آزمون وجود سرایت مالی میان بازار سهام، ارز و سکه طلا در ایران

فیروز فلاحی[1]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز
خلیل جهانگیری[2]
استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه

تاریخ دریافت : 1393/8/1 تاریخ پذیرش : 1394/1/4

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر، آزمون وجود پدیده سرایت مالی میان بازارهای ارز، سهام و سکه طلا است. در این راستا با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) ساختار همبستگی برای داده‌های روزانه بازدهی نرخ ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکه طلا طی دوره زمانی 1389/01/07 تا 1392/06/31 مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج انجام آزمون فرضیه، وجود سرایت مالی بین بازارهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون رایج t و آزمون نسبت راست‌نمایی برای مدل همبستگی شرطی پویا بیانگر این بود که شواهد پدیده سرایت فقط میان بازار ارز و سکه وجود دارد.

کلیدواژه‌ها: سرایت مالی ، بازار سهام، نرخ ارز، سکه طلا، مدل DCC

طبقه‌بندی JEL: C32، G01، G11

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- fallahi@tabrizi u.ac.ir
2- kh.jahangiri@urmia.ac.ir

1. مقدمه

ساختارهای درهم‌تنیده اقتصادهای امروزی باعث می‌شود تا زیان در یک بخش و یا یک کشور به‌سرعت به بخش‌ها یا اقتصاد دیگر کشورها گسترش یابد. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت‌های آن‌ها در یک فضای جدا از هم صورت نمی‌گیرد. به‌طور ویژه طی دهه‌های اخیر گسترش بنگاه‌ها و سازمان‌های جهانی و چندملیتی، پیشرفت‌ها در زمینه فناوری اطلاعات، مقررات‌زدایی سیستم‌های مالی در کشورهای صنعتی و رشد بسیار زیاد در جریان بین‌المللی سرمایه ازجمله مواردی هستند که سبب ارتباط هر چه بیشتر بازارهای مالی در جهان شده‌اند (Bracker and Koch, 1999). نوسانات در بازار دارایی‌های مختلف به‌شدت با همدیگر در ارتباط می‌باشد؛ بنابراین آگاهی از روابط بین دارایی‌هایی مالی به‌منظور اتخاذ تصمیمات مناسب توسط سرمایه‌گذاران امری ضروری است.

از اوایل تابستان 1390 اقتصاد ایران درنتیجه اعمال تحریم‌ها، بروز آثار هدفمندی یارانه‌ها، رشد فزاینده نقدینگی در سالیان متمادی و سایر عوامل وضعیت بسیار ویژه‌ای را به خود شاهد بوده است. بعد از مدت‌ها مدیریت نرخ ارز در کشور، بی‌ثباتی این بازار را فراگرفت و به دنبال این امر بازار سکه طلا نیز دچار نوسانات فزاینده‌ای شد. رکوردشکنی‌های شاخص بورس اوراق بهادار تهران نیز از سال 1391 آغاز شد. با توجه به رکود فعالیت‌های اقتصادی و تورم بالا، ورود به بورس اوراق بهادار، بازار سکه و یا بازار ارز به‌عنوان آلترناتیوهای سرمایه‌گذاری در پیش سرمایه‌گذارانی بودند که پول داغ در دست خود داشتند.

در چنین فضای آشفته‌ای که در بازار دارایی‌های مذکور به وجود آمده بود می‌توان این پرسش‌ها را مطرح نمود که ساختار روابط متقابل دارایی‌هایی از قبیل سهام، سکه طلا و ارز در ایران چگونه است؟ آیا شواهدی مبنی بر بروز پدیده سرایت مالی در بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران وجود دارد؟

مقاله حاضر بدین‌صورت سازماندهی شده است: در ادامه مقاله و پس از ارائه مقدمه، در قسمت دوم که به ادبیات موضوع اختصاص داشته، مروری بر مدل‌های خودرگرسیونی عمومی مشروط بر ناهمسانی واریانس و نیز تبیین مفهوم سرایت در بازارهای مالی صورت گرفته است. در قسمت سوم به معرفی روش‌شناسی تحقیق پرداخته و در قسمت چهارم ضمن معرفی داده‌ها، بررسی

توصیفی از روند متغیرهای تحقیق صورت گرفته است. قسمت پنجم مطالعه به تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها اختصاص یافته و در قسمت پایانی نیز نتیجه‌گیری کلی ارائه شده است.

2. مبانی نظری

در ادبیات مالی توضیحات تئوریکی بسیاری در مورد سرایت مالی[1] ارائه شده است. اغلب مطالعات، سرایت مالی را به‌عنوان حرکات بسیار هماهنگ که نتیجه رفتار عقلایی فعالان در محیط بازارهای دارای شکست (از قبیل اطلاعات نامتقارن، اطلاعات ناهمگن، رقابت ناقص، محدودیت در ثروت و قرض گرفتن، ظرفیت تحمل ریسک و غیره) می‌باشد، تفسیر می‌کنند و یا آن را به تصمیم‌گیری‌های غیرعقلانی توسط همان فعالان بازار (از قبیل رفتار گله‌ای) نسبت می‌دهند. برای مثال، والدز (Valdes, 1996) بیان می‌کند که در مواقعی که بحران در یک بازار بتواند نقدینگی مشارکت‌کنندگان در بازار را کاهش دهد، ممکن است سرمایه‌گذاران مجبور به فروش دارایی‌هایشان در بازارهای دیگر شوند تا در مواجهه با اخطار افزایش سپرده[2] یا الزامات قانونی دیگر در سبد دارایی خود توازن مجدد ایجاد نمایند. ماسون (Masson, 1999) نشان داده است که محرک‌های کوچک در یک بازار می‌تواند به‌صورت عوامل سقوطی عمل کند که انتظارات منفی سرمایه‌گذاران در مورد تعادل بازار سایر کشورها را به‌طور هماهنگ تحریک می‌نماید. کدرز و پریزکر (Koders & Pritsker, 2002) با اشاره به اینکه ایجاد توازن مجدد بین بازاری و اطلاعات نامتقارن ریشه سرایت مالی است، بیان می‌کنند که ایجاد توازن در پرتفوی بین بازاری (پرتفوی متشکل از دارایی‌های بازاری مختلف) می‌تواند به‌عنوان کانالی برای سرایت مالی باشد. کیل و ژیانگ (Kyle & Xiong, 2001) و گرامب و وایوناس (Gromb & Vayanos, 2002) چنین بحث می‌کنند که سرایت مالی می‌تواند زمانی پدید آید که واسطه‌های مالی از شوک‌های

1- Financial Contagion

2- Margin Call: اخطاری است که مؤسسه کارگزاری به مشتری خود می‌دهد تا میزان سرمایه موجو در حساب اعتباری خود را افزایش دهد و نسبت بین وام و سرمایه را به حد مشخص برساند.

نامطلوب وارد شده بر وضعیت پرتفوی[3] خود زیان می‌بینند به‌طوری که ارزش پرتفوی آن‌ها پایین‌تر از آستانه تحمل ریسک آن‌ها قرار می‌گیرد. یوان (Yuan, 2005) نشان داد که حرکات همبسته قیمت ناشی از عکس‌العمل اطلاعات نامتقارن و محدودیت‌های وام‌گیری می‌باشد. برونر و همکاران (Broner, Gelos & Reinhart, 2006) مدلی را ارائه دادند که در آن ایجاد توازن مجدد در پرتفوی سرمایه‌گذار می‌تواند به‌عنوان کانال انتقال بحران عمل نماید.

بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی، سه تعریف از سرایت را به شرح زیر می‌توان ارائه نمود:

- تعریف گسترده: سرایت به‌منزله 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. بااین‌حال پدیده سرایت در زمان بحران‌ها بیشتر مورد تأکید 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 به‌وسیله 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). در مقاله حاضر این تعریف از پدیده سرایت مدنظر است.

با در نظر گرفتن تعاریف فوق، دو نوع از سرایت را در ادبیات مالی می‌توان از هم تفکیک کرد: سرایت مکانیکی[4] که نتیجه وابستگی مالی و واقعی بین بازارها یا کشورها است (Calvo & Reinhart, 1996) و سرایت روانی[5] که بر رفتار سرمایه‌گذاران تمرکز دارد (Dornbush et al, 2000). رفتار سرمایه‌گذاران نقش محوری در فرایند انتقال شوک‌ها به‌خصوص در پدیده سرایت مالی ایفا می‌کند. دراین‌ارتباط 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

3- Portfolio Position: وضعیت پرتفوی که اشاره دارد به آنچه که سرمایه‌گذار دارا می‌باشد، شامل کل دارایی‌ها و بدهی‌های وی و همچنین سهامی که از دیگران قرض گرفته و به فروش رسانده است.

4- Mechanical Contagion

5- Psychological Contagion

همزمان افراطی در بازارها می‌گردد (Dornbush et al, 2000; Pritsker, 2000). دورنبوش و همکاران (Dornbush et al, 2000) بین سه نوع از رفتار سرمایه‌گذاران به‌صورت زیر تمایز قائل شده‌اند:

- مسأله نقدینگی و انگیزش: رفتار عقلایی سرمایه‌گذار وابسته به نقدینگی و سایر محدودیت‌ها بر روی سرمایه‌گذاران است.
- مسأله اطلاعات نامتقارن و هماهنگی: غالباً چنین به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاران دارای اطلاعات ناقص هستند؛ بنابراین در غیاب اطلاعات سرمایه‌گذاران فکر می‌کنند که بحران مالی در یک بازار (یا کشور) ممکن است منجر به پدید آمدن بحران مشابه در سایر بازارها (یا کشورها) گردد. چنین رفتاری می‌تواند باعث ایجاد پدیده سرایت گردد.
- تغییر قواعد بازی: تغییر ارزیابی سرمایه‌گذار از قواعدی که دادوستدهای مالی را مدیریت می‌کند نیز جنبه دیگری از رفتار سرمایه‌گذاران است که می‌تواند منجر به ایجاد سرایت گردد.

ادبیات تجربی در مورد سرایت مالی بر روی حرکات هماهنگ افراطی قیمت دارایی‌ها متمرکز شده است. آزمون همبستگی از طریق بررسی افزایش معنی‌دار در همبستگی‌های بین بازاری بعد از هر بحران به‌طور گسترده‌ای به‌عنوان روش متعارف برای آزمون سرایت مالی بکار گرفته شده است. از نخستین مطالعاتی که از آزمون همبستگی برای تحلیل سرایت استفاده نموده است می‌توان به مطالعه کینگ و وادوانی (King & Wadhwani (1990)) اشاره کرد که برای نخستین بار با استفاده از رویکرد همبستگی، تغییرات همبستگی میان بازار سهام لندن و نیویورک بعد از بحران مالی 1987 آمریکا را مورد بررسی قرار دادند.

در آزمون همبستگی مرسوم، سرایت مالی به‌عنوان افزایش معنی‌دار در حرکات هماهنگ بازار در طول دوره بحران نسبت به دوره آرامش تعریف می‌شود. این تعریف، انجام آزمون سرایت را با بررسی اینکه آیا همبستگی بین بازارها در دو دوره، یعنی دوره با ثبات و دوره بحرانی، به‌طور معنی‌داری متفاوت است به‌راحتی امکان‌پذیر می‌کند.

آزمون همبستگی مرسوم برای وجود سرایت توسط برخی از مطالعات به چالش کشیده شده است. فوربز و ریگوبن (Forbes & Rigobon, 2002)، لورتان و انگلیش (Loretan & English, 2000) و بویر، گیبسون و لورتان (Boyer, Gibson & Loretan, 1999) چنین بحث می‌کنند که آزمون همبستگی مرسوم برای سرایت مالی به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای دارای تورش ناشی از ناهمسانی

واریانس در داده‌های بازدهی دارایی‌هاست. به لحاظ آماری، آن‌ها نشان دادند در مواقعی که بازارهای سهام بسیار بی‌ثبات باشند، همبستگی میان بازدهی‌ها می‌تواند به‌صورت کاذبی افزایش یابد. فوربز و ریگوبن (Forbes & Rigobon, 2002) یک تعدیل آماری در معیار همبستگی برای کنترل تورش ناهمسانی واریانس پیشنهاد کردند.

گروه دیگری از مطالعات نیز وجود دارند که مستنداتی ارائه کرده‌اند مبنی بر اینکه همبستگی میان بازارهای سهام ثابت نبوده و طی زمان در حال تغییر است. برای مثال لانجین و سالنیک (Longin & Solnik (1995)) در یک دوره 30 ساله (1960-1990) برای 7 کشور عضو OECD نشان دادند که همبستگی میان بازار سهام آمریکا و سایر کشورهای OECD طی زمان در حال افزایش بوده است. همچنین آن‌ها نشان دادند در دوره‌هایی که نوسانات بازار زیاد بوده، همبستگی میان بازدهی‌ها نیز افزایش یافته است. رامچارد و ساسمل (Ramchand & Susmel, 1998) در مطالعه خود یافته‌های مطالعه لانجین و سالنیک (1995) در مورد تغییر همبستگی بین بازارها را تائید کردند. کارولی و استالز (Karolyi & Stulz, 1996) نیز نشان دادند که همبستگی میان بازار سهام آمریکا و ژاپن در زمانی که شوک‌های بزرگ به این بازارها وارد می‌شود، افزایش می‌یابد. لانجین و سالنیک (Longin & Solnik, 2001) و آنگ و چن (Ang & Chen, 2002) همچنین نشان دادند که همبستگی تنها در دوره‌هایی که بازار در رکود است افزایش می‌یابد. نتیجه اصلی این گروه از مطالعات این است که همبستگی طی زمان تغییر می‌کند و رابطه معنی‌داری میان همبستگی بین بازارها و نوسانات متغیر در طی زمان[6] وجود دارد؛ بنابراین نوسانات متغیر در طی زمان نقش مهمی در حرکات همزمان بازارها ایفا می‌نماید و می‌تواند به‌عنوان عامل اساسی که منجر به تغییر همبستگی بین بازارها در طی زمان می‌شود در نظر گرفته شود.

ماهیت واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به نوسانات در حال تغییر را می‌توان با استفاده از دو فرضیه پرکاربرد در مالی توضیح داد: فرضیه انتظارات عقلایی متغیر در طی زمان[7] و فرضیه واکنش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

6- Time-Varying Volatility

7- Time-Varying Rational Expectation Hypothesis

افراطی بازار سهام[8] (Choe et al, 2012).

فرضیه انتظارات عقلایی متغیر در طی زمان فرض می‌کند که سرمایه‌گذاران ریسک گریز در پاسخ به تغییر نوسانات بازار انتظارات خود را بازبینی می‌کنند. دلالت این وضعیت بدین‌صورت است که بر اساس رابطه مبادله تعریف شده میان ریسک و بازدهی، سرمایه‌گذاران برای پذیرش سطوح بالاتری از نوسانات آتی به صرف ریسک بالاتری نیاز دارند (Fama & French, 1988; Ball & Kothari, 1989; & Cecchehtti et al, 1990). در مقابل، فرضیه واکنش افراطی بازار سهام چنین بحث می‌کند که سرمایه‌گذاران گرایش دارند به هرگونه اخبار بازار با انتظارات بیش‌ازحد خوش‌بینانه و یا بدبینانه خود واکنش افراطی نشان دهند (Summers, 1986& 1988; DeBondt & Thaler, 1985 & 1987; Lehmann, 1990; & Lo & MacKinlay,1990).

3. 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[9]. در خصوص تحقیقات انجام گرفته خارجی که نزدیک به موضوع مقاله حاضر می‌باشد می‌توان به مطالعات این و شیم (Eun & Shim, 1989)، مالیاریس و اوروتیا (Malliaris & Urrutia, 1992) ، بکر و همکاران (Becker et al, 1992)، مک‌کارتی و ناجاند (McCarthy & Najand, 1995)، پارک و سونگ (Park & Song, 2001)، فوربز و ریگوبن (Forbes & Rigobon, 2002)، بکائرت و همکاران (Bekaert et al, 2005)، لی (Li, 2007)، شیانگ و همکاران (Chiang et al, 2007)، برنهارت و همکاران (Bernhart et al, 2009)، کارستی و همکاران (Corsetti et al, 2005, 2011) و بوبکر و غایر (Boubaker & Sghaier, 2013) اشاره نمود. در بین مطالعات داخلی نیز مطالعات انجام گرفته توسط مهرآرا و عبدلی (Mehrara & Abdoli, 2006)، صمدی و همکاران (Samadi et al, 2007)، واعظ‌برزانی و

8- Stock Market Overreaction Hypothesis

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

همکـاران (Vaez Barzani et al, 2009)، پـاکیزه (Pakizeh, 2011)، حیـدری و ملابهرامـی (Heydari & Molabahrami, 2011)، کشاورز حداد و بابـایی (Keshavarz, & Babaei, 2012)، ابونـوری و عبـداللهی (Abunoori & Abdollahi, 2012)، بیـد گلـی و خـان احمـدی (Eslami Bidgoli & Khan Ahmadi, 2013) و کـریم‌زاده و همکـاران (Karimzadeh et al, 2012) را می‌توان برشمرد. تفاوت عمده مطالعه حاضر با مطالعات داخلی ذکر شـده را مـی‌تـوان در تکنیـک بکارگرفته شده جهت مطالعه روابط بین بازارها، بررسی تجربی وجود سرایت و نهایتاً دوره زمـانی تحقیق بیان کرد. این مطالعه دوره زمانی خاصی از اقتصاد کشور را مورد بررسی قـرار داده کـه در آن نوسانات بی‌سابقه‌ای در بازار ارز، طلا و بازار سهام رخ داده است.

4. مدل تحقیق و روش برآورد

امروزه بین پژوهشگران اقتصادی و مالی این پدیده پذیرفته شده است که بی‌ثباتی‌های مالی بین دارایی‌های مختلف و نیز بین بازارهای مختلف در طـول زمـان بـا همـدیگر حرکـت مـی‌کننـد. در حقیقت می‌توان بیان نمود که تقریباً همه بازارها- مالی و غیر مالی، داخلی و بین‌المللی- به‌نوعی بـا یکدیگر مرتبط هستند. بورس‌های سـهام کشـورهای مختلـف دارای ارتبـاط و مناسـبات مشـترک هستند و این بورس‌ها خود به‌طور قابل‌توجهی از بازار اوراق قرضه تأثیر مـی‌پذیرنـد. قیمـت اوراق قرضه به میزان زیادی تحت تأثیر بازارهای کالا است و قیمت کالاها ازجمله نفت و طلا به‌نوبه خود به روند دلار آمریکا بستگی دارند. در رابطه با چنین روابط مشاهده‌شده‌ای مدل‌های *GARCH* چند متغیره (*Multivariate GARCH*) معرفی شد که جهت مطالعه ارتباط بـین بـی‌ثبـاتی‌هـای چنـدین بازار و یا دارایی کاربرد مناسبی دارند.

یک دسته‌بندی کلی از مدل‌های *MGARCH* را می‌توان به‌صورت زیر ارائه کرد:

تفاوت اصلی در رویکردهای فوق که برای ساخت مدل‌های *MGARCH* ایجاد شـده اسـت در تصریح‌هایی است که این رویکردها برای مـاتریس واریـانس-کوواریـانس شـرطی بکـار مـی‌برنـد (Bauwens et al, 2006).

بر اساس دسته‌بندی فوق، مدل‌های همبستگی شرطی پویا[10] (DCC) درواقع به‌عنوان ترکیبات غیرخطی از مدل‌های $GARCH$ تک متغیره می‌باشد. این مدل اجازه می‌دهد که در یک طرف واریانس شرطی و در سوی دیگر ماتریس همبستگی شرطی به‌صورت جداگانه تصریح شود. ماتریس واریانس شرطی (H_t) این گروه از مدل‌ها از طریق فرایند سلسله مراتبی تصریح می‌شود به‌نحوی که نخست یک مدل از نوع $GARCH$ برای واریانس شرطی انتخاب شده و سپس مبتنی بر واریانس شرطی مرحله اول، ماتریس همبستگی شرطی مدلسازی می‌گردد. در مدل DCC ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_t = D_t R_t D_t$$

که در آن

$$D_t = diag(h_{11t}^{1/2} \ldots . h_{NNt}^{1/2})$$

انواع مدل‌های* MGARCH

تعمیم مستقیم مدل‌های GARCH تک متغیره بالرسلو (1986)	ترکیب خطی مدل‌های GARCH تک متغیره	ترکیب غیر خطی مدل‌های GARCH تک متغیره
VEC BEKK Factor Models Flexible MGARCH Riskmetrics Full Factor GARCH Models	Generalized Orthogonal Models (O-GARCH, GO-GARCH) Latent Factor	CCC (Constant Conditional Correlation Model) DCC (Dynamic Conditional Correlation Model) GDC (General Dynamic Covariance Model) Copula-Garch Models

منبع: Bauwens et al, 2006, p 81

D_t یک ماتریس قطری است که iامین مؤلفه روی قطر آن با انحراف معیار شرطی iامین دارایی ($h_{iit}^{1/2}$) متناظر است. h_{iit} می‌تواند به‌صورت هر مدل $GARCH$ تک متغیره‌ای تعریف شود. نسخه

10- Dynamic Conditional Correlation (DCC) Model

*. برای مطالعه بیشتر در مورد مدل‌های ذکر شده می‌توان به مقاله Bauwens, Laurent, and Rombouts (2006) رجوع کرد.

اصلی مدل DCC ارائه شده توسط انگل (2002) که به اختصار به‌صورت $DCC_E(1,1)$ نشان داده می‌شود دارای تصریح $GARCH\ (1,1)$ برای هر واریانس شرطی در D_t است؛ به‌عبارت‌دیگر:

$$h_{iit} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{ii,t-1} \qquad i = 1, \ldots, N$$

در نهایت R_t ماتریسی است که شامل همبستگی‌های شرطی متغیر طی زمان است به‌نحوی‌که:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1}$$

$$Q_t = (1 - \sum_{r=1}^{R} \delta_r - \sum_{s=1}^{S} \gamma_s)\overline{Q} + \sum_{r=1}^{R} \delta_r Q_{t-r} + \sum_{s=1}^{S} \gamma_s (v_{t-s} v'_{t-s})$$

در مدل فوق $\overline{Q}$ ماتریس کوورایانس غیر شرطی بردار پسماندهای استاندارد شده v_t در مرحله اول تخمین بوده و Q_t^* ماتریس قطری مرکب از مجذور ریشه عناصر قطری Q_t است. انگل و شپارد (2001) نشان دادند که برای مثبت معین بودن Q_t باید δها و γها غیرمنفی باشند به‌نحوی‌که $\sum_{r=1}^{R} \delta_r + \sum_{s=1}^{S} \gamma_s < 1$ باشد. در اینحالت R_t نیز مثبت معین خواهد بود (Engle and Sheppard, 2001).

لگاریتم تابع راستنمایی برای برآورد پارامترهای مدل DCC را می‌توان به‌صورت زیر تصریح نمود:

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2}\log 2\pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\log|H_t| - \varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t)$$

$$= -\frac{TN}{2}\log 2\pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\log|D_t R_t D_t| - \varepsilon_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1}\varepsilon_t)$$

$$= -\frac{TN}{2}\log 2\pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(2\log|D_t| + \log|R_t| - v_t' R_t^{-1} v_t)$$

مدل‌سازی مطالعه حاضر شامل دو بخش است: نخست سعی شده تا با استفاده از تحلیل ضریب همبستگی و آزمون رایج t وجود پدیده سرایت در بازارهای سهام، سکه و ارز در ایران مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور می‌توان مدل رگرسیون خطی زیر را در نظر گرفت:

$$y_{it} = \beta y_{jt} + \varepsilon_{it}$$

اگر تغییراتی در رابطه بین سری بازدهی y_{it} و y_{jt} وجود داشته باشد (که به‌صورت تغییر معنی‌دار در β نشانداده می‌شود) به معنی شواهدی مبنی بر وجود سرایت خواهد بود. این آزمون ساده زمانی پیچیده خواهد بود که تغییر نوسانات جزء اخلال ضمن حرکت از دوره غیر بحرانی به

دوره بحرانی در نظر گرفته شود. چنین رفتاری در تضاد با فرض واریانس همسانی جزء اخلال می‌باشد. به‌منظور اجتناب از این مسأله فوربز و ریگوبن (2000) آزمون تغییر آماری در ضریب همبستگی، ρ_i، بین دو دوره بحرانی و غیر بحرانی را پیشنهاد کردند. با توجه به اینکه انتظار بر این است واریانس داده‌ها با ورود به دوره بحرانی نسبت به دوره غیر بحرانی افزایش یابد، لذا فوربز و ریگوبن تعدیل زیر را برای ضریب همبستگی ارائه نمودند:

$$\rho_i^* = \frac{\rho_i}{\sqrt{1+\delta[1-(\rho_i)^2]}}$$

که در آن $\delta = \frac{\sigma_j^h}{\sigma_j^l} - 1$ بوده و بیانگر افزایش نسبی در واریانس بازدهی دارایی بین دوره غیر بحرانی (ثبات) و دوره بحرانی است. نهایتاً به‌منظور آزمون معنی‌داری افزایش در ضریب همبستگی تعدیل شده فرضیه‌های زیر را می‌توان در نظر گرفت:

ρ_1^* :ضریب همبستگی در دوره بحران

ρ_2^* :ضریب همبستگی در دوره غیر بحرانی

$$\begin{cases} H_0 : \rho_1^* \le \rho_2^* \\ H_1 : \rho_1^* > \rho_2^* \end{cases}$$

$$t = (\rho_1^* - \rho_2^*)\sqrt{\frac{n_1 + n_2 - 4}{1-(\rho_1^* - \rho_2^*)^2}} \qquad df = (n_1 + n_2 - 4)$$

آزمون فرضیه فوق را می‌توان با استفاده از آزمون ***t-Student*** انجام داد که آماره آزمون آن به‌صورت زیر تعریف شده است:

پذیرش فرضیه رقیب بیانگر وجود سرایت بین دو بازار خواهد بود[11]

در گام بعدی از مدل *GARCH* چندمتغیره ***DCC(1,1)*** به‌عنوان مدل پایه جهت بررسی همبستگی شرطی متغیر طی زمان استفاده شده است. در این مرحله با توجه به اینکه در آزمون وجود سرایت مالی از طریق همبستگی شرطی متغیر طی زمان، سرایت به‌عنوان شکست ساختاری معنی‌دار در سری همبستگی پویا در دوره‌های بحران تعریف می‌شود، برای این منظور مدل همبستگی شرطی پویا با لحاظ یک متغیر موهومی زمان به‌منظور نشان دادن دوره پرتلاطم تعدیل یافته است؛ بنابراین فرم استاندارد مدل *DCC(1,1)* معرفی شده توسط انگل (2002) و فرم تعدیل

11- برای جزئیات بیشتر به مقاله Imen and Rim (2012) رجوع شود.

یافته آن به‌صورت زیر خواهد بود:

$$r_{jt} = \mu_j + \rho r_{j,t-1} + \varepsilon_{jt}$$
$$h_{jt} = \kappa_j + \alpha_j \varepsilon^2_{j,t-1} + \beta_j h_{j,t-1}$$
$$Q_t = (1-\delta-\gamma)\overline{Q} + \delta Q_{t-1} + \gamma(\nu_{t-1}\nu'_{t-1})$$

مدل (1): *DCC(1,1)*

$$r_{jt} = \mu_j + \rho r_{j,t-1} + \varepsilon_{jt}$$
$$h_{jt} = \kappa_j + \alpha_j \varepsilon^2_{j,t-1} + \beta_j h_{j,t-1}$$
$$Q_t = (1-\delta-\breve{\delta}D-\gamma)\overline{Q} + (\delta+\breve{\delta}D)Q_{t-1} + \gamma(\nu_{t-1}\nu'_{t-1})$$

مدل (2): *DCC(1,1)* تعدیل یافته

در مدل تعدیل یافته D نشان‌دهنده متغیر موهومی است که برای دوره بحرانی مقدار 1 اختیار کرده و در غیر اینصورت صفر خواهد بود. $\breve{\delta}$ ضریب متغیر موهومی بوده و در صورت وجود تغییر در همبستگی شرطی، آنرا در خود لحاظ می‌کند. محدودیت‌های لازم برای مثبت معین بودن ماتریس کوواریانس در مدل تعدیل یافته به‌صورت $\delta \geq 0, \breve{\delta} \geq 0$ و $\delta + \breve{\delta} + \gamma < 1$ خواهد بود. با استفاده از مدل (2) به‌عنوان مدل غیرمقید، آزمون نسبت راستنمایی (LR) برای وجود سرایت در مقابل مدل (1) با فرضیه صفر $H_0 = \breve{\delta} = 0$ انجام می‌گیرد. آماره آزمون مذکور دارای توزیع χ^2 با یک درجه آزادی خواهد بود.

5. داده‌ها و نتایج تجربی

در تحقیق حاضر از داده‌های روزانه 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 روزانه (درصد) متغیرهای مورد نظر را می‌توان به‌صورت زیر تعریف نمود:

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

که در آن P_t قیمت (یا مقدار شاخص) در زمان t است. داده‌های مورد نظر از بانک مرکزی و سایت بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است. دوره زمانی تحقیق از فروردین ماه 1389 تا 31 شهریور 1392 (شامل 835 مشاهده) بوده و مبنای انتخاب دوره زمانی مذکور شروع جهش نرخ ارز در ایران می‌باشد که تقریباً مصادف با تشدید تحریم‌های بین‌المللی علیه ایران است. در انتخاب

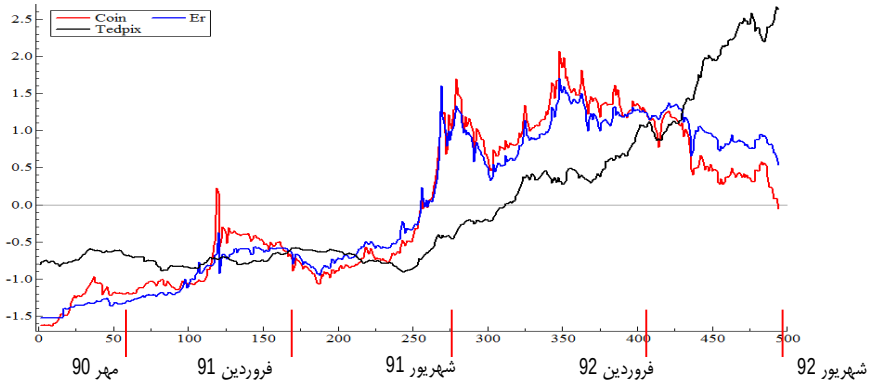
دوره زمانی سعی بر این بوده است که دوره مورد بررسی ضمن در برگرفتن بی‌ثباتی در بازارهای ارز و طلا (که تقریباً از مرداد ماه 1390 آغاز شد)، دوره با نوسان اندک در این بازارها را نیز شامل شود (در این مطالعه از فروردین 1389 تا مرداد 1390 به‌عنوان دوره آرامش یا دوره با نوسان اندک در نظر گرفته شده است).

با توجه به اینکه برای آزمون سرایت لازم است تا ضرایب همبستگی بین هر جفت از دارایی-های مورد مطالعه برای دوره‌ای با آرامش نسبی و دوره بحران برآورد شود؛ لذا دوره 1389/01/07 تا 1390/04/29 به‌عنوان دوره‌ای با آرامش نسبی در بازار سکه، ارز و سهام در نظر گرفته شده و دوره 1390/05/01 تا 1392/06/31 همچنان که در بالا مورد اشاره قرار گرفت به‌عنوان دوره پرتلاطم تعریف شده است. به دلیل وضعیت خاص بازارهای مذکور در دوره بحرانی، در ادامه بررسی توصیفی از روند متغیرهای تحقیق از مرداد 1390 تا شهریور 1392 ارائه شده است.

نمودار (1) روند سری زمانی متغیرهای نرخ ارز(*Er*)، قیمت سکه(*Coin*) و شاخص قیمت بازار سهام(*Tepix*) را نشان می‌دهد. همچنان که در نمودار (1) قابل مشاهده است نرخ ارز و قیمت سکه تقریباً از روند مشابهی برخوردار بوده و همبستگی بسیار بالایی را نشان می‌دهند. در سال 1390 درنتیجه تحولات بازار جهانی طلا، تحولات اقتصاد کلان کشور و مسائل سیاسی از قبیل تشدید تحریم‌ها بر علیه ایران بازار سکه و ارز به‌شدت ملتهب شد. زمزمه‌های تشدید تحریم‌های بین‌المللی علیه ایران از اواسط سال 1390، آغاز تحریم بانک مرکزی توسط آمریکا در دی‌ماه 1390و تصویب تحریم خرید نفت از ایران توسط اتحادیه اروپا در بهمن 1390 موجب افزایش پرشتاب تقاضای سکه و ارز شد به‌نحوی‌که قیمت سکه تمام بهار آزادی از 4316700 ریال در اول مرداد 1390 به مبلغ 10160000 ریال در روز سوم بهمن 1390 رسید (رشد 135 درصدی). طی همین دوره ارزش هر دلار از 10597 ریال به 21000 ریال افزایش یافت.

در چنین شرایطی بانک مرکزی ضمن تداوم عرضه سکه از طریق بانک کارگشایی، اقدام به پیش‌فروش سکه از طریق بانک ملی کرد. نتیجه این اقدام به همراه ابلاغ اصلاحیه مجموعه سیاست‌های پولی، اعتباری و نظارتی بانک مرکزی و همچنین برقراری ثبات نسبی در بازار ارز موجب شد تا قیمت طلا و سکه و ارز روند نسبتاً کاهشی را تا اواخر اردیبهشت‌ماه 1391 تجربه کند. به‌نحوی‌که قیمت سکه به مبلغ 6070000 ریال و نرخ ارز به 15905 ریال در 24 اردیبهشت 1391 کاهش یافت. در تیرماه 1391 تحریم بخش نفت ایران توسط اروپا اجرایی شده و در 10

مرداد 1391 گسترش تحریم‌های نفتی ایران توسط آمریکا تصویب شد. این وضعیت بهانه‌ای شد تا نرخ ارز و قیمت سکه مجدداً روند صعودی به خود بگیرند.



نمودار 1- روند سری زمانی متغیرهای نرخ ارز(*Er*)، قیمت سکه(*Coin*) و شاخص قیمت بازار سهام(*Tepix*)

کاهش قابل‌توجه درآمدهای ارزی کشور، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها درنتیجه اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها (که از نیمه دوم سال 1389 به اجرا درآمد) به همراه آثار رشد مداوم و بالای نقدینگی طی سالیان گذشته بر کاهش ارزش پول ملی و نیز انگیزه‌های سفته‌بازی در بازار ارز و طلا مجدداً منجر به هجوم نقدینگی به سوی بازار ارز و طلا شد. نتیجه این تحولات رشد بسیار زیاد قیمت سکه و طلا و ارز در کشور بود به‌نحوی که قیمت سکه و ارز در تاریخ 11 مهر 1391 به ترتیب به مبلغ 14183300 ریال و 38857 ریال رسید. به دنبال آغاز به کار مرکز مبادلات ارزی در مهرماه 1391 و اقدامات انجام گرفته در خصوص کنترل فعالیت‌های سفته بازها، نرخ ارز و به همراه آن قیمت سکه روند کاهشی را تا آذر ماه 1391 را از خود نشان دادند. در ادامه، عملکرد نیروهای عرضه و تقاضا در بازار ارز و سکه مجدداً موجب افزایش نرخ ارز و سکه گردید به‌نحوی که در اواسط بهمن‌ماه 1391 نرخ ارز تا مرز 40000 ریال و قیمت سکه طلا نیز تا 16000000 ریال افزایش یافت. روند دو متغیر مذکور بعد از نیمه بهمن‌ماه نزولی شده تا اواخر شهریور 1392 ادامه داشته است.

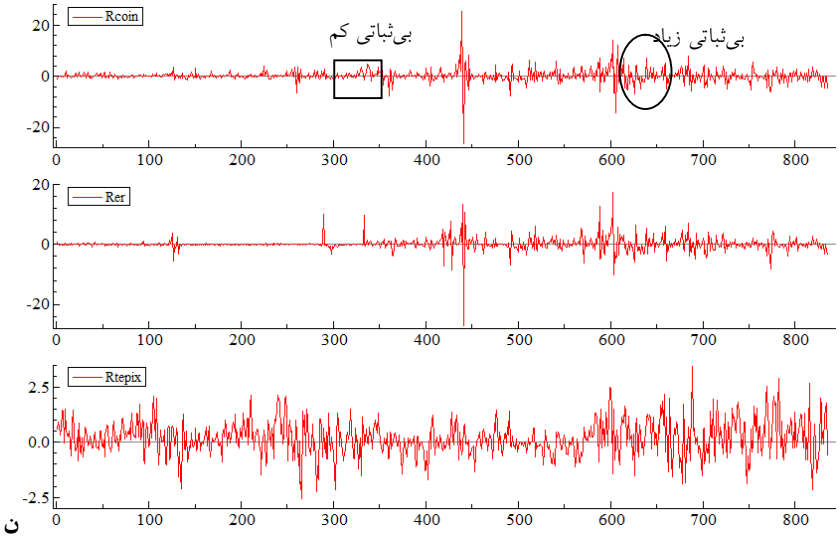
به‌طور مشخص تعدیل انتظارات مردم در خصوص وضعیت اقتصادی کشور بعد از انتخابات،

خوش‌بینی نسبت به روند مذاکرات هسته‌ای، خروج سفته‌بازها از بازار ارز و سکه و به دنبال آن بیشتر شدن جذابیت بورس برای سرمایه‌گذاران را می‌توان ازجمله عواملی دانست که ثبات نسبی در بازار ارز و سکه را در تابستان 1392 به وجود آورد.

در مورد شاخص قیمت بازار سهام در دوره مور مطالعه نیز باید عنوان نمود که روند این متغیر تا شهریور 1391 نسبتاً ثابت بوده و نوسانات مقطعی را تجربه کرده است (نمودار 1). مقدار شاخص قیمت در اول مرداد 1390 برابر با 24809 واحد بوده و در اوایل شهریور 1391 به رقم 24339 واحد رسیده که تقریباً بدون تغییر بوده است. از نیمه اول شهریور 1391 روند افزایش شاخص قیمت آغاز شده است. برای افرادی که به دلیل بروز شرایطی از قبیل تورم بالا و نامساعد بودن انتظارات نسبت به وضعیت اقتصادی کشور در صدد تبدیل سرمایه‌های نقدی خود به دارایی‌های مطمئن بودند، سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار به‌عنوان گزینه مناسب پیش روی آن‌ها قرار داشت.

روند افزایشی ملایم شاخص‌های بورس در سال‌های گذشته و از سوی دیگر نوسانات زیاد در بازار ارز و طلا موجب شد تا نهایتاً سرمایه‌گذاران رو به سوی بازار سهام کشور بیاورند. افزایش اقبال سرمایه‌گذاران به بورس که تا حدی ناشی از اعتماد آن‌ها به این بازار بوده موجب رکوردشکنی‌های پی در پی شاخص‌های بورس تا آخر شهریور 1392 (پایان دوره مورد مطالعه در تحقیق حاضر) شد. مقدار شاخص قیمت بورس تهران از رقم 24649 در تاریخ 6 شهریور 1391 به رقم قابل ملاحظه 61707 واحد در 31 شهریور 1392 افزایش یافته است که بیانگر بازده در حدود 150 درصد طی تقریباً یک سال می‌باشد. بررسی مقادیر شاخص قیمت بورس تهران، نرخ ارز و قیمت سکه در طول دوره مورد مطالعه (اول مرداد 1390 تا 31 شهریور 1392) به ترتیب بیانگر بازده 148 درصد، 175 درصد و 115 درصد برای متغیرهای مذکور می‌باشد.

بررسی روند بازده متغیرهای نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام و سکه طلا در نمودار (2) به‌طور شهودی وجود پدیده نوسانات خوشه‌ای را در هر سه سری نشان می‌دهد به‌طوری‌که نوسانات کم به همراه هم و نوسانات زیاد به دنبال یکدیگر رخ داده است. چنین وضعیتی می‌تواند به‌عنوان نشانه‌ای از وجود آثار ARCH در سری‌های مورد نظر باشد.



نمودار2- روند بازده (درصد) روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام و سکه طلا (89/01/07-92/06/31)

جدول1- آماره‌های توصیفی برای توزیع‌های بازده روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام و سکه طلا-دوره 89/01-92/06

آماره‌های توصیفی	Rtedpix	Rcoin	Rer
میانگین	0/190	0/149	0/128
میانه	0/139	0/057	0/009
حداکثر	3/440	25/159	17/558
حداقل	-2/545	-26/286	-27/193
انحراف معیار	0/783	2/451	2/217
ضریب چولگی	0/166	0/000	-0/877
ضریب کشیدگی	3/897	35/342	40/339
آماره *Jarque-Bera*	31/86 (0/000)	36394/06 (0/000)	48613/32 (0/000)

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول (1) برخی از آماره‌های توصیفی مهم سری بازده روزانه متغیرهای نرخ ارز (*Rer*)، شاخص قیمت بازار سهام (*Rtepix*) و سکه طلا (*Rcoin*) گزارش شده است. مطابق اطلاعات این

جدول طی دوره مورد مطالعه میانگین بازدهی روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام و سکه طلا به ترتیب برابر با 0/128 درصد، 0/19 درصد و 0/149 درصد بوده است.

بررسی ضریب چولگی[12] و کشیدگی[13] توزیع غیر شرطی سری بازدهی‌های مورد نظر حکایت از تفاوت توزیع هر سه سری از توزیع نرمال دارد. نتیجه آماره آزمون جارک-برا[14] برای هر سه سری نیز تائیدی بر این مطلب بوده به‌طوری‌که فرضیه صفر نرمال بودن توزیع بازدهی در هر سه سری مورد مطالعه در سطح معنی‌داری 1 درصد رد شده است. مقادیر ضریب چولگی حکایت از عدم تقارن در توزیع بازدهی سری‌های مورد مطالعه دارد و بر اساس مقادیر ضریب کشیدگی محاسبه شده نیز توزیع‌های مورد نظر اوج بلندتر نسبت به توزیع نرمال دارند. این وضعیت که به‌منزله پهن بودن دنباله توزیع بازدهی سری‌های مورد مطالعه است می‌تواند بیانگر وجود بدبینی‌ها و خوش‌بینی‌های بیش‌ازحدی باشد که سرمایه‌گذاران در هر سه بازار از خود نشان داده‌اند و موجب حرکات غیرعادی و دور از انتظار در بازده بازارهای سهام، ارز و سکه شده است.

جدول (2) ماتریس همبستگی غیر شرطی محاسبه شده برای سری بازدهی‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. مطابق جدول (2) همبستگی غیر شرطی بین بازده بورس و بازده سکه مثبت و بسیار اندک بوده و همبستگی بین بازده بورس و بازده نرخ ارز منفی می‌باشد. همبستگی غیر شرطی میان بازده سکه و بازده نرخ ارز مثبت و نسبتاً بالا است که بر اساس نمودار روند قیمت سکه و ارز دور از انتظار نیست. البته باید توجه شود که این تحلیل بسیار ساده بوده و در تفسیر آن باید دقت نمود. در ادامه به‌منظور بررسی دقیق‌تر همبستگی بین بازده نرخ ارز، سهام و سکه نتایج مدل همبستگی شرطی پویا ارائه شده است.

فرآیند انجام آزمون رایج برای وجود سرایت مالی به‌این‌ترتیب است که نخست مدل GARCH(1,1) برای هر یک از سری‌های مورد مطالعه در کل دوره مورد نظر برآورد شده و سپس پسماندها استخراج می‌شود. پسماندهای حاصل به دو دسته تقسیم می‌شود به‌نحوی‌که بخشی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

12- Skewness Coefficient
13- Kurtosis Coefficient
14- Jarque-Bera

از پسماندها در هر سری مربوط به دوره پرتلاطم و بخش دیگر مربوط به دوره باثبات باشد. در مطالعه حاضر بر اساس نوسانات نرخ ارز، اول مرداد 1390 تا اواخر شهریور 1392 به‌عنوان دوره پر تلاطم در نظر گرفته شده است. همچنین برای اینکه دوره مورد مطالعه تحقیق شامل دوره باثبات نیز باشد، از فروردین 1389 تا مرداد 1390 به‌عنوان دوره باثبات تعریف شده است. در گام بعدی ضرایب همبستگی تعدیل شده مطابق آنچه که در روش‌شناسی تحقیق ارائه شد، میان پسماندهای سری‌های مورد مطالعه در دوره ثبات و نیز در دوره پرتلاطم محاسبه می‌شود. نتایج انجام آزمون فرضیه وجود سرایت مالی میان بازارهای مورد بررسی با استفاده از آزمون *t-Student* در جدول (3) گزارش شده است.

جدول 2- همبستگی غیر شرطی بازدهی‌های روزانه نرخ ارز، شاخص قیمت و بازده نقدی و سکه طلا (دوره 92/06-89/01)

همبستگی غیر شرطی	Rtedpix	Rcoin	Rer
Rtedpix	1/000	0/0067	-0/022
Rcoin	0/0067	1/000	0/659
Rer	-0/022	0/659	1/000

منبع: محاسبات تحقیق

جدول 3- نتایج آزمون فرضیه وجود سرایت مالی میان بازارهای نرخ ارز، سهام و سکه طلا با استفاده از آزمون *t*

	ضریب همبستگی تعدیل شده دوره 1390/04-1389/01	ضریب همبستگی تعدیل شده دوره 1392/06-1390/05	آماره *t-Student*	نتیجه
سهام- ارز	0/0286	0/0044	-0/954 (0/829)	عدم وجود سرایت
سهام- سکه	0/041	0/0078	-0/943 (0/654)	عدم وجود سرایت
ارز- سکه	-0/0137	0/4599	14/369 (0/000)	وجود سرایت

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق نتایج ارائه شده در جدول (3) بعد از دوره آرامش در بازار سهام، سکه و ارز در ایران (دوره 1389/01 تا 1390/04) و ورود به دوره‌ای با نوسانات زیاد در این بازارها (دوره 1390/05 تا

1392/06) پدیده سرایت مالی میان بازار سهام و ارز و همچنین بازار سهام با بازار سکه وجود نداشته است؛ به‌عبارت‌دیگر شوک‌های بازار ارز و سکه به‌طور معنی‌داری به بازار سهام سرایت نکرده است. در مقابل بر اساس نتایج آزمون فرضیه، وجود سرایت بین بازار ارز و سکه پذیرفته می‌شود. مفهوم این نتیجه بدین‌صورت قابل بیان است که در دوره زمانی مورد مطالعه نوسانات در هر یک از بازارهای ارز و سکه به دیگری سرایت کرده است.

به‌منظور بررسی استحکام نتایج آزمون فرضیه فوق، وجود پدیده سرایت مالی با استفاده از نتایج برآورد مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) مجدداً مورد آزمون قرارگرفته است. برای نیل به این هدف، در ادامه از مدل همبستگی شرطی پویای معرفی شده توسط انگل و شپارد (2002) به‌عنوان مدل پایه استفاده شده است.

با توجه به اینکه در آزمون وجود سرایت مالی از طریق همبستگی شرطی متغیر طی زمان، سرایت به‌عنوان شکست ساختاری معنی‌دار در سری همبستگی پویا در دوره‌های بحران تعریف می‌شود، لذا مدل همبستگی شرطی پویا با لحاظ یک متغیر موهومی زمان به‌منظور نشان دادن دوره پرتلاطم تعدیل یافته است. نتایج برآورد مدل پایه و مدل تعدیل یافته و همچنین نتایج آزمون نسبت راستنمایی (LR) در جدول (4) ارائه شده است.

جدول 4- آزمون وجود سرایت مالی با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویا

بازارها	مدل پایه DCC(1,1)			مدل DCC(1,1) تعدیل یافته				*LR-test results***
	δ	γ	LL^*	δ	$\breve{\delta}$	γ	LL	$\sim \chi^2(1)$
ارز- سکه (Rer-Rcoin)	0/121 (0/001)**	0/846 (0/000)	-2004/66	0/119 (0/001)	0/010 (0/081)	0/839 (0/000)	-2000/53	8/26
ارز- بورس (Rer-Rtepix)	0/014 (0/443)	0/949 (0/000)	-2173/67	0/012 (0/391)	0/013 (0/349)	0/947 (0/000)	-2173/61	0/12
سکه- بورس (Rtepix-Rcoin)	0/101 (0/008)	0/862 (0/000)	-1685/92	0/103 (0/008)	0/008 (0/386)	0/861 (0/000)	-1685/57	0/7

LL^* به مقدار لگاریتم حداکثر راستنمایی اشاره دارد.

** اعداد داخل پرانتز بیانگر مقادیر احتمال است.

*** مقدار بحرانی توزیع χ^2 با 1 درجه آزادی در سطح 5 درصد برابر با 3/84 است.

نتایج حاصل از برآورد مدل $DCC(1,1)$ دو متغیره برای سری‌های بازده نرخ ارز، بازده قیمت سکه و بازده شاخص بورس حاکی از این است که پارامترهای δ، γ و $\bar{\delta}$ غیر منفی بوده و شرط $\delta+\bar{\delta}+\gamma<1$ را تأمین می‌کنند. همچنان که قبلاً مطرح شد، شرایط ذکر شده برای پارامترهای برآورد شده α و β تضمین می‌کند که ماتریس همبستگی شرطی (ماتریس R_t) معین مثبت بوده و درنتیجه ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی (ماتریس Q_t) نیز معین مثبت باشد. پارامتر برآورد شده دلتا (δ) در مدل DCC بیانگر اثر شوک‌های استاندارد شده دوره قبلی بر همبستگی شرطی دوره جاری است. مثبت بودن این پارامتر دلالت بر این دارد که به دنبال بروز شوک در سری بازدهی‌ها افزایش در همبستگی شرطی برای دوره بعدی را می‌توان انتظار داشت. پارامتر گاما (γ) در مدل DCC نیز بیانگر اثر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری است. هر چه این پارامتر بزرگ‌تر و به عدد 1 نزدیک‌تر باشد انتظار بر این خواهد بود که برای هر جفت از همبستگی‌های محاسبه شده، همبستگی‌های شرطی دوره جاری نزدیک به همبستگی شرطی دوره قبل باشد.

در جدول (3) همچنین نتایج آزمون نسبت راستنمایی ($LR\ \ test$) برای فرضیه وجود سرایت مالی گزارش شده است. برای این منظور مدل پایه به‌عنوان مدل مقید و مدل تعدیل‌یافته به‌عنوان مدل غیرمقید در نظر گرفته شده است. در مدل تعدیل‌یافته وجود شکست ساختاری در فرایند خودرگرسیونی همبستگی شرطی لحاظ شده و به‌عنوان مدل رقیب در مقابل مدل پایه قرارگرفته است. نتایج آزمون نسبت راستنمایی بیانگر این است که پدیده سرایت مالی فقط میان بازار ارز و سکه وجود داشته است و در مورد روابط میان بازارهای ارز و سهام و همچنین بازارهای سکه و سهام شواهدی از وجود سرایت مالی وجود نداشته است؛ به‌عبارت‌دیگر افزایش معنی‌داری در همبستگی شرطی میان بازار ارز و سهام و همچنین بازار سکه و سهام به هنگام حرکت از دوره آرامش به دوره پرتلاطم وجود نداشته است. این نتایج سازگار با نتایج حاصل از آزمون رایج سرایت با استفاده از آماره آزمون t می‌باشد.

6. نتیجه‌گیری

همبستگی بالا در دوره بحران که از آن به‌عنوان شواهدی از سرایت مالی تعبیر می‌شود را می-

توان به‌عنوان حرکات همزمان بازارها درنتیجه رفتار سرمایه‌گذاران ریسک گریز در دوره بحران تلقی کرد. به‌طور عمومی سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز در واکنش به بحران، موقعیت‌های سرمایه‌گذاری خود را بر اساس درک خود از نوسانات آتی در بازارها تغییر می‌دهند و این رفتارها بازدهی حاصل از سرمایه‌گذاری‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مطالعه حاضر با هدف اصلی آزمون وجود پدیده سرایت مالی بین بازارهای ارز، سهام و سکه طلا طی دوره زمانی 1389/01/07 تا 1392/06/31 با استفاده از آزمون رایج t و همبستگی شرطی پویا انجام گرفته است. دلیل انتخاب دوره مذکور نوسانات چشمگیر به وجود آمده در بازار نرخ ارز، سکه و سهام بود که نقطه شروع آن به‌طور ویژه از تابستان 1390 می‌باشد. برای دستیابی به هدف مطالعه، نخست بررسی توصیفی از روند قیمت سکه، نرخ ارز و شاخص بازار سهام ارائه شده و سپس همبستگی شرطی بین بازدهی دارایی‌های مذکور با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (*DCC-GARCH*) برآورد شد. درنهایت آزمون فرضیه وجود سرایت بین بازارهای مورد مطالعه انجام گرفت و نتایج بیانگر این بود که شواهد پدیده سرایت فقط میان بازار ارز و سکه وجود دارد.

نتایج بررسی وجود سرایت مالی میان بازارهای ارز، سهام و سکه می‌تواند بینشی برای سرمایه‌گذاران در خصوص تخصیص سبد دارایی بین سه دارایی مورد نظر ارائه دهد به این صورت که وجود همبستگی بسیار بالا و سرایت مالی میان سکه و نرخ ارز عملاً می‌تواند منافع حاصل از تنوع‌بخشی سبد دارایی میان سکه و ارز را تا حدی خنثی نماید. در مقابل، همبستگی پایین و عدم وجود سرایت مالی میان شاخص بورس با نرخ ارز و سکه موجب می‌شود تا سرمایه‌گذاری در بورس به‌عنوان یک بدیل مناسب سرمایه‌گذاری در مقابل سکه و نرخ ارز قرار گیرد.

References

[1] Abunoori, E., & Abdollahi, M. R. (2012). Relationship between Iran, USA, Turkey and Malaysia Stock Markets in a multivariate GARCH model, Quarterly Journal of Securities Exchange, vol.4, no.14, pp 61-79. (In Persian)

[2] Ang, A., and Chen, J. (2002). Asymmetric correlations of equity portfolios, Journal of Financial Economics 63, 443-494.

[3] Ball, R., and Kothari, S. P. (1989). Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns, Journal of Financial Economics 25, 51-74.

[4] Bauwens. L., Laurent, S., and Rombouts, V. K. R. (2006). Multivariate Garch Models: A Survey, Journal of Applied Econometrics, vol. 21: 79-109.

[5] Becker, K. G., Finnerty, J. E., and Tucker, A. L. (1992). The intraday interdependence structure between U.S. and Japanese equity markets, Journal of Financial Research, vol. 15, pp. 27–37.
[6] Bekaert, G., Campbell, R., and Ng, A. (2005). Market integration and contagion, Journal of Business 78, 39-70.
[7] Bernhart, G., Hocht, S., Neugebauer, M., Neumann, M., and Zagst, R. (2009). Asset correlations in turbulent markets and their implications on asset management, The 3rd Conference on Risk Management & Global e-Business, Incheon, Korea.
[8] Boyer, B. H., Gibson, M. S., and Loretan, M. (1999). Pitfalls in tests for changes in correlations, International Finance Division Discussion Paper No. 597R, Federal Reserve Board, Washington, D.C.
[9] Boubaker, H., and Sghaier, N. (2013). Portfolio optimization in the presence of dependent financial returns with long memory: A copula based approach, Journal of Banking & Finance, Vol. 37, Issue 2, pp. 361-377.
[10] Bracker, B., and Koch, P. D. (1999). Economic determinants of the correlation structure across international equity markets. Journal of Economics and Business, vol. 51, p: 443–456.
[11] Calvo, S., and Reinhart, C. M. (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, D.C.).
[12] Cecchetti, S. G., Lam, P. S., and Mark, N. C. (1990). Mean reversion in equilibrium asset prices, American Economic Review 80, 398-418.
[13] Chiang, T.C., Jeon, B.N., and Li, H. (2007): Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from Asian Markets, Journal of International Money and Finance, 26, 7, 1206-1228.
[14] Corsetti G., Pericoli, M., and Sbracia, M. (2005): Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion, Journal of International Money and Finance, 24, 1177-1199.
[15] Corsetti, G., Pericoli, M., and Sbracia, M. (2011): Correlation Analysis of Financial Contagion, Kolb, R.W. (ed). "Financial Contagion: The Viral Threat to the Wealth of Nations", Wiley.
[16] Dornbusch, R., Park, Y., and Claessens, S. (2000). Contagion:understanding how it spreads. The World Bank Research Observer. 15,177–197.
[17] Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, Econometrica, vol. 50, pp: 987–1007.
[18] Engle, R. F. (2002). Dynamic conditional correlation—a simple class of multivariate GARCH models. Journal of Business and Economic Statistics, vol. 20, pp: 339–350.
[19] Engle, R. F., and Sheppard, K. (2001). Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH. Mimeo, UCSD.

[20] Eun, C. S., and Shim, S. (1989). International Transmission of Stock Market Movements, Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol. 24(2). pp. 241- 256.
[21] Eslami Bidgoli, G. R., & Khan Ahmadi, F. (2013). Risk Reduction of Portfolio based on Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model in Tehran Stock Exchange, Journal of Finance Research, vol. 14, issue. 1, pp 17-30. (In Persian)
[22] Fama, E. F., and French, K. R. (1988). Permanent and temporary components of stock prices, Journal of Political Economy 96, 246-273.
[23] Forbes, K. J., and Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements, Journal of Finance 57, 2223-2261.
[24] Gromb, D., and Vayanos, D. (2002). Equilibrium and welfare in markets with financially constrained arbitrageurs, Journal of Financial Economics 66, 361-407.
[25] Heydari, H., & Molabahrami, A. (2011). Portfolio Optimization Using Multivariate GARCH Models: Evidence from Tehran Stock Exchange, Journal of Finance Research, vol. 12, issue. 30. 1, pp 35-56. (In Persian)
[26] Imen, G. M., and Rim, A.(2012). A Dynamic Analysis of Financial Contagion: The Case of the Subprime Crisis, Journal of Business Studies Quarterly, vol:4, no: 2, pp:11-27.
[27] Karolyi, G. A., and Stulz, R. M. (1996). Why do markets move together? An investigation of U.S.-Japan stock returns comovements, Journal of Finance, 51, 951-986.
[28] Karimzadeh, M., Amiri, S., Homayonifar, M., & Fallahi, M. A. (2012). Dynamic conditional correlation between stock price index and coins in Iran by using DCC-GARCH, National Conference on Economic Jihad, Faculty of Economics and Adminstrative Sciences ,University of Mazandaran, Iran. (In Persian)
[29] Keshavarz, G. R., & Babaei, A. (2012). Panel Data Stock Returns' Volatility Modeling (Case study of Tehran Stock Exchange). Journal of Finance Research, vol. 13, issue. 31, pp 41-72. (In Persian)
[30] King, M. A., and Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets, Review of Financial Studies 3, 5-33.
[31] Kodres, L. E., and Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion, Journal of Finance 57, 769-799.
[32] Kyle, A. S., and Xiong, W. (2001). Contagion as a wealth effect, Journal of Finance 56, 1401-1440.
[33] Longin, F., and Solnik, B. (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990? Journal of International Money and Finance, 14, 3-26.
[34] Longin, F., and Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets, Journal of Finance, 56, 649-676.

[35] Loretan, M., and English, W. B. (2000). Evaluating "correlation breakdowns" during periods of market volatility, International Finance Division Discussion Paper No. 658, Federal Reserve Board, Washington, D.C.
[36] Malliaris, A. G., and Urrutia, J. L. (1992). The International crash of October 1987: Causality Tests, Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol. 27, p: 353-364.
[37] Masson, P. R. (1999). Contagion: Monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria, in Pierre-Richard Agenor, Marcus Miller, David Vines, and Axel Weber, eds.: The Asian Financial Crises: Causes, Contagion and Consequences (Cambridge University Press, Cambridge, U.K.).
[38] McCarthy, J., and Najand, M. (1995). State Space Modeling of Linkages Among International markets, Journal of Multinational Financial Management, vol. 5, p: 1-9.
[39] Mehrara, M., & Abdoli, G. (2006). The role of good and bad news in the stock return volatility in Iran, Iranian Journal of Economic Research, vol. 8, no. 26, pp. 25-40. (In Persian)
[40] Pakizeh, K. (2011). Volatility and Return(Empirical Evidence from Tehran and International Stock Exchanges). Journal of Economic Modeling Research, vol.1, no. 2, pp. 1-20. (In Persian)
[41] Park, Y. C., and Song, C. Y. (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).
[42] Ramchand, L., and Susmel, R. (1998). Volatility and cross correlation across major stock markets, Journal of Empirical Finance 5, 397-416.
[43] Samadi, S., Shirani Fakhr, Z., & Davarzadeh, M. (2007). Investigating the Influence of World Price of Gold and Oil on the Tehran Stock Exchange Index: Modeling and Forecasting, Quarterly Journal of Quantitative Economics, vol. 4, no. 2, pp 15-51. (In Persian)
[44] Vaez Barzani, M., Dalali esfahani, R., Samadi, S., & Faaljo, H. R. (2009). The relationship between macroeconomic variables and market value of shares on the Tehran Stock Exchange, Journal of Economic Research, vol. 5, pp. 31-50. (In Persian)
[45] Valdes, R. (1996). Emerging market contagion: Evidence and theory, Working paper, MIT.
[46] Yuan, K. (2005). Asymmetric price movements and borrowing constraints: A rational expectations equilibrium model of crises, contagion, and confusion, Journal of Finance, 60, 379-411.

پرتال جامع علوم انسانی