

بررسی هم‌بستگی بین بازدهی بازار سهام، ارز و سکه در اقتصاد ایران؛ کاربردی از تبدیل هیلبرت - هوانگ

فیروز فلاحی*^۱، حسین پناهی^۲، مریم کریمی کندوله^۳

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، Ffallahi@tabrizu.ac.ir

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، panahi@tabrizu.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد برنامه‌ریزی و توسعه‌ی اقتصادی، دانشگاه تبریز، Maryam.karimi1@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۷/۱۵

چکیده

سرمایه‌گذاران معمولاً در محیطی پرچالش که توسط عدم اطمینان ناشی از بازارهای مالی مشخص شده است فعالیت می‌کنند و آگاهی از روابط بین دارایی‌های مالی به منظور اتخاذ تصمیمات مناسب توسط سرمایه‌گذاران امری ضروری می‌باشد. از این‌رو هدف این مطالعه، بررسی هم‌بستگی بین بازدهی در جفت دارایی‌های مالی (سکه، ارز و سهام) با استفاده از رویکرد جدید تبدیل هیلبرت - هوانگ در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۰/۱/۵ - ۱۳۹۴/۹/۳۰، می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد هم‌بستگی در طول زمان ثابت نمی‌باشد. در دوره‌ی ۱۳۹۰/۵/۱ - ۱۳۹۲/۶/۳۱ بین دو سری سکه و دلار، سکه عامل پیشرو، بین سکه و سهام، سکه پیشرو و بین دلار و سهام، دلار عامل پیشرو بوده است. و در دوره‌ی ۱۳۹۲/۷/۱ - ۱۳۹۴/۹/۳۰ بین دو سری سکه و دلار، دلار پیشرو، بین سکه و سهام، سهام پیشرو و بین دلار و سهام، دلار عامل پیشرو بوده است. با توجه به اینکه روش هیلبرت - هوانگ نسبت به سایر روش‌های هم‌بستگی قابلیت نشان دادن دوره‌های رکود و رونق را داراست، پیشنهاد می‌شود در سایر روش‌های هم‌بستگی نیز این مسأله مورد توجه قرار بگیرد.

طبقه‌بندی JEL: G11, G01, C32

واژه‌های کلیدی: بازدهی سهام، ارز، سکه، هم‌بستگی، تبدیل هیلبرت - هوانگ

* نویسنده مسئول، تلفن تماس: ۰۹۱۴۴۱۹۰۴۴۷

- از آقای دکتر سعید لطفان که در تکمیل کدهای نرم افزار متلب ما را یاری کردند، بسیار سپاسگزاریم.

۱ - مقدمه

ساختارهای درهم تنیده‌ی اقتصادهای امروزی سبب شده است تا تغییرات در یک بخش یا یک کشور به سرعت به بخش‌ها یا اقتصاد سایر کشورها گسترش یابد. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت‌های آن‌ها در یک فضای جدا از یکدیگر صورت نمی‌گیرد (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۳). بازارهای مالی یکی از بازارهای اساسی و تأثیرگذار اقتصادی هر کشوری هستند که تغییر و تحولات آن‌ها نقشی اساسی در تحولات سایر بازارها دارد و حتی گاهی مبین تحول عوامل ساختاری اقتصاد است؛ به عبارت دیگر شرایط بازارهای مالی به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تأثیرگذار بوده و از سایر بخش‌ها نیز تأثیرپذیر است. با نگاهی به سری‌های زمانی مالی مشخص می‌شود که اغلب این سری‌های زمانی در مقطع یا مقاطعی تحت تأثیر رخدادهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی داخلی و جهانی نظیر بحران مالی، تکانه‌های نفتی، جنگ، بی‌ثباتی سیاسی و تغییر ناگهانی در سیاست‌های ارزی به شدت دچار نوسان شده و آثار این رخدادهای گاه تا مدت‌ها در بازار باقی مانده است. نوسان در یک بازار سرمایه‌گذاران را ترغیب می‌کند تا سبب دارایی خود را تعدیل کرده و ترکیب دارایی‌های خود را تغییر دهند. این مسأله می‌تواند از یک سو، آشفتگی در بازار بحران‌زده را تشدید کند و از سوی دیگر، نوسانات و تکانه‌ها را به بازارهای دیگر انتقال دهد (خلیفه و همکاران^۱، ۲۰۱۴). از این‌رو بازارهای مالی رفتار خود را بیش‌تر به‌صورت ناگهانی تغییر می‌دهند و طی دوره‌های خاصی مانند بحران‌های مالی تلاطم و الگوهای هم‌بستگی در بازدهی دارایی‌های مالی تغییر چشمگیری را از خود نشان می‌دهد.

در مسائل بهینه‌سازی سبب دارایی، حداکثر سازی بازدهی و حداقل سازی ریسک سرمایه‌گذاری به‌عنوان دو هدف متضاد برای سرمایه‌گذاران مطرح می‌شود. برای دستیابی به این اهداف توجه به تنوع بخشی سبب دارایی مالی امری ضروری است. تنوع بخشی سبب دارایی تنها زمانی ممکن است که سرمایه‌گذار از هم‌بستگی بین دارایی‌های موجود در سبب دارایی اطلاعات کافی داشته باشد و انتخاب ترکیبات بهینه‌ی سبب دارایی بدون در نظر گرفتن روابط میان بازدهی دارایی‌ها امکان‌پذیر نخواهد بود. با توجه به شرایط تورمی اقتصاد ایران در سال‌های اخیر و افزایش نقش دارایی‌هایی چون

1. Khalifa et al

طلا، ارز، زمین، سهام و سایر دارایی‌ها در مکانیزم انتقال قیمت‌ها و افزایش انتظارات تورمی، تحلیل دقیق چگونگی ارتباط میان این دارایی‌ها جهت شناسایی کانال‌های ارتباطی متغیرهای مذکور با یکدیگر، بیش از پیش ضروری است. این بررسی‌ها به سیاست‌گذاران اقتصادی کمک می‌کند تا بتوانند با داشتن اطلاعات بهتر و بیش‌تر، بسته‌های سیاستی به هنگام و مفیدتری را ارائه کنند و نیز ارزیابی رابطیهی متقابل دارایی‌های مالی و میزان همبستگی این دارایی‌ها، رهنمودهای سیاستی مفیدی در تنوع بخشی به سبد سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذاران خواهد داشت.

از این‌رو در این مطالعه همبستگی بین جفت دارایی‌های مالی (طلا، ارز و سهام) بررسی می‌شود^۱ تا ارتباط بین بازدهی این دارایی‌ها و ویژگی سری زمانی بازدهی دارایی‌های مورد مطالعه مشخص شود، لذا این تحقیق بر آن است که همبستگی بین بازدهی در جفت دارایی‌های مالی (سکه، ارز و سهام) و بررسی پیش‌رو بودن آن‌ها در بازه‌های مختلف زمانی را با کاوش در حالت‌های درونی داده با استفاده از روش جدید تبدیل هیلبرت - هوانگ^۲ برای اولین بار در ایران در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۰/۱/۵ - ۱۳۹۴/۱/۳۰ بررسی کند، تا از این طریق به سئوالات زیر پاسخ داده باشد: آیا تغییرات بازدهی جفت دارایی‌های مالی (طلا، ارز و سهام) بر یکدیگر اثرگذار است؟ آیا همبستگی بین دارایی‌های مختلف در طول زمان ثابت است؟

این مقاله درشش بخش تنظیم شده است. در ادامه ابتدا مبانی نظری و سپس در بخش سوم پیشینه‌ی تجربی تحقیق بیان می‌شود. در بخش چهارم به معرفی داده‌ها و روش شناسی پرداخته می‌شود. قسمت پنجم مطالعه به تجزیه و تحلیل یافته‌ها اختصاص می‌یابد و در قسمت پایانی نتیجه‌گیری کلی ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

روش‌های مختلفی توسط پژوهشگران جهت بررسی ارتباط بین بازارهای مالی به کار گرفته شده و یافته‌های تجربی شواهد محکمی مبنی بر وجود برخی الگوها در

۱. باید توجه داشت که سایر دارایی‌ها مانند زمین، مسکن، اوراق مشارکت و سپرده بانکی نیز می‌توانند به‌عنوان گزینه‌های دیگری در سبد دارایی سرمایه‌گذاران قرار گیرند، اما به دلیل فقدان داده‌های روزانه برای این متغیرها، در مطالعه حاضر از بررسی آنها صرف نظر شده است.

2. Hilbert-Huang Transform

پویایی‌های محیط بازارهای مالی است (برنهایت و همکاران^۱، ۲۰۰۹). پویایی‌های مربوط به روابط بین بازارهای مالی را در قالب سرریز^۲ و سرایت مالی^۳ می‌توان بیان کرد. اصطلاح سرایت در بازارهای مالی در بیشتر موارد اشاره به این دارد که زیان در یک دارایی، یا مجموعه‌ای از دارایی‌ها و یا یک کشور منجر به افزایش ریسک در سایر دارایی‌ها و یا کشورهای دیگر شود (برنگر و همکاران^۴، ۲۰۰۹) سرایت ممکن است به‌عنوان وقوع بحران تفسیر شود، به‌طوری که بحران در یک بازار منجر به ایجاد حرکات سفته بازی شدید در سایر بازارها شود، یا اینکه به دنبال بروز یک شوک در یک کشور، افزایش معنی داری در روابط متقابل بازار به وجود آید که اصطلاحاً آن را سرایت انتقال^۵ می‌گویند. نظریه‌های مختلفی در خصوص کانال‌های انتقال شوک و بروز سرایت مطرح شده‌است که می‌توان آن‌ها را در دو دسته سرایت براساس عوامل بنیادی (مانند شوک‌های عمومی، روابط تجاری) و سرایت براساس رفتار سرمایه‌گذاران (شامل مسائل ناشی از نقدینگی، انگیزش و...) مطرح کرد. سرایت می‌تواند در نتیجه‌ی عوامل بنیادی گوناگونی از جمله شوک عمومی ایجاد شود. برای مثال یک تغییر در قیمت کالاهای اساسی، کاهش نرخ رشد جهانی و تعارض‌های نظامی می‌تواند آغاز یک بحران باشد. هر یک از این شوک‌های عمومی می‌تواند منجر به افزایش حرکات مشترک در قیمت دارایی‌ها و جریان سرمایه شود (میسون^۶، ۱۹۹۸). از عوامل بنیادی دیگر، روابط تجاری، که شامل روابط ناشی از تجارت مستقیم و کاهش ارزش پول داخلی است را می‌توان مطرح کرد. وقوع بحران در یک کشور با تأثیر بر تقاضا برای واردات سبب متأثر شدن صادرات و تراز تجاری دیگر کشورها از طریق رابطه‌ی مستقیم تجاری می‌شود. همچنین کاهش ارزش پول در یک کشور با کاهش رقابت‌پذیری صادراتی کشورهای دیگر همراه است و می‌تواند منجر به کاهش ارزش پول سایر کشورها شود (فوربز^۷، ۲۰۰۲). در سرایت ناشی از رفتار سرمایه‌گذاران می‌توان به بررسی مسائل ناشی از نقدینگی پرداخت. در مواقعی که بحران در یک بازار بتواند نقدینگی مشارکت‌کنندگان

1. Bernhart et al
2. Spillover
3. Financial Contagion
4. Branger et al
5. Shift Contagion
6. Masson
7. Forbes

را کاهش دهد، ممکن است سرمایه‌گذاران مجبور به فروش دارایی‌هایشان در بازارهای دیگر شوند، این رفتار می‌تواند سبب کاهش قیمت دارایی‌ها در بازار دیگر شود. بنابراین این اختلال اولیه می‌تواند در سراسر بازارهای مالی مختلف گسترش یافته و برطیف وسیعی از بازارها اثر بگذارد (والدوز^۱، ۱۹۹۷). ساختارهای انگیزشی و تغییرات در ریسک‌گریزی می‌تواند در انتقال شوک از بازاری به بازار دیگر اثرگذار باشد. بحران در یک بازار نوظهور ممکن است منجر به تحریک سرمایه‌گذاران جهت فروش سهام خود در سایر بازارهای نوظهور شود و به‌طور مشابه افزایش در ریسک‌گریزی می‌تواند باعث شود تا سرمایه‌گذاران دارایی‌هایی که وزن بیش‌تری در پرتفوی دارند را بفروشند تا بتوانند با دقت بیش‌تری معیارهای مورد نظر خود را تحت نظر داشته باشند (برونر و همکاران^۲، ۲۰۰۴).

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

در زمینه ادبیات مالی مطالعات تجربی گسترده‌ای انجام گرفته که به بررسی رفتار و ارتباط بین بازارهای مالی از جنبه‌های مختلف پرداخته‌اند. در خصوص تحقیقات داخلی و خارجی انجام گرفته در این زمینه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد. پازوکی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با استفاده از تبدیل موجک، به بررسی میزان همبستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۳-۱۳۸۹ پرداخته‌اند، نتایج نشان می‌دهد که میزان همبستگی این متغیرها در بازه‌های زمانی مختلف متفاوت بوده و همبستگی‌های معنی‌داری در بازه‌های زمانی مختلف وجود دارد. فلاحی و همکاران (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای با استفاده از مدل DCC-GARCH، به بررسی ساختار همبستگی در داده‌های روزانه بازدهی‌های ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکه طلا در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰/۰۵/۰۱ تا ۱۳۹۲/۰۶/۳۱ پرداخته‌اند. نتایج برآورد آن‌ها نشان می‌دهد که همبستگی شرطی زیاد بین بازدهی ارز و سکه طلا و همچنین همبستگی شرطی کم بین بازدهی شاخص بازار سهام با ارز و سکه طلا وجود دارد. امیری و همکاران (۱۳۹۴)، همبستگی در طول زمان بین دارایی‌های عمده از قبیل نفت، سکه و ارز را در

1. Valdes

2. Broner et al

ایران بررسی کرده‌اند آن‌ها در بررسی خود با روش هم‌بستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) با استفاده از داده‌های ماهانه‌ی قیمت نفت، سکه و نرخ ارز برای دوره‌ی فروردین ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۹ به این نتیجه رسیده‌اند که هم‌بستگی شرطی بین دارایی‌ها در طول زمان متغیر است و بحران مالی جهانی سبب تغییرات قابل توجهی در هم‌بستگی‌های پویا بین دارایی‌های مختلف شده است.

وانگ و همکاران^۱ (۲۰۱۰)، ارتباط قیمت سهام بورس اوراق بهادار با قیمت نفت، طلا و نرخ‌های ارز مختلف را در آلمان، ژاپن، تایوان، چین و آمریکا بررسی کرده‌اند. آنها وجود یک ارتباط بلندمدت بین این متغیرها را تأیید می‌کنند. هرچند، ارتباط بلندمدت مشابه نمی‌تواند برای بازار سهام آمریکا نشان داده شود. آکار (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ی خود به بررسی ارتباط بین بورس اوراق بهادار، طلا و بازدهی ارز در ترکیه با استفاده از روش هم‌بستگی پویای شرطی DCC-GARCH پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که هم‌بستگی شرطی بین سرمایه‌گذاری‌ها در زمان‌های مختلف وجود دارد و بحران سال ۲۰۰۱ نقطه‌ی عطف مهمی در ارتباطات پویا بین سرمایه‌گذاری‌های مختلف می‌باشد. سینر و همکاران^۲ (۲۰۱۳)، در مقاله‌ای با عنوان "مانع و پناهگاه امن: بررسی سهام، اوراق قرضه، طلا، نفت، و نرخ ارز"، به بررسی هم‌بستگی شرطی در حالتی که متغیرها به‌عنوان مانعی در مقابل هم عمل کنند و بررسی هم‌بستگی بین دارایی‌ها در مقابل حرکات شدید قیمتی با استفاده از رگرسیون چندک در بازه‌ی زمانی روزانه در دوره‌ی ۱۹۹۰-۲۰۱۰ در ایالات متحده آمریکا و انگلستان پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بازار اوراق قرضه به‌عنوان مانعی در مقابل بازار سهام است و به‌طور مشابه بازار طلا می‌تواند مانعی در برابر نوسانات نرخ ارز باشد و طلا به‌عنوان پناهگاه امنی عمل می‌کند. آکگول و همکاران^۳ (۲۰۱۵)، به بررسی رابطه بین قیمت طلا و شاخص قیمت سهام S&P 500 با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ VAR بیزین و نیز اثر متغیرهای مالی و اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در بازه‌ی زمانی ۱۹۸۶-۲۰۱۳ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که همه‌ی متغیرها در بلند مدت بر شاخص قیمت سهام S&P 500 تأثیر داشته‌اند و قیمت طلا دارای بالاترین تأثیر بر قیمت سهام در بلند مدت و کوتاه‌مدت

1. Wang et al
2. Ciner
3. Akgül et al

است. در عین حال نوسانات قیمت نفت و طلا در کوتاه‌مدت بر بازار سهام S&P 500 تأثیر ندارند. گوکمن اوغلو و فضل‌الهی^۱ (۲۰۱۵)، هم‌بستگی پویا بین جفت دارایی‌های مالی (طلا، نفت، سهام) را با استفاده از داده‌های روزانه ۱۹۸۷-۲۰۱۲ با به‌کارگیری روش موجک بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در افق سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها، ناهمگنی در هم‌بستگی از ویژگی‌های غالب طی دوران رکود اقتصادی و آشفتگی مالی است که این ناهمگنی در هم‌بستگی بین طلا و سهام آشکار می‌باشد، به نحوی که بعد از بحران ۲۰۰۸، هم‌بستگی بین دارایی‌ها افزایش یافته و همگن‌تر شده است. اوزتک و اوچال^۲ (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای به بررسی بحران مالی و ماهیت هم‌بستگی بین بازارهای مالی و بازار کالا (در اینجا محصولات کشاورزی و فلزات گرانبها) پرداخته‌اند. نتایج بیانگر افزایش هم‌بستگی بین بازار مالی و بازار کالا بوده است که نویسندگان آن را بحران مالی اخیر نسبت داده‌اند. همچنین نتایج بیانگر این مسأله بوده است که نوسانات بازار نقش مهمی در ماهیت پویا در ارتباط با افزایش روند ایفا می‌کند. افزون بر این براساس نتایج این مطالعه، به نظر می‌رسد نوسانات بازار کالا در زمان بحران منبع اصلی هم‌بستگی بالا بین بازارها بوده است.

۴- روش‌شناسی تحقیق

در مطالعات اقتصادسنجی انواع مختلفی از داده‌ها، همانند داده‌های سری‌های زمانی، داده‌های مقطعی و پانل مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در این مطالعه، تمرکز بر روی سری‌های زمانی می‌باشد. تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی به دلیل ماهیت پویای آن‌ها یکی از مهم‌ترین و مشکل‌ترین مباحث در اقتصاد به شمار می‌آید. دو ویژگی مهم یک سری زمانی عبارتند از روند و دوره (سیکل). برای تجزیه‌ی سری‌های زمانی به سیکل‌های مختلف و استخراج جزء روند از سری اصلی در بعد زمان، از روش‌های اقتصادسنجی و فیلترهایی مانند فیلتر هودریک-پرسکات، باکستر-کینگ و کریستیانو-فیتز جرالدر در اقتصاد استفاده می‌شود که هر کدام به نوبه‌ی خود دارای محدودیت‌هایی می‌باشند. از جمله‌ی آن‌ها می‌توان به عدم توانایی محاسبه‌ی اجزاء میان‌مدت در فیلتر

1. Gokmenoglu & Fazlollahi

2. Öztekin and Ocal

هودریک پرسکات، حذف بخشی از سری زمانی در فیلتر باکستر-کینگ و اینکه فیلتر کریستیانو-فیتزجرالد نقاط ابتدایی و انتهایی را نادیده می‌گیرد، اشاره کرد. از جمله روش‌هایی که در بعد زمان-فرکانس به تجزیه سری زمانی می‌پردازد می‌توان تبدیل فوریه و موجک^۱ را اشاره کرد. تبدیل فوریه قابلیت استفاده در داده‌های نامانا و غیر خطی را ندارد و همچنین در تحلیل تغییرات ناگهانی و جهش‌ها ناتوان است. در حالی که تبدیل موجک را می‌توان در بررسی سری زمانی نامانا نیز استفاده کرد. افزون بر این تبدیل موجک در تجزیه داده‌ها با تغییرات تدریجی و آهسته فرکانس، بسیار مفید است. اما باید توجه داشت که تبدیل موجک نیز دارای محدودیت‌هایی می‌باشد، مثلاً رویدادهای موضعی در فرکانس بالا و پایین را همزمان نمی‌تواند مورد بررسی قرار دهد و تنها در تجزیه و تحلیل داده‌های خطی کاربرد دارد. روش دیگری که نواقص تبدیل موجک را برطرف می‌کند توسط هوانگ و همکاران^۲ (۱۹۹۸) با عنوان تجزیه مد تجربی^۳ (EMD) مطرح شده است. با ترکیب تجزیه مد تجربی و تبدیل هیلبرت^۴ که با عنوان تبدیل هیلبرت - هوانگ مطرح می‌شود، می‌توان مشکل دیگری در تبدیل موجک را حل کرد و آن ارائه یک تعریف واحد برای فازها می‌باشد. تبدیل هیلبرت امکان محاسبه فاز در هر لحظه زمانی را ممکن می‌کند. تبدیل موجک ضریب هم‌بستگی طیف دو سری زمانی را از فضای دکارتی به فضای قطبی تبدیل کرده و سپس به محاسبه فاز میان دو سری می‌پردازد، به عبارت دیگر قادر به تعریف فاز در هر لحظه در سیگنال اصلی نمی‌باشد، اما در تبدیل هیلبرت - هوانگ، فاز، در هر لحظه و برای هر سری زمانی محاسبه می‌شود. در این مطالعه به بررسی هم‌بستگی در طول زمان با استفاده از تبدیل هیلبرت-هوانگ پرداخته می‌شود. اما قبل از ورود به این بحث، ابتدا به‌طور اختصار روش‌های رایج هم‌بستگی بررسی می‌شود.

با توسعه روش‌های آماری امکان تحلیل روابط هم‌بستگی بین پدیده‌های اقتصادی به‌ویژه در بازارهای مالی بیش از پیش فراهم شده است. آنچه در انتخاب یک سید دارایی مهم است، بررسی هم‌بستگی بین دارایی‌ها می‌باشد که مدل‌های تک متغیره قادر به بیان آن نیستند، لذا مدل‌های هم‌بستگی شرطی به‌عنوان ترکیبات غیر خطی از مدل

1. wavelet
2. Huang et al
3. Empirical Mode Decomposition
4. Hilbert Transform

GARCH تک متغیره بیان شده‌اند بر این اساس بولرسلو^۱ (۱۹۹۰)، مدل هم‌بستگی شرطی ثابت^۲ (CCC) را ارائه داده است. با توجه به اینکه هم‌بستگی بین بازدهی‌ها ثابت نیست و در طول زمان تغییر می‌کند (لانگین و سولنیک^۳، ۱۹۹۵؛ سه^۴، ۲۰۰۰؛ انگل و شپارد^۵، ۲۰۰۱)، لذا ثابت بودن هم‌بستگی شرطی غیر واقعی به نظر می‌رسد به همین منظور کریستودولاکیس و ساشل^۶ (۲۰۰۲)، انگل (۲۰۰۲) و سه و سویی^۷ (۲۰۰۲)، حالت تعمیم یافته‌ی مدل هم‌بستگی شرطی ثابت را با وابسته کردن ماتریس هم‌بستگی شرطی به زمان پیشنهاد کرده‌اند که با عنوان روش هم‌بستگی شرطی پویا^۸ DCC معرفی گردید. از ایرادات این روش‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱. این نوع روش‌ها قادر به ارائه اطلاعات محلی (موضعی) در سری‌های زمانی نخواهد بود.

۲. هم‌بستگی بین دو سری زمانی می‌تواند در طول زمان ثابت نباشد، لذا ممکن است هم‌بستگی‌های مثبت و منفی در دوره‌های مختلف زمانی یکدیگر را خنثی کنند و در نتایج به دست آمده هم‌بستگی بین دو سری زمانی بسیار کم تخمین زده شود.

۳. با توجه به اینکه هم‌بستگی در طول زمان ثابت نمی‌باشد و ممکن است از یک دوره به دوره دیگر تغییرات چشمگیری از خود نشان دهد با روش‌های متداول ممکن است هم‌بستگی در کل کم باشد، درحالی‌که در یک محدوده‌ی زمانی هم‌بستگی قوی بین آن دو سری زمانی وجود داشته باشد.

لذا در این مطالعه به بررسی هم‌بستگی بین جفت دارایی‌های مالی (سهام، ارز و سکه) با استفاده از تبدیل هیلبرت-هوانگ پرداخته شده است. تبدیل هیلبرت-هوانگ یک روش نسبتاً جدید در تجزیه‌ی سیگنال و محاسبه‌ی فازهای آنی در هر لحظه از زمان است. تبدیل هیلبرت-هوانگ از دو بخش تجزیه‌ی مد تجربی و تبدیل هیلبرت تشکیل شده که در ادامه به شرح آن پرداخته می‌شود.

1. Bollersleve
2. Constant Conditional Correlation Model
3. Longin and Solnik
4. Tse
5. Engle and Sheppard
6. Christodoulakis and Satchell
7. Tse and Tsui
8. Dynamic Conditional Correlation Model

۴-۱- تجزیه‌ی سیگنال به روش تجزیه‌ی مد تجربی^۱

تجزیه‌ی مد تجربی، به بررسی سری‌های مانا و نامانا، خطی و غیرخطی بر پایه‌ی یک تعریف استقرایی می‌پردازد و داده‌های اصلی را بدون در نظر گرفتن هرگونه فرضیه‌ای در مورد آن‌ها بررسی می‌کند. تجزیه‌ی مد تجربی بر این فرض استوار است که همه‌ی داده‌ها دارای مدهای ذاتی نوسانی ساده‌ای هستند که هر یک از مدها می‌توانند فرکانس‌های متفاوتی در طول زمان داشته باشند (هوانگ و همکاران^۲، ۱۹۹۸)، به عبارت دیگر داده‌ها بر اساس میزان پیچیدگی می‌توانند در آن واحد دارای چندین حالت نوسانی همزمان باشند. روش تجزیه‌ی مد تجربی، این حالت‌های درونی را براساس ویژگی محلی خود داده‌ها از سری‌های زمانی اصلی استخراج می‌کند و هر حالت درونی را به صورت یک تابع مد ذاتی^۳ یا IMF ارائه می‌دهد. به عبارت دیگر یک سیگنال پیچیده پیچیده به تعداد محدودی توابع مد ذاتی در دامنه‌ی زمانی تجزیه می‌شود به طوری که هر تابع مد ذاتی طولی برابر، سیگنال اولیه داشته و با جمع‌زدن این توابع، داده‌های اصلی را می‌توان بازسازی کرد. هر تابع مد ذاتی باید دو شرط زیر را دارا باشد:

۱. در هر تابع مد ذاتی تعداد اکسترمم‌ها و نقاط عبور از صفر^۴ برابر بوده و یا این که که حداکثر اختلاف آن‌ها یک باشد.

۲. در هر لحظه مقدار میانگین پوش تعریف شده توسط ماکسیمم‌های محلی و پوش تعریف شده توسط مینیمم‌های محلی برابر صفر می‌باشد. به عبارت دیگر یک تابع مد ذاتی تابعی متقارن حول صفر می‌باشد (هوانگ و شن^۵، ۲۰۰۵).

شرط اول نوسانات تابع مد ذاتی، حول محور افقی را تضمین کرده و بیان می‌کند که این تابع یک تابع تناوبی است. شرط دوم، یک شرط کلی کلاسیک را به یک شرط موضعی تبدیل می‌کند. هوانگ و همکاران (۱۹۹۸)، این تابع را تابع مد ذاتی نامیده‌اند، زیرا حالت‌های نوسانی موجود در داده‌های اصلی را استخراج می‌کنند. الگوریتمی که منتج به توابع مد ذاتی می‌شود فرآیند غربال‌گیری^۶ نامیده شده که اولین بار توسط

1. Empirical Mode Decomposition (EMD)
2. Huang et al
3. Intrinsic Mode Function
4. Zero-crossing
5. Huang & Shen
6. Sifting Process

هوانگ و همکاران (۱۹۹۸) مطرح شده است. برای سری زمانی $x(t)$ این فرآیند به ترتیب زیر انجام می‌شود:

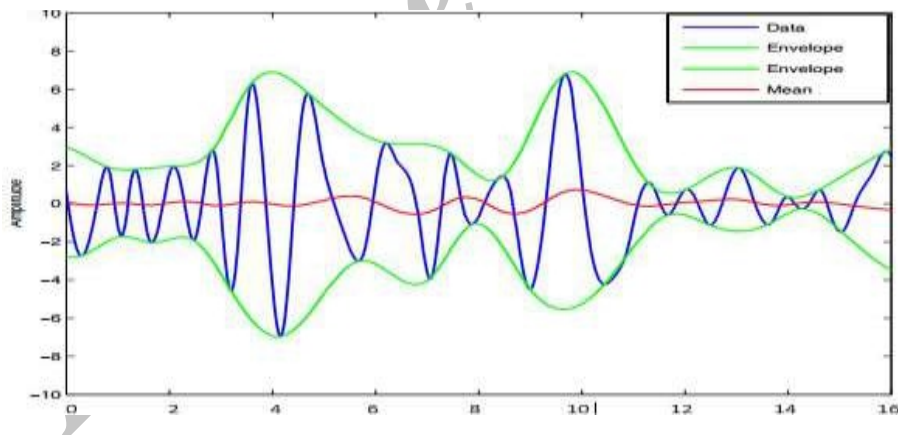
(۱) ماکسیمم‌های موضعی شناسایی و با وصل کردن آنها به هم تابع پوش بالا ایجاد می‌شود.

(۲) مرحله‌ی اول برای مینم‌های موضعی تکرار و تابع پوش پایین ایجاد می‌شود.
 (۳) از توابع پوش بالا و پایینی میانگین گرفته شده و m_1 نامیده می‌شود، اختلاف بین داده‌های اصلی $x(t)$ و m_1 به دست آمده و h_1 نامیده می‌شود (مراحل ۱ تا ۳ در نمودار (۱) نشان داده شده است).

$$h_1 = x(t) - m_1 \quad (1)$$

چنانچه h_1 شرایط مربوط به یک تابع مد ذاتی را داشته باشد، به‌عنوان اولین تابع مد ذاتی (IMF_1) در نظر گرفته شده و محاسبات به مرحله‌ی چهارم الگوریتم منتقل می‌شود، در غیر این صورت مراحل اول تا سوم دوباره تکرار می‌شود، با این تفاوت که الگوریتم به جای سیگنال اولیه $x(t)$ بر روی h_1 اعمال می‌شود در این صورت:

$$h_{11} = h_1 - m_{11} \quad (2)$$



نمودار ۱. فرآیند غربالگری شامل پوش بالا و پایین (دو خط بالا و پایین)، داده‌های اصلی (خطوطی که پوش بالا و پایین را به هم متصل کرده) و میانگین دو پوش (خطی که از روی داده‌های اصلی می‌گذرد)

که m_{11} میانگین دو پوش جدید می‌باشد. فرآیند غربال‌گیری k بار^۱ تکرار می‌شود تا زمانی که اولین تابع مد ذاتی به‌دست آید. به‌طور متداول i -امین تابع مد ذاتی با استفاده از نماد $c_i(t)$ نشان داده می‌شود.

(۴) محاسبه‌ی باقیمانده مطابق رابطه‌ی زیر:

$$r_1 = x(t) - c_1(t) \quad (3)$$

باقیمانده‌ی r_1 به‌دست آمده در این رابطه دارای نوسانات با دوره‌ی تناوب بزرگ‌تر می‌باشد در نتیجه این باقیمانده به‌عنوان داده جدید در نظر گرفته شده و فرآیند غربال‌گیری برای آن تکرار می‌شود تا یک تابع مد ذاتی با فرکانس پایین‌تر به‌دست آید. در مرحله‌ی بعد r_1 به‌عنوان داده جدید وارد فرآیند غربال‌گیری شده و دومین تابع مد ذاتی c_2 از آن استخراج و $r_2 = r_1 - c_2$ به‌عنوان داده‌ی جدید وارد فرآیند غربال‌گیری می‌شود سپس $r_3 = r_2 - c_3$ و به همین ترتیب روند ادامه دارد تا آخرین جزء باقیمانده یعنی r_n استخراج شود. چنانچه باقیمانده دارای حداقل دو اکستریم باشد مراحل اول تا چهارم تکرار می‌شود و در غیر این‌صورت دیگر نمی‌توان از باقیمانده‌ی حاصل شده، هیچ تابع مد ذاتی را به‌دست آورد و الگوریتم متوقف می‌شود. آخرین باقیمانده به‌عنوان باقیمانده نهایی سیگنال در نظر گرفته می‌شود.

با فرض وجود n عدد تابع مد ذاتی، سری زمانی اصلی را می‌توان به‌صورت زیر بازسازی نمود:

$$x(t) = \sum_{j=1}^n c_j(t) + r_n \quad (4)$$

که در آن c_j تابع مد ذاتی j ام، n تعداد توابع مد ذاتی و r_n باقیمانده‌ی فرآیند تجزیه‌ی سیگنال است.

۴-۲- تبدیل هیلبرت توابع مد ذاتی

روش تجزیه‌ی مد تجربی مجموعه‌ای از توابع مد ذاتی مستقل از هم را در اختیار ما قرار می‌دهد که با هر یک از این توابع می‌توان به‌عنوان یک سیگنال رفتار کرده^۱ و

۱. لازم به ذکر است که برای تعیین k (تعداد غربالگری)، هوانگ و همکاران یک معیار به نام معیار توقف را ارائه داده‌اند که بر اساس آن، فرآیند غربال‌گیری تا زمانی که تعداد عبور از صفر (zero crossing) و تعداد اکستریم‌ها با یکدیگر بیش از ۱ واحد اختلاف نداشته باشند باید ادامه داشته باشد.

تبدیل هیلبرت را برای محاسبه‌ی فازهای آنی روی آن اعمال کرد. تبدیل هیلبرت $H(x(t))$ برای تابع $x(t)$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H(x(t)) = \frac{1}{\pi} PV \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x(\tau)}{t-\tau} d\tau \quad (5)$$

که در این رابطه، PV نشانگر مقدار اصلی کوشی^۲ است. ^۳ با اعمال تبدیل هیلبرت بر روی هر تابع مد ذاتی می‌توان سیگنال $Y(t)$ را برای هر $c(t)$ در مقابل زمان به دست آورد.

$$Y(t) = c(t) + iH(t) = a(t)e^{i\theta(t)} \quad (6)$$

که در این رابطه $i = \sqrt{-1}$ نشانگر عدد موهومی، $\theta(t)$ تابع فاز و $a(t)$ تابع دامنه می‌باشد.

همچنین فاز $\theta(t)$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\theta_r(t) = \arctan \left[\frac{H_r(t)}{c_r(t)} \right] \quad (7)$$

در تحلیل فاز (مرحله)، اطلاعات مفیدی از جهت انتقال نوسان سری زمانی در هر لحظه از زمان حاصل می‌شود. یک موقعیت فاز $\theta_r(t)$ برای سری زمانی $x(t)$ ، موقعیت آن سری زمانی در فضای زمان-فرکانس را نمایش می‌دهد.

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد الگوی تحقیق

در این مطالعه به منظور بررسی همبستگی بین جفت دارایی‌های مالی (سکه‌ی طلا، دلار و سهام) با استفاده از نرم افزار متلب، از داده‌های روزانه نرخ ارز غیر رسمی (نرخ دلار در بازار آزاد)، قیمت سکه (تمام بهار آزادی جدید) و شاخص قیمت سهام برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰/۰۱/۰۵-۱۳۹۴/۰۹/۳۰ استخراج شده از پایگاه واحد مطالعات

۱. هر کدام از توابع مد ذاتی محاسبه شده بیانگر اطلاعات ویژه‌ای از متغیر مورد بررسی در دوره‌های تناوبی و زمانی متفاوت هستند.

2. Cauchy principal value

۳. از مقدار اصلی کوشی برای تعیین مقدار انتگرال‌های ناسره‌ای که نامعین هستند استفاده می‌شود.

بازار دنیای اقتصاد استفاده شده است. بازدهی روزانه‌ی متغیرهای تحقیق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R(t) = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (۸)$$

که در آن P_t قیمت (یا مقدار شاخص) در زمان t می‌باشد.

برخی از آماره‌های توصیفی مهم سری زمانی بازدهی روزانه ارز، سهام و سکه تمام بهار آزادی جدید در جدول (۱) گزارش شده است. مطابق اطلاعات این جدول، میانگین بازدهی روزانه ارز، سهام و سکه‌ی طلا در دوره‌ی ۱۳۸۰/۱/۵-۱۳۹۴/۹/۳۰ به ترتیب در حدود ۰/۰۴، ۰/۰۸ و ۰/۰۹ درصد بوده است. انحراف معیار محاسبه شده نشانگر این است که نوسانات بازدهی سهام کمتر از نوسانات بازدهی ارز و سکه بوده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

آماره‌های توصیفی	بازدهی شاخص کل سهام (Rt)	بازدهی روزانه قیمت سکه (Rc)	بازدهی روزانه‌ی دلار (Rd)
میانگین	۰/۰۰۰۸۷	۰/۰۰۰۹۱	۰/۰۰۰۴۸
میانه	۰/۰۰۰۴۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
حداکثر	۰/۰۵۴	۰/۲۹۱۱	۰/۱۹۱۹
حداقل	-۰/۰۵۵	-۰/۲۳۱۲	-۰/۱۴۴۹
انحراف معیار	۰/۰۰۶۴	۰/۰۱۵۲۱	۰/۰۱۰۶۴
ضریب چولگی	۰/۳۶۵۹	۱/۷۵۹۹	۲/۵۰۹۲
ضریب کشیدگی	۱۲/۳۲	۷۷/۷۷۶	۷۴/۱۲۴۹
آماره‌ی Jarque-Bera	۱۲۹۶۰/۸۵ (۰/۰۰۰)	۸۳۰۹۹۷/۶ (۰/۰۰۰)	۷۵۳۹۰۶/۳ (۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

مقادیر چولگی محاسبه شده بیانگر این مطلب است که هر سه سری مورد بررسی دارای چولگی راست بوده و دنباله توزیع در سمت راست طولانی‌تر است. اما میزان چولگی بازدهی سهام، کمتر از ۰/۵ هست، بنابراین توزیع بازدهی سهام از نظر قرینگی تقریباً مشابه یک توزیع نرمال می‌باشد، اما میزان چولگی در دو متغیر دیگر نشان می‌دهد که توزیع این دو بازدهی از لحاظ قرینگی تفاوت معناداری با توزیع نرمال دارد. مقادیر ضریب کشیدگی در هر سه متغیر بزرگ‌تر از ۳ بوده، بنابراین توزیع‌های مورد نظر اوج بلندتری نسبت به توزیع نرمال دارند. این نتایج نشان می‌دهد که توزیع این متغیرها

دنباله‌های پهن‌تری نسبت به توزیع نرمال دارند. این حالت می‌تواند به دلیل وجود بدبینی و خوشبینی‌های بیش از حدی که سرمایه‌گذاران در بازار مورد نظر از خود نشان می‌دهند باشد، که دلیلی برای ایجاد حرکات غیر عادی و دور از انتظار در بازدهی بازارهای ارز، سهام و سکه است (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۳). نتایج آماره‌ی آزمون جارک- برا برای هر سه سری زمانی نیز تأیید کننده این موضوع می‌باشد، زیرا در سطح معنی‌داری ۱ درصد فرضیه‌ی صفر نرمال بودن توزیع بازدهی در هر سه متغیر مورد مطالعه رد شده است.

در ادامه بررسی هم‌بستگی بین متغیرها در دو مرحله انجام می‌گیرد. نخست توابع مد ذاتی استخراج می‌شوند و سپس تبدیل هیلبرت بر این توابع اعمال شده و محاسبه‌ی فازهای آنی و تحلیل آماری آن‌ها ارائه می‌شود.

۵-۱- توابع مد ذاتی (IMF)

توابع مد ذاتی و جزء باقیمانده‌ی محاسبه شده با استفاده از روش تجزیه‌ی مد تجربی برای سه سری زمانی بازدهی روزانه ارز (دلار)، سکه و شاخص کل سهام در نمودار (۲)، (۳) و (۴) نشان داده شده است. با انجام فرآیند غربال‌گیری برای بازدهی دلار و سکه تعداد ۱۱ مورد تابع مد ذاتی و برای بازدهی سهام تعداد ۱۰ مورد تابع مد ذاتی به دست آمده است. جزء باقیمانده هر تجزیه در انتهای نمودارها نشان داده شده است. لازم به ذکر است که تعداد توابع مد ذاتی به ویژگی سری زمانی مورد مطالعه بستگی داشته و هر تابع می‌تواند دارای نوسان با دامنه و فرکانس متفاوت در طول زمان باشد. برای مثال یک تابع مد ذاتی می‌تواند یک دوره‌ی تناوبی دو ساله در نیمه‌ی اول مشاهدات و یک دوره‌ی چهار ساله در نیمه‌ی دوم داشته باشد. در ضمن این توابع مستقل از یکدیگر می‌باشند. توابع مد ذاتی هر سری زمانی به ترتیب، بیش‌ترین فرکانس تا کم‌ترین فرکانس را در اختیار محقق قرار می‌دهند. به عبارت دیگر توابع ابتدایی نوسانات در دوره‌ی کوتاه‌مدت و توابع انتهایی نوسانات در دوره‌ی بلندمدت را نشان می‌دهند. همچنین باقیمانده‌ی حاصل از فرآیند تجزیه نیز نشان‌گر روند یا جزء ثابت سری زمانی می‌باشد.

در جدول (۲) متوسط طول دوره^۱ برای هر تابع مد ذاتی در سری‌های مورد مطالعه گزارش شده است. متوسط طول دوره از تقسیم تعداد کل داده‌ها بر تعداد ماکسیمم‌ها

1. mean period

محاسبه می‌شود. با توجه به این که هر تابع مد ذاتی دارای فرکانس و دامنه‌ی متفاوت در نقاط مختلف است، این میانگین دوره در طول زمان ثابت نمی‌باشد.

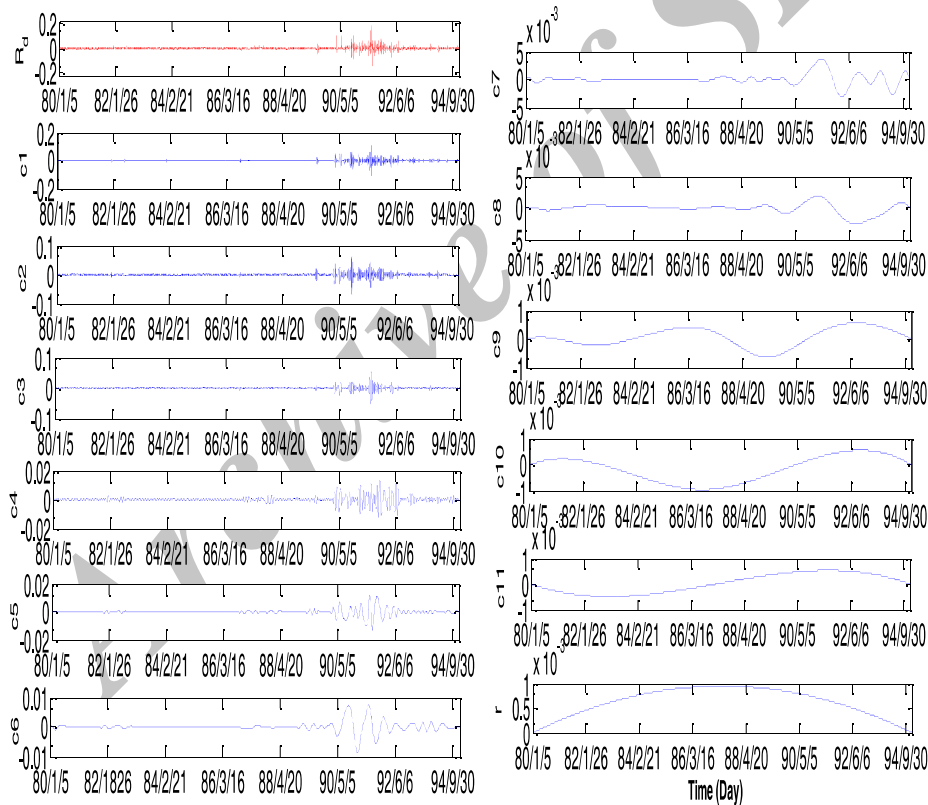
جدول ۲. متوسط طول دوره‌ی توابع مد ذاتی سری زمانی بازدهی روزانه‌ی دلار و سکه و سهام در دوره‌ی ۱۳۸۰/۱/۵-۱۳۹۴/۹/۳۰

	متوسط طول دوره (روز)		
	بازدهی سکه	بازدهی دلار	بازدهی سهام
IMF 1	۲/۹۳	۲/۷۶	۳/۱۷
IMF 2	۵/۴۱	۵/۴۶	۵/۵۴
IMF 3	۹/۷	۹/۹۷	۱۱/۷۵
IMF 4	۱۹/۷۷	۲۰/۹۴	۲۸/۲۵
IMF 5	۴۲/۳۷	۴۶/۲۲	۶۷/۱۵
IMF 6	۸۲/۷۷	۱۱۱/۲۲	۱۴۲/۳۶
IMF 7	۱۸۷/۳۲	۲۳۷/۲۷	۳۵۵/۹
IMF 8	۳۹۵/۴۴	۵۹۳/۱۷	۸۸۹/۷۵
IMF 9	۷۱۱/۸	۱۱۸۶/۳	۱۱۸۹/۳۳
IMF 10	۱۱۸۶/۳۳	۱۷۷۹/۵	۱۷۷۹/۵
IMF 11	۱۷۷۹/۵	۱۷۷۹/۵	

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۲)، بازدهی روزانه‌ی دلار و توابع مد ذاتی مربوطه، به علاوه‌ی جزء باقیمانده‌ی به دست آمده با روش تجزیه‌ی مد تجربی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در نمودار (۲) قابل مشاهده است c_1 اولین تابع مد ذاتی به دست آمده بعد از فرآیند غربال‌گیری است که از بین ۱۱ تابع مد ذاتی به دست آمده دارای بالاترین فرکانس و کوتاه‌ترین طول دوره می‌باشد. روشن است که c_1 ساختار اصلی سری زمانی اولیه دلار را در خود دارد که به‌طور عمده این ساختار توسط اولین جزء با بیش‌ترین فرکانس مشخص می‌شود، بنابراین در بین توابع مد ذاتی به‌دست آمده، c_1 بهترین ساختار و سپس c_2 و c_3 بهترین و نزدیک‌ترین ساختار به سری زمانی اولیه می‌باشند. با توجه به اینکه مشاهدات مورد استفاده در این مطالعه مشاهدات روزانه بوده؛ لذا می‌توان گفت که c_1 به خوبی خواص تصادفی سری زمانی اصلی را در دوره‌ی تناوبی روزانه نشان می‌دهد. در بررسی دیگر توابع مد ذاتی c_2 با متوسط طول دوره‌ی ۵/۴۶ روز، c_5 و c_6 با متوسط طول دوره‌ی ۱/۵۴ و ۳/۷۵ ماه نوسانات را در دوره‌های هفتگی، ماهانه و فصلی نشان

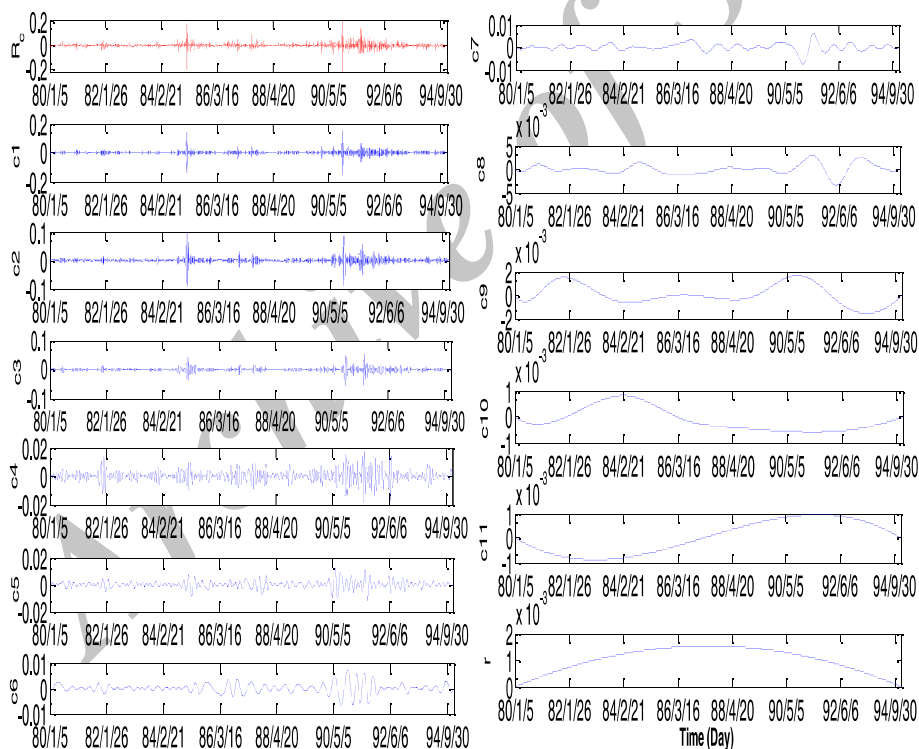
می‌دهند. توابع مد ذاتی c_7, c_8, c_9, c_{10} و c_{11} به علاوه جزء باقیمانده نوسانات دوره‌های طولانی مدت با متوسط طول دوره‌ی ۱ تا ۵ سال را نشان می‌دهند. توابع مد ذاتی c_1, c_2, c_3, c_4, c_5 و c_6 در نمودار (۲)، نوسانات شدیدی را در دوره‌ی ۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱ نشان می‌دهد که می‌توان آن را در نتیجه اعمال تحریم‌ها، بروز آثار هدفمندی یارانه‌ها، نوسانات بازار ارز، رشد فزاینده نقدینگی و سایر عوامل مشابه در این بازه‌ی زمانی دانست. همان‌طور که قابل ملاحظه می‌باشد در هفتمین تابع مد ذاتی (c_7) در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰ نوسانات شدیدی به روشنی ملاحظه می‌شود که می‌توان آن را ناشی از تغییر انتظارات مردم نسبت به تورم و آینده انواع دارایی در این بازه‌ی زمانی دانست. باقیمانده‌ی (۲) روند بازدهی دلار را در دوره‌ی ۱۴ ساله نشان می‌دهد که این روند ابتدا فزاینده و سپس کاهنده بوده است.



نمودار ۲. بازدهی روزانه‌ی دلار (Rd) و IMF‌های مربوطه به علاوه‌ی جزء باقیمانده‌ی محاسبه

شده با روش EMD

سری زمانی بازدهی روزانه سکه و توابع مد ذاتی حاصل از فرآیند غربال‌گیری در نمودار (۳) ارائه شده است. با توجه به اطلاعات جدول (۲)، می‌توان گفت توابع مد ذاتی c_1, c_2, c_3, c_4, c_5 و c_6 نوسانات در دوره‌های روزانه، هفتگی، ماهانه و فصلی را نشان می‌دهند. با توجه به نمودار (۳)، توابع مد ذاتی c_1, c_2, c_3, c_4, c_5 و c_6 نوسانات شدیدی را در دوره‌ی ۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱ نشان می‌دهند. می‌توان این نوسانات را در نتیجه‌ی تحولات بازار جهانی طلا، تحولات اقتصاد کلان کشور و اعمال تحریم‌ها بر ضد ایران دانست. تابع مد ذاتی c_7 و c_8 نوسانات شدیدی در داده‌های مربوط به دوره ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰ مشاهده می‌شود که می‌توان آن را ناشی از تحولات بازار جهانی طلا، تحولات اقتصاد کلان کشور و مذاکرات هسته‌ای و برجام دانست. باقیمانده‌ی (r) نشان می‌دهد بازدهی سکه در دوره‌ی ۱۴ ساله با یک روند افزایش و کاهش همراه بوده است.

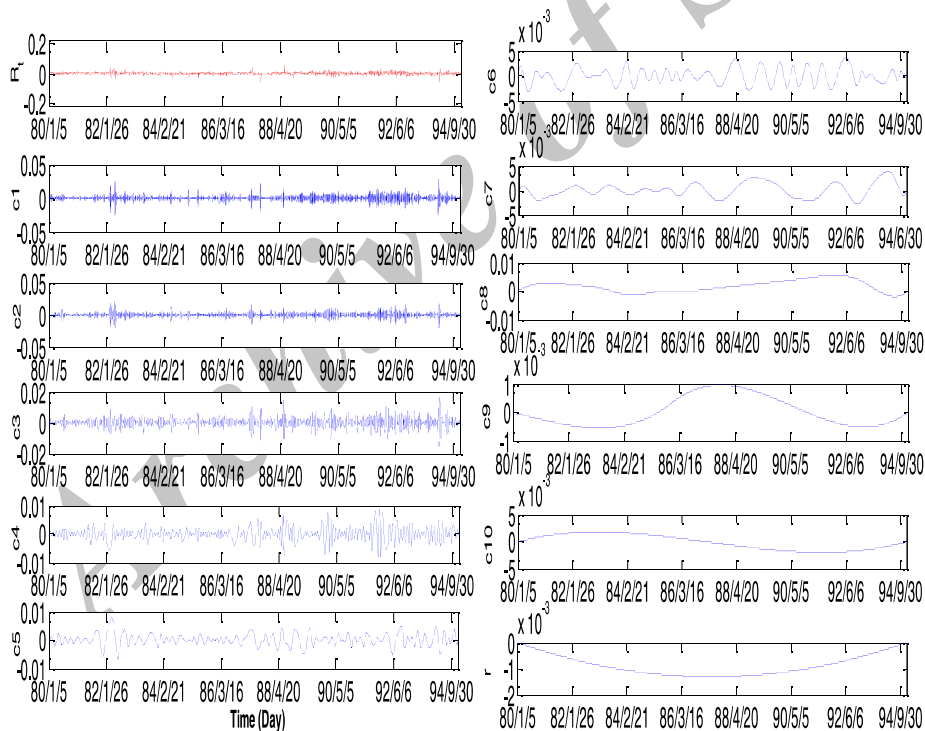


نمودار ۳. بازدهی روزانه قیمت سکه‌ی طلا و IMFها به علاوه جزء باقیمانده به دست آمده با

روش EMD

در نمودار (۴) بازدهی روزانه‌ی شاخص قیمت سهام و توابع مد ذاتی مربوطه، به‌علاوه جزء باقیمانده به دست آمده با روش تجزیه‌ی مد تجربی نشان داده شده است. اولین تابع مد ذاتی c_1 تابع با بیش‌ترین فرکانس بوده و براساس اطلاعات جدول (۲) نوسانات در دوره‌ی روزانه را نشان می‌دهد. با حرکت از c_1 به سمت باقیمانده فرکانس و در نتیجه نوسانات با طول دوره‌ی طولانی‌تر به دست می‌آید.

با توجه به نمودار (۴) در c_6 نوسانات شدیدی در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۴ و اوسط سال‌های ۸۸-۹۲ ملاحظه می‌شود که می‌تواند در نتیجه‌ی رشد منفی شاخص بورس در سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۱ باشد. باقیمانده، روند بلندمدت ۱۴ ساله را نشان می‌دهد که ابتدا یک روند نزولی، سپس روند افزایشی را ارائه می‌دهد. به وضوح روند بازدهی سهام در جهت مخالف روند بازدهی دلار و سکه می‌باشد، که چه بسا می‌تواند نشانگر این مطلب باشد که این دارایی‌ها جانشین هم هستند.



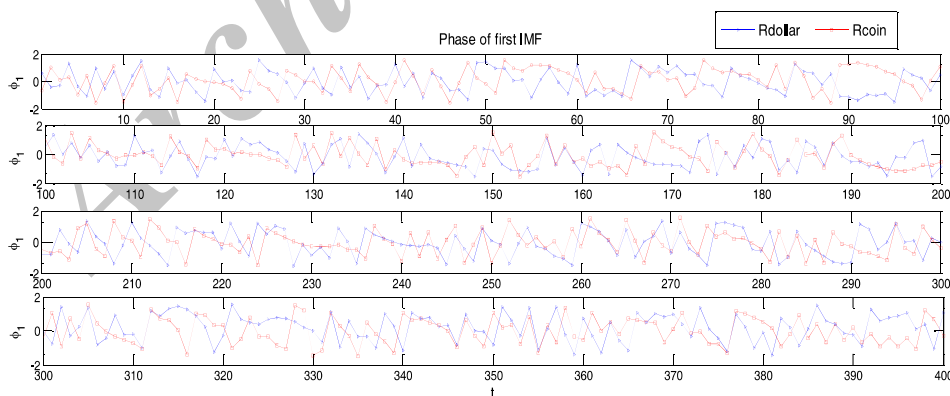
نمودار ۴. بازدهی روزانه‌ی شاخص کل سهام و IMFها به علاوه جزء باقیمانده‌ی به دست آمده با

روش EMD

از آن‌جا که داده‌های موجود تنها راه ارتباطی با جهان واقع هستند، لذا کاوش در حالت‌های درونی داده‌ها امری ضروری است. روش تجزیه‌ی مد ذاتی، نه تنها به کشف خصوصیات داده کمک می‌کند؛ بلکه به درک قوانین موجود در واقعیت نیز یاری خواهد نمود. هدف این پژوهش بررسی رفتار هم‌بستگی سری‌های زمانی مالی براساس رفتار چرخه‌ای این سری‌ها است. با توجه به اینکه فازهای آنی می‌توانند ویژگی‌های خاص هر سری زمانی مالی را نشان دهند، پس از تجزیه‌ی سری‌های زمانی به محاسبه‌ی فاز مربوط به توابع مد ذاتی پرداخته می‌شود.

۵-۲- تبدیل هیلبرت

با استفاده از معادله‌ی (۵) و (۶)، تبدیل هیلبرت و فازهای آنی برای هر تابع مد ذاتی محاسبه می‌شود. در این مطالعه ابتدا به بررسی هم‌بستگی بین دو سری زمانی بازدهی روزانه‌ی دلار و سکه پرداخته شده است. فازهای مربوط به اولین تابع مد ذاتی این دو سری زمانی، در نمودار (۵) ارائه شده است که به منظور وضوح بیشتر نمودار تنها فازهای مربوط به ۴۰۰ داده اول رسم شده است. با توجه به اطلاعات نمودار (۵)، در برخی دوره‌ها، در دو سری زمانی، فاز الگوی یکسانی را دنبال می‌کند به عبارت دیگر، انتقالات هم‌جهت در نوسان دو سری را نشان می‌دهد که ناشی از رفتار جمعی در دو بازار است. با توجه به تغییرات نامنظم فاز در هر لحظه که نشان‌دهنده‌ی توزیع خوشه‌ای فازها است، می‌توان گفت که فاز به خوبی خواص تصادفی بودن و غیرقابل پیش‌بینی بودن سری‌های زمانی را نشان می‌دهد.



نمودار ۵. فازهای آنی مربوط به اولین IMF در سری زمانی بازدهی روزانه‌ی دلار (Rdollar) و سکه (Rcoin)

در بررسی همبستگی، اختلاف فاز بین فازهای آنی جفت توابع مد ذاتی هم مرتبه محاسبه می‌شود، که $\Delta\varphi_r$ به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\Delta\varphi_r = \varphi_r(Rd) - \varphi_r(Rc) \quad (7)$$

که در این فرمول Rd بازدهی دلار و Rc بازدهی سکه را نشان می‌دهد.

در بررسی همبستگی، تابع چگالی احتمال و مقادیر ضریب کشیدگی و چولگی اختلاف فازها ارائه می‌شود. هرگاه نمودار تابع چگالی احتمال در اطراف $\Delta\varphi_r = 0$ کشیده‌تر و باریک‌تر باشد، یا به عبارت دیگر، میزان کشیدگی اختلاف فاز بین دو تابع مد ذاتی هم مرتبه بیشتر باشد، همبستگی بین دو سری زمانی بیشتر خواهد بود (وو^۱، ۲۰۰۷؛ وو و همکاران، ۲۰۰۶).

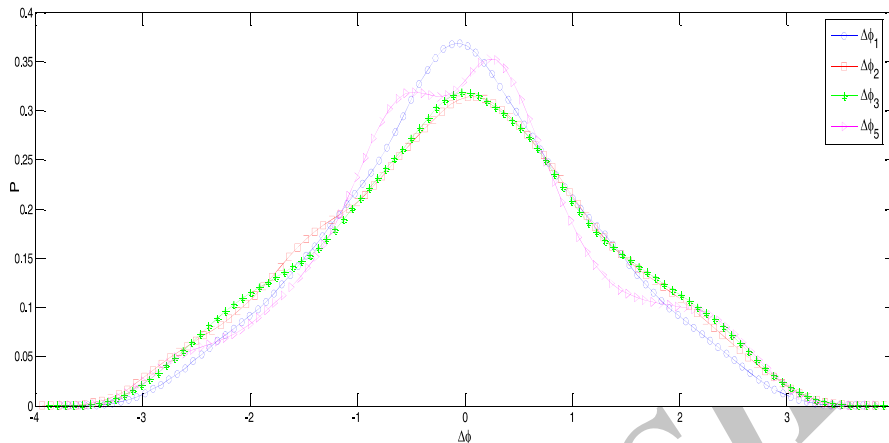
تابع چگالی احتمال $\Delta\varphi_1, \Delta\varphi_2, \Delta\varphi_3, \Delta\varphi_4, \Delta\varphi_5, \Delta\varphi_6$ در نمودار (۶) و مقادیر ضریب چولگی و کشیدگی اختلاف فازها در جدول (۳) ارائه شده است. تابع چگالی احتمال $\Delta\varphi_1$ و $\Delta\varphi_5$ در اطراف $\Delta\varphi_r = 0$ در مقایسه با اختلاف فاز سایر توابع مد ذاتی باریک‌تر و کشیده‌تر است براساس نتایج جدول (۳)، کشیدگی $\Delta\varphi_1$ ۲/۶۹ و میزان کشیدگی $\Delta\varphi_5$ ۲/۷۸ و کشیدگی در سایر حالت‌های مورد مطالعه در جدول (۳) تقریباً یکسان و در حدود ۲/۵۰ می‌باشد در نتیجه می‌توان استدلال کرد که همبستگی در دوره‌های روزانه و ماهانه بیش‌تر از سایر دوره‌های زمانی است، لذا در سایر بازه‌های زمانی، رفتار یکسانی در همبستگی بین این دو سری زمانی ملاحظه می‌شود.

جدول ۳. آماره‌ی توصیفی چولگی و کشیدگی اختلاف فازهای $\Delta\varphi_1, \Delta\varphi_2$,

$\Delta\varphi_3, \Delta\varphi_4, \Delta\varphi_5$ و $\Delta\varphi_6$ بازدهی روزانه‌ی دلار و سکه در دوره‌ی ۱۳۸۰/۱/۰۵-۱۳۹۴/۹/۳۰

$\Delta\varphi$ (92/7-94/9)	$\Delta\varphi$ (90/5-92/6)	$\Delta\varphi_6$	$\Delta\varphi_5$	$\Delta\varphi_4$	$\Delta\varphi_3$	$\Delta\varphi_2$	$\Delta\varphi_1$	
۰/۱۷	-۰/۲۰۷	۰/۱۲۲	۰/۰۶۵۷	۰/۱۴۷	-۰/۰۱۱۵	-۰/۰۲۹	۰/۰۰۹۶	چولگی
۲/۶۵	۳/۴۲	۲/۵۴۸	۲/۷۸	۲/۵۰۸۴	۲/۵۰۳۶	۲/۵۲	۲/۶۹	کشیدگی

منبع: یافته‌های تحقیق

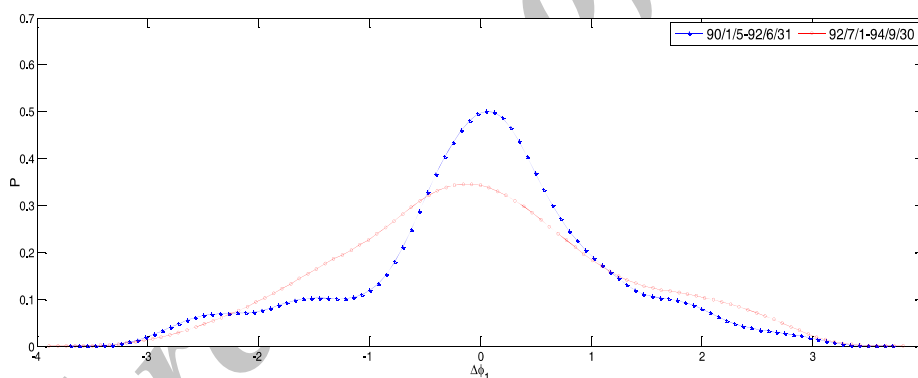
نمودار ۶. تابع چگالی احتمال اختلاف فاز $\Delta\phi_r$

هم‌چنان که در نمودار (۶) ملاحظه می‌شود، تابع چگالی احتمال در $\Delta\phi_5$ یک توزیع دو قله‌ای است. توزیع دو قله‌ای اغلب ترکیبی از دو توزیع تک قله‌ای می‌باشد. در توزیع دو قله‌ای، متغیر تصادفی X به صورت Y با احتمال α و یا Z با احتمال $1 - \alpha$ تعریف می‌شود. در اینجا Y و Z متغیرهای تصادفی تک قله‌ای هستند و $0 < \alpha < 1$. یک ضریب ترکیبی می‌باشد. به نظر می‌رسد دو قله‌ای شدن تابع چگالی ناشی از وضعیت افتان و خیزان در بازار و اثر تلاطمی بازار است که به خوبی در دوره‌های ماهانه نشان داده شده است، لذا پیشنهاد می‌شود در بررسی هم‌بستگی، استفاده از روش‌های رایج به دلیل عدم توانایی نشان دادن رکود و رونق در بازار با دقت بیش‌تری مورد توجه قرار گیرد.

در مرحله‌ی بعد با توجه به اینکه در بررسی توابع مد ذاتی در بازار ارز و سکه نوسانات شدیدی در دو دوره‌ی ۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱ و ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰ دیده می‌شود، به بررسی هم‌بستگی و تعیین متغیر پیشرو و پیرو در این دو دوره پرداخته می‌شود. در دوره‌ی ۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱ برای بازده‌ی دلار و سکه به ترتیب ۷ و ۸ مورد تابع مد ذاتی به علاوه جزء باقیمانده و در دوره‌ی ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰ برای هر دو سری زمانی تعداد ۷ مورد تابع مد ذاتی به علاوه جزء باقیمانده محاسبه شده

است. لازم به ذکر است که به منظور مقایسه رفتار متغیرها در دو دوره مذکور تنها به بررسی یکی از توابع مد ذاتی پرداخته شده است.^۱

براساس نتایج جدول (۳)، مقادیر ضریب کشیدگی در دو دوره ۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱ و ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰ به ترتیب ۳/۴۲ و ۲/۶۵ گزارش شده است. ضریب کشیدگی دوره اول بیش از دوره دوم بوده است، که به معنی همبستگی بیش تر بین دو متغیر مورد مطالعه در دوره اول نسبت به دوره دوم می باشد. مقدار ضریب چولگی در دوره اول در حدود ۰/۲- بوده، لذا طبق رابطه (۷) می توان گفت که در این دوره سکه نقش پیشرو و دلار نقش پیرو را داشته است؛ به عبارت دیگر تغییرات قیمت سکه در بازار آزاد بر تغییرات قیمت دلار اثر بیش تری داشته است، اما در دوره دوم مقدار ضریب چولگی مثبت و برابر ۰/۱۷ بوده و نتایج عکس دوره اول می باشد؛ لذا در این دوره تأثیر قیمت دلار در بازار آزاد بر سکه بیش تر بوده و دلار به عنوان عامل پیشرو و سکه عامل پیرو بوده است. که میزان این تأثیر از دوره اول کمتر بوده می باشد.



نمودار ۷. تابع چگالی احتمال $\Delta\phi_1$ در دو دوره ۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱ و ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰

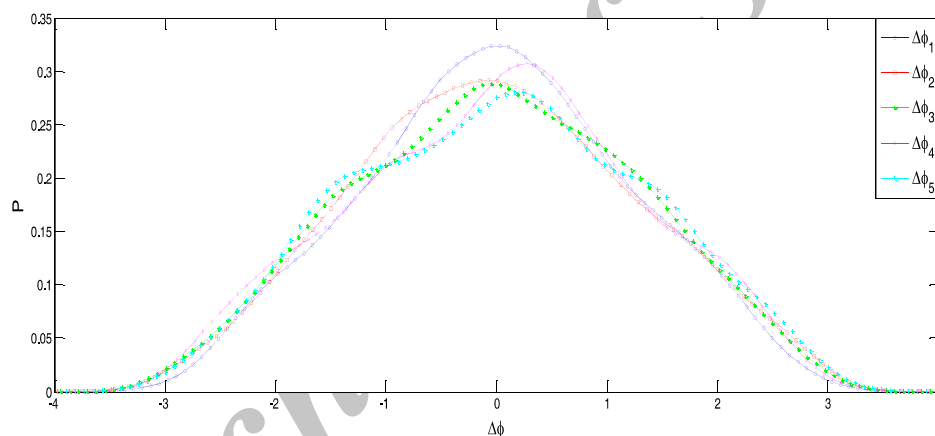
پس از بررسی همبستگی بین دلار و سکه، همبستگی بین بازدهی سکه و شاخص قیمت سهام محاسبه شده است. در این وضعیت به ترتیب مراحل بالا عمل کرده و

۱. تحلیل سایر موارد که به دلیل اصل خلاصه نویسی مقاله از آن صرف نظر شده است مشابه تحلیل فوق است.

فازهای آنی برای متغیر شاخص سهام محاسبه می‌شود. سپس اختلاف فاز بین دو متغیر به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta\varphi_r = \Delta\varphi(Rc) - \Delta\varphi(Rt) \quad (۸)$$

نمودار (۸)، تابع چگالی احتمال $\Delta\varphi_1, \Delta\varphi_2, \Delta\varphi_3, \Delta\varphi_4$ و $\Delta\varphi_5$ را نشان می‌دهد. اطلاعات مربوط به ضریب کشیدگی و چولگی $\Delta\varphi_1, \Delta\varphi_2, \Delta\varphi_3, \Delta\varphi_4, \Delta\varphi_5$ و چولگی $\Delta\varphi_6$ برای بازه‌ی سکه و شاخص سهام در جدول (۴) ارائه شده است. براساس اطلاعات ارائه شده در جدول (۴) بیش‌ترین کشیدگی مربوط به $\Delta\varphi_1$ بوده که نوسانات در دوره‌ی روزانه را نشان می‌دهد، لذا می‌توان بیان کرد که هم‌بستگی میان بازده‌ی روزانه سکه و شاخص سهام در دوره‌ی روزانه بیش‌تر از دوره‌های بلند مدت می‌باشد. به عبارت دیگر هم‌بستگی بین دو متغیر مورد مطالعه در طول زمان ثابت نمی‌باشد.



نمودار ۸. تابع چگالی احتمال اختلاف فازها $(\Delta\varphi_r)$ برای بازده‌ی سکه و شاخص سهام

جدول ۴. آماره‌ی توصیفی چولگی و کشیدگی اختلاف فازهای $\Delta\varphi_1, \Delta\varphi_2$,

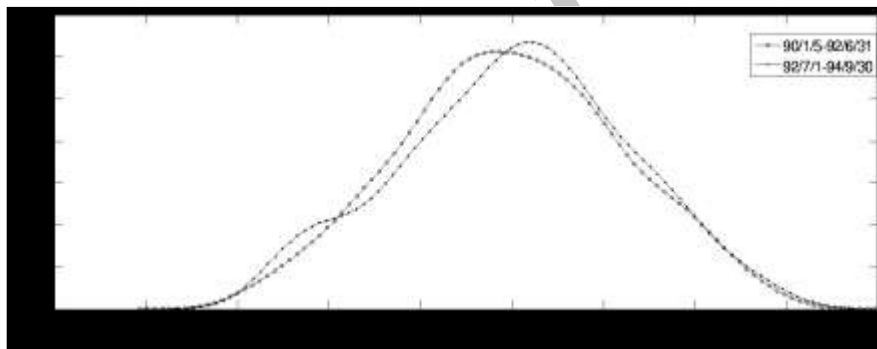
$\Delta\varphi_3, \Delta\varphi_4, \Delta\varphi_5$ و $\Delta\varphi_6$ بازده‌ی روزانه سکه و شاخص بورس در دوره‌ی ۱۳۸۰/۱۱/۰۵ -

۱۳۹۴/۹/۳۰

$\Delta\varphi$ (92/7 - 94/9)	$\Delta\varphi$ (90/5 - 92/6)	$\Delta\varphi_6$	$\Delta\varphi_5$	$\Delta\varphi_4$	$\Delta\varphi_3$	$\Delta\varphi_2$	$\Delta\varphi_1$	
-۰/۰۹۷۴	۰/۰۰۳۱	-۰/۱۷	۰/۰۰۸	-۰/۰۶۹	-۰/۰۱۶	۰/۰۶۸۵	-۰/۰۰۰۴	چولگی
۲/۵۱۵	۲/۵۲۵۵	۲/۳۶۹	۲/۲۶	۲/۳۵	۲/۳۴	۲/۴۲۹	۲/۴۷	کشیدگی

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی همبستگی بین بازدهی روزانه سکه و شاخص سهام در دو دوره پرنوسان ۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱ و ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰، توابع مد ذاتی براساس روش تجزیه‌ی مد تجربی محاسبه شده است. برای بازدهی شاخص سهام در دوره‌ی ۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱ و ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰ به ترتیب ۷ و ۸ مورد تابع مد ذاتی برآورد می‌شود.^۱ با توجه به اطلاعات جدول (۴)، ضریب کشیدگی در دوره‌ی مورد مطالعه در حدود ۲/۵ محاسبه شده است که نشان دهنده‌ی همبستگی تقریباً یکسان بین دو متغیر در این دو دوره می‌باشد. مقدار ضریب چولگی در دوره‌ی اول ۰/۰۰۳۱ محاسبه شده است، که نشان دهنده‌ی نقش پیش‌رو سکه در این دوره‌ی زمانی است. همچنین مقدار ضریب چولگی در دوره‌ی دوم در حدود ۰/۰۹- می‌باشد که حاکی از نقش پیش‌رو بودن سهام و پیرو بودن سکه در این دوره است. به عبارت دیگر تغییرات قیمت شاخص سهام تأثیر بیش‌تری بر تغییرات قیمت سکه داشته است.

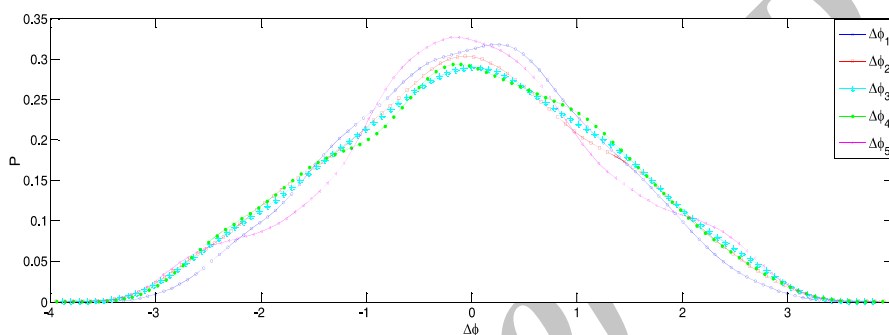


نمودار ۹. تابع چگالی احتمال $\Delta\varphi_1$ در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱ و ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰ برای بازدهی روزانه سکه و شاخص قیمت سهام

در بررسی همبستگی بین دو سری زمانی بازدهی روزانه‌ی دلار و شاخص قیمت سهام، فازهای آنی مربوط به هر تابع مد ذاتی حاصل از فرآیند غربال‌گیری محاسبه و سپس اختلاف فاز همانند قبل برآورد می‌شود. نمودار (۹)، تابع چگالی احتمال $\Delta\varphi_1$ ، $\Delta\varphi_2$ ، $\Delta\varphi_3$ ، $\Delta\varphi_4$ و $\Delta\varphi_5$ را نشان می‌دهد. اطلاعات مربوط به ضریب کشیدگی و چولگی

۱. تعداد توابع مد ذاتی مربوط به سکه در قسمت قبل بیان گردید.

$\Delta\varphi_1, \Delta\varphi_2, \Delta\varphi_3, \Delta\varphi_4, \Delta\varphi_5$ و $\Delta\varphi_6$ برای بازدهی دلار و شاخص سهام در جدول (۵) گزارش شده است. براساس اطلاعات جدول (۵)، بیش‌ترین ضریب کشیدگی مربوط به $\Delta\varphi_5$ می‌باشد در نتیجه بیش‌ترین هم‌بستگی در نوسانات با متوسط طول دوره‌ی ماهانه مشاهده می‌شود. سپس بیش‌ترین هم‌بستگی در نوسانات روزانه دیده می‌شود. براساس مقادیر ضریب کشیدگی در جدول (۵)، می‌توان گفت هم‌بستگی بین بازدهی دلار و شاخص قیمت سهام در طول زمان ثابت نمی‌باشد.



نمودار ۱۰. تابع چگالی احتمال اختلاف فازها ($\Delta\varphi_r$) برای بازدهی روزانه‌ی دلار و شاخص قیمت سهام

به منظور بررسی هم‌بستگی بین بازدهی روزانه‌ی دلار و شاخص سهام در دو دوره‌ی پرنوسان $۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱$ و $۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰$ توابع مد ذاتی براساس روش تجزیه‌ی مد تجربی محاسبه شده است. مقادیر ضریب کشیدگی و چولگی در جدول (۵) آمده است. براساس اطلاعات جدول (۵) بین بازدهی دلار و شاخص سهام در دوره‌ی $۱۳۹۰/۵/۱-۱۳۹۲/۶/۳۱$ هم‌بستگی بیش‌تری نسبت به دوره‌ی $۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۹۴/۹/۳۰$ وجود دارد. براساس مقادیر ضریب چولگی می‌توان گفت در هر دو دوره دلار نقش پیشرو را ایفا کرده است.

جدول ۵. آماره‌ی توصیفی چولگی و کشیدگی اختلاف فازهای $\Delta\varphi_1$.

$\Delta\varphi_1, \Delta\varphi_2, \Delta\varphi_3, \Delta\varphi_4, \Delta\varphi_5$ و $\Delta\varphi_6$ بازدهی روزانه‌ی دلار و شاخص بورس در دوره‌ی

$۱۳۸۰/۱/۰۵-۱۳۹۴/۹/۳۰$

$\Delta\varphi_1$ (92/7 - 94/9)	$\Delta\varphi_1$ (90/5 - 92/6)	$\Delta\varphi_6$	$\Delta\varphi_5$	$\Delta\varphi_4$	$\Delta\varphi_3$	$\Delta\varphi_2$	$\Delta\varphi_1$	
۰/۰۱۴۹	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۲۷	-۰/۰۰۱۷	-۰/۰۰۳۹۶	-۰/۰۰۱۴۲	-۰/۰۰۱۷۹	چولگی

کشیدگی	۲/۴۷۴	۲/۴۲۱۸	۲/۳۸۷۷	۲/۳۶۷۶	۲/۶۷۰۸	۲/۲۹۶	۲/۴۸۵	۲/۴۳
--------	-------	--------	--------	--------	--------	-------	-------	------

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

شناسایی ارتباط و جهت ارتباط بین متغیرهای بازار مالی، می‌تواند سرمایه‌گذاران را تا حد زیادی در انتخاب سبد بهینه سرمایه‌گذاری یاری رساند، لذا هدف اصلی مطالعه‌ی حاضر بررسی هم‌بستگی بین بازدهی در جفت دارایی‌های مالی (سکه، ارز و سهام) با استفاده از تبدیل هیلبرت - هوانگ در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۰/۱/۵ - ۱۳۹۴/۹/۳۰ بوده است. در این مطالعه تلاش شده است یک روش جدید برای تجزیه و تحلیل هم‌بستگی در داده‌های مالی که ذاتاً بی‌ثبات، ناماننا و غیرخطی هستند معرفی شود. تبدیل هیلبرت - هوانگ، یک روش به تازگی توسعه‌یافته از روش‌های تجزیه و تحلیل داده‌های تطبیقی است که به بررسی سری‌های مانا و ناماننا، خطی و غیرخطی بر پایه‌ی یک تعریف استقرایی می‌پردازد و داده‌های اصلی را بدون در نظر گرفتن هرگونه فرضیه‌ای در مورد آن‌ها بررسی می‌کند. برای دستیابی به هدف مطالعه، نخست توابع مد ذاتی متغیرهای مورد بررسی محاسبه و سپس فازهای آنی مربوط به این توابع با استفاده از تبدیل هیلبرت برآورد و به بررسی هم‌بستگی بین متغیرهای مذکور پرداخته شده است. نتایج نشان داده است که هم‌بستگی بین جفت دارایی‌های مالی در طول زمان ثابت نمی‌باشد و در هر دوره براساس شرایط بازار یکی از دارایی‌ها نقش پیشرو و دیگری نقش پیرو را دارا می‌باشد. در دوره‌ی ۱۳۹۰/۵/۱ - ۱۳۹۲/۶/۳۱، بین دو سری سکه و دلار، سکه عامل پیشرو، بین سکه و سهام، سکه پیشرو و بین دلار و سهام، دلار عامل پیشرو بوده است و در دوره‌ی ۱۳۹۲/۷/۱ - ۱۳۹۴/۹/۳۰، بین دو سری سکه و دلار، دلار پیشرو، بین سکه و سهام، سهام پیشرو و بین دلار و سهام، دلار عامل پیشرو بوده است. با توجه به اینکه روش هیلبرت - هوانگ نسبت به سایر روش‌های هم‌بستگی قابلیت نشان دادن دوره‌های رکود و رونق را دارا است، بنابراین پیشنهاد می‌شود در سایر روش‌های هم‌بستگی نیز این مسأله مورد توجه قرار بگیرد. با توجه به ویژگی‌ها و مزیت‌های روش هیلبرت - هوانگ، می‌توان ادعا کرد که این روش یک رویکرد جدید در بررسی هم‌بستگی بین سری‌های زمانی مالی است. پیشنهاد می‌شود که این روش در سایر مطالعات سری زمانی، مانند بازار نفت، مسکن، ارز و سپرده‌های بانکی و نرخ سود بانکی مورد آزمون و بررسی قرار گیرد.

منابع

۱. امیری، شادی، همایونی فر، مسعود، کریم زاده، مصطفی و فلاحی، محمدعلی (۱۳۹۴). بررسی همبستگی پویا بین دارایی‌های عمده در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH"، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، دوره ۱۵، شماره ۲، صص ۱۸۳-۲۰۱.
۲. پازوکی، نیما، حمیدیان، اکرم، محمدی، شاپور و محمودی، وحید (۱۳۹۲). "استفاده از تبدیل موجک جهت بررسی میزان همبستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس‌های زمانی مختلف"، دانش سرمایه‌گذاری، دوره ۲، شماره ۷، صص ۱۳۱-۴۸.
۳. فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۳). "بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH" فصلنامه علمی پژوهشی اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۵، صص ۱۲۳-۱۴۷.
4. Akar, C. (2011). *Dynamic Relationships between the Stock Exchange, Gold and Foreign Exchange Returns in Turkey*, *Middle Eastern Finance and Economics*, 12, 109-115.
5. Akgül, I., Bildirici, M., & Özdemir, S. (2015). *Evaluating the Nonlinear Linkage between Gold Prices and Stock Market Index Using Markov-Switching Bayesian VAR Models*, *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 210, 408-415.
6. Benhart G., Hocht S., Neugebauer M., Neumann M. and Zagst R. (2009). "Asset correlation in turbulent markets and their implication on asset management", *The 3rd Conference on Risk Management & Global e-Business*, Incheon, Korea.
7. Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *The review of economics and statistics*, 498-505.
8. Branger, N., Kraft, H., & Meinerding, C. (2009). *What is the impact of stock market contagion on an investor's portfolio choice?*, *Insurance: Mathematics and Economics*, 45(1), 94-112.
9. Broner, F. A., Gelos, R. G., & Reinhart, C. (2004). *When in peril, retrench: Testing the portfolio channel of contagion* (No. w10941). *National Bureau of Economic Research*.

10. Christodoulakis, G. A., & Satchell, S. E. (2002). Correlated ARCH (CorrARCH): Modelling the time-varying conditional correlation between financial asset returns. *European Journal of Operational Research*, 139(2), 351-370.
11. Ciner, C., Gurdgiev, C., & Lucey, B. M. (2013). *Hedges and safe havens: An examination of stocks, bonds, gold, oil and exchange rates*, *International Review of Financial Analysis*, 29, 202-211.
12. Engle, R. F., & Sheppard, K. (2001). *Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH* (No. w8554). *National Bureau of Economic Research*.
13. Engle, R. F. (2002). Dynamic Conditional Correlation & a Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business Economics & Statistics* 20, 339-350.
14. Forbes, K. J. (2002). *Are trade linkages important determinants of country vulnerability to crises?*, In *Preventing currency crises in emerging markets* University of Chicago Press, 77-124.
15. Gokmenoglu, K. K., & Fazlollahi, N. (2015). *The Interactions among Gold, Oil, and Stock Market: Evidence from S&P500*, *Procedia Economics and Finance*, 25, 478-488.
16. Huang, N. E., Shen, Z., Long, S. R., Wu, M. L., Shih, H. H., Zheng, Q., Yen, N. C., Tung and C. C., Liu, H. H. (1998). "The empirical mode decomposition and Hilbert spectrum for nonlinear and non-stationary time series analysis", *Proceedings of Royal Society London A*, 454, 903-995.
17. Huang, N. E., & Shen, S. S. P. (2005). "Hilbert- Huang transform and its applications", *Interdisciplinary Mathematical Science*, Vol. 5, World Scientific Publication Company.
18. Khalifa, A. A., Hammoudeh, S., & Otranto, E. (2014). *Patterns of volatility transmissions within regime switching across GCC and global markets*, *International Review of Economics & Finance*, 29, 512-524.
19. Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *The journal of finance*, 56(2), 649-676.
20. Masson, P. R. (1998). "Contagion: monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria", *IMF Working Paper* #98/142.
21. Öztekin, M. F., & Öcal, N. (2017). Financial Crises and the Nature of Correlation between Commodity and Stock Markets. *International Review of Economics & Finance*.
22. Tse, Y. K. (2000). A test for constant correlations in a multivariate GARCH model. *Journal of econometrics*, 98(1), 107-127.
23. Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002). A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying

- correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 351-362.
24. Valdes, Rodrigo. (1997). "Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory." Central Bank of Chile Working Paper # 7.
 25. Wang, M. L., Wang, C. P., & Huang, T. Y. (2010). Relationships among oil price, gold price, exchange rate and international stock markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 47, 80-89.
 26. Wu, M. C. (2007). Phase correlation of foreign exchange time series. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 375(2), 633-642.
 27. Wu, M. C., Huang, M. C., Yu, H. C., & Chiang, T. C. (2006). Phase distribution and phase correlation of financial time series. *Physical Review E*, 73(1), 0161.

Archive of SID