نشریـه علمـی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال سیزدهم، شماره چهل‌و پنجم
بهار ۱۳۹۹

تحلیل پویایی های نسبت بهینه پوشش ریسک در بازار سکه طلا: رهیافتMS_DCC

ساناز میری[۱]
تیمور محمدی[۲]
فرهاد غفاری[۳]

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۶/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۷/۲۳

چکیده

دراین مقاله برای نخستین بار در محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک برای قراردادهای آتی سکه طلا، روش الگوی گارچ چند متغیره[۱](MGARCH) از نوع همبستگی شرطی پویا[۲](DCC) با انتقال رژیمی مارکفی[۳](MS) اجرا شده است .داده های مورد استفاده شامل بازده های روزانه نقدی و آتی سکه طلا در ایران از تاریخ۱/۶/ ۱۳۹۶ تا ۱/۲۹/ ۱۳۹۷ می باشد. نتایج مدل تغییر رژیم مارکف نشان می دهد که دوره زمانی مورد مطالعه تحت دو رژیم شناسایی می شود که یک رژیم بیانگر رژیم بازدهی پایین بازار آتی و رژیم دیگر بیانگر بازدهی بالای بازار آتی می باشد. بطور کلی می توان گفت پیش بینی ریسک بیشتر تحت تاثیر اخبار بد، سبب انتقال به رژیم با همبستگی زیاد و با از بین رفتن نااطمینانی به رژیم با همبستگی کم منتقل می شود به گونه ای که نرخ پوشش ریسک بدست آمده تحت این رژیم ها در طول زمان متغیر وهمواره کمتر از یک بدست آمده است و این به معنی هزینه کمتر نسبت به استراتژی پوشش ریسک ساده[۴]می باشد. درتحلیل اقتصادی نقاط اکسترمم سری زمانی نسبت های بهینه پوشش ریسک، نتایج حاکی از آن است که در بین نوسانات عمده، مینیمم مطلق در روز ۲۵ مرداد ۹۶، تحت تاثیرعواملی همچون انتقال نقدینگی از بازار آتی به بازار سهام درسیطره انتخابات و در ۱۲ اسفند ۹۶ (نقطه ماکسیمم مطلق)، شرایطی مانند هدایت سرمایه گذاران به سمت دارایی های امن به دلیل هراس ترامپی در بازار ها موجب تغییرات چشمگیر نسبت مذکور شده اند.

واژه‌های کلیدی: نرخ بهینه پوشش ریسک ، قراردادهای آتی سکه طلا ، مدل گارچ چند متغیره، مارکف سوئیچینگ.

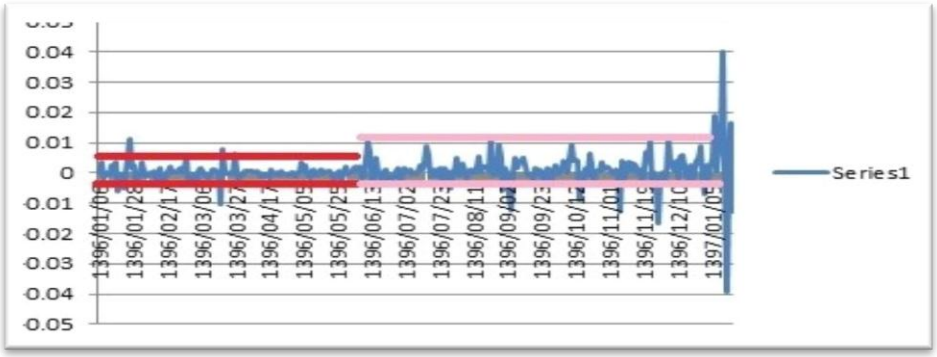
۱- دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران ، ایران. sanaz.mirie@gmail.com
۲- دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران ، ایران. ،(مسئول مکاتبات) Atmahmadi@gmail.com
۳- دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران ، ایران.

۱- مقدمه

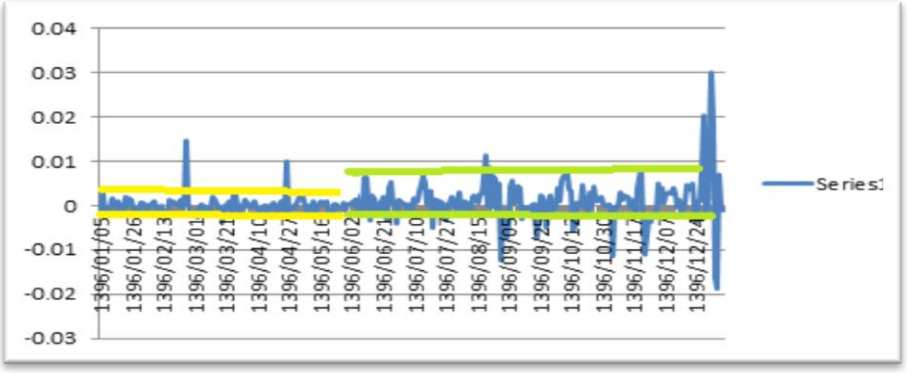
ریسک ناشی از نوسان قیمت ها و نحوه مدیریت آن یکی از دغدغه های فعالان و نظریه پردازان مالی است. در سالیان اخیر ابزارهای متعدد مالی برای مدیریت ریسک دارایی ها تکامل یافته اند. از جمله این ابزارها می توان به قراردادهای آتی با ویژگی استاندارد بودن، ریسک اعتباری پایین، سرعت نقدشوندگی بالا و هزینه معاملاتی کم اشاره کرد .قراردادآتی توافق نامه ای مبنی بر خرید یا فروش دارایی در زمان معین در آینده و با قیمت مشخص است. اشخاصی که نوسان قیمت ها برای آنها نامطلوب است می توانند با به کار گیری از قراردادهای آتی،استراتژی های متعددی را به منظور پوشش ریسک اتخاذ نمایند.یک استراتژی به ظاهر مناسب استراتژی پوشش ریسکی است که درآن به میزان موقعیت نقدی فرد پوشش دهنده ریسک موقعیت تعهدی در بازار قراردادهای آتی اتخاذ می شود استراتژی پوشش ریسک ساده گفته می شود. مطالعات متعدد نشان می دهند چنین سیاستی برای پوشش ریسک لزوماً کارامد نیست؛ زیرا استراتژی پوشش ریسک ساده نسبت پوشش ریسک را برابر یک در نظر می گیرد که در تمام شرایط بهینه نیست. نسبت بهینه پوشش ریسک عبارت است از نسبت حجم موضع معاملاتی قراردادهای آتی به مقدار ریسکی که در معرض آن است. بدون اطلاع از این نسبت پوشش دهندگان ریسک با یکی از دو حالت پوشش ریسک بیش از حد یا پوشش ریسک کمتر از حد مواجه خواهند بود. از این رو، تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک یکی از ملزومات اصلی اتخاذ سیاست پوشش ریسک کارامد است.

یکی از قدیمی ترین و کاربردی ترین نسبت های بهینه پوشش ریسک ، نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس است که به منظور تعیین تعداد موقعیت های تعهدی قراردادهای آتی مورد استفاده قرار می گیرد. این نسبت در سال ۱۹۶۰ توسط جانسون [۵] معرفی شد و در سال های بعد توسط محققان بسیاری به ورطه آزمون گذارده شد.

انگیزه بحث این مطالعه از آنجا آغاز می شود که با ملاحظه بازدهی قیمت های نقدی و آتی سکه طلا می بینیم واریانس بازدهی دارای رژیم یکسان نیست و لذا الگوهایی که تا به حال این پدیده را نادیده گرفته اند، نمی توانند برآورد درستی از نسبت بهینه پوشش ریسک داشته باشد چون نسبت مذکور از این واریانس استفاده می کند که به دلیل اریب تخمین آن ، نسبت بهینه را اریب دار تخمین می زند. از این رو مطرح کردن تکنیکی که تغییر رژیم را در واریانس لحاظ کند، ضروری می نماید زیرا با توجه به نمودار های ۱و۲ (حدود مشخص شده) به نظر می رسد ناهمسانی واریانس ها در بازدهی های نقد و آتی وجود دارد. بنابراین نوآوری این مقاله استفاده از مدل تغییر رژیم مارکف گارچ چند متغیره با همبستگی های شرطی پویا برای رفع خلا مطالعات پیشین می باشد.



نمودار۱- بازده نقدی



نمودار۲- بازده آتی

جدول ۱- واریانس بازده نقدی و آتی در دو برهه مختلف

واریانس بازده نقدی		واریانس بازده آتی	
نیمه اول سال۹۶	نیمه دوم سال۹۶	نیمه اول سال۹۶	نیمه دوم سال۹۶
۵/۴۶۳۳۲×۱۰$^{-۶}$	۳/۷۲۸۲۳×۱۰$^{-۵}$	۴/۳۸۳۵۱×۱۰$^{-۶}$	۲/۳۵۵۶×۱۰$^{-۵}$

همانطور که از جدول فوق نیز مشاهده می شود واریانس بازدهی های نیمه اول سال و دوم سال متفاوت می باشد که استفاده از روش انتقال رژیم مارکف (MS) به عنوان ابزاری کارآمد جهت محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک را محرز می نماید. از آنجایی که به منظور در نظر گرفتن پویایی لازم در محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک، روش DCC به عنوان یک رویکرد جایگزین، مناسب به نظر می رسد، لذا در پژوهش حاضر با تلفیق این دو روش(MS-DCC[۶]) به دنبال تعیین نرخ بهینه پوشش ریسک به عنوان پرتفوی بهینه از موقعیت نقدی و آتی بازار سکه طلا در بازار سرمایه ایران تحت رژیم های مختلف بازار هستیم. ادامه مقاله به ترتیب زیر سازمان یافته است:

در بخش ۲ به طرح مبانی نظری نرخ بهینه پوشش ریسک می پردازیم تا بتوانیم با آگاهی نسبت به ادبیات این موضوع در بخش بعدی مطالعات صورت گرفته را با تأکید بر نتایج آنها مرور کنیم. در بخش ۳ روش شناسی تحقیق با مروری بر مدل گارچ چندمتغیره، الگوی انتقال رژیم آن یعنی مدل MS_DCC معرفی می گردد. در بخش ۴ مدل را مورد برآورد قرار داده و با در نظر گرفتن رژیم های مختلف، نرخ بهینه پوشش ریسک و تحلیل اقتصادی آن را با توجه به اخبار بازه زمانی مورد مطالعه ارائه می کنیم. نتیجه گیری به عنوان گام نهایی در بخش ۵ آورده می شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

روش های استخراج نسبت پوشش ریسک را می توان در دو گروه کلی دسته بندی نمود : روش های حداقل کننده ریسک و حداکثرکننده مطلوبیت. به عبارت دیگر، در ابتدا یک تابع هدف معرفی می شود و با بهینه نمودن آن تابع نسبت بهینه پوشش ریسک استخراج می شود.در روش های حداقل کننده ریسک، نسبت پوشش ریسک با تعریف یک معیار برای اندازه گیری ریسک وحداقل نمودن آن استخراج می شود. در مطالعات مختلف، معیارهای متعددی برای اندازه گیری ریسک معرفی شده است که با حداقل نمودن آن نسبت پوشش ریسک به دست می آید. واریانس یکی از قدیمی ترین معیارها به شمار می رود که با حداقل نمودن آن نسبت پوشش ریسک حداقل کننده واریانس[۷] استخراج میشود. معیارهای دیگری نیز برای اندازه گیری ریسک وجود دارند که محققان با حداقل نمودن آنهابه نسبت پوشش ریسک دست یافته اند.

یکی از آنها، ضریب جینی تعمیم یافته به میانگینMEG [۸]است که به میزان ریسک گریزی فرد نیز توجه می نمایند و آن را در تعیین ریسک فرد مدنظر قرار می دهد؛ از این رو نسبت های بهینه پوشش ریسکی که از حداقل نمودن این ضریب حاصل می شود با توجه به درجه ریسک گریزی فرد متفاوت است. معیار ریسک دیگری که موردتوجه نظریه پردازان قرار دارد شبه واریانس تعمیم یافتهGSV [۹]است که صرفاً تغییرات در زیان را به عنوان ریسک درنظرگرفته و تغییر در سود را مصداق ریسک قلمداد نمی نماید و به ریسک به عنوان مقوله ای یک سویه نه دوطرفه همانند آنچه در واریانس یا ضریب MEG مدنظر است نگاه می شود. برای استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک در این روش نیز علاوه بر درجه ریسک گریزی، لازم است بازدهی هدف فرد نیز تعیین شود. روش های حداکثرکننده مطلوبیت در واقع هم ریسک سبد دارایی و هم بازدهی انتظاری سبد دارایی را به صورت همزمان جهت استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک مورد استفاده قرار می دهند. روش های حداکثرکننده مطلوبیت برای استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک را روش های میانگین – ریسک [۱۰] نیز می نامند که از مهم ترین آنها می توان نسبت شارپ [۱۱]، ضریب M-MEG [۱۲]و ضریب M-GSV [۱۳]اشاره نمود. می توان روش های استخراج نسبت پوشش را به اختصار در جدول ۲ خلاصه نمود.

هر یک از روش های فوق مبتنی بر مجموعه ای از مفروضات بوده و نسبت به سایر روش ها دارای برخی مزایا و معایب میباشند. نسبت پوشش ریسک حداقل کننده واریانس نیز مبتنی بر مجموعه ای از مفروضات است؛ در این روش فرض میشود بازدهی قیمت های آتی و نقدی دارای توزیع نرمال بوده و همچنین سرمایه گذاران دارای شکل خاصی از تابع مطلوبیت (درجه دوم) می باشند که فرض اول لزوماً برقرار نبوده و فرض دوم نیز محدودکننده است. علاوه بر آن، نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس جزء رو شهای حداقل کننده ریسک بوده و بازدهی انتظاری سبد دارایی را در تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک مدنظر قرار نمی دهد، اما در به کارگیری این روش می بایست به این نکته توجه نمود که سایر روش های مذکور نیز دارای معایب و مزایایی می باشد. بنابراین آنچه بین محققان مورد توافق می باشد این است که تقریباً در تمام مطالعات روش حداقل واریانس به عنوان ملاک مقایسه سایر رو شها با آن به دلیل ساده بودن محاسباتی و قابلیت فهم آسان آن هم از جنبه نظری و هم از بعد مطالعات تجربی مورد پذیرش است.

جدول ۲- روش های مختلف محاسبه نرخ پوشش ریسک:

نسبت پوشش ریسک	تابع هدف
حداقل کننده واریانسMV	Minimize R_h
میانگین واریانس بهینه	Maximize $E(R_h) - A/2\ Var(Rh)$
نسبت شارپ	Maximize $\frac{E(Rh)-R_f}{\sqrt{Var(Rh)}}$
حداکثر مطلوبیت مورد انتظار	Maximize E[U(Wt)]
ضریب جینی تعمیم یافته به میانگین MEG	Minimize $T_v\ (R_h v)$
حداکثر M-MEG	Maximize $E(R_h) - T_v\ (R_h v)$
حداقل شبه واریانس تعمیم یافته GSV	Minimize $V_{\delta,\alpha}(R_h)$
حداکثر M-GSV	Maximize $E(R_h) - V_{\delta,\alpha}(R_h)$
حداقل VaR [۱۴]در یک دوره زمانی معینT	Minimize $Z_\alpha\delta_\alpha\sqrt{T} - E(R_h)T$

منبع: (چن و همکاران ۲۰۰۳)

در سال ۱۹۶۰ نخستین بار نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس توسط جانسون[۱۵] به صورت نظری (و بدون محاسبه تجربی آن) استخراج گردید و در سال ۱۹۷۹ ادرینگتون[۱۶] این نسبت را با استفاده از قیمت های هفتگی قراردادهای آتی به صورت تجربی برآورد نمود. یک سرمایه گذار برای آنکه نوسانات موقعیت نقدی خود را پوشش دهد باید موقعیت مخالف با موقعیت نقدی خود، در بازار آتی اتخاذ کند .از این رو باید یک سبد مالی به صورت زیر تشکیل دهد.

(۱

$$R_h = R_s - hR_f$$

که در آن R_h بازده سبد مالی ، R_s بازده حجم معاملات نقدی ، R_f بازده قراردادهای آتی سبد مالی و h نسبت قراردادهای آتی به حجم معاملات نقدی است .از آنجا که هدف محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس می باشد با مشتق گیری از واریانس R_hنسبت به h و صفر قرار دادن آن، نرخ بهینه پوشش ریسک را به صورت زیر به دست آورد:

(۲

$$\frac{\partial Var(R_h)}{\partial h} = 0 \Rightarrow h^* = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)}$$

مفهوم پایه پوشش ریسک عبارت است از ترکیب سرمایه گذاری در بازار نقد و آتی برای ساختن یک سبد دارایی به گونه ای که این ترکیب سرمایه گذاری منجر به کاهش نوسان ارزش سبد شود. با توجه به اینکه هدف پوشش ریسک نوسان ها با استفاده از قراردادهای آتی است تنها متغیر تصمیم گیری فرد برای این منظور تعیین تعداد قراردادهای آتی مورد نیاز برای این مقصود است که همان نسبت بهینه پوشش ریسک است. طیف وسیعی از مطالعات پیشین نسبت بهینه پوشش ریسک را با استفاده از روش های مختلف اقتصادسنجی مورد برآورد قرار دادند. این رو شها از رهیافتهای بسیار ساده مانند روش حداقل مربعات تا روش های نسبتا پیچیده مانند انواع مختلف مدل های GARCH را شامل می شود. مدل های نرخ بهینه پوشش ریسک را می توان بطورکلی به دو دسته ایستا و پویا تقسیم بندی نمود.

۲-۱- مدل های ایستای نرخ بهینه پوشش ریسک

با استفاده از این مدل ها نرخ بهینه پوشش ریسک در طول زمان ثابت در نظر گرفته می شود و از روش هایی مختلف اقتصاد سنجی همچون OLS[۱۷] ,VAR[۱۸] VECM[۱۹]،... قابل تخمین است.

۲-۲- مدل های پویای برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک

با استفاده از این مدل ها نرخ بهینه پوشش ریسک در طول زمان متغیر فرض شده است . در مطالعات پیشین برای یافتن نرخ بهینه پوشش ریسک در حالت پویا از مدل گارچ چند متغیره استفاده شده است که در این مدل ها علاوه بر واریانس ها، کواریانس ها نیز در طول زمان متغیر هستند.این نرخ به دو روش قابل بررسی است: همبستگی شرطی ثابت(CCC)[۲۰] و همبستگی شرطی پویا (DCC).

در مدل های همبستگی شرطی ، ماتریس واریانس شرطی در دو مرحله به دست می آید . نخست یک مدل گارچ برای هر واریانس شرطی انتخاب می شود. سپس، بر اساس واریا نس شرطی مدل شده، ماتریس همبستگی شرطی به گونه ای مدل می شود که همواره معین مثبت باشد. در مدل CCC نرخ بهینه در دو مرحله تخمین زده می شود اما فرضی که موجب تمایز این مدل با مدل بعدی می شود، آن است که در این مدل همبستگی بین دو دارایی در طول زمان ثابت در نظرگرفته می شود. در مدلDCC مرحله نخست برآورد پارامتر همانند مدل قبلی می باشد. از این رو پارامترهای متفاوت نخواهند شد. تفاوت این مدل با مدل پیشین دراین است که همبستگی را مانند کواریانس شرطی در طول زمان متغیر در نظر می گیرد.

۲-۳- مطالعات پیشین

یکی از تاثیرگذارترین مقالات در این حوزه که می توان آن را پایه مطالعات بعدی دانست،مقاله ی ادرینگتون در سال ۱۹۷۹ می باشد در این مقاله روش حداقل مربعات معمولی برای اولین بار در تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک در این مقاله به کارگرفته شده است. با پیشرفت هایی که در اقتصادسنجی صورت گرفت، محققان به این نتیجه رسیدند که روش OLSبرای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک کارا نمی باشد و باید از روش جدید استفاده شود.

براژ و همکاران[۲۱] (۱۹۸۹) کارایی پوشش ریسک متقاطع نرخ ارز لیر ایتالیا به دلار آمریکا را با استفاده از آتی مارک آلمان می سنجند و آن را با پوشش ریسک با استفاده ازقرارداد سلف همین ارز (لیر به دلار) مقایسه کرده و به این نتیجه می رسند که پوشش ریسک متقاطع کاراتر می باشد.

یکی از مطالعات انجام شده در ایران توسط ابراهیمی و قنبری (۲۰۰۶) می باشد. آن ها نرخ پوشش ریسک حداقل واریانس ایستا و پویا را با روش های حداقل مربعات معمولی و ناهمسانی واریانس شرطی خودهمبسته دومتغیره برای قراردادهای آتی نفت خام یک تا چهار ماهه محاسبه کردند. آن ها در مقاله بعدی خود (۲۰۰۹) که به مطالعه پیشین شباهت دارد، نرخ بهینه پوشش را با روش های مجموع مربعات معمولی، مدل خودرگرسیونی برداری و مدل تصحیح خطای محاسبه کردند.

پک و همکاران۲۲ (۲۰۰۹) کارایی روش گارچ پویا و ثابت را جهت تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک شاخص سهام در یک بازار نوظهور مالزی به وسیله قراردادهای آتی با نزدیکترین سررسید و با هدف مینیمم سازی واریانس و همینطور ماکزیم سازی مطلوبیت مورد مطالعه قرار داده اند .این مقاله نشان می دهد که با وجود محدودیت ها در یک بازار نوظهور از جمله کمبود اطلاعات و نقدشوندگی پایین در بازارهای توسعه یافته، روش تخمین گارچ داینامیک، بیشترین کارایی را دارد.

از دیگر مطالعات مقاله بهرامی و میرزاپور باباجان(۲۰۱۱) می باشد که به محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس برای آتی سکه بهار آزادی جهت پوشش نوسانات قیمت سکه بهار آزادی با مدل های مختلف اقتصادسنجی پرداخته اند . نتایج حاکی از آن هستند که در نظر گرفتن سررسیدهای متفاوت مقدار نسبت بهینه پوشش ریسک را بطور کلی تغییر می دهد و نرخ های متغیر طی نرخ زمان در مقایسه با نرخ های ثابت لزوماً توانایی بیشتری در کاهش ریسک ندارند.

الازاوی و استبان[۲۳] (۲۰۱۳) در مقاله ای به محاسبه نسبت پوشش ریسک متغیر در زمان برای قهوه کلمبیا و عربی با استفاده از مدل های BGARCH، BEKKو VECM پرداخته است و کارایی پوشش در چهار مدل طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۳ مقایسه گردیده است. نتایج نشان می دهد که نسبت پوشش ریسک متغیر در زمان تفاوت آشکاری با نتایج مدل ایستای OLS ندارد .

بکی حسکوئی و خواجوند(۲۰۱۴) در مقاله ای با عنوان پیش بینی نوسانات بازارهای آتیهای نفت با استفاده ازمدلهای گارچ و مدلهای تغییر رژیم مارکف گارچ ، توانایی مدل های مختلف را جهت پیش بینی نوسانات بازارهای آتیهای نفت در افق های زمانی یک روزه تا یک ماهه در بازه ۲۰۱۲-۱۹۹۶ مقایسه نموده اند و به این نتیجه رسیده اند که طبق مجموعه گسترده ای از توابع زیان آماری مدل های MRS_GARCH عملکرد بهتری در افقی زمانی کوتاه مدت و در افق زمانی بلندمدت مدل های GARCH نامتقارن استاندارد بهتر عمل می کنند.

اسکندری ودیگران (۲۰۱۵)در مقاله ای به بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک ارز با استفاده از قرارداد آتی طلا در بازار مالی ایران با استفاده از رهیافت های مختلف اقتصادسنجی پرداخته اند. داده های مورد استفاده از دی ۸۷ تا دی ۹۲ بوده و نتایج برآورد مدل ها حاکی ازآن است که یک رابطه معنادار بین شاخص آتی طلا که به عنوان قیمت آتی در نظر گرفته شده و

نرخ ارزوجود دارد .علاوه بر این نرخ پوشش ریسک درون نمونه ای و برون نمونه ای محاسبه شده با استفاده از دو مدل رگرسیون خطی معمولی و مدل خود رگرسیون برداری یکسان شده وبه این نتیجه رسیدند که کارایی این دو مدل یکسان است.

گورمیت سینگ[۲۴] (۲۰۱۷) در مقاله ای به برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک و کارایی پوشش شاخص آتی NSE[۲۵] در هند پرداخته است . روش های اقتصاد سنجی مورد استفاده OLS، GARCH، EGARCH ، VARو VECM در چارچوب حداقل واریانس می باشد و نتایج حاکی از آن است که کمترین مقدار این نسبت ها مربوط به مدل EGARCH و OLS می باشد.

۳- روش شناسی پژوهش

در این پژوهش با استفاده از مدل تغییر رژیم مارکف، به محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک بازار سکه طلا بوسیله قراردادهای آتی به روش الگوی گارچ چند متغیره (همبستگی شرطی پویا) پرداخته شده است. با توجه به این که برای محاسبه این نسبت روش MS- DCC به عنوان نوآوری این تحقیق استفاده می شود، مبانی تئوریکی این روش در زیر به اختصار توضیح داده می شود.

۳-۱- مدل

ایده اضافه کردن تغییر رژیم مارکف به همبستگی توسط پلتیر[۲۶] (۲۰۰۴) مورد توجه قرار گرفته است. مدل پیشنهادی پلتیر مدلی است که ماتریس همبستگی بین رژیم ها تغییر می کند. با تبعیت از این مدل فرایند k – متغیره Yt به شکل زیر مفروض است:

$$Yt = H_t^{1/2}\, Ut \qquad (۳$$

که در آن U_t یک توزیع یکسان و مستقل[۲۷] $(0, I_k)$ است. ماتریس کوواریانس متغیر در طول زمان Ht می تواند به صورت زیر در می آید:

$$Ht \equiv St\Gamma tSt \qquad (۴$$

که در آن S_t یک ماتریس قطری شامل انحراف معیار $S_{i,t}$ i=1, …, k، و ماتریس T_t شامل همبستگی ها می باشد.S_t و T_t در طول زمان متغیر می باشند. لگاریتم درستنمایی[۲۸] می تواند بصورت زیر نوشته شود:

(۵

$$L = -1/2 \sum_{t=1}^{T} (K\log(2\pi) + \log(|H_t|) + Y'tH^{-1}\, tYt$$

$$L = -1/2 \sum_{t=1}^{T} (K\log(2\pi) + \log(|St\Gamma tSt|) + Y'tSt^{-1}\, \Gamma tSt^{-1}\, Yt$$

$$L = -1/2 \sum_{t=1}^{T} (k\log(2\pi) + + \log(|St| + \log(|\Gamma t| + \tilde{U}'t\, \Gamma t^{-1}\, \tilde{U}t$$

که در آن $[\tilde{U}t = [\tilde{U}1, t, \ldots, \tilde{U}K, t]'$ یک فرایند با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس Tt می باشد.این اولین بلوک ساخته شده از مدل است: برای تکمیل مدلسازی ماتریس کوواریانس، واریانس ها و همبستگی را بطور جداگانه مدلسازی می کنیم.

۳-۲- تغییر رژیم برای همبستگی ها

در این بخش به مدل تغییر رژیم در مورد همبستگی ها پرداخته می شود. این موضوع می تواند حالتی مابین مدل با همبستگی های ثابت بورلسلو[۲۹] (۱۹۹۰) و مدل همبستگی های شرطی پویای انگل[۳۰] (۲۰۰۲) باشد یعنی حالتی که همبستگی ها در هر دوره زمانی تغییر میکند . ماتریس همبستگی متغیر در طول زمان Tt بصورت زیر می باشد:

$$\Gamma t = \sum_{n=1}^{N} \mathbf{1}\{\Delta t = i\}\Gamma i \qquad (۶$$

که Δ_t یک متغیر تصادفی است که توسط یک زنجیر مارکف[۳۱] مستقل مرتبه اول U_t اداره می شود که می تواند N مقدار ممکن (Δ_t= 1,2,…,N) را بگیرد. نماد **1** تابع دلالت کننده[۳۲]می باشد. ماتریس های T_i ماتریس های همبستگی k درk می باشند(مثبت نیمه معین (PSD)[۳۳]، با قطر یک و عناصر غیرقطری بین ۱و -۱) که $T_j = T_i$ برای$i \neq j$. قانون احتمال Δ_t

را که توسط ماتریس احتمال انتقالش تعریف می شود را با $\prod$ نمایش می دهیم. احتمال خروج از مرحله i در دوره t به مرحله j در دوره t+1 توسط $\prod_{I,j}$ نشان داده می شود و احتمال محدود در مرحله i ، $\prod_I$ می باشد.

۳-۳- مروری بر مدل های گارچ چند متغیره

از آنجا که تلاطم بازارهای مالی مختلف در طول زمان با هم حرکت می کنند به کار گیری مدل های گارچ چندمتغیره که امکان تعامل این بازار ها را میسر می کند امری ضروری می باشد. بهترین تعمیم از مدل گارچ چند متغیره می تواند به صورت زیر نوشته شود:

(۷

$$H_t = c + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} Y'_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j h_{t-j}$$

مشهورترین مدل واریانس چند متغیره بطور صریح همبستگی شرطی ثابت بولرسلو(۱۹۹۰) می باشد.
از مدل های گارچ تک متغیره استاندارد ارائه شده توسط تیلور[۳۴](۱۹۸۹) و اسکورت[۳۵](۱۹۸۹) برای واریانس شرطی استفاده می شود. در این مدل انحراف استاندارد شرطی به صورت زیر دنبال می شود:

(۸

$$S_t = w + (\sum_{i=1}^{q} \tilde{\alpha}_i |y_{t-i}| + \sum_{j=1}^{p} \beta_j S_{t-j}$$

که در آن $\tilde{\alpha}_i = {\alpha_i}/{E\,|\tilde{u}_t|}$ می باشد. برتری این مدل نسبت به مدل نوسان تک متغیره بولرسلو(قدرمطلق به جای توان دوم) توسط گرنجر و دینگ (۱۹۹۳) مطالعه شده است و به این نتیجه رسیدند که مدل مبتنی بر قدرمطلق در اندازه گیری ریسک بهتر عمل می کند.

برای تفسیر مدل، ماتریس واریانس را به یک ماتریس همبستگی و یک ماتریس قطری انحرافات استاندارد تجزیه شده است. در نتیجه برای اینکه ماتریس واریانس PSD باشد فقط لازمست τ راPSD در نظر بگیریم .برای سادگی برآورد می توان راستنمایی GARCH تک متغیره را در یک مرحله ماکزیمم کنیم و سپس یک برآوردازماتریس همبستگی باقی مانده های استاندارد τ رابه کمک رابطه زیرداشته باشیم.

(۹

$$\tilde{\Gamma}_t = (1 - \sum_{i=1}^{q} a_i - \sum_{j=1}^{p} b_j)\Gamma + \sum_{i=1}^{q} a_i (\tilde{U}_{t-i} \tilde{U}'_{t-i}) + \sum_{j=1}^{p} b_j \Gamma_{t-j}$$

۴-۳- برآورد مدل تغییر رژیم

برای ماکزیمم کردن راستنمایی به ارزیابی زیر احتیاج داریم:

(۱۰

$$QL(\theta; Y) = \sum_{t=1}^{T} \log f(Y_t | Y_{t-1})$$

که درآن $Y_{t-1} = \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots\}$, و θ بردار مقادیر پارامتر است. متغیر Δtکه از ماتریس همبستگی مشتق می شود غیر قابل مشاهده است، برای رفع این مشکل از فیلتر همیلتون[۳۶] (۱۹۸۹و ۱۹۹۴) استفاده می شود. با تقسیم این مدل به دو قسمت یعنی تجزیه کوواریانس به همبستگی و انحراف معیارها ، می توان مدل را در دو مرحله مانند انگل (۲۰۰۲) برآورد کرد . اولین مرحله شامل پارامتر های همبستگی می شود. ابتدا به معرفی عناصر می پردازیم. پارامتر فضا Θ به دو قسمت Θ_1 برای پارامترهای مدل نوسانات تک متغیره و Θ_2 برای پارامترهای مدل همبستگی تقسیم می شود. توسط *QL1* راستنمایی را معرفی می کنیم :

(۱۱

$$QL_1(\theta_1, Y) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T} (K \log(2\pi) + 2\log(|S_t|) + U'_t U_t$$

و توسط *QL2*راستنمایی داده شده Θ_1 را معرفی می کنیم که روی *St* متمرکز می باشد:

(۱۲

$$QL_2(\theta_2, Y, \theta_1) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T} (K \log(2\pi) + \log(|\Gamma_t|) + U'_t \Gamma_t^{-1} U_t$$

ارزیابی این لگاریتم راستنمایی[۳۷] آسان است زیرا شامل استفاده از فیلتر همیلتون نخواهد بود.ولی برای ماکزیمم کردن $QL2$ مجبوریم از فیلتر همیلتون استفاده کنیم زیرا فرایند مرحله Δt قابل مشاهده نیست. با استفاده از نتایج همیلتون (۱۹۹۴) می دانیم که [۳۸] MLE احتمالات انتقالی را برآورد می کند و اگر احتمالات اولیه $\hat{\varepsilon}_{1|0}$ در تقاطع π و $T1$ نباشد، ماتریس های همبستگی به کمک معادلات زیر بدست می آیند:

(۱۳

$$\hat{\pi}_{i,j} = \frac{\sum_{t=2}^{T} P\left[\Delta_t = j, \Delta_{t-1} = i \middle| \hat{U}_T; \hat{\theta}_2\right]}{\sum_{t=2}^{T} P\left[\Delta_{t-1} = i \middle| \hat{U}_T; \tilde{\hat{\theta}}_2\right]}$$

(۱۴

$$\hat{\Gamma}_i = \frac{\sum_{t=1}^{T} (\hat{U}_T \hat{U}_T') P\left[\Delta_t = i \middle| \hat{U}_T; \hat{\theta}_2\right]}{\sum_{t=1}^{T} P\left[\Delta_t = i \middle| \hat{U}_T; \hat{\theta}_2\right]}$$

با یک مقدار اولیه $\hat{\theta}_2(0)$ برای بردار Θ_2 شروع میکنیم ، می توانیم یک بردار جدید$\hat{\theta}_2(1)$را با استفاده از معادلات فوق محاسبه کنیم، سپس به تکرار ادامه می دهیم تا جایی که اختلاف بردار $\hat{\theta}_2(n+1)$ و $\hat{\theta}_2(n)$ خیلی کم شود.

۳-۵- نرخ پوشش ریسک حداقل واریانس (MVHR) [۳۹]

همانطور که در بخش مبانی نظری ذکر شد، نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس (مستقل از رژیم) در طول زمان متغیر می باشد که در اینجا با χ_t به صورت زیر معرفی می شود:

(۱۵

$$\chi_t = \frac{Cov(r_{c,t}, r_{f,t} | \varphi_{t-1})}{Var(r_{f,t} | \varphi_{t-1})}$$

در آن$(\Psi_{t-1} \mid r_{c,t}$ و $r_{f,t})$ و $Cov(r_{f,t} \mid \Psi_{t-1})$ Varبه ترتیب کوواریانس و واریانس شرطی بازده های آتی و نقدی و واریانس شرطی بازده های آتی و Ψ_{t-1} مربوط به اطلاعات تا زمان t-1 می باشد . لی[۴۰] (b ۲۰۰۹) یک رابطه برای محاسبه نسبت پوشش ریسک با تغییر رژیم s – مرحله ای بصورت زیر ارائه کرد:

(۱۶

$$\chi_t = \frac{\sum_{i=1}^{S} Cov(r_{c,i,t}, r_{f,i,t} | \varphi_{t-1})}{\sum_{i=1}^{S} \rho_{i,t}^2 Var(r_{f,i,t} | \varphi_{t-1})}$$

که در آن $Pi,t,i \in \{1,2,\ldots,S\}$ احتمالات مرحله i و$Cov(r_{c,i,t}, r_{f,i,t} \mid \varphi_{t-1})$و $Var(r_{f,i,t} \mid \varphi_{t-1})$ به ترتیب کوواریانس و واریانس شرطی بازده هـای آتـی و نقـدی در مرحله i می باشد.

۴- تجزیه و تحلیل داده ها

داده های مورد استفاده در این تحقیق قیمت های روزانه آتی و نقدی سکه بهار آزادی از تاریخ ۹۶/۱/۶ تا ۱/۲۹/ ۹۷ می باشد. قیمت های آتی از سایت بورس کالا و قیمت های نقدی از بانک مرکزی اتخاذ شده است. از آنجا که در هر روز چند قرارداد آتی با سررسیدهای مختلف معامله می شود ، لذا با استفاده از روش نزدیک ترین تاریخ سررسید [۴۱] به یک سری واحد تبدیل شده است. این کار به این دلیل انجام می شود که تا رسیدن به اولین روز صادره از سررسید یک قرارداد آتی ، بیشتر سرمایه گذاران قراردادهای خود را می بندند یعنی وارد قراردادی با موضعی عکس موضع قبلی خود می شوند. از طرف دیگر تلاطم بازده قراردادهای آتی در ماه سررسید به طور فزاینده افزایش می یابد. بطوری که مدلسازی آن را با دشواری زیاد روبه رو می سازد. به عبارت دیگر، دلیل انتخاب نزدیکترین سررسید به عنوان قیمت آتی این است که تعداد معاملات انجام شده بر روی آن بیشتر از سایر قراردادها بوده و در نتیجه قیمت های کشف شده در بازار از اعتبار بیشتری برخوردار می باشد. در واقع قیمت های آتی، قیمت های تسویه روزانه این قراردادها می باشند که مطابق مقررات در پایان ایام معاملات توسط بورس گزارش می گردند. برای تولید

سری زمانی پیوسته از قیمت قراردادهای آتی نیاز به غلتاندن[۴۲] موقعیت آتی از یک سررسید به سررسید بعدی در قرار داد آتی می باشد لذا با رسیدن به سررسید هر قرارداد آتی برای ادامه از قیمت نزدیک ترین سررسید بعدی قراردادهای آتی استفاده خواهیم کرد. برای برآورد نسبت بهینه پوشش ریسک لازم است در ابتدا بازدهی روزانه قیمت های نقدی و آتی محاسبه گردد . بازده یک سبد دارایی به صورت

$$R_t = \log(P_t / P_{t-1})$$

محاسبه شده و خصوصیات آماری آنها نیز به اختصار در جدول زیر آورده شده است:

جدول ۲- خصوصیات آماری بازده نقدی و آتی

	بازده نقدی روزانه	بازده آتی روزانه
میانگین	۰/۰۰۰۵۸۹	/۰۰۰۵۵۶
ماکسیمم	/۰۳۹۸۸۹	۰/۰۲۹۹۴۷
مینیمم	-۰/۰۳۹۴	-۰/۰۱۸۶۵
میانه	۰/۰۰۰۲۹۷	۰/۰۰۰۲۳۹
انحراف معیار	۰/۰۰۴۹۹۳	۰/۰۰۴۰۲۵
چولگی	۰/۰۳۰۸۵۴	۱/۴۴۵۸۷
کشیدگی	۲۶/۸۸۷۷۷	۱۵/۰۷۹۳۲

ماخذ : یافته های تحقیق

چنانچه اطلاعات جدول فوق نشان می دهد بازده قیمت های آتی و نقد دارای توزیع نرمال نبوده اما چنان چه قیمت های آتی از فرایند مارتینگل خالص[۴۳] تبعیت نمایند، آنگاه نسبت های بدست آمده از روش های حداکثرکننده مطلوبیت و حداقل کننده ریسک یکسان خواهند بود. منظور از فرایند مارتینگل خالص این است که امیدریاضی بازده قیمت های آتی از نظر آماری برابر صفر باشند. برای بررسی وجود این فرایند از آماره t استفاده می کنیم:

(۱۷

$$t = \frac{E(r_f) - 0}{SD_{rf}}$$

که در آن $E(r_f)$ میانگین بازده قیمت های آتی و SD_{rf} انحراف معیار آن است. به کمک جدول فوق مقدار این آماره برابر ۰,۱۳۸۰۳۷۲۷ بدست می آید . به سادگی می توان تشخیص داد به دلیل انحراف معیار نسبتا بزرگ بازده قیمت های آتی در مقایسه با میانگین آن نمی توان فرض صفر بودن میانگین را رد کرد و در نتیجه مشخص می شود که قیمت های آتی از فرایند ماتینگل خالص تبعیت می کنند. با توجه به جدول ۲مقدار زیاد کشیدگی توزیع بازده ها نسبت به نرمال نشان می دهد که احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی بازده ها تخصیص می یابد، به عبارت دیگر احتما ل رخداد افزا یش یاکاهش ها ی ناگهانی قیمت در بازار سکه وشکل گیری تکانه های شدید وجود دارد.

۴-۱- نتایج پژوهش

در این قسمت نسبت بهینه پوشش ریسک قراردادهای آتی با استفاده از روش MS_ DCC تخمین زده خواهند شد. بیلیو و کاپورین(۲۰۰۵)[۴۴] اعتقاد داشتند که استفاده از دو رژیم برای پیکر بندی مدل هر گونه مشکل مربوط همگرایی را محدود خواهد کرد. بنابراین در این پژوهش بر برآورد مدل با دو رژیم مختلف تمرکز کرده ایم. نتایج تخمین پارامتر های مدل گارچ در دو رژیم به صورت زیر می باشد:

رژیم اول:

alpha | beta | omega

۰,۱۰۴۳ ۰,۹۴۷۷ ۰,۰۳۱۴

۰,۰۱۶۲ ۰,۰۳۵۱ ۰,۰۳۲۳

رژیم دوم:

۰,۱۰۹۸ ۰,۰۰۰۰ ۰,۱۲۳۸

۰,۰۰۷۱ ۰,۵۰۰۳ ۰,۰۴۷۰

ماتریس های همبستگی :

رژیم اول:

۰,۶۹۹۸ ۱,۰۰۰۰

۱,۰۰۰۰ ۰,۶۹۹۸

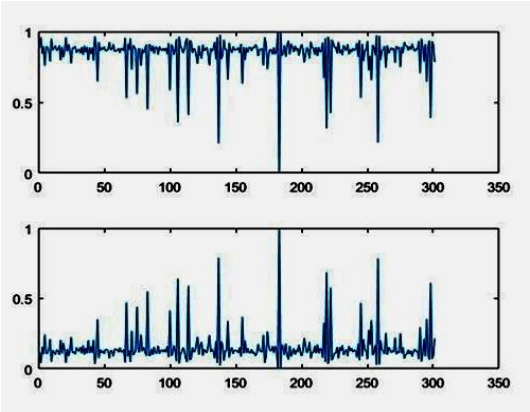
رژیم دوم:

۰,۲۰۷۵ ۱,۰۰۰۰

۱,۰۰۰۰ ۰,۲۰۷۵

منبع :خلاصه خروجی نرم افزار[۴۵] MATLAB

نتایج حاصل ازتخمین پارامترهای مربوط به مدل موردنظر حاکی از آن است که دوره زمانی مورد مطالعه تحت دو رژیم با همبستگی بالا و پایین شناسایی می شود . بررسی همبستگی ها در رژیم های مختلف نشان می دهد که این همبستگی ها در دو رژیم دارای تفاوت معناداری از یکدیگر هستند که این مورد تائیدی بر وابسته بودن همبستگی ها به متغیر رژیم است. بنابر این مدل انتخاب شده از نتایج معناداری برخوردار است. وضعیت رژیم های حاصل از تخمین نیز در شکل زیر ارائه شده است:



با مقایسه نمودار ۳ و نمودار ۱-۲می بینیم رژیم یک بیانگر رژیم بازدهی پایین بازار آتی و رژیم دو بیانگر بازدهی بالای بازار آتی می باشد . همچنین ماتریس احتمالات گذار[۴۶] نیز به صورت زیر بدست آمده است که احتمال گذار از مرحله i به مرحله j در زمان t+1 را نشان می دهد:

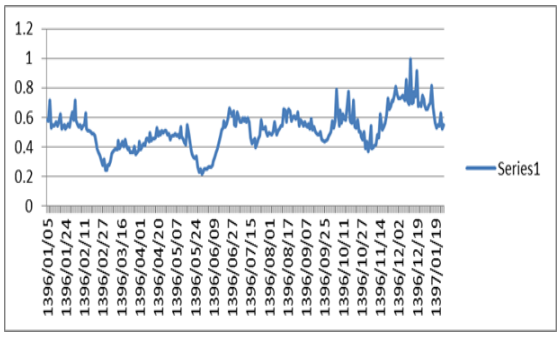
π	Stage1	Stage 2
Stage1	۰,۹۹۸۶	۰,۸۲۲۴
Stage 2	۰,۰۰۱۴	۰,۱۷۷۶

نتایج این ماتریس نشان می دهد که احتمال ماندن در رژیم یک تقریبا برابر ۹۹ درصد و احتمال ماندن در رژیم دو تقریبا برابر ۱۷ درصد می باشد . همچنین احتمال گذار از رژیم دو به رژیم یک برابر ۸۲ درصد و احتمال گذار از رژیم یک به رژیم دو تقریبا برابر صفر درصد است. در نتیجه احتمال ماندن در رژیم یک به طور قابل توجهی از احتمال ماندن در رژیم دو بزرگتر است . حال می توان با استفاده از داده های مربوط به بازدهی های نقدی و آتی و نتایج تخمین به محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک پرداخت، برای این منظور ، میتوان به کمک رابطه۲۵ این نرخ را در حالت s- مرحله ای محاسبه نمود که این رابطه برای حالت خاص دو رژیمی بصورت زیر ساده می شود:

(۱۸

$$\chi_t = \frac{\rho_{1,t}^2 Cov(r_{c,1,t}, r_{f,1,t}|\varphi_{t-1}) + (1-\rho_{1,t})^2 Cov(r_{c,2,t}, r_{f,2,t}|\varphi_{t-1})}{\rho_{1,t}^2 Var(r_{f,1,t}|\varphi_{t-1}) + (1-\rho_{1,t})^2 Var(r_{f,2,t}|\varphi_{t-1})}$$

که در آن $\rho_{1,t}$ احتمال رژیم مرحله یک در زمان t است . با محاسبه رابطه ۲۶ به کمک نتایج تخمین مانند واریانس و کوواریانس شرطی دررژیم های مختلف ، نمودار سری زمانی این نرخ ها در فواصل زمانی مورد نظر به صورت زیر می باشد:



نمودار۴- نرخ بهینه پوشش ریسک

مشاهده می شود نسبت بهینه پوشش ریسک همسو با رژیم های بازده اندک در بازار آتی هاست و این نسبت در طول زمان متغیر وبصورت سری زمانی خواهد بود، همچنین از آنجایی که همبستگی در کوتاه مدت چندان زیاد نیست لذا نسبت بهینه پوشش ریسک همواره کمتر از یک بدست آمده است درنتیجه تعداد قرارداد آتی در سبد دارایی ها کمتر از تعداد قرارداد نقدی است و این به معنی هزینه کمتر نسبت

به استراتژی پوشش ریسک ساده می باشد . شایان ذکر است روش موردنظر در انتقال شوک های بازار، الگو های متفاوتی را در هر رژیم نمایش می دهدو به نظر می رسد تغییرات این نسبت با اخبار مختلف مرتبط باشد لذا در قسمت بعد این موضوع بررسی می شود:

۴-۲- استنتاج از نسبت بهینه پوشش ریسک و تحلیل اقتصادی آن

با توجه به آنکه نسبت بهینه پوشش ریسک به کمک واریانس و کوواریانس شرطی بازدهی های نقدی و آتی سکه طلا بدست می آید و همچنین به دلیل تغییر همبستگی بین این بازده ها در هر رژیم ، تمامی عواملی که بر قیمت ها و در نتیجه بازدهی ها تحت رژیم های مختلف تاثیر گذار است، می تواند این نسبت را تغییر دهد. در این راستا پس از بررسی عوامل موثر بر قیمت نقد و آتی و آنالیز همبستگی پویای آنها، به تحلیل اقتصادی نقاط اکسترمم سری زمانی نسبت بهینه پوشش ریسک می پردازیم.

طبق مطالعات پیشین قیمت سکه در ایران نه تنها تحت تأثیر قیمت جهانی طلا ، نرخ دلار، قیمت جهانی نفت، تورم، نرخ بهره و شاخص سهام می باشد بلکه عوامل متعدد داخلی، شرایط اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی نیز بر آن مؤثراست. عوامل دیگری مانند اعیاد و جشنهاوتحولات سیاسی نیز برتقاضای طلا تأثیر می گذارند. (دلاوری ۱۳۹۱) در نتیجه هر عاملی بر قیمت اونس جهانی تاثیر گذار است (مانند نرخ بهره فدرال رزرو ، نرخ بیکاری و نرخ تورم در امریکا) بر قیمت سکه نیز موثر است. هم به لحاظ تئوریک در فرمول های قیمت گذاری و هم به لحاظ تجربی معاملات و تحقیقاتی که در دنیا انجام شده است نشان می دهد که هر نوع نوسانی در بازار نقدی بطور خاص تاثیر خود را بر بازار آتی خواهند گذاشت . طبق فرضیه بازار کارا که بر اساس آن اطلاعات به سرعت در بازار منتشر می شوند، طبیعتا قیمت های بازار های آتی قیمت هایی هستند که آینده را پیش بینی می کنندو حکایت از روند معاملاتی و قیمت سکه طلا در آینده دارد.[۴۷].عوامل موثر دیگر بر تغییرنسبت بهینه پوشش ریسک نرخ بهره، حجم آتی معامله شده، زمان تا سررسید ، ریسک قیمت نقدی، نرخ ارز و موقعیت اقتصادی از کشورها ذکر شده اند. (شانتارام هد و کنت نان[۴۸]۱۹۸۵). ازطرفی دیگر با بهره از نظریه تعادل عمومی والراس[۴۹] برای تحلیل اقتصادی باید تاثیر بازار های دیگر نیز همزمان بررسی شوند(سیاح و صالح آبادی ۱۳۸۴) زیرا با تاثیر آنها بر بازار طلا نسبت بهینه پوشش ریسک نیز تحت رژیم های مختلف تغییر خواهد کرد. می دانیم افزودن یک دارایی با همبستگی کم ریسک را کاهش می دهد لذا می توان چنین نتیجه گیری کرد که اخباری که منجر به نا اطمینانی های بیشتری در بازار می شود ،موجب تغییر رژیم به همبستگی بالا شده و با توجه انتظارات عقلایی احتمال ریسک بیشتر در آینده پیش بینی می شود، لذا سرمایه گذاران را به عقد قراردادهای آتی بیشتر جهت جبران این ریسک راغب کرده و در نتیجه نسبت بهینه پوشش ریسک افزایش می یابد و برعکس در شرایط خوش بینی با انتقال به رژیم با همبستگی کم، این نسبت کاهش می یابد. بطور مثال وقتی بحران های مالی اتفاق می افتد، شوک ها سبب افزایش در همبستگی شده و به طور عمومی این نسبت بیشتر می شود .(ادواردو اورتانتو[۵۰]۲۰۰۵)

با توجه به نتایج فوق، در تحلیل اقتصادی عمده ترین نوسانات (نقاط اکسترمم) نمودار نسبت های بهینه پوشش ریسک و تطبیق آن با تحلیل اخبار منتشر شده در بازه زمانی مربوطه [۵۱]، چنین می توان گفت :

- اولین نقطه مینیمم نسبی این سری زمانی مربوط به ۲۴ اردیبهشت ۹۶می باشد که به نظر می رسد عواملی همچون اعلام فدرال رزرو در خصوص احتمال کاهش نرخ بهره امریکا ، امضای ترامپ به نفع برجام از یک سو و از سوی دیگر عدم ایجاد شوک ناگهانی معامله گران با توجه به پیام هیجان صفر در سه بازار دلار، طلا و بورس از آینده

انتخابات، حرکت بازارها در مدار آرامش در سیطره انتخابات ریاست جمهوری اسلامی ایران انتظار و رشد حجم معاملات سکه آتی منجر به کاهش نسبت بهینه پوشش ریسک شده است . دلیل آن را می توان انتظارات آینده سرمایه گذاران و پیش بینی ریسک کمتر در بازار طلا با توجه به برآیند عوامل مذکور دانست .

- نقطه مینیمم مطلق (۰/۲۱۹۹۸۶)مربوط به ۲۹ مرداد ۹۶می باشد که کاهش چشمگیر این نسبت در این روز را می توان به دلایلی همچون پیشروی تقاضای مصرفی در بازار ها در نتیجه افزایش هزینه های خانوارها با رشد درآمدها ، رشد بازار سهام پس از انتخابات و انتقال نقدینگی از بازار آتی به بازار سهام ، همچنین خوش بینی به توافق اوپک و متحدانش ، روند نزولی اونس جهانی ، نوعی رکود در معاملات آتی به دلیل ثبات قیمت دلار ، کاهش حجم معاملات نسبت به گذشته و ریسک گریزی معامله گران طلا مربوط دانست.
- تغییر عمده بعدی (ماکسیمم نسبی) در ۲۶ شهریور۹۶ به چشم می خورد که از یک طرف کاهش بازدهی بازار سهام، زمزمه های کاهش نرخ سود، خیزهای ناتمام بازار نفت و طلا در نتیجه فشار ریسک پذیری بر بازار ارز واز طرفی دیگر رفتارهای غیر قابل پیش بینی رئیس جمهوری امریکا و خبر های تخریب برجام توسط امریکا ، سیگنال افکار عمومی امریکا به جنگ و انتظار برای افزایش قیمت اونس جهانی با توجه به داده های منتشر شده توسط کمیسیون تجارت سلف کالا (*CFTC*) عواملی هستند که با تاثیر بر انتظارات آینده سرمایه گذاران بر پیش بینی ریسک بیشتر، سبب افزایش نسبت بهینه پوشش ریسک شده اند.
- نقطه ماکزیمم نسبی دیگری مربوط به ۹ دی ۹۶ است که عواملی همچون نااطمینانی در مورد تصمیم ترامپ در خصوص از سر گرفتن تحریم ها علیه ایران ، تغییر جهت در بازار ارز وافزایش نرخ تورم، افت و خیز شاخص سهام ، خروج بازار مسکن از رکود، افزایش قیمت نفت ایران، عبور طلا از سد مقاومتی، سقوط قیمت بیت کوین و تاثیر گزارشات تحلیلگران بازار جهانی طلا۵۲ بر ترغیب سرمایه گذاری در بازار طلا مجددا سبب افزایش نااطمینانی و افزایش نسبت بهینه پوشش ریسک جهت جبران ریسک انتظاری شده است.
- تغییر عمده بعدی (مینیمم نسبی) مربوط به ۶ بهمن ماه ۹۶ می باشد که به دلیل درخشش طلا در بازار جهانی با توجه به اطلاعات سایت کیتکو ، رشد شاخص سهام با سیگنال های جهانی ، رفع استرس از بازار نفت با سیگنال های اوپک، تحقق تولید ۶ تن طلا در سال جاری، خبر پیش فروش سکه در بازار داخلی از نیمه بهمن مجددا انتظار ریسک کمتری را برای سرمایه گذاران رقم زده و بدین جهت نسبت مورد نظر کاهش یافته است.
- نقطه ماکسیمم مطلق این سری زمانی (۰/۹۹۲۹۱۸) در تاریخ ۱۲ اسفند ۹۶ می باشد ، هدایت سرمایه گذاران ریسک پذیر به سمت دارایی های امن به دلیل نقاط ابهامی مانند روند کم نوسان بازار سهام رفتارهای چند گانه معامله گران سهام به دلیل عدم قطعیت در بازار سهام داخلی ، نا اطمینانی به روند نرخ ارز، سرنوشت برجام و آینده نرخ سود بانکی و روند بازار های جهانی با توجه به گزارش تحلیلگران[۵۳] ، افزایش خریدهای پایان سال ، تورم بازار مسکن، سایه سنگین جنگ تجاری بربازارها از یک سو و از سوی دیگر نا آرامی ها و تنش ها در بازار داخلی به دلیل شرایط سیاسی هراس ترامپی در بازار ها و توقف حراج سکه عواملی هستند که سبب نااطمینانی نسبت به آینده و پیش بینی های ریسک بیشتر در بازار طلا، مجددا سرمایه گذاران را به افزایش نسبت بهینه پوشش ریسک به طرز چشمگیری سوق داده است.

۵- نتیجه گیری و بحث

واکنش های مختلف در بازارهای مالی، در شرایط متفاوت یکی از مشخصه های اصلی این بازار ها بوده و همین موضوع لزوم بکارگیری ابزارهای گوناگون پوشش ریسک را روشن می کند . در این مطالعه به منظور محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس به کمک مدل انتقال رژیم گارچ چند متغیره از نوع همبستگی پویا، داده های روزانه بازده قیمت های نقدی و آتی سکه طلا و در بازه زمانی۱/۶/ ۱۳۹۶ تا ۱/۲۹/ ۱۳۹۷ مورد برآورد قرار گرفته است . لازم به تأکید است که موضوع انتقال رژیم با استفاده از یکی از رایج ترین مدل های غیرخطی یعنی مدل مارکف سوئیچینگ صورت گرفت. مطابق نتایج تحقیق و مبتنی بر مدل *MS_DCC* چنین نتیجه گیری می شود که نسبت بهینه پوشش ریسک در طول زمان متغیر و همواره کمتر از یک بدست می آید و این به معنی هزینه کمتر نسبت به استراتژی پوشش ریسک ساده می باشد. بطور کلی در زمان افزایش نا اطمینانی ها و پیش بینی های ریسک بیشتر در بازار طلا، با انتقال به رژیم با همبستگی بالا، نسبت بهینه پوشش ریسک افزایش و هنگام رفع نااطمینانی در شرایط خوش بینی و ثبات نسبی بازار با انتقال به رژیم با همبستگی کم، این نسبت کاهش می یابد . درنتیجه ی تحلیل اقتصادی اخبار موثر بر عمده ترین نوسانات سری زمانی این نسبت ها ،در بین شش نقطه اکسترمم، مینیمم مطلق آنها مربوط به روز۲۵ مرداد ۹۶ تحت تاثیرعواملی همچون انتقال نقدینگی از بازار آتی به بازار سهام درسیطره انتخابات و در ۱۲ اسفند ۹۶ (نقطه ماکسیمم مطلق) شرایطی مانند هدایت سرمایه گذاران به سمت دارایی های امن به دلیل آشفتگی ها و شرایط سیاسی هراس ترامپی در بازار ها موجب تغییرات چشمگیر نسبت مذکور شده اند. نتایج همچنین نشان می دهد رژیم یک بیانگر رژیم بازدهی پایین بازار آتی و رژیم دو بیانگر بازدهی بالای بازار آتی می باشد که بنابراین نتیجه گیری نهایی چنین است که با توجه به نوسانات زیاد بازار سکه طلا در ایران ، در استفاده از قراردادهای آتی جهت پوشش ریسک می بایست نوع رژیم مدنظر قرار گیرد تا بتوان برای سرمایه گذاران و پوشش دهندگان ریسک جهت تصمیم گیری در شرایط مختلف، بهترین استراتژی پوشش ریسک را پیشنهاد کرد.

فهرست منابع

* •ابراهیمی، محسن و قنبری، علیرضا، (۱۳۸۸)، پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، سال نهم، شماره ۳.
* •اسکندری ودیگران (۱۳۹۴)، بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک ارز با استفاده از قرارداد آتی طلا در بازار مالی ایران، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار ، شماره بیست و پنجم / زمستان ۱۳۹۴.
* •بکی حسکوئی و خواجوند(۱۳۹۳) پیشبینی نوسانات بازارهای آتیهای نفت با استفاده ازمدلهای گارچ و مدلهای تغییر رژیم مارکف گارچ، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره بیست و سوم پاییز ۱۳۹۳.
* •بهرامی، جاوید و اکبرمیرزاپور، باباجان، (۱۳۹۱)، نسبت بهینه پوشش ریسک در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران، فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی ، شماره ۲۴ ، ص ۲۰۶-۱۷۵ .
* •سیاح، سجاد و صالح آبادی،علی،(۱۳۸۸)، ترجمه اثر جان هال،مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک، کارگزاری مفید.
* Baillie, R., Myers, R., (1991), Bivariate GARCH Estimation of The Optimal Commodity Futures Hedge, Journal of Applied Econometrics, vol. 6.
* Basher, S. A.; Haug, A. A. and Sadorsky, P. (2015). "Oil prices, exchange rates and emerging stock markets". Energy Economics 34. Pp. 227-240.
* Brage, F., Martin, L., Meilke, K., (1989), Cross Hedging The Italian Lira/US Dollar

Exchange Rate with deutsch Mark Futures, Journal of Futures Market, Vol. 9, PP.87-99.

* Bollerslev, T., (1990), Modeling The Coherence in Short-Run Normal Exchange Rates: Multivariate Generalized ARCH Model, The Review of Economics and Statistics.
* pelletier. D.' 2004, Regime Switching for Dynamic Correlations.' forthcoming in journal of Econometrics.
* Ederington, L., (1979), The Hedging Performance of The New Futures Markets, Journal of Finance, Vol. 34, PP. 157–170.
* Engle, R., Sheppard, K., (2011), Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. NBER Working Paper, no.8554.
* Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica, 57(2):357–384.
* Johnson, L., (1960), The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures, Review of Economic Studies, Vol. 27, PP. 139–151.
* Lee, H. T., 2009a. Optimal futures hedging under jump switching dynamics. Journal of Empirical Finance16, 446-456.
* Pok, W., Poshakele, S., Ford, J., (2009), Stock Index Futures Hedging in The Emerging Malaysian Market, Global Finance Journal, Vol. 20, PP. 273-288.
* Tse, Y.K., K.C. Tsui (2002), "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time Varying Correlations", Journal of Business and Statistics, 20: 351-362

یادداشت‌ها

[1] Multivariate Generalized Auto -Regressive Conditional Heteroskedasticity
[2] Dynamic Conditional Correlation
[3] Markov Switching
[4] نسبت بهینه پوشش ریسک ساده برابر یک است
[5] Johnson(1960)
[6] Markov Switching - Dynamic Conditional Correlation
[7] Minimum Variance
[8] Mean-Extended-Gini
[9] Generalized Semi Variance
[10] Mean-Risk
[11] Sharpe Ratio
[12] Mean-MEG
[13] Mean- GSV
[14] Value at Risk
[15] Johnson(1960)
[16] Ederington, L.(1979)
[17] Ordinary Least Squares
[18] Vector Autoregression
[19] Vector Error Correlation Model
[20] Constant Conditional Correlation
[21] Brage, F., Martin, L., Meilke, K.(1989)
[22] Pok, W., Poshakele, S., Ford, J.(2009)
[23] Al Azzawi ,L. , Lombana,E,.(2013)
[24] Gurmeet Singh(2017)
[25] National Stock Exchange
[26] Pelletier (2004)
[27] Independent and identically distributed (i.i.d.) process
[28] Log Likelihood
[29] Bollerslev(1990)
[30] Engle (2002)
[31] Markov Chain
[32] Indicator Function
[33] Positive semi- definite
[34] Taylor (1986)
[35] Schwert (1989)
[36] Hamilton Filter
[37] Log Likelihood
[38] Maximum likelihood estimation
[39] Minimum Variance Hedge Ratio
[40] Lee(2009b)
[41] در روش نزدیک ترین تاریخ سررسید(nearest time to maturity) قبل از رسیدن به اولین روز ماه سررسید هر قرارداد، قیمت آتی همان قرارداد به کار گرفته می شود و از اولین روز ماه سررسید از قیمت آتی قراردادي که نزدیک ترین تاریخ سررسید را دارد استفاده می شود.
[42] Roll Over
[43] Pure Martingle
[44] Billio & Caporin (2005)
[45] تخمین مدل مطابق کد برنامه نویسی مقاله پلتیر با عنوان Regime Correlation"Switching for Dynamic " اجرا گردیده است.
[46] Transition Probability Matrix
[47] Chiristos Floros(2007)
[48] Shantaram Hegde & Kenneth P. Nunn(1985)
[49] Walrus General Equilibrium
[50] Edoardo Otranto(2005)
[51] برگرفته از مطالعات کتابخانه ای(سایت کیتکو، روزنامه دنیای اقتصاد، دو ماهنامه بورس کالا، گزارشات بانک مرکزی و ...)
[52] در گزارشی توسط مت بادیالی اشاره به تاثیر عواملی همچون ذخایر جهانی طلا ، ارزش دلار و بی ثباتی های جهانی بر افزایش بهای طلا می گوید مهم ترین دلایل این افزایش قیمت محدودیت ذخایر طلا و تزریق میلیارد ها دلار پول به بازار های امریکا و جهان برای مقابله با اثرات بحران اقتصادی سال ۲۰۰۸ بوده است. قیمت طلا به شرایط اقتصادی جهان و چند عامل دیگر وابسته است که ارزش پول و بی ثباتی و ناامنی سرمایه در جهان مهم ترین آنها هستند در شرایطی که ما نسبت به ارزش پول بی اعتماد می شویم بهتر بن جایگزین طلاست . در خبر ها آمده بود فدرال رزرو قصد دارد نرخ بهره را افزایش دهد که به رشد ارزش دلار منجر می شود . اما بعید است این اتفاق بیفتد زیرا در شرایط کنونی امریکا به دلار ارزان تر نیاز دارد بنابر این پیش بینی می شود تا پایان ۲۰۱۸ ارزش دلار در برا بر سایر ارز ها سیر نزولی داشت باشد یا ثابت بماند. نا امنی و بی ثبا تی های منطقه ای نیز از عواملی است که به افزایش محبوبیت طلا برای سرمایه گذاران کمک می کند .
مایک بورنیک تحلیلگر موسسه تحقیقاتی وایس در اواخر ۲۰۱۷در یادداشتی اعلام کرده بود : سطح کنونی قیمت ها نشان می دهد که زمان جهش طلا هنوز فرا نرسیده است. شاخص ها می گویند منتظر پایین آمدن قیمت ها باشید این همان فرصت طلایی خرید است. پس از آن با جمع شدن فنر قیمت ها باید به انتظار جهش دوبا ره طلا بود. بورنیک دلایل افت طلا تا سال ۲۰۱۸را چنین تشریح کرده بود :خروج سرمایه گذاران خرد به دلیل سود پایین، کاهش فروش سکه طلا در امریکا و کاهش صندوق های تامینی از حجم قراردادهای آتی طلا. این دلایل باعث می شود سرمایه

گذاران بدبین از بازار خارج شوند و خروج آنها فنر قیمت را باز هم پایین می کشدو صحنه را برای جهش دوباره طلا فراهم می کند.

[۵۳] لاری ادلسون از موسسه وایس پیش بینی کرد تا سال ۲۰۲۰ بازار طلا شاهد تحولات زیادی خواهد بود و بهتراست سرمایه گذاران با تغییر پورتفوی خود به سمت بازار طلا از حالا به فکر آینده بود.