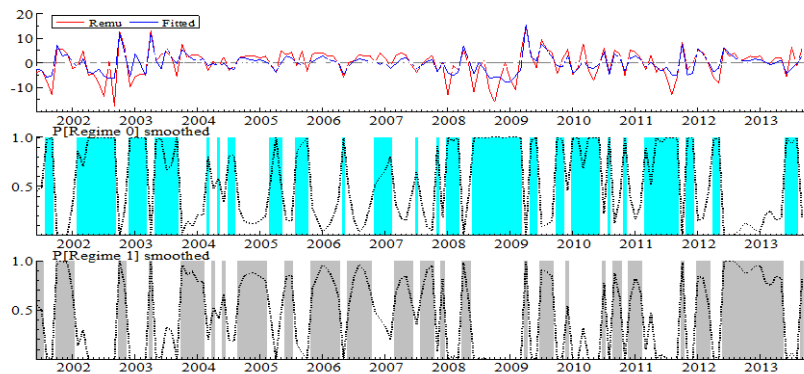


نمودار (B-5): احتمالات انتقال و طبقه‌بندی داده‌های بازدهی قیمت طلا (Rgold) میان رژیم صفر و رژیم ۱

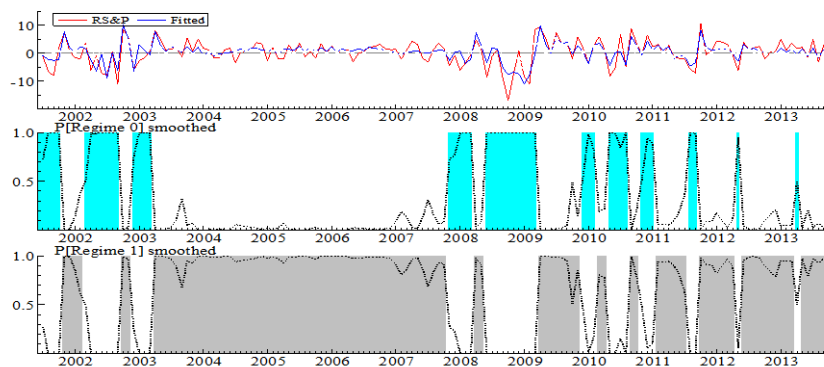


مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلا و نفت و ارز ۱۸۹

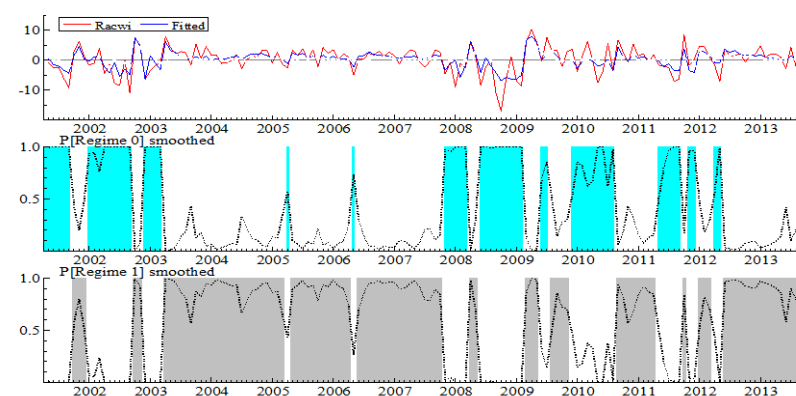
نمودار (B-6): احتمالات انتقال و طبقه‌بندی داده‌های بازدهی شاخص سهام اروپا (Remu) میان رژیم صفر و رژیم ۱



نمودار (B-7): احتمالات انتقال و طبقه‌بندی داده‌های بازدهی شاخص سهام آمریکا (RS&P) میان رژیم صفر و رژیم ۱



نمودار (B-8): احتمالات انتقال و طبقه‌بندی داده‌های بازدهی شاخص جهانی بازار سهام (Racwi) میان رژیم صفر و رژیم ۱



منابع

الف - فارسی

- ابونوری، اسمعیل و محمدرضا عبداللهی (۱۳۹۰)، «ارتباط بازارهای سهام ایران؛ آمریکا، ترکیه و مالزی در یک مدل گارچ چند متغیره»، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، شماره ۱۴، صص. ۶۱-۷۹.
- اسلامی بیدگلی، غلامرضا و فاطمه خان احمدی (۱۳۹۱)، «امکان کاهش ریسک پرتفوی بر اساس مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته در بورس اوراق بهادار»، *تحقیقات مالی*، دوره ۱۴، شماره ۱، صص ۳۰-۱۷.
- پاکیزه، کامران (۱۳۸۹)، «تلاطم و بازده (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و بورس های بین الملل)»، *تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۱(۲)، صص ۱-۲۰.
- حیدری، حسن و احمد ملابهرامی (۱۳۸۹)، «بهینه سازی سبد سرمایه گذاری سهام با استفاده از مدل های چندمتغیره GARCH: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران»، *تحقیقات مالی*، دوره ۱۲، شماره ۳۰، صص ۳۵-۵۶.
- حیدری، حسن، حمیدرضا فعالجو، و فاطمه کرمی (۱۳۹۲)، «بررسی تجربی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب رهیافت آزمون کرانه ها»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال سیزدهم، شماره ۴۹، صص. ۱۵۱-۱۷۶.
- راعی، رضا، شاپور محمدی و علیرضا سارنج (۱۳۹۳)، «پویایی های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل گارچ نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف»، *تحقیقات مالی*، دوره ۱۶، شماره ۱، صص. ۷۷-۹۸.
- سید حسینی، سید محمد و سید بابک ابراهیمی (۱۳۹۲)، «بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات»، *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال ششم، شماره ۱۹، صص. ۸۱-۹۷.

مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلاف نفت و ارز ۱۹۱

صمدی، سعید، زهره شیرانی فخر و مهتاب داورزاده (۱۳۸۶)، «بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش بینی)»، فصلنامه اقتصادمقداری، ۴(۲) - پی‌اپی ۱۳ - صص ۲۵-۵۱. قالیباف اصل، حسن (۱۳۸۱)، بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران.

کریم‌زاده، مصطفی، شادی امیری، مسعود همایونی‌فر و محمدعلی فلاحی (۱۳۹۱)، همبستگی شرطی پویا بین شاخص قیمت سهام و سکه در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH، همایش ملی جهاد اقتصادی، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری.

کشاوری حداد، غلامعلی و آرش بابایی (۱۳۹۰)، «مدلسازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از داده‌های پانل و مدل GARCH»، تحقیقات مالی، ۱۳ (۳۱)، صص ۴۱-۷۲.

کشاوری حداد، غلامرضا و سپهر مقاره‌عابد (۱۳۹۲)، «آیا بحران مالی جهانی به بازار سهام تهران سرایت کرده است؟»، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۸، شماره ۲، صص ۱۷۹-۱۹۹.

مهرآرا، محسن و قهرمان عبدلی (۱۳۸۵)، «نقش اخبار خوب و بد در تلاطم بازدهی سهام در ایران»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸(۲۶)، صص ۲۵-۴۰.

واعظ برزانی، محمد، رحیم دلالی اصفهانی، سعید صمدی و حمیدرضا فعالجو (۱۳۸۸)، «بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و ارزش بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۵ (ویژه نامه بورس)، صص ۳۱-۵۰.

ب - انگلیسی

- Becker, K. G., J. E. Finnerty and A. L. Tucker(1992), “The Intraday Interdependence Structure between U.S. and Japanese Equity Markets”, *Journal of Financial Research*, Vol. 15, PP 27-37.
- Bekaert, G., R.Campbell and A. Ng (2005), “Market Integration and Contagion”, *Journal of Business*, Vol. 78, PP 39-70.
- Bernhart, G., S. Hocht, M. Neugebauer, M. Neumann and R. Zagst (2009), *Asset Correlations in Turbulent Markets and Their Implications on Asset Management*, The 3rd Conference on Risk Management & Global e- Business, Incheon, Korea.
- Boubaker, H. and N. Sghaier (2013), “Portfolio Optimization in the Presence of Dependent Financial Returns with Long Memory: A Copula Based Approach”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 37, PP 361-377.
- Bracker, B. and P. D. Koch (1999), “Economic Determinants of the Correlation Structure Across International Equity Markets”. *Journal of Economics and Business*, Vol. 51, PP 443-456.
- Calvo, S. and C. M. Reinhart (1996), “Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?”, in Guillermo A. Calvo, Morris Goldstein, and Eduard Hochreiter, eds.: *Private Capital Flows to Emerging Markets after the Mexican Crisis*, Institute for International Economics, Washington DC.
- Chiang, T.C., B.N. Jeon and H. Li (2007), “Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from Asian Markets”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26, 7, PP 1206-1228.
- Classens, S. and K. Forbes (2004), “International Financial Contagion: The Theory, Evidence and Policy Implications”, For the Conference ‘The IMF’s Role in Emerging Market Economies: Reassessing the Adequacy of its Resources’ organized by RBWC, DNB and WEF in Amsterdam on November 18-19.
- Cogni, A., and M. Manera (2009), “The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: A Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries”, *Economic Modelling*, Vol.26, PP 1-29

- Corsetti G., M. Pericoli and M. Sbracia (2005), "Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24, PP 1177-1199.
- Corsetti, G., M.Pericoli and M. Sbracia (2011), "Correlation Analysis of Financial Contagion", Kolb, R.W. (ed), *Financial Contagion: The Viral Threat to the Wealth of Nations*, Wiley.
- Diebold, F.X., and K. Yilmaz (2009), "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets", *Economic Journal, Royal Economic Society*, Vol. 119, no. 534, PP 158-171.
- Diebold, F.X. and K. Yilmaz (2012), "Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillover". *International Journal of Forecasting*, Vol. 23, PP 57-66.
- Ding, L., Y. Huang and X. Pu (2014), "Volatility Linkage Across Global Equity Markets", *Global Finance Journal*, In Press, Corrected Proof, Available online 10 June 2014.
- Dornbusch, R., Y. Park and S. Claessens (2000), "Contagion: Understanding how it Spreads". *The World Bank Research Observer*, Vol. 15, PP 177-197.
- Eun, C. S., and S. Shim (1989), "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, no. 2, PP 241- 256.
- Forbes, K. J. and R. Rigobon (2002), "No Contagion, only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements", *Journal of Finance*, Vol. 57, PP 2223-2261.
- Hamilton, J.D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol.57, no. 2, PP 357-384.
- Koop, G., M. H. Pesaran and S. M. Potter (1996), "Impulse Response Analysis in Non-Linear Multivariate Models". *Journal of Econometrics*, Vol.74, PP 119-147.
- Krolzig, H.M. (1997), *Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis*, Springer, Berlin
- Louzis. D.P. (2013), "Measuring Return and Volatility Spillovers in Euro Area Financial Markets", Working Paper, Bank of Greece, No.154.

- Malliaris, A. G. and J. L. Urrutia (1992), "The International crash of October 1987: Causality Tests", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, PP 353-364.
- McCarthy, J. and M. Najand (1995), "State Space Modeling of Linkages among International markets", *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 5, PP 1-9.
- Park, Y. C. and C. Y. Son, (2001), "Financial Contagion in the East Asian Crisis: With Special Reference to the Republic of Korea", in Stijn Claessens, and Kristine J. Forbes, eds.: *International Financial Contagion* (Kluwer Academic Publishers, Norwell, MA).
- Pesaran, M. H., & Y. Shin (1998), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models". *Economics Letters*, Vol.58, pp. 17-29.