20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

فصلنامــه اقتصاد مالی
سال چهاردهم / شماره ۵۲ / پائیز ۱۳۹۹
صفحه ۱۲۹ تا ۱۵۱

مقایسه نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز و طلا در بازارهای مالی (مطالعه موردی بازار بورس تهران و اروپا)

عاطفه شاه آبادی فراهانی[۱]
امید خداویردی[۲]
جلال مولابیگی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۱۷

چکیده

هدف این مطالعه بررسی امکان پوشش ریسک نوسانات نرخ ارز با استفاده از بازار آتی طلا و مقایسه نسبت بهینه پوشش ریسک در بورس تهران (بازار مالی در حال توسعه) و بورس اروپا (بازار مالی توسعه یافته) است. در این پژوهش از داده‌های روزانه دی ماه سال ۱۳۸۷ تا اردیبهشت ماه سال ۱۳۹۷ برای ایران و اروپا و الگوی چرخشی مارکوف استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که ضریب مربوط به متغیر قیمت آتی سکه طلا برای رژیم صفر که رژیم کم نوسان است۰/۰۰۱۳ بدست آمد و برای رژیم یک(پر نوسان) این ضریب، ۰/۰۰۴۶ بدست آمد. به علاوه نتایج مذکور با پوشش ریسک دلار آمریکا بر حسب یورو با استفاده از دارایی آتی طلا نشان داد ضریب مربوط به تغییرات قیمت آتی طلا برای بورس اروپا در رژیم صفر(کم نوسان) بی معنی است و در رژیم اول (پر نوسان) ضریب مربوط به تغییرات قیمت آتی طلا ۰/۰۰۰۳۹ بدست آمده است.

واژه‌های کلیدی: نرخ بهینه پوشش ریسک، نرخ نقدی ارز، بازار آتی‌ها، پوشش متقاطع ریسک، الگوی چرخشی مارکوف.

طبقه بندی JEL: G13، G14، G17

۱- دکترای اقتصاد دانشگاه مفید ، قم، ایران. Atefeh_farahani_87@yahoo.com
۲- دکترای اقتصاد دانشگاه مفید ، قم، ایران. okh_65@yahoo.com
۳- دکترای اقتصاد دانشگاه مفید ،قم،ایران. (نویسنده مسئول) jalal_molabeigi@yahoo.com

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

۱- مقدمه

با توجه به گسترش بازارهای مالی و جهانی‌شدن ارتباطات و از طرف دیگر با توجه به فضای کسب وکار موجود در جامعه ایران و شرایط پر نوسان بازارهای مالی و همچنین نرخ ارز، به دنبال مدیریت بخشی از ریسک موجود در این بازارها یعنی پوشش ریسک نوسانات قیمت ارز با استفاده از قراردادهای آتی با تاریخ سررسیدهای مختلف می باشد تا با تعیین و پیش‌بینی نسبت بهینه پوشش ریسک و استفاده از این ابزار مالی، بخش عمده‌ای از ریسکی که سرمایه‌گذاران با آن مواجه‌اند را پوشش دهد و آن‌ها را قادر سازد تا با به‌کارگیری نسبت بهینه قراردادهای آتی به نقدی در سبد دارایی‌شان و تخصیص بهینه سرمایه‌هایشان در هر دو بازار بر اساس نسبت به‌دست‌آمده، بهترین استراتژی موجود در زمان حال و آتی را اخذ نموده و با حداقل ریسک ممکن مواجه شوند. علاوه بر این، با افزایش کارایی استفاده از ابزارهای مالی به‌منظور پوشش ریسک قیمت ارز که مهم‌ترین مسئله در به‌کارگیری این ابزارهاست و درنتیجه ارتقای اعتماد عمومی و امنیت بازارهای اقتصادی کشور موجب جذب سرمایه‌های بیشتر داخلی و خارجی را فراهم نموده تا بتوان با توسعه روزافزون بازارهای مالی در جهت رشد و توسعه اقتصادی کشور گام‌های مؤثری برداشت.

تغییر نرخ ارز تأثیر زیادی در نوع سرمایه‌گذاری افراد دارد و باید به طرق مختلف بتوانند این ریسک نرخ ارز را به‌طور صحیحی مدیریت کنند. این ریسک و چگونگی مدیریت آن در مورد بنگاه‌ها و مؤسساتی که دارای حجم مبادلات ارزی قابل‌توجهی هستند، بسیار مهم و قابل‌تأمل است. ازاین‌رو در سال‌های اخیر در عرصه جهانی ابزارهای متعدد مالی برای مدیریت این ریسک، ابداع شده و یا تکامل یافتند. (گپرت[۱]، ۱۹۹۵؛ اسکندری و همکاران، ۱۳۹۴)

دگرگونی اقتصاد جهانی و توسعه اقتصادی طی دهه‌های اخیر موجب ابداع یا تکامل ابزارهای متعدد مالی شده است. علاوه بر گسترش معاملات سنتی دارایی‌های فیزیکی و مالی، مبادلات ابزار مشتقه[۲] شامل قراردادهای آتی‌ها[۳]، قراردادهای سلف[۴]، قراردادهای اختیار معامله[۵] و قراردادهای معاوضه‌ای[۶] گسترش زیادی یافته است و در واقع یکی از کاربردهای اصلی ابزارهای مشتقه پوشش ریسک[۷] است (جورین[۸]، ۲۰۱۰؛ اسکندری، ۱۳۹۳). در میان روش‌های مختلفی که برای کاهش ریسک ناشی از نوسان‌های قیمت دارایی‌ها وجود دارد، ساده‌ترین و شاید پرکاربردترین ابزار پوشش ریسک، استفاده از قرارداد آتی‌ها است. قرارداد آتی‌ها توافق‌نامه‌ای مبنی بر خرید یا فروش دارایی در زمان معین در آینده و با قیمت مشخص است، به این معنا که افراد قراردادهای آتی را با یکدیگر خرید و فروش می‌نمایند که این قراردادها بر پایه یک دارایی پایه[۹] منعقد می‌شود؛ چنانچه فرد در قرارداد آتی موقعیت خرید[۱۰] اتخاذ نماید به معنای آن است که مقدار مشخصی از دارایی پایه را می‌بایست در تاریخ مشخصی در آینده با قیمتی که در ابتدای قرارداد (زمان انعقاد قرارداد) تعیین

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

شده است، از فروشنده تحویل گیرد. بدیهی است این فرد به دلیل اینکه از افزایش قیمت نقدی[۱۱] دارایی پایه در طول زمان نگران است، اقدام به اتخاذ موقعیت خرید در بازار آتی‌ها نموده است؛ این در حالی است که چنانچه فرد به هر دلیلی کاهش قیمت را نامطلوب بداند می‌بایست در بازار معاملات قراردادهای آتی موقعیت فروش[۱۲] اتخاذ نماید که در آن صورت می‌بایست مقدار معین از دارایی مشخص‌شده در زمان فروش قرارداد را در آینده با قیمت تعیین شده در ابتدای قرارداد به خریدار تحویل دهد. این قراردادها برخلاف قراردادهای سلف که در بازارهای خارج از بورس[۱۳] مورد معامله قرار می‌گیرند در بازارهای سازمان‌یافته[۱۴] مانند بورس‌ها دادوستد می‌شوند(بهرامی و میرزاپور باباجان، ۱۳۹۱).

در سال‌های اخیر به‌منظور پرهیز از کاهش نقدشوندگی بازارهای آتی و تنوع بی‌رویه قراردادهای آتی و همچنین عدم وجود بازار آتی فعال در کشور به جز بازار آتی سکه طلا، استفاده از پوشش ریسک متقاطع مورد توجه قرار گرفته است. پوشش ریسک متقاطع به حالتی اطلاق می‌شود که دارایی نقدی، متفاوت از دارایی پایه قرارداد آتی باشد. مسئله مهم در پوشش ریسک متقاطع انتخاب قرارداد آتی است که قیمت آن دارای بیشترین همبستگی با قیمت دارایی پایه باشد (آدامز و گرنر، ۲۰۱۲؛ کوستیکا و مارکلوس۲۰۱۲ ؛ اسکندری و همکاران، ۱۳۹۴). به‌عبارت‌دیگر در مبحث پوشش ریسک، زمانی که دارایی نقدی با دارایی پایه قرارداد آتی متفاوت باشد به پوشش ریسک انجام شده، پوشش ریسک متقاطع گفته می‌شود.

در بسیاری از کشورها که دارای بازار آتی ارز فعال می‌باشند نوسانات نرخ ارز از طریق اتخاذ موقعیت مخالف با موقعیت نقدی در این نوع بازارها جبران می‌شود ولی در ایران بازار آتی ارز فعال نیست و تنها بازار آتی مرتبط و فعال، بازار آتی سکه طلا است که همبستگی مثبت و بالایی با ارز (قیمت دلار به ریال) دارد. این مطالعه قصد دارد امکان پوشش ریسک نوسانات نرخ ارز را با استفاده از ورود به بازار آتی طلا در ایران را بررسی نماید و مشخص کند که آیا بازار آتی طلا ظرفیت و کارایی لازم را برای این مهم دارد و اگر پاسخ مثبت است در چه شرایط و با وجود چه رژیم‌های قیمتی (پر نوسان و کم نوسان) نتایج بهتری خواهد داشت و همچنین به مقایسه این نسبت در کشورهایی با بازار مالی نوظهور که در این مطالعه ترکیه به‌عنوان نماینده انتخاب شده است پرداخته می‌شود که این امر منجر به کسب نتایج قابل توجه و منحصر بفردی جهت اتخاذ بهترین تصمیم در شرایط متفاوت توسط سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی کشور می‌گردد که هیچ یک از مطالعات قبلی چنین رویکردی در ارائه مطالب نداشته‌اند.

علاوه بر این متغیر زمان یکی از مهم‌ترین عواملی است که همواره باید در تمام تصمیم‌گیری‌ها از جمله مسئله پوشش ریسک نوسانات قیمت مدنظر قرار داد. این عامل نشان از این دارد که برآورد

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

ثابتی از نسبت بهینه پوشش ریسک تنها برای مدت‌زمان کوتاهی بهینه خواهد بود و با گذشت زمان و عدم لحاظ متغیر زمان، از مقدار بهینه واقعی فاصله خواهد گرفت. ازاین‌رو، به‌کارگیری روش‌ها و مدل‌هایی که بتوانند با در نظر گرفتن زمان، نسبت پوشش ریسکی را برآورد نمایند که با کامل‌تر شدن اطلاعات در طول زمان، مورد بازنگری قرار گیرد و مکرراً تعدیل شود، بسیار ضروری و حائز اهمیت است. بنابراین در این مطالعه با معرفی مدل چرخشی مارکوف که این مسئله را برطرف می‌نماید به برآورد متغیری از نسبت بهینه پوشش ریسک خواهد پرداخت که در طول زمان با در نظر گرفتن تمامی اطلاعات موجود متعادل می‌گردد. از طرف دیگر با مدیریت ریسک و پیش‌بینی روند آتی آن، می‌توان سبب کاهش ریسک و افزایش مطلوبیت فعالان شده و با ایجاد شرایط امنی برای سرمایه‌گذاری از اتلاف و خروج سرمایه‌های مولد از بخش مالی اقتصاد جلوگیری نمود.

مقاله حاضر در پنج بخش کلی ارائه شده است. در بخش دوم و پس از بیان مقدمه به بیان پیشینه پژوهش پرداخته شده و در قسمت سوم مبانی نظری ارائه خواهد شد. بخش چهارم این مقاله به بررسی روش مورد استفاده و ارائه مدل پرداخته شده و در بخش پنجم نتایج ارائه خواهد شد.

۲- پیشینه تحقیق

مطالعات مختلفی در مورد پوشش ریسک انجام شده است که از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعات فرزین وش و همکاران (۱۳۹۲)، پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۵)، اسکندری و همکاران (۱۳۹۵)، فلاح شمس و علی محمدی (۱۳۹۴)، اسکندری و همکاران (۱۳۹۴)، سجاد و طروسیان (۱۳۹۳)، عبدالکریم صالح (۱۳۹۳)، کشاورزیان و همکاران (۱۳۹۲)، علیمرادی (۱۳۹۲)، بهرامی و همکاران (۱۳۹۱)، پندار (۱۳۹۱)، فریدزاد و مهاجری (۱۳۹۰)، خدادادیان (۱۳۸۹)، ملکی (۱۳۸۹)، ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸)، کرونر و سلطان۱۵ (۱۹۹۳)، پارک و سوئیزر۱۶ (۱۹۹۵)،داسیانگ[۱۷] (۱۹۹۶)، فونگ و سی[۱۸] (۲۰۰۲) و سارنو و والنته[۱۹] (۲۰۰۰)، کاووسوانوس و نومیکوس[۲۰] (۲۰۰۰)، لین[۲۱] (۲۰۰۴)، سیم و زربیج[۲۲] (۲۰۰۱)، جانسن و همکاران[۲۳] (۲۰۰۴)، راجو[۲۴] (۲۰۰۵)، لی و همکاران[۲۵] (۲۰۰۹)، یانگ و پاوولو[۲۶] (۲۰۱۱)، شلیت و کرینبرگ[۲۷] (۲۰۱۳)، چانگ و همکاران[۲۸] (۲۰۱۱)، یائو و وو[۲۹] (۲۰۱۲)، پاتون[۳۰] (۲۰۰۶) و کوکاکوری-اورنبرگ[۳۱] (۲۰۱۶) اشاره کرد. هر کدام از این مطالعات با استفاده از روش‌های مختلفی از جمله مدل رگرسیون خطی مبتنی بر روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، خود توضیح برداری (VAR) تصحیح خطای برداری (VECM) و مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی چندمتغیره (MGARCH) و همچنین الگوهای چرخشی

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

مارکوف به برآورد نسبت پوشش ریسک پرداخته‌اند. حال در ادامه به تعدادی از این مطالعات اشاره خواهد شد.

اختری و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به محاسبه پوشش ریسک درآمدهای نفتی در قالب رویکرد نوین پوشش ریسک تجمیع یافته پرداخته و نتایج با پوشش ریسک مجزا (غیر تجمیعی) مقایسه شده است. با لحاظ روابط غیر خطی و ویژگی های خاص داده‌های مالی درقالب روش واین کاپوال گارچ، سبدهای دارائی پوشش ریسک مجزا و تجمیع یافته تشکیل و کارائی آنها بررسی شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در رویکرد پوشش ریسک مجزا، هنگامی که تنها ریسک کاهش قیمت نفت مورد توجه است، ریسک بازده سبد پوشش داده شده درون نمونه ای و برون نمونه ای درآمدهای نفتی به ترتیب ۳۸ و ۳۹ درصد کاهش یافته و هنگامی که تنها ریسک کاهش ارزش دلار مدنظر باشد این اعداد به ترتیب ۲ و ۵/۷ می‌باشد. این در حالی است که در پوشش ریسک تجمیع یافته، ریسک بازده سبد پوشش داده شده درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای درآمدهای نفتی، به ترتیب۵۸/۹ و ۶۰ درصد بدست آمده است.

حاتمی و همکاران(۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک سرمایه‌گذاری در بازار سهام با استفاده از سرمایه‌گذاری در بازار طلا پرداخته است. برای محاسبه این نسبت از داده-های روزانه قیمت سکه طلای تمام بهار آزادی و شاخص قیمت بازار سهام تهران طی دوره ۱۳ فروردین ۱۳۸۸ تا ۲۸ اسفند سال ۱۳۹۵ در ایران استفاده شده است نتایج بدست آمده از پویایی نرخ بهینه پوشش ریسک نشان می‌دهد این نسبت طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ افزایش و طی دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ یک تغییر رژیم در روند این نسبت رخ داده و کاهش یافته است.

اربابی (۱۳۹۷) در مطالعه خود به پیش‌بینی تلاطم در بازدهی قیمت نقدی سکه طلا در ایران به روش ANN- GARCH پرداخته و این پژوهش برای داده‌های روزانه از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ انجام گرفته و نتیجه گرفته است که با لحاظ تلاطم بازارهای مالی دیگر ازقبیل نوسانات نرخ ارز، تغییر قیمت نفت و تغییر شاخص قیمت سهام در بورس باعث بهبود توانایی پیش بینی مدل برآوردی می شود.

پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک برای ذرت وارداتی در صنعت طیور پرداختند. در این مطالعه از داده‌های ماهانه قیمت‌های نقدی و آتی ذرت و همچنین نرخ ارز در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ و دو الگوی حداقل واریانس و میانگین واریانس استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که در صورت خرید ۷۹ درصد از ذرت مورد نیاز به‌صورت آتی ۵۷ درصد از ریسک قیمتی آن کاهش می‌یابد. آنان همچنین به دست آوردند که در صورت

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

ورود نرخ ارز به مدل‌ها، نسبت پوشش ریسک به میزان زیادی افزایش می‌یابد و درصورتی‌که ابزارهای مدیریتی پوشش ریسک افزایش نیابد، از کارایی این نسبت‌ها کاسته می‌شود.

فلاح شمس و علی محمدی (۱۳۹۴) به ارائه مدلی برای پوشش متقاطع ریسک ارز با استفاده از قرارداد آتی سکه پرداختند. در این مطالعه از داده‌های قیمت دلار بازار آزاد و هم‌چنین قیمت قراردادهای آتی سکه در بورس کالا طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ و مدل‌های اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که امکان پوشش متقاطع ریسک ارز با استفاده از قرارداد آتی سکه وجود دارد. هم‌چنین آنان بیان کردند که به دلیل وجود حافظه بلندمدت بین نوسانات نرخ ارز و قیمت آتی سکه امکان برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک از طریق مدل BEEK-GARCH نیز وجود دارد.

پارک و شی (۲۰۱۶) به بررسی اثر فشارهای ناشی از پوشش ریسک و سفته‌بازی بر رابطه بین قیمت نقدی و آتی بازار فلزات و انرژی پرداختند. در این مطالعه با ارائه یک مدل تغییر رژیم مارکوف، به بررسی اثر سفته‌بازی و پوشش ریسک بر رابطه بین قیمت نقدی و آتی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که پوشش ریسک احتمال انتقال بین قیمت نقدی و آتی را افزایش داده درحالی‌که سفته‌بازی این احتمال را کاهش می‌دهد. آنان همچنین در این مطالعه به بررسی کارایی نسبت پوشش ریسک با استفاده از مدل حداقل واریانس پرداختند و نتایج نشان داد که مدل‌های فوق باعث کاهش واریانس سبد دارایی خواهد شد.

پوک و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی پوشش ریسک با استفاده از قراردادهای آتی‌ها در بازار سهام مالزی به‌عنوان یک کشور نوظهور پرداختند. آنان در این مطالعه کارایی روش گارچ دینامیک و ثابت را جهت تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک شاخص سهام در مالزی به‌وسیله قراردادهای آتی با نزدیک‌ترین سررسید و با هدف مینیمم سازی واریانس و همین‌طور ماکزیمم سازی مطلوبیت مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که با وجود محدودیت‌ها در یک بازار نوظهور از جمله کمبود اطلاعات و نقد شوندگی پایین در بازارهای توسعه‌یافته، روش تخمین گارچ دینامیک، بیشترین کارایی را در پوشش ریسک دارد.

۳- روش تحقیق

با توجه به گسترش مبادلات تجاری بین کشورها، بازار مالی بین‌المللی در حال گسترش است و برخی از تجار یا تولیدکنندگان یا صادرکنندگان و واردکنندگان به ناچار باید اقدام به نگهداری ارز کنند و در این صورت چنانچه شرکتی اقلام زیادی از دارایی‌های خود را به‌صورت ارزی گران‌تر خریداری کرده باشد، هر لحظه با این خطر مواجه خواهد بود که این نرخ کاهش یابد و در صورت

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

وقوع چنین رخدادی، شرکت یاد شده زیان هنگفتی را متحمل می‌شود. در هر حال افراد و شرکت‌ها در سبد دارایی‌ها و بدهی‌های خود انواع ریسک‌ها از جمله ریسک نوسانات نرخ ارز را در نظر دارند و سعی می‌کنند با کمترین ریسک، بیشترین سود را نصیب خود کنند. پوشش ریسک یکی از مهمترین روش‌های مدیریت ریسک بوده که از عمومیت بیشتری نیز برخوردار است. این استراتژی که به‌وسیله مشتق‌های مالی صورت می‌گیرد به دو روش مستقیم و متقاطع است. در پوشش ریسک مستقیم، از قرارداد آتی خود دارایی پایه و در پوشش ریسک متقاطع از قرارداد آتی بر دارایی‌های دیگر استفاده می‌شود.

۳-۱- نسبت بهینه پوشش ریسک

تحقیقات اولیه بر روی پوشش ریسک متقاطع و نسبت بهینه پوشش ریسک، توسط جوهانسون(۱۹۶۰) و ادرینگتون(۱۹۷۹)[۳۲] و استین[۳۳](۱۹۶۱) انجام شد. در آن زمان و تا ۲۰ سال بعد روش رایج برای تخمین نرخ بهینه پوشش متقاطع ریسک، روش رگرسیون معمولی بود که از رگرس کردن تغییرات قیمت دارایی پایه بر روی تغییرات قیمت دارایی آتی حاصل می شد بعبارتی نرخ پوشش بهینه ریسک از حداقل کردن واریانس بازدهی پورتفولیو بدست می‌آمد. ΔF_t و ΔS_t به ترتیب نشان دهندهِ تغییرات قیمت آتی‌ها و تغییرات قیمت نقدی‌ها در دوره t و t-1 می‌باشد و نرخ پوشش بهینه برابر است با نسبت کواریانس بین تغییرات قیمت‌های آتی و نقدی به واریانس تغییرات قیمت آتی‌ها.

با فرض اینکه رابطه خطی بین این دو متغیر (تغییرات قیمت آتی‌ها و تغییرات قیمت نقدی) برقرار است که از شرایط تخمین به روش OLS پیروی می‌کند در آن صورت می‌توان نوشت:

$$\Delta S_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta F_t + U_t \qquad (1)$$

با فرض اینکه فروض کلاسیک در مورد جمله اختلال برقرار باشد در آنصورت شیب رگرسیون و ضریب همبستگی و ارتباط آنها بصورت زیر می‌باشد:

$$\gamma_1 = \frac{\sum \Delta S_t \Delta F_t}{\Delta F_t^2} = \frac{\mathrm{Cov}(\Delta S_t . \Delta F_t)}{\mathrm{Var}(\Delta F_t)} \qquad (2)$$

که در معادله **Error! Reference source not found.**(۲) نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس با نسبت کوواریانس قیمت نقدی و آتی به واریانس قیمت آتی تعریف شده است.

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

برای محاسبه این نسبت، روشهای متعدی وجود دارد که در دو دسته کلی حداقل‌کننده واریانس و حداکثرکننده مطلوبیت تقسیم‌بندی می‌شود. جدول زیر روشهای مختلف محاسبه این نسبت را نشان می‌دهد.

جدول ۱. طبقه‌بندی روش‌های استخراج نسبت پوشش ریسک

ردیف	روش تعیین نسبت بهینه	تابع هدف
۱	حداقل واریانس	Min R_h
۲	میانگین- واریانس	$\max_{c_f} = E(R_h) - 0.5A\sigma_h^2$
۳	شارپ	$\max_{c_f} \theta = \frac{E(R_h) - R_f}{\sigma_h}$
۴	حداکثر مطلوبیت مورد انتظار	Max E(U)
۵	حداقل ضریب MEG	Min $\Gamma_v(R_h)$
۶	میانگین MEG	Max $U(R_h)$
۷	حداقل GSV	Min $V_{\delta,\alpha}(R_h)$
۸	حداکثر میانگین - GSV	Max E($Max\ E(R_h) - V(R_h)$

منبع:(چن و همکاران،۲۰۰۳)

البته محققین در سال های بعد، روش های جدیدی را معرفی کردند که یکی از آنها مدل مارکوف سوئیچینگ می‌باشد که توسط همیلتون در سال ۱۹۸۹ مطرح شد. این مدل به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود و یکی از مشهورترین مدلهای غیرخطی می‌باشد. این الگو با استفاده از ساختارهای (معادلات) چندگانه قادر است تا رفتار سری زمانی را بین رژیم‌های مختلف و یا وضعیت‌های مختلف، مشخص کند. به‌عبارت‌دیگر این الگو برای هر رژیم و یا وضعیت یک معادله در نظر می‌گیرد و رفتار متغیرها را در آن وضعیت خاص در قالب معادله مربوط به هر وضعیت بررسی می‌کند. درواقع این الگوها با اجازه دادن به متغیرها برای انتقال بین ساختارهای مختلف، می‌تواند الگوهای رفتاری پیچیده متغیرها را شناسایی کند (کوان۳۴، ۲۰۰۲).

زمانی که یک ساختار در یک دوره تصادفی از زمان حاکم است و آن ساختار توسط یک ساختار دیگر جایگزین می‌شود، در این حالت گفته می‌شود که فرایند انتقال صورت می‌گیرد (کوانت، ۲۰۰۲). در الگوی چرخشی مارکوف این فرایند انتقال بین رژیم‌ها توسط یک متغیر حالت کنترل می‌شود که این متغیر غیرقابل مشاهده است و از یک فرایند زنجیره‌ای مارکوف مرتبه اول تبعیت

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

می‌کند. مزیت اصلی الگوی چرخشی مارکوف این است که عدم تقارن‌ها، نوسانات، پافشاری در مشاهدات افراطی در داده‌ها، انتقال و یا چرخش در متغیرها را در نظر می‌گیرد و اینکه در یک چارچوب غیرخطی به راه‌حل موردنظر می‌رسد (بیلگیلی۳۵ و همکاران، ۲۰۱۲). بنابراین الگوی چرخشی مارکوف برای سری‌های زمانی که طی دوره‌های زمانی متفاوت رفتار متمایزی از خود نشان می‌دهند، مؤثر است.

همیلتون (۱۹۸۹) فرض می‌کند که یک متغیرS_t وجود دارد که نشان‌دهنده حالت‌ها و وضعیت‌های مختلف در طول زمان است. این متغیر به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست اما از طریق مشاهده رفتار متغیر وابسته می‌توان به وجود وضعیت‌ها و حالت‌های مختلف پی برد و در مورد عملکرد متغیر S_t استنتاج کرد. رفتار متغیر وابسته Y_t به متغیر S_t وابسته است به‌طوری‌که هم میانگین و هم واریانس آن می‌تواند همراه با رژیم تغییر کند:

$$\{Y_t|S_t\}\sim N(\mu_{s.t}.\sigma^2_{s.t}) \qquad (۳)$$

در الگوی چرخشی مارکوف سازوکار انتقال توسط این متغیر وضعیتS_t کنترل می‌شود که این متغیر از یک زنجیره مارکوف مرتبه اول به‌صورت زیر تبعیت می‌کند (همیلتون، ۱۹۸۹).

$$P\{S_t = j|S_{t-1} = i\} = P_{ij} \qquad (۴)$$

رابطه ۰(۴) به این معنی است که احتمال اینکهS_t برابر عددی چون g باشد (یعنی در زمان t در وضعیت g قرار گیرد) فقط به مقدار گذشته‌اش مرتبط است که این همان خاصیت مارکوفی۳۶ است. احتمال انتقال $P_{i,j}$ ، یعنی احتمال اینکه متغیر تصادفی S_t که در وضعیت جاری i است و در دوره بعد به وضعیت j می‌رود، به چه میزان است. احتمالات انتقال می‌تواند به‌صورت یک ماتریس احتمال انتقال بصورت زیر نوشته شود.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1} & \cdots & p_{nn} \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

ویژگی مهم مدل‌های تغییر رژیم، وجود این امکان است که برخی یا همهٔ پارامترهای مدل در طول رژیم‌های مختلف مطابق با یک فرآیند مارکف چرخش می‌کنند و این فرآیند مارکف به وسیله متغیر وضعیت(s_t) هدایت می‌شود.

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

تابع چگالی شرطی y_t نسبت به متغیر s_t برای $t = 1.2$و با فرض توزیع نرمال به‌صورت زیر می‌باشد:

$$f(y_t|s_t,\psi_{t-1}) = \frac{1}{\sigma_{s_t}\sqrt{2\,\pi}}\ exp(\frac{-(y_t-\mu_{s_t})^2}{2\sigma_{s_t}^2}) \qquad (6)$$

در تابع چگالی نرمال شرطی فوق، وجود متغیر غیر قابل مشاهدهٔ s_t به صورت پانویس در میانگین و واریانس قابل مشاهدهٔ متغیر y_t بیانگر این است که سری زمانی y_t دارای دو میانگین (μ_1وμ_2) و دو واریانس (σ_1^2وσ_2^2) است و ψ_{t-1} در برگیرنده اطلاعات در زمان *t-1* است. تابع درست‌نمایی بصورت زیر بیان میشود که میتواند با استفاده از روش حداکثر درست نمایی تکراری برآورد شود.

$$ln\,L = \sum_{t=1}^{T} Ln\{\sum_{i=0}^{1} f(y_t|s_t,\psi_{t-1}).\,Pr(s_t = i\ |\psi_{t-1})\} \qquad (۷)$$

که در آن ($Pr(s_t = i\ |\psi_{t-1}$، احتمال بودن در وضعیت صفر یا یک در دوره t را نشان میدهد. بنابراین تابع حداکثر درست نمایی میانگین وزنی تابع چگالی برای دو رژیم است که در آن، وزن، احتمال بودن در رژیم، صفر و یا یک است. برای برآورد مدل ابتدا باید یک فرآیند تصادفی را در نظر بگیریم که احتمال $Pr(s_t = i\ |\psi_{t-1})$ را تعیین کند. در اینجا یکفرآیند مارکف مرتبه اول در نظر گرفته میشود که در آن احتمال بودن در یک وضعیت خاص در زمان t فقط بستگی به وضعیت قبلی در زمان *t-1* دارد (همیلتون، ۱۹۸۹، ۳۶۰).

۴- برآورد مدل و آزمون فرضیه ها

به منظور دسترسی به هدف تحقیق از داده‌های روزانه دوره زمانی و الگوی چرخشی مارکوف استفاده شد داده‌های مورد استفاده در این پژوهش اطلاعات قیمتی مربوط به معاملات نقدی و معاملات آتی محصولات منتخب بر حسب دلار در بازه زمانی 1387/10/1تا 1397/2/18 برای ایران و اروپا بصورت روزانه می‌باشد.

۴-۱- تحلیل نتایج

در این پژوهش مدل زیر برای تغییرات نرخ ارز دلار بر حسب ریال ایران و تغییرات نرخ ارز دلار بر حسب یورو به روش الگوی مارکوف سوئیچینگ برآورد خواهد شد:

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

$$\Delta EXCH_t = c(s_t) + \sum_{j}^{q} \beta_j(s_t)\Delta FGOLD_{t-j} + \varepsilon_t(s_t) \quad (۷)$$

$$\Delta EEXCH_t = c(s_t) + \sum_{j}^{q} \beta_j(s_t)\Delta FGOLD_{t-j} + \varepsilon_t(s_t) \quad (۸)$$

در مدل (۷) متغیر وابسته $\Delta EXCH$ تفاضل مرتبه اول نرخ ارز (قیمت ریالی هر دلار) و متغیر وابسته $\Delta FGOLD$ تفاضل مرتبه اول قیمت آتی طلا (قیمت ریالی هر عدد سکه بهار آزادی) است. عرض از مبدا، متغیر وابسته و همچنین جمله اختلال (ε_t) از متغیر رژیم یا وضعیت (ε_t) تبعیت می‌کند. مدل ۰(۷) به منظور برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک در ایران برآورد خواهد شد. در مدل (۸) متغیر وابسته $\Delta EEXCH$ تفاضل مرتبه اول نرخ ارز (قیمت یورویی هر دلار) و متغیر مستقل $\Delta FGOLD$ تفاضل مرتبه اول قیمت آتی طلا (قیمت یورویی هر اونس طلا) است و به منظور برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک در اروپا برآورد خواهد شد. در هر چهار مدل عرض از مبدا، متغیر وابسته و همچنین جمله اختلال (ε_t) از متغیر رژیم یا وضعیت (ε_t) تبعیت می‌کند.

در الگوهای چرخشی مارکوف در ابتدا برای اطمینان از الگوی انتخاب شده بایستی غیرخطی بودن مدل‌های مورد بررسی، مورد تایید قرار گیرد. در این مطالعه به این منظور از آزمون حداکثر درستنمایی استفاده شده است. در این آزمون در صورتی که مقدار آماره محاسبه شده از مقدار بحرانی بیشتر باشد، می‌توان بیان کرد که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل را نمی‌توان پذیرفت و در نتیجه، وجود رابطه غیرخطی (الگوی چرخشی) در توابع تائید می‌شود. ۰جدول (۲) نتایج مربوط به آزمون حداکثر درستنمایی را برای مدل‌های مورد استفاده در تحقیق نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون نسبت درستنمایی (LR) برای بررسی غیرخطی بودن مدل

آماره کای -۲		سطح احتمال		نتیجه آزمون	
مدل (۷)	مدل (۸)	مدل (۷)	مدل (۸)	مدل (۷)	مدل (۸)
۶۸۸/۶۲	758/567	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و تائید غیر خطی بودن مدل	رد فرض صفر و تائید غیر خطی بودن مدل

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در ۰جدول (۲) نیز مشخص است، آماره χ^2 برای مدل (۷) ۶۸۸/۶۲ و سطح احتمال مربوطه ۰/۰۰۰ بدست آمده است. از این‌رو فرض صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد شده و فرض مقابل یعنی غیرخطی بودن پذیرفته می‌شود. از این‌رو انتخاب مدل‌های غیر خطی مارکوف

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

برای مدل ۰(۷) این مطالعه تایید می‌شود. نتایج همچنین نشان می‌دهد برای مدل ۰(۸) نیز چنین نتیجه‌ای استنباط می‌شود بصورتی که سطح احتمال مربوط به آماره χ^2 کمتر از ۰/۰۵۰ بوده و بنابراین مدل غیرخطی برای رابطه ۰(۸) تایید می‌شود.

نتایج مربوط به برآورد مدل ۰(۷) در جدول(۳) ارائه شده است. همان‌طور که در جدول(۳) نیز مشخص است، برای برآورد مدل از ۲۷۰۵ مشاهده استفاده شده و ۹ پارامتر نیز برآورد شده است. نتایج ۰جدول (۳) نشان می‌دهد که آماره حداکثر درستنمایی ۱۹۰۸۹ و آماره آکائیک ۳۸۱۹۶ بدست آمده است.

نتایج مربوط به برآورد برای بدست آوردن نرخ بهینه پوشش ریسک برای بورس تهران در هر دو رژیم مورد بررسی در این مطالعه در ۰جدول(۳) آورده شده است. لازم به ذکر است که تعداد رژیم-های بهینه جهت برآورد مدل توسط نرم افزار آکس متریکس تعیین می‌گردد که در این مطالعه دو رژیم تعیین شد. همان‌طور که در جدول نیز مشخص است، برای برآورد مدل فوق از وقفه اول متغیر وابسته و مستقل استفاده گردیده است و ضریب مربوط به تغییرات قیمت آتی سکه طلا در هر دو رژیم معنی‌دار بوده است که نشان از معنی‌داری رابطه بین تغییرات قیمت آتی سکه طلا و قیمت نقدی نرخ ارز و در نتیجه آن توانایی پوشش ریسک نرخ ارز با استفاده از بازار آتی‌های سکه طلا است. نتایج همچنین نشان می‌دهد وجود عرض از مبدا برای رژیم صفر (کم نوسان) رد و برای رژیم یک (پر نوسان) تایید می‌شود. نتایج ۰مدل(۷) نشان می‌دهد که ضریب وقفه اول متغیر وابسته اثر مثبت و معنی‌داری بر تغییرات نرخ ارز در مدل مورد بررسی داشته است. ضریب مربوطه به متغیر تغییرات قیمت آتی سکه طلا در رژیم صفر ۱/۳۴۳e-۳ و سطح احتمال مربوطه ۰/۰۰۰ بدست آمده است. این نتیجه نشان می‌دهد در رژیم اول اثر تغییرات قیمت آتی سکه طلا بر تغییرات قیمت نقدی ارز از نظر آماری معنی‌دار بوده است. در رژیم یک نیز ضریب مربوط به تغییرات قیمت آتی سکه طلا ۰/۰۰۴۶ و سطح احتمال مربوطه ۰/۰۰۰ بدست آمده است. این نتیجه نشان از معنی‌داری ضریب فوق از نظر آماری است. همان‌طور که مشخص است، ضریب مربوط به تغییرات قیمت آتی سکه طلا در دو رژیم متفاوت از یکدیگر بدست آمده است که این نشان از تفاوت رابطه بین تغییرات قیمت نقدی ارز و قیمت آتی طلا در ایران در رژیم‌های متفاوت در دوره زمانی مورد مطالعه بوده است. کارایی پوشش ریسک با استفاده از معادله ادرینگتون ۶۴/۵۶ درصد بدست آمد .

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

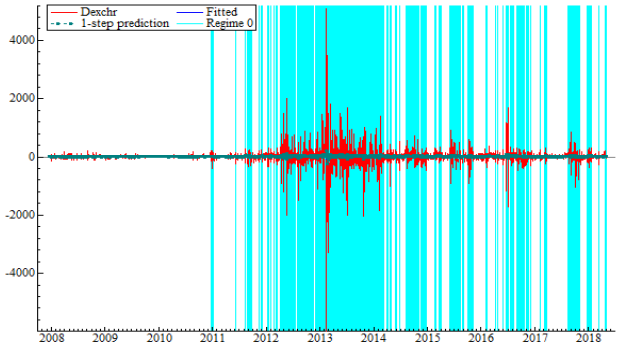
جدول ۳. نتایج برآورد مدل (۷) با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
رژیم صفر				
وقفه اول تقاضل مرتبه اول نرخ ارز	۰/۱۹۳	۰/۰۱۷	۱۱	۰/۰۰۰
وقفه اول تقاضل مرتبه اول قیمت آتی سکه	-۱/۳۵۶e-۵	۸/۵۲۴e-۶	-۱/۸۵	۰/۱۵۱
عرض از مبدا	۷/۷۳۹	۵/۳۰۱	۱/۴۶	۰/۱۴۴
تفاضل مرتبه اول قیمت آتی سکه	۱/۳۴۳e-۳	۹/۳۵۳e-۵	۱۱/۸	۰/۰۰۰
انحراف معیار رژیم صفر	۱/۳۹۵			
رژیم یک				
وقفه اول تقاضل مرنبه اول نرخ ارز	۰/۱۹۳	۰/۰۱۷	۱۱	۰/۰۰۰
وقفه اول تقاضل مرتبه اول قیمت آتی سکه	-۱/۳۴۳e-۵	۹/۳۴۴e-۶	-۱/۴۴	۰/۱۵۱
عرض از مبدا	-۹۰۵/۸۵۰	۱۴۲/۶	-۶/۳۵	۰/۰۰۰
تفاضل مرتبه اول قیمت آتی سکه	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۱	۲۷/۲	۰/۰۰۰
انحراف معیار رژیم یک	۱۴/۱۹			
آماره‌ها				
آماره			مقدار	
لگاریتم حداکثر درستنمایی			۱۹۰۸۹/۰۶۵	
آماره آکائیک			۳۸۱۹۶/۱۳۰	
تعداد مشاهدات			۲۷۰۵	
تعداد پارامترها			۹	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

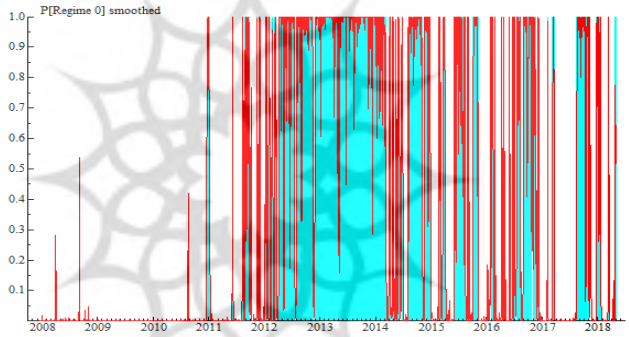
نتایج مربوط به قرار گرفتن نرخ ارز در رژیم‌های مختلف در ۰شکل (۱)، احتمال قرار گرفتن در نرخ ارز در رژیم صفر در ۰شکل(۲) و احتمال قرار گرفتن در رژیم یک در ۰شکل(۳) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که نزدیک به ۶۶/۵۱ درصد از مشاهدات یعنی ۱۷۹۹ مشاهده در رژیم صفر و بقیه مشاهدات که ۳۳/۴۹ درصد یعنی ۹۰۶ مشاهده در رژیم یک قرار گرفته‌اند. در ۰شکل(۱) قسمت آبی رنگ قرار گرفتن تغییرات نرخ ارز در رژیم صفر را نشان داده و نمودار قرمز رنگ نیز تغییرات نرخ ارز در رژیم یک را نشان می‌دهد. در ۰شکل (۲) نمودار قرمز رنگ احتمال مربوط به قرار گرفتن مشاهدات در رژیم صفر و قسمت آبی رنگ نیز مشاهدات مربوط به این رژیم را نشان می‌دهد. در ۰شکل(۳) نمودار قرمز رنگ احتمال مربوط به قرار گرفتن مشاهدات در رژیم یک و قسمت تیره رنگ نیز مشاهدات مربوط به این رژیم را نشان می‌دهد.

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6



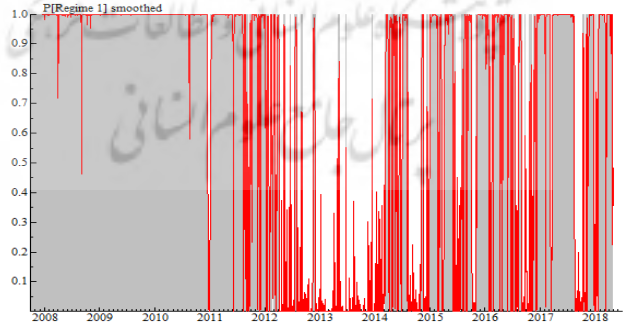
نمودار ۱: نمودار قرار گرفتن تغییرات نرخ ارز در رژیم‌های مختلف

منبع: یافته‌های پژوهشگر



نمودار ۲. نمودار احتمالات هموار شده برای قیمت نقدی دلار در رژیم صفر

منبع: یافته‌های پژوهشگر



نمودار۳. نمودار احتمالات هموار شده برای قیمت نقدی دلار در رژیم یک

منبع: یافته‌های پژوهشگر

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

پس از برآورد مدل مربوط به برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک متقاطع، به برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک برای کشورهای اروپایی با برآورد مدل ۰(۸) پرداخته خواهد شد.

نتایج مربوط به برآورد مدل (۸) در جدول (۴) ارائه شده است. همان‌طور که در جدول (۴) نیز مشخص است، برای برآورد مدل از ۲۷۰۵ مشاهده استفاده شده و ۱۱ پارامتر نیز برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که آماره حداکثر درستنمایی ۱۱۱۳۴/۰۸ و آماره آکائیک ۸/۲۲۱۰۵- بدست آمده است. آنچه در این تحقیق مورد نظر است، بدست آوردن نسبت بهینه پوشش ریسک است و در اینجا ضرایب مربوطه تفسیر خواهد شد.

نتایج مربوط به برآورد برای هر دو رژیم مورد بررسی در این مطالعه در جدول (۸) آورده شده است. همان‌طور که در جدول نیز مشخص است برای برآورد مدل فوق از وفقه اول متغیر وابسته و مستقل استفاده گردیده است، ضریب مربوط به تغییرات قیمت آتی هر اونس طلا در رژیم صفر بی معنی و در رژیم یک معنی‌دار بوده است که نشان از معنی‌داری رابطه بین تغییرات قیمت آتی هر اونس طلا و قیمت نقدی نرخ ارز و در نتیجه آن توانایی پوشش ریسک نرخ ارز با استفاده از بازار آتی‌های طلا در رژیم یک و در شرایط پر نوسان است. نتایج همچنین نشان می‌دهد وجود عرض از مبدا برای هر دو رژیم تایید می‌شود.

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که ضریب وقفه اول متغیر وابسته اثر مثبت و معنی‌داری بر تغییرات نرخ ارز در مدل مورد بررسی داشته است. ضریب مربوطه به متغیر تغییرات قیمت آتی هر اونس طلا در رژیم صفر(کم نوسان) بی معنی است و در رژیم اول(پر نوسان) اثر تغییرات قیمت آتی هر اونس طلا بر تغییرات قیمت نقدی ارز از نظر آماری معنی‌دار بوده است. در رژیم یک نیز ضریب مربوط به تغییرات قیمت آتی طلا ۰/۰۰۰۳۹ و سطح احتمال مربوطه ۰/۰۰۰ بدست آمده است. این نتیجه نشان از معنی‌داری ضریب فوق از نظر آماری است. همان‌طور که مشخص است، ضریب مربوط به تغییرات قیمت آتی هر اونس طلا در دو رژیم متفاوت از یکدیگر بدست آمده است؛ که این نشان از تفاوت رابطه بین تغییرات قیمت نقدی ارز و قیمت آتی طلا در کشورهای اروپایی در رژیم‌های متفاوت در دوره زمانی مورد مطالعه بوده است.

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

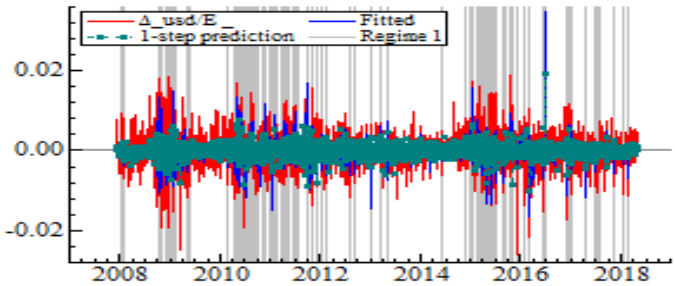
جدول (۴): نتایج برآورد مدل (۸) با استفاده از الگوی چرخشی مارکف

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
رژیم صفر				
وقفه اول تقاضل مرتبه اول هر یورو بر حسب دلار	۰/۱۷۷	۰/۰۲۷	۶/۴۴	۰/۰۰۰
وقفه اول تقاضل مرتبه اول قیمت آتی هر اونس طلا بر حسب یورو	۸/۱۰۳۳۰۷e۰۰۶	۹/۰۸۳e-۰۰۶	۰/۸۹۲	۰/۳۷۲
عرض از مبدا	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱	۲/۴۱	۰/۰۱۶
تفاضل مرتبه اول قیمت هر اونس طلا بر حسب یورو	۶/۷۸۷۵۶e۰۰۶	۱/۰۵۱e-۰۰۵	۰/۶۴۶	۰/۵۱۸
انحراف معیار رژیم صفر	۰/۰۰۰۱۷			
رژیم یک				
وقفه اول تقاضل مرنبه اول نرخ هر یورو بر حسب دلار	۰/۲۰۱	۰/۰۳۹	۵/۰۴	۰/۰۰۰
وقفه اول تقاضل مرتبه اول قیمت هر اونس طلا بر حسب یورو	۱/۱۷۳۵۲e-۰۰۵	۲/۱۰۵۲e-۰۰۵	۰/۵۵۴	۰/۵۷۷
عرض از مبدا	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۲	-۴/۰۲	۰/۰۰۰
تفاضل مرتبه اول قیمت هر اونس طلا بر حسب یورو	۰/۰۰۰۳۹	۱/۹۸۲e-۰۰۵	۱۹/۸	۰/۰۰۰
انحراف معیار رژیم یک	۰/۰۰۰۲۶			
آماره‌ها				
آماره	مقدار			
لگاریتم حداکثر درستنمایی	۱۱۱۳۴/۰۸۱			
آماره آکائیک	-۸/۲۲۱۰۵			
تعداد مشاهدات	۲۷۰۵			
تعداد پارامترها	۱۱			

منبع: یافته‌های پژوهشگر

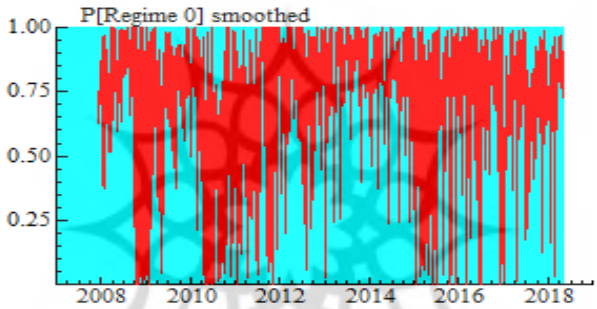
نتایج مربوط به قرار گرفتن نرخ ارز در رژیم‌های مختلف در شکل (۴)، احتمال قرار گرفتن در نرخ ارز در رژیم صفر در شکل (۵) و احتمال قرار گرفتن در رژیم یک در شکل (۶) ارائه شده است. در شکل(۴) قسمت آبی رنگ قرار گرفتن تغییرات نرخ ارز در رژیم صفر را نشان داده و نمودار قرمز رنگ نیز تغییرات نرخ ارز را نشان می‌دهد. در ۰شکل (۵) نمودار قرمز رنگ احتمال مربوط به قرار گرفتن در رژیم صفر و قسمت آبی رنگ نیز مشاهدات مربوط به این رژیم را نشان می‌دهد. در ۰شکل (۶) قسمت تیره رنگ ناحیه مربوط به رژیم یک را نشان می‌دهد.

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6



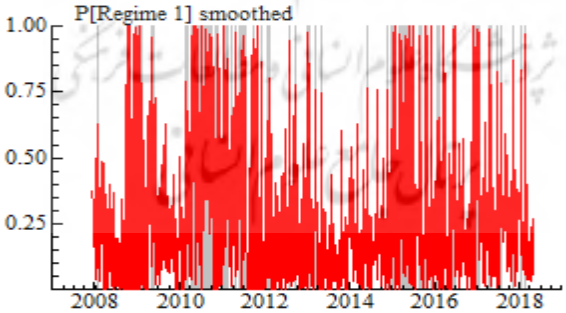
نمودار (۴): نمودار قرار گرفتن تغییرات نرخ ارز در رژیم‌های مختلف

منبع: یافته‌های پژوهشگر



نمودار (۵):نمودار احتمالات هموار شده برای قیمت نقدی دلار در رژیم صفر

منبع: یافته‌های پژوهشگر



نمودار(۶): نمودار احتمالات هموار شده برای قیمت نقدی دلار در رژیم یک

منبع: یافته‌های پژوهشگر

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

ماتریس احتمال انتقال

ماتریس احتمال انتقال بین دو رژیم برای مدل‌های ۷ و ۸ به ترتیب در جدول ۵ و ۶ آورده شده است. همان‌طور که در جدول نیز مشخص است، چنانچه نرخ نقدی دلار بر حسب ریال در دوره t در رژیم صفر باشد، با احتمال ۷۷/۲ درصد در همین رژیم باقی مانده و با احتمال ۲۲/۸ درصد در دوره t+1 به رژیم یک انتقال پیدا خواهد کرد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اگر نرخ نقدی ارز در دوره t در رژیم یک باشد، با حتمال ۹۹/۲ درصد در این رژیم باقی مانده و با احتمال ۰/۸ درصد به رژیم صفر چرخش پیدا می‌کند.

جدول ۵: نتایج ماتریس احتمال انتقال مدل ۷

	رژیم صفر / دوره t	رژیم یک / دوره t
رژیم صفر / دوره t+1	۰/۷۷۲	۰/۰۰۸
رژیم یک / دوره t+1	۰/۲۲۸	۰/۹۹۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج مربوط به ماتریس احتمال انتقال برای مدل ۸ در جدول ۶ارائه شده است. همان‌طور که در جدول نیز مشخص است، در صورتی که نرخ نقدی دلار بر حسب یورو در دوره t در رژیم صفر باشد با احتمال ۱۳/۷ درصد به رژیم یک انتقال پیدا کرده و با احتمال ۸۶/۲ درصد در همین رژیم باقی خواهد ماند. نتایج جدول ۶همچنین نشان می‌دهد که چنانچه نرخ نقدی دلار بر حسب لیر در دوره t در رژیم یک باشد، با احتمال ۶۲/۶ درصد در این رژیم باقی مانده و با احتمال ۳۷/۳ درصد به رژیم یک انتقال پیدا خواهد کرد.

جدول ۶: نتایج ماتریس احتمال انتقال مدل۸

	رژیم صفر / دوره t	رژیم یک / دوره t
رژیم صفر / دوره t+1	۰/۸۶۲۸	۰/۳۷۳۸
رژیم یک / دوره t+1	۰/۱۳۷۱	۰/۶۲۶۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مطالعه بررسی امکان پوشش ریسک نوسانات نرخ ارز با استفاده از بازار آتی طلا و مقایسه نسبت بهینه پوشش ریسک در بورس تهران (بازار مالی در حال توسعه) و بورس اروپا (بازار مالی

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

توسعه یافته) است. به منظور دسترسی به هدف فوق از داده‌های روزانه دوره زمانی دی ماه ۱۳۸۷ تا اردیبهشت ۱۳۹۷ برای ایران و اروپا و الگوی چرخشی مارکوف استفاده شد.

در مدل برآوردی برای بورس تهران، ضریب مربوط به متغیر قیمت آتی سکه طلا برای رژیم صفر (کم نوسان) ۰/۰۰۱۳ بدست آمده است که نشان می‌دهد برای پوشش ریسک، به ازای هر قرارداد ارز، ۰/۰۰۱۳ واحد قرارداد سکه طلا بایستی خریداری شود. به طور مثال فردی که در آینده متقاضی خرید ۱۰۰ هزار دلار است می‌بایست جهت پوشش ریسک ناشی از نوسانات نرخ ارز معادل ۱۳۰ سکه آتی طلا خریداری نماید. برای رژیم یک (پر نوسان) نیز ضریب قیمت آتی سکه طلا که همان نسبت بهینه پوشش ریسک بوده است، ۰/۰۰۴۶ بدست آمده است که نشان می‌دهد به ازای هر دلار برای پوشش ریسک نیاز به خرید ۰/۰۰۴۶ واحد سکه طلا بصورت آتی است. به طور مثال فردی که متقاضی خرید ۱۰۰ هزار دلار است می‌بایست جهت پوشش ریسک ناشی از نوسانات نرخ ارز معادل ۴۶۰ سکه آتی طلا خریداری نماید. کارایی پوشش ریسک با استفاده از معادله ادرینگتون ۶۴/۵۶ درصد بدست آمد .

از طرف دیگر نتایج این مطالعه نشان داد در مدل برآوردی برای بورس اروپا ضریب مربوط به متغیر قیمت آتی طلا برای رژیم صفر(کم نوسان) بی معنی بدست آمده است که میتوان گفت با توجه به نوسانات اندک نرخ ارز در اروپا و هزینه های مبادلاتی برای پوشش ریسک ، فعالان اقتصادی ترجیح میدهند که نوسانات اندک را بپذیرند و جهت پوشش ریسک اقدامی انجام ننمایند و برای رژیم یک (پر نوسان) نیز ضریب قیمت آتی طلا که همان نسبت بهینه پوشش ریسک بوده است، ۰/۰۰۰۳۹ بدست آمده است که نشان می‌دهد به ازای هر دلار برای پوشش ریسک نیاز به خرید ۰/۰۰۰۳۹ واحد اونس طلا بصورت آتی است. نتایج نشان دادند که کارایی پوشش ریسک برای بورس اروپا ۴۲/۲۶ درصد بوده است.

با توجه به نتایج می‌توان گفت که استفاده از بازار آتی‌های طلا برای پوشش ریسک نوسانهای نرخ ارز می‌تواند بسیار تاثیرگذار باشد. از این‌رو به فعالان در بازار ارز مخصوصا صادرکنندگان و وارد کنندگان توصیه می‌شود که با استفاده از بازارهای آتی طلا ریسک ناشی از نوسانات نرخ ارز را تا حدود ۶۵ درصد کاهش دهند. از طرف دیگر بررسی‌ها نشان می‌دهد که در بازار آتی‌ها سکه طلا دخالت دولت بیش از حد بوده و البته این مورد در بازار ارز نیز وجود دارد. از این‌رو به سیاست‌گذاران اقتصادی نیز توصیه می‌شود که با دخالت کمتر شفافیت بیشتری در بازار آتی سکه طلا ایجاد کرده تا کارایی پوشش ریسک در این بازارها افزایش پیدا کند. این توصیه برای بازار ارز نیز پیشنهاد شده تا از این طریق علاوه بر کاهش رانت در این بازارها، گرایش به سمت رقابتی تر شدن بازارهای فوق افزایش پیدا کند.

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

فهرست منابع

۱) اسکندری، حمید؛ رستمی، علی اصغر و حسین زاده کاشان، علی (۱۳۹۴). "نسبت بهینه پوشش ریسک ارز با استفاده از قرارداد آتی طلا در بازار مالی ایران"، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۳(۲۵): ۲۱-۴۰.

۲) اسلامبولچی، فرشید (۱۳۹۱). "تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک: یک رهیافت مقایسه‌ای برای بازار سکه"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه صنعتی شریف.

۳) بهرامی، جاوید و میرزاپور باباجان، اکبر (۱۳۹۱). "نسبت بهینه پوشش ریسک در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۰(۶۴): ۲۰۶-۱۷۵.

۴) اختری، آزاده؛ طیب نیا، علی و مهرآرا، محسن (۱۳۹۸). "پوشش ریسک درآمدهای نفتی: رویکرد پوشش ریسک تجمع یافته"، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۳(۴۸): ۷۴-۳۷.

۵) اربابی، فرزین (۱۳۹۷). " پیش بینی تلاطم بازدهی سکه طلا در بازار داراییهای مالی (رهیافت ANN- GARCH)"، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۲(۴۳):۱۷۹-۱۹۲.

۶) بهرامی، جاوید و میرزاپور باباجان، اکبر (۱۳۹۲). "پوشش ریسک با استفاده از قرادادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران: رهیافت ضریب جینی بسط یافته به میانگین (MEG)"، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۷ (۲۱): ۵۶-۴۳.

۷) پیش بهار، اسماعیل؛ عبدالکریم، صالح و دشتی، خدیجه (۱۳۹۴). "محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک برای نهاده ذرت وارداتی صنعت طیور ایران"، پژوهشهای علوم دامی، ۲۶ (۱): ۱۷۴ –۱۶۷.

۸) علی محمدی، میثم؛ زمردیان ، غلامرضا و رستمی، علی (۱۳۹۶)، "امکان سنجی پوشش ریسک نرخ ارز شرکت های صادرکننده و وارد کننده با استفاده از قرارداد آتی سکه طلا در بورس کالای ایران"، فصلنامه علمی و پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۶(۲۳): ۸۵-۱۰۴.

۹) علیمرادی، محمد (۱۳۹۲). "برآورد نسبت‌های بهینه پوشش ریسک ایستا و پویا و مقایسه میزان اثربخشی آن‌ها در بازار آتی‌های گاز طبیعی"، اقتصاد انرژی ایران، ۲(۸): ۱۰۹-۱۲۸.

۱۰) حاتمی، امین؛ محمدی، تیمور؛ خداد داد کاشی، فرهاد و ابوالحسنی هستیانی، اصغر (۱۳۹۷). "پویایی‌های نسبت بهینه پوشش ریسک در بازارهای سهام و طلا: رهیافت VAR-DCC-GARCH"، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۲ (۴۵): ۹۲–۷۳.

۱۱) درخشان، مسعود (۱۳۸۳). "مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت"، موسسه مطالعات بین المللی انرژی، ویرایش چاپ اول.

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

۱۲) ملکی، حسین (۱۳۸۹). "کارایی مدل‌های گارچ در برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک: مطالعه موردی بازار سکه طلا در ایران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.
۱۳) نائبی، فاطمه (۱۳۹۲). "مدلسازی رابطه بین قیمت‌های نقدی و آتی سکه طلا در ایران مبتنی بر BVAR." پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
۱۴) پندار، محمد (۱۳۹۱). "مدیریت ریسک قیمتی محصولات کشاورزی وارداتی به‌وسیله بازار آتی‌ها (مطالعه موردی سویای وارداتی)"، رساله دکتری، دانشگاه علامه طباطبایی.
۱۵) خدادادیان، بنفشه (۱۳۸۹). "پوشش ریسک قیمت نفت با استفاده از قراردادهای آتی (مطالعه موردی ایران)"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
۱۶) جعفری کیا، شهرام (۱۳۹۱). "پیش‌بینی و برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک برای بازار آتی سکه طلا در ایران با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی و شبکه عصبی مصنوعی"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
17) Adam-Müller, A. F., & Nolte, I. (2011).. Cross hedging under multiplicative basis risk"" Journal of Banking & Finance, 35(11): 2956-2964 .
18) Adams, Z, & Gerner, M. (2012).. Cross hedging jet-fuel price exposure" , Energy Economics, 34(5): 1301-1309 .
19) Alizadeh ,A, & Nomikos, N. (2004). "A Markov regime switching approach for hedging stock indices", Journal of Futures Markets, 24(7): 649-674 .
20) Benet, B. A. (1992). "Hedge period length and Ex-ante futures hedging effectiveness: The case of foreign,exchange risk cross hedges", Journal of Futures Markets, 12(2): 163-175 .
21) Chang, C. L., McAleer, M, & Tansuchat ,R. (2011). "Crude oil hedging strategies using dynamic multivariate GARCH" ,Energy Economics, 33(5): 912-923 .
22) Chen, S., Lee, C. and Shrestha, K. (2003)." Futures hedge ratios: a review", Quarterly Review of Economics and Finance, 43(3): 433-465.
23) Fong, W. M., & See, K. H. (2002). "A Markov switching model of the conditional volatility of crude oil futures prices", Energy Economics, 24(1): 71-95 .
24) Garcia, R., & Tsafack, G. (2011). "Dependence structure and extreme comovements in international equity and bond markets", Journal of Banking & Finance, 35(8): 1954-1970 .
25) Geppert, J. M. (1995). "A statistical model for the relationship between futures contract hedging effectiveness and investment horizon length", Journal of Futures Markets, 15(5): 507-536 .
26) Ghosh, A. (1993). "Cointegration and error correction models: Intertemporal causality between index and futures prices", Journal of futures markets, 13(2): 193-198 .
27) Glantz, M., & Kissell, R. (2013). "Multi-asset risk modeling: techniques for a global economy in an electronic and algorithmic trading era": Academic Press.
28) Gupta, S. (2005), Financial Derivatives: Theory, concepts and problems: PHI Learning Pvt. Ltd.

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

29) Johnson, R. J., Hedge, D. M., & Currinder, M. (2004). "Bootstraps and benevolence: A comparative test of states' capacity to effect change in welfare outcomes", State and Local Government Review, 36(2): 118-129 .
30) Jondeau, E & ,.Rockinger, M. (2006). "The copula-garch model of conditional dependencies: An international stock market application" , Journal of international money and finance, 25(5): 827-853 .
31) Jorion, P. (2010). "Financial Risk Manager Handbook: FRM Part I" (Vol. 625) : John Wiley & Sons.
32) Kavussanos, M. G., & Nomikos, N. K. (2000). "Hedging in the freight futures market", The Journal of Derivatives, 8(1): 41-58 .
33) Kostika, E., & Markellos, R. N. (2013). "Optimal hedge ratio estimation and effectiveness using ARCD" , Journal of Forecasting, 32(1): 41-50 .
34) Kotkatvuori-Örnberg, J. (2016). "Dynamic conditional copula correlation and optimal hedge ratios with currency futures", International Review of Financial Analysis, 47: 60-69 .
35) Jiun Sheu,H., Tai Lee, H., Sheng Lai,Y.(2015). "A Markov Regime Switching GARCH Model with Realized Measures of Volatility for Optimal Futures Hedging", Quarterly Review of Economics and Finance, 43: 433-465.
36) Kuan, C.-M. (2002). "Lecture on the Markov switching model", Institute of Economics Academia Sinica, 1-30 .
37) Lee, T.-H., & Long, X. (2009). "Copula-based multivariate GARCH model with uncorrelated dependent errors", Journal of Econometrics, 150(2): 207-218 .
38) Lien, D. (2004). "Cointegration and the optimal hedge ratio: the general case", The Quarterly Review of Economics and Finance, 44(5): 654-658 .
39) Lioui, A., & Poncet, P. (2002). "Optimal currency risk hedging", Journal of International Money and Finance, 21(2): 241-264 .
40) McMillan, D. G. (2005)." Time-varying hedge ratios for non-ferrous metals prices", Resources Policy, 30(3): 186-193 .
41) Piger, J. (2009)." Econometrics: Models of regime changes Complex Systems in Finance and Econometrics" Springer: 190-202.
42) Park, T. H. and L. N. Switzer (2016). "Bivariate GARCH estimation of the optimal hedge ratios for stock index futures: a note." Journal of Futures Markets 15(1): 61-67.
43) Raju, S. S. (2005). "Risk Return Trade-offs from Hedging Oil Price Risk in Ecuador". Journal of Emerging Market Finance, 4(1): 27-41 .
44) Sarno, L., & Valente, G. (2000)." The cost of carry model and regime shifts in stock index futures markets: An empirical investigation". Journal of Futures Markets, 20(7): 603-624 .
45) Geppert, J. M. (1995). "A statistical model for the relationship between futures contract hedging effectiveness and investment horizon length." Journal of Futures Markets, 15(5): 507-536.

20.1001.1.25383833.1399.14.52.6.6

یادداشت‌ها

[1] .Geppert
[2] . Derivatives
[3] .Future Contracts
[4] . Forward Contracts
[5] .Options
[6] . Swaps
[7] .Hedge
[8] . Jorion, P. (2010). Financial Risk Manager Handbook: FRM Part I, John Wiley & Sons.
[9] .Underlying Asset
[10] .Long Position
[11] . Spot Price
[12] .Short Position
[13] .Over the Counter
[14] .Organized Markets
[15] Kroner & Sultan
[16] Park & Switzer
[17] .da-Hsiang
[18] Fong & See
[19] .Sarno & Valente
[20] Kavussanos & Nomikos
[21] Lien
[22] .Sim & Zurbruegg
[23] R. J. Johnson et al .
[24] Raju
[25] C.-F. Lee et al .
[26] . Yang & Pavlov
[27] Shalit & Greenberg
[28] Chang et al .
[29] . Yao & Wu
[30] Patton
[31] Kotkatvuori-Örnberg
[32] Ederington (1979)
[33] Stein (1961)
[34] .Kuan
[35] .Bilgili et al .
[36] .Markovian

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی