فصلنامـه اقتصاد مالی
سال دوازدهم / شماره ۴۳ / تابستان ۱۳۹۷
صفحه ۱۵۳ تا ۱۷۸

کاربرد قراردادهای سلف موازی استاندارد بورس انرژی در پوشش ریسک قیمت بازار برق ایران*

علی طیب‌نیا [۱]
محسن مهرآرا [۲]
مهران کیانوند [۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۳/۲۲

چکیده

این مقاله کاهش ریسک مالی نیروگاه های بخش خصوصی در بازار برق ایران را مورد توجه قرار می دهد. ریسک قیمت به عنوان بزرگترین ریسک مالی بازار برق، با استفاده از تنها ابزار در دسترس یعنی قرارداد سلف موازی استاندارد بورس انرژی ایران پوشش داده می شود. بدین منظور از استراتژی های ایستا و پویای پوشش ریسک بهینه استفاده می گردد. نتایج این مطالعه برتری استراتژی های پویا را از منظر اثر بخشی پوشش ریسک نشان می دهد. در بین روش های پویا برتری با مدل های واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیونی با ضرایب همبستگی پویا و ایستا نسبت به مدل کاپولا-گارچ است ولی با توجه به قید نقدینگی در معاملات قرارداد سلف استاندارد و تفاوت جزئی در کارایی و اثربخشی بین این مدل ها، موثر بودن روش کاپولا-گارچ مشخص می گردد. با توجه به کارایی پایین پوشش ریسک در کوتاه مدت در بازارهای برق ایران و جهان، و همچنین میزان نقدینگی در صنعت برق که موجب نگرش تامین مالی به جای پوشش ریسک در فعالان بازار گردیده، توسعه معاملات بورس انرژی ایران و فعال تر شدن نمادهای بلندمدت تر به منظور پوشش کاراتر ریسک قیمت به سیاستگذاران بازار برق و بورس انرژی ایران توصیه می گردد.

واژه‌های کلیدی: مدیریت ریسک، بازار برق، قرارداد سلف موازی استاندارد، اثربخشی پوشش ریسک.

طبقه بندی JEL: Q4,G1, G32

* این مقاله مستخرج از رساله دکتری می باشد.

۱- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) taiebnia@ut.ac.ir
۲- استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. mmehrara@ut.ac.ir
۳- دانشجوی دکترای دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. mehrankianvand@ut.ac.ir

۱- مقدمه

تلقی عمومی در مورد صنعت برق و تعرفه های آن مبتنی بر نظام تعرفه گذاری با نرخ های ثابت و پله ای است که بیشتر از حوزه توزیع و دید مصرفی جلوه کرده و مورد توجه است. در ورای چنین تصویر ساکنی، بازار برقی در ایران وجود دارد که از سال ۱۳۸۲ شکل گرفته و قیمت برق در آن بسیار پویا و متغیر است. برق به عنوان یک کالا ویژگی هایی دارد که باعث تمایز آن با سایر کالاها از نظر قیمت گذاری می شود. (ورون، ۲۰۱۴)، این ویژگی ها را چنین بر می شمارد:

- غیر قابل ذخیره بودن و لزوم پایداری سیستم قدرت
- تاثیر آب و هوا (دما، سرعت باد، پیش بینی ها و ...)
- شدت فعالیت های تجاری و فعالیت های روزمره (ساعات پیک و غیر پیک، روزهای هفته و آخر هفته، تعطیلات و ...)
- کشش ناپذیری تقاضا

این عوامل باعث می شوند که قیمت نقدی برق ویژگی های عمده ایی همچون نوسان های بالا، رفتار فصلی، بازگشت به میانگین و پرش های قیمتی را از خود نشان دهد که در نمودار (۱) پیوست می توان آشکارا مشاهده نمود. مبرهن است که چنین تغییرات شدید در قیمت برق می تواند بر سود آوری خریداران و فروشندگان اثر گذارده و با تاثیرهایی که در ثبات مالی شرکت ها می گذارد، باعث اخلال در برنامه ریزی دقیق کسب و کار شده و منجر به کاهش انگیزه های سرمایه گذاری گردد. به عنوان یک رویداد تاریخی همانطور که در مقاله (بسمبیندر و لمون، ۲۰۰۲) آمده، تغییرهای شدید قیمت در بازار برق کالیفرنیا در سال ۲۰۰۰، مشکلات نقدینگی برای دو شرکت توزیع خصوصی برق[1] ایجاد نمود و عدم ایفای تعهدات توسط این شرکت ها بدلیل عدم وجود نقدینگی کافی، در ادامه موجبات ورشکستگی آن ها را فراهم کرد.

آنچه گفته شد، لزوم پوشش ریسک تغییرات قیمت برق توسط بازیگران بازار و ضرورت این تحقیق را مشخص می سازد. عمده ترین ابزارهایی که برای پوشش ریسک در اختیار فعالان بازارهای برق در سرتاسر جهان است، انواع مشتقات مالی از جمله قرارداد پیمان آتی، قرارداد آتی ها، انواع اختیارهای معامله و ... می باشد. در ایران، تنها ابزار مدیریت ریسک، قرارداد های سلف موازی استانداردی است که در بورس انرژی ایران مورد معامله قرار می گیرد و قرابت زیادی با قرارداد پیمان آتی و قرارداد آتی ها[2] دارد. معاملات قراردادهای سلف موازی استاندارد از اواخر اسفند ماه سال ۱۳۹۱ در بورس انرژی ایران آغاز گردیده است. براساس این نوع قرارداد، عرضه‌کننده مقدار معینی از دارایی پایه را مطابق مشخصات قرارداد سلف استاندارد در ازای بهای نقد به فروش می‌رساند تا در دوره تحویل به خریدار تسلیم نماید. دارنده اوراق می‌تواند، دارایی

موضوع قرارداد را به شخص ثالثی بفروشد یا منتظر بماند تا دارایی را در موعد تحویل به صورت فیزیکی تسویه نماید. نکته ای که در مورد معاملات این قراردادها می توان ذکر کرد، محدود بودن معاملات آن به نیروگاه های بخش خصوصی است. از آنجا که سهم بخش خصوصی از هزینه خرید در بازار به صورت مستقیم و غیر مستقیم در پایان سال ۱۳۹۶ بیش از ۶۳ درصد می باشد، اهمیت پوشش ریسک قیمت برای این بخش بزرگ از بازار مشخص می گردد. بنابراین پوشش ریسک قیمت تولیدکنندگان خصوصی صنعت برق در بازار عمده فروشی برق ایران با استفاده از قراردادهای سلف موازی استاندارد برق معامله شده در بورس انرژی ایران هدف این تحقیق است.

برای پوشش ریسک نوسان های قیمت برق، قراردادهای آتی بایستی مورد معامله قرار گیرند. به کار بستن استراتژی پوشش ریسک بهینه با استفاده از قراردادهای آتی مستلزم محاسبه نسبت پوشش ریسک بهینه است و بنابراین در این مقاله، بهترین روش برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک مشخص می گردد.

این مطالعه از چند جهت دارای تمایز با مطالعه های پیشین است و مشارکت نویسندگان این مقاله را در ادبیات موجود نشان می دهد: اولاً تمام داده هایی که به عنوان قیمت برق در مطالعات بین المللی مورد استفاده قرار گرفته با اشکال لحاظ هزینه های انتقال، سلب فرصت وجریمه های مختلف و ... در محاسبه قیمت خرید برق روبروست بنابراین قابلیت مقایسه با قیمت قرارداد آتی ها را ندارد که به اشتباه و البته به طور ناگزیر مورد استفاده قرار می گیرد ولی در این مطالعه از قیمت خرید از نیروگاه ها که از لحاظ ساختاری قابل مقایسه با قیمت های بورس می باشد، استفاده شده است، ثانیاً در مطالعه های داخلی تاکنون مطالعه ای در خصوص محاسبه نسبت پوشش ریسک در بازار برق صورت نگرفته، ثالثاً هیچ مطالعه داخلی از روش کاپولا گارچ برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک استفاده نکرده است.

ساختار این مقاله بدین ترتیب می باشد که ابتدا در مورد مبانی نظری محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک مطالبی ارائه می‌گردد. در بخش سوم، در مورد پیشینه تحقیق و ادبیات موضوع بحث شده و در بخش چهارم ضمن بررسی سیر تکوینی و کلی نحوه محاسبه نسبت بهینه، روش های متفاوت مورد استفاده در این مقاله معرفی خواهد شد. پس از معرفی داده ها، در بخش ششم نتایج تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک با استفاده از روش های گوناگون ارائه و با یکدیگر از نظر معیار اثر بخشی مورد مقایسه قرار می‌گیرند. در انتها و قسمت نتیجه‌گیری، توصیه‌ها و پیشنهادهای لازم برای فعالان و تصمیم گیرندگان بازار ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری

پس از بحث در خصوص اهمیت پوشش ریسک قیمت نقدی در بازار فیزیکی با استفاده از قراردادهای سلف موازی استاندارد، اکنون این بحث مطرح می شود که یک نیروگاه چگونه باید در بازار آتی ها عمل نماید. به عبارت دیگر استراتژی مورد استفاده چه باید باشد؟

در ادبیات پوشش ریسک، استراتژی های متفاوتی برای پوشش ریسک وجود دارد: پوشش ریسک ساده[۳] یا سنتی، پوشش ریسک حداقل واریانس و پوشش ریسک حداکثرسازی مطلوبیت. استراتژی پوشش ریسک ساده یا سنتی، نسبت بهینه پوشش ریسک مناسب را به ازای هر موقعیت نقدی، برابر یک فرض می کند. به عبارت دیگر، به ازای هر واحد از موقعیت نقدی، موقعیت برابری در قرارداد آتی باید اتخاذ گردد (امین الاسلام، ۲۰۱۷). چنین روشی معمولاً، سرمایه گذار را به هدف خود نمی رساند زیرا که استفاده از چنین استراتژی به دلیل هزینه های معاملاتی بالایی که دارد معمولاً بهینه نیست و لزوماً میزان ریسک روبروی فرد را حداقل نمی سازد. بنابراین، استراتژی نسبت بهینه پوشش ریسک به عنوان جایگزین مطرح می گردد. نسبت بهینه پوشش ریسک، حجم موضع اتخاذ شده در قرارداد آتی به ازای حجم موضع نقدی را مشخص می سازد. از بین روش های پوشش ریسک حداقل واریانس و پوشش ریسک حداکثر سازی مطلوبیت برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک، متداولترین روش، حداقل سازی واریانس سبد دارایی است که توسط جانسون (۱۹۶۰) و استین (۱۹۶۱) معرفی شد و توسط ادرینگتون (۱۹۷۹) گسترش یافت. روش حداقل سازی واریانس بنا به گفته هانلی و همکاران (۲۰۱۸) به سه دلیل مورد توجه است: اولاً بدلیل استفاده گسترده از واریانس به عنوان معیار ریسک ثانیاً تسلط این روش در ادبیات پوشش ریسک و ثالثاً تفسیر شفاف و روشن آن از نظر شهودی.

در این روش فرض می شود که هدف اصلی پوشش ریسک، حداقل نمودن واریانس بازده سبد دارایی است. در واقع اصل اساسی در این بخش بر این مبنا استوار است که هر نیروگاهی برای پوشش ریسک موقعیت خود سبدی از موقعیت های نقدی و موقعیت های آتی را در ابتدای دوره پوشش ریسک تشکیل می دهد به عنوان مثال یک نیروگاه که فروشنده برق است اگر از کاهش قیمت ها نگران باشد می تواند موقعیت فروش در بازار آتی اتخاذ نماید و در پایان دوره پوشش ریسک، موقعیت خود را در قرارداد آتی با اتخاذ موقعیت معکوس یعنی موقعیت خرید ببندد (در مورد قراردادهای سلف موازی استاندارد، این طور گفته می شود که در تاریخ سررسید، نیروگاه برق را در بورس انرژی خریداری می نماید.[۴]) تفاوت قیمت آتی در این دو حالت به عنوان خالص سود یا زیان ناشی از قرارداد آتی لحاظ خواهد شد. حال اگر قیمت کاهش یابد، نیروگاه در بازار نقدی زیان و در بازار آتی سود می کند. از آنجا که روند حرکتی قیمت های نقدی و آتی معمولاً در یک

راستاست، بسته به همبستگی بین قیمت های آتی و نقدی سود(زیان) در بازار نقدی با زیان (سود) در بازار آتی جبران شده و تولید کننده درآمد تثبیت شده ای را کسب خواهد کرد. نسبت بهینه پوشش ریسک به صورت نسبت تعداد موقعیت های آتی خریداری شده به تعداد موقعیت های نقدی است که ریسک سبد پوشش داده شده را حداقل می سازد. فرض کنید ΔS_t و ΔF_t، تفاضل لگاریتم بازده آتی ها و نقدی سبد دارائی بین دو دوره t و $t-1$ را نشان می دهند. h نشان دهنده نسبت بهینه پوشش ریسکی است که میزان نگهداری از قرارداد آتی را به ازای موضع نقدی مشخص می کند. R_t بازده سبد دارائی است و برابر است با :

(۱)

$$R_t = \Delta S_t - h\Delta F_t \qquad t = 1, \ldots\ldots, T$$

$$\Delta S_t = \ln S_t - \ln S_{t-1} \qquad \Delta F_t = \ln F_t - \ln F_{t-1}$$

بازده مورد انتظار $E(R_t)$ و واریانس $Var(R_t)$ سبد دارایی به ترتیب عبارتند از (۲) و (۳):

$$E(R_t) = E(\Delta S_t) - hE(\Delta F_t) \qquad (۲)$$

$$Var(R_t) = Var(\Delta S_t) - 2hCov(\Delta S_t, \Delta F_t) + h^2 Var(\Delta F_t) \qquad (۳)$$
$$= \sigma^2_{\Delta S} - 2h\sigma_{\Delta S \Delta F} + h^2\sigma^2_{\Delta F}$$

$\sigma_{\Delta S}$: انحراف معیار ΔS_t $\sigma_{\Delta F}$: انحراف معیار ΔF_t $\sigma_{\Delta S \Delta F}$: کوواریانس بین $\Delta S_t, \Delta F_t$

نسبت بهینه پوشش ریسک از حداقل سازی رابطه (۳) نسبت به h بدست می آید:

$$h^* = \frac{Cov(\Delta S, \Delta F)}{Var(\Delta F)} = \frac{\sigma_{\Delta S \Delta F}}{\sigma^2_{\Delta F}} = \frac{\rho\sigma_{\Delta S}\sigma_{\Delta F}}{\sigma^2_{\Delta F}} = \rho\frac{\sigma_{\Delta S}}{\sigma_{\Delta F}} \qquad (۴)$$

ρ: ضریب همبستگی بین $\Delta S_t, \Delta F_t$

موضوع دیگر پس از محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک بررسی اثربخشی پوشش ریسک[۵]استراتژی های مختلف می باشد. در این معیار فرض می شود که دو سبد دارارئی وجود دارد: سبد دارایی پوشش داده نشده و سبد دارایی پوشش داده شده. سبد اول فقط از دارائی نقد

تشکیل گردیده و سبد دوم، مجموعه ای از دارائی های نقدی و آتی است. اثر بخشی پوشش ریسک، کاهش در واریانس سبد دارایی پوشش داده شده را نسبت به سبد پوشش داده نشده نشان می دهد به عبارت دیگر میزان کاهش نسبی ریسک را با استفاده از قراردادهای آتی در قیاس با وضعیتی که هیچ گونه پوشش ریسکی توسط قرارداد آتی صورت نگرفته، مشخص می سازد:

$$\mathrm{HE} = \frac{Var(\Delta S_t) - Var(R_t)}{Var(\Delta S_t)} \qquad (۵)$$

هر یک از استراتژی ها که بتواند واریانس سبد دارائی پوشش داده شده را نسبت به سبد دارایی پوشش داده نشده، به میزان بیشتری کاهش دهند، از نظر کارائی عملکرد بهتری داشته و برای استفاده توسط بازیگران بازار توصیه می گردد.

۳-ادبیات موضوع

اولین مطالعاتی که در زمینه بهره گیری از قراردادهای آتی و اثر بخشی آن صورت گرفته به مطالعه جانسون (۱۹۶۰) و ادرینگتون (۱۹۷۹) باز می گردد. از آن پس مطالعات مختلفی در زمینه پوشش ریسک بهینه از جمله در بازار سهام(مانند مطالعه پارک و سویتزر، ۱۹۹۵، روسیو زوکا، ۲۰۰۲، بروکس و همکاران، ۲۰۰۲، کاتر و هانلی، ۲۰۰۶، سوو همکاران، ۲۰۰۸)، بازار کالاهای کشاورزی (مانند مطالعه پاور و ودنف، ۲۰۰۸ و امین الاسلام، ۲۰۱۷)، بازار کالاهای انرژی (مانند مطالعه سویتزر و الخوری، ۲۰۰۷، چانگ و همکاران، ۲۰۱۰، سو و همکاران، ۲۰۱۴) و ... صورت پذیرفته است .

مطالعات تجربی قلیلی پوشش ریسک قیمت برق را با استفاده از قراردادهای آتی مورد بررسی قرارداده اند و دلیل این موضوع به نوپا بودن بورس های برق باز می گردد. از طرف دیگر بازارهای برق مانند سایر بازارهای انرژی همچون بازار نفت از نقدینگی بالایی برخوردار نیستند. دلیل سوم به چالش مربوط به الگوسازی قیمتی بازار برق باز می گردد که نوسان های زیاد و اوج های قیمتی از خصایص آن بوده و ریشه در عدم قابلیت ذخیره برق دارد. (هانلی و دیگران، ۲۰۱۸)

عمده تمایز اصلی در مقاله هایی که در حوزه پوشش ریسک قیمت های نقدی برق با استفاده از قراردادهای آتی برق صورت گرفته، بر مقایسه استراتژی ها و روش های متفاوت محاسبه نسبت پوشش ریسک استوار است. یکی از اولین مقالاتی که پوشش ریسک قراردادهای آتی برق را مورد بررسی قرار داده، مقاله تانلاپکو و همکاران (۲۰۰۲) است که با استفاده از روش حداقل مربعات

معمولی به پوشش ریسک مستقیم قیمت نقدی چند بازار برق در ایالات متحده با استفاده از قراردادهای آتی نایمکس[۶] و پوشش ریسک متقاطع با استفاده از قراردادهای آتی مختلف از جمله نفت خام، گاز طبیعی، شاخص صنعتی داوجونز[۷] و اس اند پی ۵۰۰[۸] پرداخته است که نتایج وی از جهت کاهش ریسک از پوشش ریسک مستقیم حمایت می کند. بایستروم (۲۰۰۳) با استفاده از داده های قیمت نقدی وآتی ها (بادوره تحویل هفتگی) نسبت بهینه پوشش ریسک در بازار برق نوردیک[۹] را محاسبه کرده و هر دو روش حداقل مربعات معمولی و گارچ واریانس سبد دارائی تشکیل شده را نسبت به سبد دارایی پوشش داده نشده به میزان قابل توجهی کاهش می دهند و روش حداقل مربعات معمولی در پوشش ریسک به خوبی روش مبتنی بر گارچ عمل می نماید. پن و سوی (۲۰۰۸) با مطالعه ای که در بازارهای برق اروپا انجام می دهند از جهت عملکرد مدل های گارچ و حداقل مربعات به نتایج یکسانی با بایستروم (۲۰۰۳) می رسند. با اینکه مدل های گارچ دو متغیره از مدل حداقل مربعات معمولی از نظر کاهش واریانس عملکرد بهتری ندارند ولی تفاوت مهم با مقاله بایستروم (۲۰۰۳)، ناکارآمد بودن استراتژی های پوشش ریسک است و روش های مورد استفاده نتوانسته است واریانس را به میزان مناسبی کاهش دهد. زانوتی و همکاران (۲۰۱۰) سیاست های پوشش ریسک مبتنی بر تخمین نسبت های پوشش ریسک را با استفاده از روش های پوشش ریسک ساده، حداقل مربعات معمولی، گارچ ایستا و گارچ پویا برای سه بازار بزرگ نوردپول[۱۰]، ایی ایی ایکس[۱۱] و پاورنکست[۱۲] مورد تجزیه و تحلیل قرار می دهند. به عنوان نتیجه کلی، با اینکه روش های مختلف در بازارهای متفاوت عملکرد متمایزی دارند ولی روش های محاسبه نسبت پوشش ریسک ایستا برای بازارهایی که نوسان قیمت در طول زمان متغیر است، کارایی نداشته و روشهایی که نوسانات را الگوسازی می کنند مانند انواع مدلهای گارچ از کارایی بالاتری برخوردار می باشند. چنین نتیجه ایی را مادالنو و پینو (۲۰۱۰) نیز بدست می آورند. در مطالعه آن ها علاوه بر روش پوشش ریسک ساده، حداقل مربعات معمولی و مدل های گارچ چند متغیره، روش تجزیه موجک نیز برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک و اثر بخشی آن در بازار برق آلمان مورد استفاده قرار می گیرد. نتایج حاکی از برتری مدل های گارچ نسبت به روش تجزیه موجک است که عملکرد ضعیفی از نظر اثر بخشی دارد. ساندا و همکاران (۲۰۱۳) پوشش ریسک شرکتی را در شرکت های تولید کننده از نوع برق-آبی مورد بررسی قرار می دهند. در این مطالعه از جریان نقدی در معرض خطر به جای واریانس به عنوان معیار کارایی پوشش ریسک استفاده می شود. نتایج نشان می دهد که تنها یک دوازدهم شرکت ها کاهش معناداری در واریانس جریان نقدی ماهانه خود تجربه می کنند. هانلی و همکاران (۲۰۱۸) نسبت بهینه پوشش ریسک و اثر بخشی آن را در سه بازار برق فعال در اروپا یعنی نوردپول، ای پی ایکس[۱۳] و فلیکس[۱۴] بررسی می

نمایند. در این مطالعه که در دو افق زمانی هفتگی و ماهانه و با استفاده از دو معیار واریانس و ارزش در معرض خطر صورت گرفته، تفاوت های معناداری در نسبت بهینه پوشش ریسک و اثر بخشی آن در بازارهای مختلف بدست آمده است. عملکرد مناسب در پوشش ریسک مربوط به بازار نوردپول و عملکرد ضعیف مربوط به بازار فلیکس است. به طور کلی بازیگران بازار با بکارگیری قراردادهای آتی، کاهش ریسک کمی را تجربه خواهند کرد.

مطالعاتی نیز در زمینه پوشش ریسک در بازارهای دیگری به جز بازار برق توسط محققین داخلی صورت پذیرفته و در مجلات فارسی به چاپ رسیده که می توان به علیمرادی(۱۳۹۲)، پیش بهار و همکاران (۱۳۹۵)، سجاد و طروسیان (۱۳۹۳)، اسکندری و همکاران (۱۳۹۴)، بهرامی و میرزاپور (۱۳۹۱) اشاره کرد.

همانطور که از ادبیات مشخص است تاکنون مطالعه ای در زمینه پوشش ریسک قیمت در بازار برق ایران با استفاده از قراردادهای سلف موازی استاندارد صورت نپذیرفته است. نقطه تمایز این مطالعه با ادبیات داخلی موجود عدم استفاده از روش کاپولا گارچ برای محاسبه نسبت پوشش ریسک است. مزیت آخر کاربرد روش کاپولا گارچ برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک بازارهای برق در ادبیات داخلی و بین المللی است.

۴- روش شناسی

هم اکنون از روش های بسیار ساده تا روش های بسیار پیچیده برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس استفاده می شود. ادرینگتون (۱۹۷۹) اولین کسی است که از مفهوم تئوری سبد دارائی برای پوشش ریسک و از روش حداقل مربعات معمولی برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک استفاده کرد. گاش (۱۹۹۳) وجود رابطه بلند مدت بین قیمت های نقدی و آتی ها را مدنظر قرارداد و ثابت کرد روش حداقل مربعات معمولی دارای تورش است. این روش ها تماماً بر فرض ایستا بودن نسبت بهینه پوشش ریسک استوار هستند و بنابراین نسبت بهینه پوشش ریسک یکتایی را مشخص می کنند که همواره ثابت است و بزرگترین ایراد آن ها عدم لحاظ اطلاعات جدید در محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک می باشد. برای رفع نقص این مدل ها، روش های نوینی به وجود آمدند که به صورت شرطی نسبت بهینه پوشش ریسک را محاسبه کرده و اطلاعات جدید را در نظر می گرفتند. در این حوزه، کرونر و سلطان (۱۹۹۳) از مدل گارچ با همبستگی شرطی ثابت[۱۵] برای محاسبه نسبت های پوشش ریسک استفاده نمودند. بدلیل آنکه شرط همبستگی ثابت، شرط بسیار قوی است و همبستگی بین متغیرها در طول زمان می تواند متغیر باشد، انگل (۲۰۰۲) دسته جدیدی از مدل های گارچ چند متغیره را معرفی نمود که در آن

ضریب همبستگی شرطی ثابت نبوده و در طول زمان تغییر می کرد و به مدل گارچ با همبستگی شرطی پویا[۱۶] معروف هستند.

در ادامه گسترش ادبیات محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل واریانس و با توجه به نقص فرض مدل های چند متغیره پویا مبنی بر وجود توزیع نرمال مشترک در ساختار وابستگی بین متغیرها، روش کاپولا با قابلیت لحاظ ساختار وابستگی غیر نرمال در متغیرهای مالی که با واقعیت داده ها مبنی بر توزیع غیر نرمال و وابستگی های غیر خطی سازگاری بیشتری دارد به وجود آمد. از مطالعاتی که با اتکا به این روش، به بررسی نسبت بهینه پوشش ریسک پرداخته اند می توان به پاوروودنف (۲۰۰۸) ، سو،سنگ،وانگ (۲۰۰۸)، مایترا و دی (۲۰۱۴) اشاره کرد.

بنابراین با توجه به آنچه گفته شد، تمرکز این مطالعه بر محاسبه نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس با استفاده از روش های پویا می باشد و ضمن محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک با هر یک از آن ها، کارایی این روش ها با یکدیگر و روش ایستای حداقل مربعات مقایسه گردیده و کاراترین استراتژی با استفاده از معیار اثربخشی پوشش ریسک مشخص می گردد. در ادامه به توضیح هر یک از این روش ها می پردازیم.

۴-۱- روش حداقل مربعات معمولی

در این روش یک مدل رگرسیون به شکل معادله (۶) تخمین زده می شود:

(۶)

$$s_t = \alpha + \beta f_t + \gamma x_t + \varepsilon_{st} \qquad \varepsilon_{st} : N(0, \sigma^2)$$

در این معادله s_t و f_t به ترتیب نشان دهنده ΔS_t و ΔF_t یعنی بازده قیمت های نقدی و آتی برق، β نسبت بهینه پوشش ریسک، x_t بردار متغیرهای برونزا و ε_{st} جزء اخلال است.

۴-۲- مدل گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی ثابت :

درمدل 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 براساس واریانس شرطی مدل شده، ماتریس همبستگی شرطی به گونه ای مدل می شود که همواره مثبت معین باشد. برای حالت گارچ (۱و۱) در قالب مدل مورد بررسی در مقاله داریم:

$$s_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s} f_t + \gamma x_t + \varepsilon_{st} \qquad f_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f} s_t + \gamma x_t + \varepsilon_{ft} \qquad \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} \Big| \Psi_{t-1} : N(0, H_t)$$

$$h_{s,t}^2 = c_s + a_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + b_s h_{s,t-1}^2 \qquad h_{f,t}^2 = c_f + a_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + b_f h_{f,t-1}^2$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{s,t}^2 & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{f,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{s,t} & 0 \\ 0 & h_{f,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{s,t} & 0 \\ 0 & h_{f,t} \end{bmatrix} = D_t R D_t$$

Ψ_{t-1} مجموعه اطلاعاتی در زمان $t-1$، عبارت اخلال $\varepsilon_t = (\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})'$ دارای توزیع نرمال دو متغیره با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس شرطی H_t با ضریب همبستگی ثابت ρ می باشند. جزء گارچ در معادلات بالا باعث می شود تا نسبت بهینه پوشش ریسک متغیر باشد.

۴-۳- مدل گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی پویا[۱۶]

تفاوتی که این مدل با مدل با همبستگی شرطی ثابت دارد، در محاسبه H_t می باشد که در این حالت داریم:

$$\begin{aligned} H_t &= \mathrm{D}_t R_t \mathrm{D}_t \\ R_t &= diag(Q_t)^{-1} Q_t diag(Q_t)^{-1} \\ Q_t &= (1-\alpha-\beta)\bar{Q} + \alpha \xi_{t-1} \xi_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \end{aligned} \qquad (۸)$$

همانطور که مشخص است ماتریس همبستگی R_t در این مدل متغیر است. Q_t، ماتریس کوواریانس پسماندهای استاندارد شده ξ_t و $\bar{Q}$ ماتریس همبستگی غیر شرطی است.

۴-۴- روش گارچ- کاپولا[۱۷]

ضریب همبستگی قدرت و جهت رابطه خطی بین دو متغیر تصادفی را نشان می دهد. اگرچه همبستگی نقشی کلیدی را در ادبیات مالی بازی می کند ولی استفاده از همبستگی خطی برای اندازه گیری وابستگی بین دو بازار زمانی که توزیع بازده های سری غیر نرمال هستند، رابطه بین دو متغیر را به درستی نشان نداده و می تواند گمراه کننده باشد. توزیع های با دنباله پهن و کشیده نمونه ای از سری های غیر نرمال هستند. در این صورت استفاده از توابع کاپولا می تواند بسیار مفید باشد. در ادامه مفهوم تابع کاپولا و انواع مختلف آن توضیح داده می شود.

توزیع کاپولا، n توزیع نهائی یک متغیره را به یک توزیع چند متغیره کامل مرتبط ساخته و منجر به تابع توزیع مشترک از n متغیر تصادفییکنواخت استاندارد می شود. یک بردار از متغیرهای تصادفی را به صورت $X = [X_1, X_2, ..., X_n]'$ با توزیع مشترک F و توزیع های نهائی

$F_1,F_2,...,F_n$ در نظر بگیرید. تئوری اسکلار[۱۸] (۱۹۵۹) یک نگاشت از توابع توزیع فردی به تابع توزیع مشترک نگاشت می کند:

$$F(x)=C(F_1(\mathrm{x}_1),F_2(\mathrm{x}_2),...,F_n(\mathrm{x}_n)) \qquad \forall \mathrm{x}\in\Re^n \qquad (۹)$$

از هر توزیع چند متغیره F، می توان توزیع های نهائی F_i و کاپولای C که وابستگی ساختاری $X_1,X_2,....,X_n$ را نشان می دهد، استخراج کرد. برای مدل های سری زمانی، با فرض هر مجموعه ایی از توزیع های نهائی $F_1,F_2,...,F_n$ و هر کاپولا C می توان برای بدست آوردن توزیع مشترک، توزیع های نهائی استفاده کرد.

تابع کاپولا با دو متغیر تصادفی X,Y عبارت است از:

$$H(x,y)=C(F(x),\mathrm{G(y)}) \qquad (۱۰)$$

$C(u,\mathrm{v})$تابع کاپولا، $F(x),\mathrm{G(y)}$توابع توزیع نهائی و Hتابع توزیع تجمعی مشترک می باشد. رابطه وابستگی کاملاً توسط کاپولا مشخص می شود در حالیکه شکل و مقیاس ها مانند میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی، توسط توزیع های نهائی مشخص می گردد. توابع کاپولا را می توان در دو دسته قرار داد: کاپولا بیضی[۱۹] و کاپولای ارشمیدسی[۲۰].

کاپولای بیضی، آن هائی هستند که توزیع بیضی داشته و در دنباله ها متقارن هستند ولی کاپولای ارشمیدسی در دنباله ها نا متقارن هستند. دو کاپولای متداول بیضی، کاپولای گاوسی[۲۱] و کاپولای tاستیودنت است. خانواده کاپولای ارشمیدسی بسیار گسترده می باشد که در سه نوع متداول آن عبارتند از گامبل[۲۲]، کلایتون[۲۳] و فرانک[۲۴] . انواع توابع کاپولای مورد استفاده در جدول ۱ خلاصه گردیده است.

جدول ۱- انواع تابع کاپولا

کاپولا	فرمول
گاوسی	$C(u,\mathrm{v};\rho)=\Phi_\rho(\Phi^{-1}(u),\Phi^{-1}(v))=\int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u)}\int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(v)}\frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}}e^{-\frac{x^2-2\rho xy+y^2}{2(1-\rho^2)}}dxdy$
t استیودنت	$C(u,\mathrm{v};\rho,\upsilon)=t_{\rho,\upsilon}(t_\upsilon^{-1}(u),t_\upsilon^{-1}(v))=\int_{-\infty}^{t_\upsilon^{-1}(u)}\int_{-\infty}^{t_\upsilon^{-1}(v)}\frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}}(1+\frac{x^2-2\rho xy+y^2}{\upsilon(1-\rho^2)})^{-\frac{\upsilon+2}{2}}dxdy$

کاپولا	فرمول
گامبل	$C(u,\mathrm{v};\alpha)=\exp\left\{-[(-\ln u)^{\alpha}+(-\ln v)^{\alpha}]^{1/\alpha}\right\}$
کلایتون	$C(u,\mathrm{v};\alpha)=\max[(u^{-\alpha}+v^{-\alpha}-1)^{-1/\alpha},0]$
فرانک	$C(u,\mathrm{v};\alpha)=-\frac{1}{\alpha}\ln(1+\frac{(e^{-\alpha u}-1)(e^{-\alpha v}-1)}{e^{-\alpha}-1})$

Φ_{ρ} تابع توزیع تجمعی گاوسی استاندارد شده دو متغیره و Φ تابع توزیع تجمعی گاوسی استاندارد شده تک متغیره است. همچنین داریم:

$$t_{\upsilon}(x)=\int_{-\infty}^{x}\frac{\Gamma((\upsilon+1)/2)}{\sqrt{\pi\upsilon}\Gamma(\upsilon/2)}(1+\frac{z^{2}}{\upsilon})^{-\frac{\upsilon+1}{2}}dz \qquad (۱۱)$$

برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک در انواع مدل های گارچ از رابطه زیر استفاده می شود:

$$\mathrm{h}^{*}=\rho^{*}_{Copula\&CCC\&DCC}\frac{\sigma_{\Delta S,t}}{\sigma_{\Delta F,t}} \qquad (۱۲)$$

انحراف معیار قیمت های نقدی و آتی از مدل های گارچ تک متغیره و ضریب همبستگی از مدل مربوطه بدست آمده و نسبت بهینه پوشش ریسک متغیر در طول زمان محاسبه می گردند.

برای محاسبه ρ_{Copula} همانطور که توسط چای (۲۰۱۵) بکار گرفته شده، از روش ضریب همبستگی میانه[۲۵] استفاده می شود:

$$۴C(u,v)-۱=۴C(۰,۵\text{ و }۰,۵)-۱ \qquad (۱۳)$$

u,v چون مقدار میانه توزیع تجمعی حاشیه ای را نشان می دهند، ۰,۵ در نظر گرفته می شوند.[۲۶]

۵- توصیف داده ها

در این مطالعه دو داده اصلی مورد استفاده قرار می گیرد، اولی قیمت نقدی خرید از نیروگاه ها در بازار عمده فروشی برق و دیگری قیمت قرارداد سلف موازی استاندارد معامله شده در بورس انرژی ایران. بازده قیمت های نقدی و آتی از تفاضل لگاریتمی سطح قیمت ها محاسبه می گردد

که در بخش مبانی نظری نحوه محاسبه در معادله (۱) آمده است. قیمت نقدی بازار با فرکانس روزانه و برابر با میانگین قیمت های ۲۴ ساعت شبانه روز است. قراردادهای سلف موازی استاندارد دارای سررسید های مختلفی می باشند که بایستی از بین آن ها مناسب ترین را انتخاب کرد. در بورس انرژی ایران قراردادهایی با دوره تحویل روزانه، هفتگی، ماهانه، فصلی و سالانه وجود دارند که از این بین تنها نمادهای روزانه از اوایل فروردین ۱۳۹۲و هفتگی اخیراً گشایش یافته است. بنابراین با توجه به فراوانی داده ها، تنها قراردادهای سلف با دوره تحویل روزانه برای تحلیل مناسب می باشد. معاملات مربوط به قراردادهای با تحویل روزانه از یک ماه قبل تا ۳ روز قبل از آغاز دوره تحویل قابل انجام است. بنابراین متوسط قیمت قراردادهای آتی معامله شده در طول یک ماه قبل از تاریخ تحویل، برای هر روز تحویل محاسبه گردیده و به عنوان قیمت قرارداد آتی مورد استفاده قرار می گیرد. در طی این مدت از بین قراردادهایی که در طول یک روز معامله می شوند نیز، نماد کم باری، میان باری، بار پیک و بار پایه در بورس فعال می باشند و از این بین، بار پایه به طور متداول مورد معامله قرار گرفته و در اغلب ایام سال معامله می گردد و میزان در دسترس بودن آن در طول زمان بالای ۹۰ درصد است در حالی که سایر نمادها معمولاً یا معامله نمی شوند و یا معاملات آن ها بازه زمانی خاصی را در بر می گیرد مانند بار پیک که اغلب در تابستان معامله می شود. قابلیت مقایسه با قیمت نقدی که متوسط ۲۴ ساعت است و همچنین استفاده اغلب مقالات از بار پایه به عنوان قرارداد آتی برای پوشش ریسک، دلایل دیگر استفاده از این نماد در مطالعه حاضر می باشد.[۲۷] دوره مطالعه مورد نظر از اول مرداد ۱۳۹۲ همزمان با گشایش نماد بار پایه در بورس انرژی ایران تا اسفند ماه سال ۱۳۹۶ می باشد. لازم بذکر است که دو بازه زمانی از داده های مورد استفاده حذف گردیده است و دلیل آن، صورتجلسه ۲۵۳ مورخ ۹۳/۱۰/۲۱ هیات تنظیم بازار برق است که به تصحیح اشتباه مربوط به ضریب بهای آمادگی در محاسبه قیمت بازار برق بر می گردد. باتوجه به تاریخ مصوبه، تغییرات مربوط به بازه زمانی ۹۳/۴/۱ تا ۹۳/۶/۹ در همان سال و بعد از اجرای بازار در قیمت ها اعمال گردیده و بنابراین داده های بازار از اول تیر تا انتهای شهریور ۹۳ با آنچه بازیگران نسبت به آن عمل نموده اند، سازگاری ندارد. تغییرات مربوط به ضریب بهای آمادگی مربوط به بازه ۹۳/۶/۱۰ تا ۹۴/۴/۳۱ نیز در طول زمان ذکر شده، اعمال نگردیده بلکه به صورت تجمیع شده و در طول ۳ ماه یعنی از اردیبهشت تا تیر ۹۴ در قیمت ها محاسبه شده و بنابراین قیمت ها در این دوره نیز از صحت کافی برخوردار نبوده و نشانگر رفتار بازیگران نمی باشد و بررسی آن باعث انحراف نتایج خواهد گردید و از مجموع داده های تحقیق حذف می گردند و در کل ۱۴۳۱ داده تحلیل می شود. همچنین با توجه به تغییرات تقاضا و به تبع آن قیمت و بازده، سه متغیر مجازی برای روزهای شنبه، پنج شنبه و جمعه وارد تحلیل ها خواهند گردید. متغیر دیگری

که می تواند بر قیمت و بازده آن تاثیرگذار باشد، حجم معاملات سلف می باشد. بنابراین تغییرات در حجم معاملات به عنوان متغیر توضیحی دیگر استفاده خواهد شد.

جدول ۲- ویژگی های آماری بازده قیمت نقدی و بازده قیمت آتی

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارگ-برا	p-value
بازده قیمت نقدی	-۰,۰۰۰۹	۰,۰۰۰۶۷۲	۰,۱۹	-۰,۲	۰,۰۳۸	۰,۰۱۶	۵,۸۷	۴۹۲,۴	صفر
بازده قیمت آتی	-۰,۰۰۰۴۷	تقریباً صفر	۰,۲۳	-۰,۱	۰,۰۱۵	۲,۹۱	۴۶,۴	۱۱۴۲۷۹,۷	صفر

ماخذ: یافته های پژوهشگر

بنابر اطلاعات جدول ۲، هر دو سری بازده قیمت نقدی و بازده قیمت آتی، دارای کشیدگی و چولگی بوده و بنابراین غیر نرمال می باشند و این موضوع کاملاً در آماره جارگ - برا مشخص است و مقدار p-value، فرضیه صفر نرمال بودن را رد می کند. با توجه به اینکه تحلیل مورد استفاده در این مطالعه مبتنی بر داده های سری زمانی است، ضروری است وجود یا عدم وجود ریشه واحد در داده های مورد استفاده، بررسی شود. بدین منظور وجود ریشه واحد با لحاظ عرض از مبدا و همچنین روند و عرض از مبدا برای تفاضل لگاریتم قیمت (بازده دارائی) با استفاده از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و KPSS مورد بررسی قرار می گیرد.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد

آزمون دیکی فولر تعمیم یافته	عرض از مبدا		عرض از مبدا و روند	
	آماره t	p-value	آماره t	p-value
بازده قیمت نقدی	-۸/۰۴	۰	-۸/۰۵	۰
بازده قیمت آتی ها	-۱۰/۸	۰	-۱۰/۸۵	۰
آزمون KPSS	**عرض از مبدا**		**عرض از مبدا و روند**	
	آماره LM	**مقدار بحرانی ۵٪**	**آماره LM**	**مقدار بحرانی ۵٪**
بازده قیمت نقدی	۰/۰۶	۰/۴۶	۰/۰۴	۰/۱۴
بازده قیمت آتی ها	۰/۰۴۹	۰/۴۶	۰/۰۴۷	۰/۱۴

ماخذ: یافته های پژوهشگر

همانطور که از نتایج آزمون های ریشه واحد مشخص است، فرضیه صفر وجود ریشه واحد در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته رد می شود و این در حالیست که فرضیه صفر مانایی را با آزمون KPSS در سطح معناداری ۵٪ نمی توان رد کرد. بنابراین داده های مورد استفاده، ایستا هستند.

۶- نتایج

اولین موضوعی که در بخش نتایج به آن پرداخته می شود، نسبت بهینه پوشش ریسک می باشد. همانطور که گفته شد برای محاسبه نسبت پوشش ریسک از چهار روش حداقل مربعات معمولی، گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی ثابت، مدل گارچ دو متغیره با همبستگی شرطی متغیر و روش کاپولا گارچ استفاده می گردد. در تمامی مدل ها پس از شبیه سازی های متعددی که صورت پذیرفت و با توجه به معناداری متغیرها، سه متغیر مجازی برای سه روز هفته (روز شنبه به دلیل اولین روز کاری بودن و مصرف بالاتر برق و دو روز پنج شنبه و جمعه بدلیل تعطیل بودن و مصرف پایین تر برق) ، هفت وقفه برای متغیر وابسته (بدلیل روزانه بودن داده) و همچنین تغییرات حجم معاملات قرارداد های سلف موازی استاندارد در بورس انرژی در مدل حداقل مربعات معمولی و همچنین در رابطه میانگین مدل های گارچ وارد گردید که نتایج در پیوست آمده است. همانطور که از نتایج مشخص است، در روز های پنج شنبه و جمعه بدلیل تعطیل بودن بسیاری از ادارات و مشاغل، تغییرات قیمت نقدی و آتی در تمامی مدل ها کاهش می باید و در روز شنبه بدلیل آنکه روز کاری بعد از تعطیلات است، شاهد افزایش تغییرات قیمت نقدی و آتی می باشیم. از طرف دیگر افزایش حجم معاملات قراردادهای سلف باعث کاهش نوسانات قیمت نقدی و آتی گردیده است. نکته مهم در تخمین مدل های گارچ، دومرحله ای بودن تخمین است یعنی در مرحله اول دو مدل گارچ تک متغیره تخمین زده می شود که برای تمام مدل های گارچ (یعنی نتایج جداول (۲ و ۳ پیوست) برای مدل های گارچ تک متغیره در هر سه روش، همبستگی شرطی ثابت، همبستگی شرطی متغیر و کاپولا) یکسان است و در مرحله بعد در دو مدل همبستگی شرطی ثابت متغیر، توزیع مشترک داده ها نرمال فرض می شود و در مدل کاپولا-گارچ رابطه بین متغیرها غیر خطی بوده و توزیع احتمال مشترک می تواند شکل های مختلف داشته باشد. تفاوت اصلی بین دو مدل همبستگی شرطی ثابت و متغیر، در ثابت بودن ضریب همبستگی بین دو متغیر در مدل CCC-GARCH و متغیر بودن ضریب همبستگی بین دو متغیر در مدل DCC-GARCH است. همانطور که از تخمین های مدل های گارچ تک متغیره در مرحله اول بر می آید، ضریب جزء آرچ و ضریب جزء گارچ هر دو معنادار بوده و مجموع آن ها نزدیک به یک است که بر دائمی بودن واریانس آن ها تاکید دارد. نتایج مرحله دوم مربوط به مدل همبستگی شرطی ثابت و متغیر در

جدول (۴ و ۵ پیوست) آمده است. ضریب همبستگی غیر شرطی برای هر دو مدل برابر با ۰,۰۷۵ می باشد که با یافته های تجربی قبلی و با توجه به فرکانس داده ها (داده های روزانه) عددی دور از واقع نمی باشد و در مطالعه هانلی و همکاران(۲۰۱۸)، مادالنو و پینو (۲۰۱۰)، زانوتی و همکاران(۲۰۱۰) و پن و سوی (۲۰۰۷) ضریب همبستگی پایین بین بازده قیمت قراردادهای آتی و بازده قیمت نقدی در بازارهای برق به صراحت مورد تاکید قرار گرفته و حتی ضریب همبستگی منفی نیز گزارش شده است. در مدل همبستگی شرطی متغیر، مجموع ضرایب آلفا و بتا کوچکتر از یک می باشد که نشانگر همگرایی بالا[۲۸] در این مدل است و مناسب بودن مدل را نشان می دهد ولی نکته قابل توجه معنادار نبودن این ضرایب است که به معنای یکسان بودن دو مدل همبستگی شرطی ثابت و متغیر و عدم تفاوت معنادار آماری بین این دو مدل است.

با توجه به وجود توابع کاپولای مختلف، انتخاب مناسبترین تابع از اهمیت ویژه برخوردار است. توابع کاپولای متفاوتی تاکنون معرفی شده است که با توجه به توابع کاپولای رایج در مطالعات مختلف و به پیروی از مقاله چای[۲۹] و همکاران، پنج تابع کاپولای گاوسی،t- استیودنت، کلایتون، گامبل و فرانک مورد بررسی اولیه قرار می گیرد که نتایج آن در جدول (۴) گزارش گردیده است.

جدول ۴- نتایج تخمین و رتبه بندی توابع کاپولا

کاپولا	پارامتر اول	پارامتر دوم	RMSE	NSE	رتبه بر مبنای معیار ML و AIC و BIC
گاوسی	۰,۰۳۸۵	-	۰,۱۵۲	۰,۹۹۹۷	۴
تی (t)	۰,۰۴۰۲	۱۷,۰۴	۰,۱۳۸	۰,۹۹۹۷	۲
کلایتون	۰,۰۸۴۷	-	۰,۱۳۳	۰,۹۹۹۷	۱
فرانک	۰,۲۴۸۷	-	۰,۱۴۹	۰,۹۹۹۷	۳
گامبل	۱,۰۰۱۸	-	۰,۲۱۵	۰,۹۹۹۳	۵

ماخذ: یافته های پژوهشگر

بر مبنای معیار حداکثر راستنمایی، آکائیک و بیزین-شوارتز، کاپولای کلایتون از نظر برازش رابطه بین بازده قیمت نقدی و بازده قیمت آتی ها، عملکرد مناسب تری داشته و با وجود عملکرد همسان با سایر مدل های کاپولا با توجه به معیار کارائی نش[۳۰]- ساتکلیف[۳۱]، از نظر معیار خطای جذر میانگین مربعات[۳۲] نسبت به سایر توابع دارای برتری است[۳۳]. بنابراین در روش کاپولا از تابع کلایتون استفاده خواهیم کرد.

پس از تخمین مدل ها، از روابط موجود در بخش روش شناسی برای محاسبه نسبت های بهینه پوشش ریسک استفاده می گردد. با توجه به یکسان بودن نتایج تخمین دو مدل ضریب همبستگی

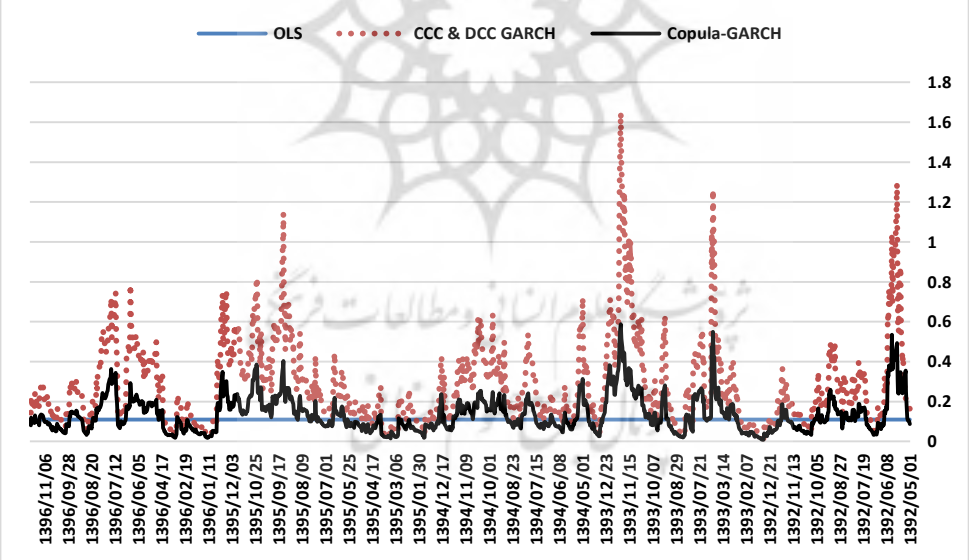
شرطی ثابت و متغیر، این دو نسبت های بهینه پوشش ریسک یکسانی را ارائه می نمایند. نتایج حاصل از تخمین نسبت های بهینه پوشش ریسک در نمودار ۱ نشان داده شده است.

همانطور که در بخش روش شناسی نیز گفته شد، ضریب بازده قیمت قرارداد آتی در رابطه حداقل مربعات معمولی برابر با نسبت بهینه پوشش ریسک در این روش است که برابر با ۰,۱۱ می باشد. نسبت بهینه پوشش ریسک سایر روش ها که در طول زمان متغیرند در نمودار ۱ کاملاً مشخص است.

جدول ۵- ویژگی های آماری نسبت های بهینه پوشش ریسک در روش های پویا

روش	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر
گارچ با ضریب همبستگی شرطی ثابت و متغیر	۰,۲۸	۰,۲۱	۰,۰۱۵	۱,۶۴
کاپولا-گارچ	۰,۱۳	۰,۱۱	۰,۰۰۸	۰,۵۸

ماخذ: یافته های پژوهشگر



نمودار ۱- نسبت های بهینه پوشش ریسک

ماخذ: یافته های پژوهشگر

۶-۱- کارایی پوشش ریسک

یکی از موضوعات بسیار مهم در بررسی استراتژی های پوشش ریسک، بررسی کارایی یا اثر بخشی آن هاست. بدین منظور معمولاً مجموعه داده ها به دو بخش درون نمونه ای و برون نمونه ای تقسیم می گردد. از مجموعه ۱۴۳۰ داده مورد بررسی در این مطالعه، تقریباً ۱۰ درصد داده ها (۱۵۰ داده) به عنوان داده های برون نمونه ای لحاظ می شود و ۱۲۸۱ داده نیز بخش درون نمونه ای را تشکیل خواهد داد. ارزیابی کاهش واریانس بدین صورت است که برای داده های درون نمونه ای روش های مختلف پوشش ریسک تخمین خورده و با استفاده از مدل های تخمین زده شده، برای دوره برون نمونه ای مقادیر لازم برای محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک پیش بینی می گردد. بنابراین نسبت های بهینه پوشش ریسک درون نمونه ای و برون نمونه ای محاسبه گردیده و توانایی هر یک از روش ها در کاهش واریانس ارزیابی می شود.

جدول ۶- نتایج کارایی پوشش ریسک روش های مختلف

استراتژی پوشش ریسک	کاهش واریانس برون نمونه ای(٪)	کاهش واریانس درون نمونه ای (٪)
ساده	-۱۲,۳۳	-۱۴,۱۴
حداقل مربعات معمولی	-۰,۶۶	۰,۱۲
گارچ با ضریب همبستگی شرطی ثابت	۶,۰۶	۷,۳۳
گارچ با ضریب همبستگی شرطی متغیر	۶,۰۶	۷,۶۱
کاپولا-گارچ	۵,۷۲	۵,۰۷

ماخذ: یافته های پژوهشگر

نتایج حاصل از کارایی پوشش ریسک روش های مختلف در جدول (۶) گزارش گردیده است. با توجه به جدول فوق، روش پوشش ریسک ساده (یک به یک) هم در داده های درون نمونه ای و همچنین در دوره برون نمونه ای از نظر کاهش واریانس نسبت به سایر روش ها عملکرد بدتری داشته و حتی باعث افزایش واریانس سبد پوشش داده شده نسبت به زمانی می گردد که هیچ گونه اقدامی برای پوشش ریسک صورت نپذیرفته است. در روش حداقل مربعات نیز با وجود کاهش واریانس ناچیز در دوره درون نمونه ای، در دوره برون نمونه ای با افزایش واریانس نسبت به سبد پوشش داده نشده روبه رو هستیم. همانطور که مشخص است، روش های پویا (مبتنی بر گارچ) عملکرد بهتری از نظر پوشش ریسک درون نمونه ای و برون نمونه ای داشته و باعث کاهش واریانس سبد دارایی پوشش داده شده نسبت به زمانی می شوند که هیچ نوع پوشش ریسکی

صورت نپذیرفته است. طبق نتایج، دو مدل گارچ با ضریب همبستگی شرطی ثابت و متغیر نسبت به مدل کاپولا هم در دوره درون نمونه ای و همچنین در دوره برون نمونه ای عملکرد نسبتاً بهتری دارند، هرچند که در دوره برون نمونه ای تفاوت بارزی بین این روش ها وجود ندارد.

نکته مهم آنکه شاید به نظر، میزان کاهش واریانس قابل توجه نباشد ولی نکته ای که باید به آن توجه شود نتایج مشابه و حتی کاهش واریانس کمتر و حتی منفی در پوشش ریسک هایی است که در بازارهای برق انجام می گیرد و این موضوع به ویژگی های کالای برق بر می گردد که در مقدمه به آن اشاره گردید. در واقع مشکل اصلی در کم بودن کاهش واریانس به فرکانس داده ها نیز باز می گردد طوری که در مطالعات صورت گرفته با داده های روزانه کاهش واریانس در بازارهای بین المللی بدلیل نوسانات شدیدی که در قیمت ها روی می دهد کمتر از بازار برق ایران است به عنوان مثال زانوتی و همکاران(۲۰۱۰) کاهشی معادل ۴٪ را در بهترین حالت گزارش می کنند. البته بالاتر بودن میزان کاهش واریانس در بازار برق ایران بدلیل عدم تحقق جهش های شدید در بازار برق ایران و نزدیکتر بودن تغییرات قیمت نقدی با تغییرات قیمت قراردادهای آتی است.

۷-نتیجه گیری

در این مقاله با توجه به ویژگی های مصرف برق از جمله ویژگی رفتار فصلی، تغییرات آب و هوایی، تغییر در فعالیت های اقتصادی و روزمره و مهم تر از همه غیر قابل ذخیره بودن برق و به تبع آن تغییرات و نوسانات قیمت، اهمیت توجه به ریسک قیمت برق مورد تاکید قرار گرفت. در این مقاله برای پوشش ریسک قیمت برق، از قراردادهای سلف موازی استاندارد که عملکردی مشابه آتی ها دارند، استفاده می گردد. استراتژی های مختلف برای پوشش ریسک قیمت ایستا و پویا با استفاده از این ابزار و بر مبنای تشکیل سبدی از موقعیت های نقدی و آتی مورد بحث قرار گرفت. نتایج کلی از استراتژی های پویا در مقابل استراتژی های ایستای پوشش ریسک از نظر معیار کارایی حمایت می کند. از بین روش های پویا نیز دو مدل گارچ با ضریب همبستگی شرطی ثابت و متغیر از نظر عملکرد درون نمونه ای و همچنین برون نمونه ای نسبت به روش کاپولا عملکرد بهتری دارند ولی این تفاوت بسیار جزئی است. یک اختلاف بزرگ بین این دو وجود دارد و آن در نسبت های بهینه پوشش ریسک محاسبه شده است. نسبت های پوشش ریسک کاپولا در قیاس با دو مدل پویای دیگر میزان کمتری داشته و کمتر از ۰,۶ می باشد. توصیه ما به بازیگران استفاده از روش کاپولا گارچ برای محاسبه نسبت های بهینه در جهت پوشش ریسک است چرا که اولاً بدلیل پایین بودن نسبت های پوشش ریسک روش کاپولا-گارچ، تعداد قراردادهای مورد نیاز برای پوشش ریسک کمتر بوده ودر نتیجه هزینه معاملاتی کمتری را دارد، ثانیاً با توجه به محدودیت های

موجود و بالاخص نقدینگی پایین در معاملات بورس انرژی عملاً امکان پوشش ریسک بیشتر از موقعیت نقدی (نسبت بهینه پوشش ریسک بزرگتر از یک) که در نسبت های بهینه پوشش ریسک دو مدل گارچ با ضریب همبستگی شرطی ثابت و متغیر محاسبه گشته، میسر نمی باشد.

موضوع دوم توصیه به سیاستگذاران در جهت افزایش نقدینگی موجود در بازار بنا به قوانین بالادستی بالاخص اجرای دقیق بند "الف"ماده ۱۵ قانون برنامه چهارم توسعه، بند ۵ ماده ۷ دستورالعمل اجرائی بند "و" ماده ۱۳۳ قانون برنامه پنجم توسعه، بخش ۶ سند خط مشی شرکت سهامی مدیریت تولید، انتقال و توزیع نیروی برق ایران (توانیر) و بالاخص بند ۱۱ برنامه های بخش برق و انرژی وزارت نیرو در دولت دهم مبنی بر افزایش سهم معاملات در بورس به میزان حداقل ۵۰٪ حجم برق مصرفی است تا امکان تزریق نقدینگی بالاتری در بورس انرژی ایران فراهم آید و نمادهای دیگر مربوط به معاملات از جمله نمادهای هفتگی و ماهانه و فصلی نیز فعال گردند زیرا که مطالعات در این حوزه نشان می دهد که با افزایش بازه زمانی پوشش ریسک با استفاده از قراردادهای آتی هفتگی و ماهانه، به ترتیب کاهش واریانس سبد دارایی پوشش داده شده بیشتر می شود و بنابراین قراردادهای بلند مدت تر ابزار مناسبی برای پوشش ریسک هستند. بنابراین با تزریق نقدینگی بیشتر و فعال تر شدن سایر نمادها، انتظار بر آنست که قراردادهای سلف موازی استاندارد موثر تر عمل کرده و ابزار مناسب تری برای پوشش ریسک قیمت برای بازیگران بازار برق باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱) اسکندری، حمید؛ انواریرستمی، علی اصغرو حسین زاده کاشان، علی، (۱۳۹۴)، نسبت بهینه پوشش ریسک ارز با استفاده از قرارداد آتی طلا در بازار مالی ایران. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار, ۶(۲۵), صص ۲۱-۴۰.

۲) بهرامی جاوید، میرزاپور باباجان، اکبر، (۱۳۹۱)، نسبت بهینه پوشش ریسک در قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران، فصلنامه پژوهش ها وسیاست های اقتصادی، ۲۰ (۶۴) ، صص۱۷۵-۲۰۶

۳) پیش بهار، اسماعیل؛ صالح، عبدالکریم، خدیجهو دشتی، قادر،(۱۳۹۵)، محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک برای نهاده ذرت وارداتی صنعت طیور ایران، ۲۶(۱)، صص ۱۶۷-۱۷۴ .

۴) سجاد, رسول, طروسیان, آدنا، (۱۳۹۳)، نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز به وسیله قراردادهای آتی سکه طلا در ایران. دانش سرمایه‌گذاری, ۳(۱۲), صص ۱-۲۴.

۵) صورتجلسات هیئت تنظیم بازار برق، وزارت نیرو.

۶) علیمرادی, محمد، (۱۳۹۲)، برآورد نسبت‌های بهینه پوشش ریسک ایستا و پویا و مقایسهمیزان اثربخشی آن ها در بازار آتی‌های گاز طبیعی. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۲(۸)، صص ۱۰۹-۱۲۸.

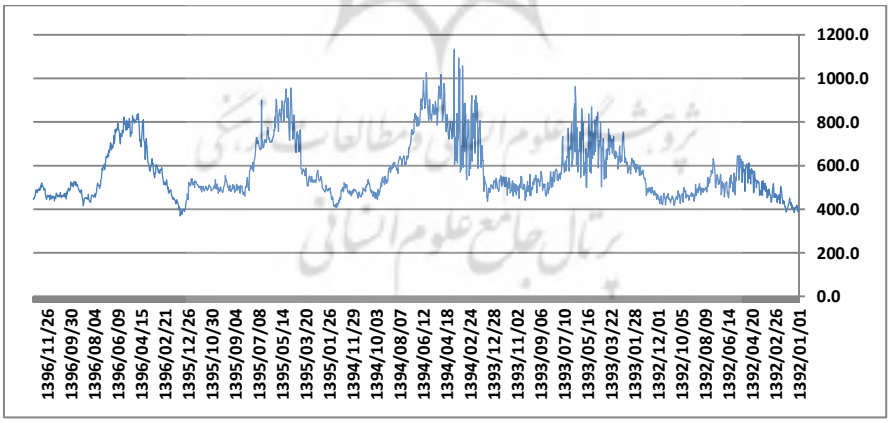
۷) کیانوند، مهران ؛ فرزین وش، اسدالله، (۱۳۹۴)، اثر مبادلات قراردادهای سلف برق در بورس انرژی بر نوسانات قیمت نقدی بازار برق ایران، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۱۶، صص ۱۸۱-۲۰۸.

8) Aminul Islam M., (2017). Optimal Hedge Ratio and the Hedging Performance of Commodity Futures: the Case of Malaysian Crude Palm Oil Futures Market. International Journal of Research in Finance and Marketing, 7 (10), 56-73.
9) Bessembinder H., Lemmon M. (2002). Equilibrium Pricing and Optimal Hedging in Electricity Forward Markets. Journal of Finance, 57, 1347–1382.
10) Brooks C., Henry O.T. & Prsand G. (2002). The Effect of Asymmetries on Optimal Hedge Ratio. Journal of Business 75, 333–352.
11) Bystrom H. N. E. (2003). The Hedging Performance of Electricity Futures on the Nordic Power Exchange. Applied Economics, 35(1), 1-11.
12) Chai Sh., (2015). Dependence Structure and Hedging of U.S. Spot and Futures Markets in Financial Crisis, Accounting and Finance Research, 4(3), 77-87.
13) Chang C.L., McAleer M. & Tansuchat R. (2010). Crude Oil Hedging Strategies Using Dynamic Multivariate GARCH. Energy Economics, 33, 912-923.
14) Cotter J., Hanly J. (2006). Re-examining Hedging Performance. Journal of Futures Markets, 26, 657-676.

15) Dickey D. A., Fuller W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74, 427–431.
16) Ederington L. (1979). The Hedging Performance of the New Futures Markets. Journal of Finance, 34(1), 70–157.
17) Engle R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. Journal of Business & Economic Statistics, 20(3), 339-350.
18) Ghosh A. (1993). Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices. Journal of Futures Markets, 13(2), 193-198.
19) Hanly J., Morales L. & Cassells D. (2018). The Efficacy of Financial Futures as a Hedging Tool in Electricity Markets. International Journal of Finance & Economics, 23(1), 29-40.
20) Hsu C.-C., Tseng C.-P. & Wang Y.-H. (2008). Dynamic Hedging with Futures: A Copula-Based GARCH Model. Journal of Futures Markets, 28(11), 1095-1116.
21) Johnson L. (1960). The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures. Review of Economic Studies, 27(3), 51–139.
22) Kroner K. F., Sultan, J. (1993). Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 28(4), 535-551.
23) Ku Y. H. H., Chen H. C. & Chen K H. (2007). On the Application of the Dynamic Conditional Correlation Model in Estimating Optimal Time-Varying Hedge Ratios. Applied Economics Letters, 14(7), 503 – 509.
24) Kwiatkowski D., Phillips P. C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. Journal of Econometrics, 54, 159-178.
25) Madaleno M., Pinho C. (2010). Hedging Performance and Multiscale Relationships in the German Electricity Spot and Futures Markets.Journal of Risk and Financial Management 2, 26-62.
26) Maitra D., Dey, K. (2014). Copulas and Dependence Structures: Evidences from India's and Asian Rubber Futures Markets. International Journal of Financial Markets & Derivatives, 3(4), 322-357.
27) Park T., Switzer L. (1995). Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures: A Note. Journal of Futures Markets, 15, 61 - 67.
28) Pen Y.L., Sévi B. (2007) Optimal Hedging in European Electricity Forward Markets. University of Nantes, Working Paper, 1-38.
29) Power G. J. and Vedenov D. V. (2008). The Shape of the Optimal Hedge Ratio: Modeling Joint Spot-Futures Prices Using an Empirical Copula-GARCH Model. No 37609, April 21-22, St. Louis, Missouri, NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management.
30) Rossi E., Zucca Z. (2002). Hedging Interest Rate Risk with Multivariate GARCH. Applied Financial Economics 12, 241–251.

31) Sadegh M., Ragno E. & AghaKouchak A. (2017). Multivariate Copula Analysis Toolbox (MvCAT): Describing Dependence and Underlying Uncertainty Using a Bayesian Framework. Water Resources Research, 53(6),5166-5183.
32) Sanda G., Olsen E., Fleten S. (2013). Selective Hedging in Hydro-Based Electricity Companies. Energy Economics, 40, 326–338
33) Sklar A. (1959). Fonctions de Répartition à n Dimensions et LeursMarges. Paris: University of Paris Press, 229–231.
34) Stein J.L. (1961). The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices. American Economic Review, 51(5), 1012–1025.
35) Su Y., Lau C. K, & Tan N. (2014). Hedging China's Energy Oil Market Risks. Eurasian Economic Review, 4(1), 99–112.
36) Switzer L., El-Khoury M. (2007). Extreme Volatility, Speculative Efficiency, and the Hedging Effectiveness of the Oil Futures Markets. Journal of Futures Markets, 27, 1, 61–84.
37) Tanlapco E. , Lawarree J. & Liu C. (2002). Hedging with Futures Contracts in a Deregulated Electricity Industry. Power Engineering Review, IEEE. 22(7), 577 – 582.
38) Weron R. (2014). Electricity Price Forecasting: A Review of the State-of-the Art with a Look into the Future, International Journal of Forecasting, 30(4), 1030-1081.
39) Zanotti G., Gabbi G., Geranio M. (2010). Hedging with Futures: Efficacy of GARCH Correlation Models to European Electricity Markets. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 20(2), 135-148.

پیوست‌ها:



نمودار ۱- نرخ خرید از نیروگاه ها

جدول ۱- نتایج مدل حداقل مربعات معمولی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره-t	Prob.
بازده قیمت آتی	۰,۱۱	۰,۰۶	۱,۹۳	۰,۰۵
ثابت	۰,۰۰۴	۰,۰۰۱۱	۳,۵۸	۰,۰۰
متغیر مجازی روز جمعه	-۰,۰۲۴	۰,۰۰	-۵,۸۵	۰,۰۰
متغیر مجازی روز پنجشنبه	-۰,۰۱	۰,۰۰	-۲,۴۷	۰,۰۱
متغیر مجازی روز شنبه	۰,۰۰۱۲	۰,۰۰۴	۰,۲۸	۰,۷۷
تغییرات حجم معاملات	-۰,۰۰۲	۰,۰۰۱	-۲,۰۰	۰,۰۵
وقفه اول خودرگرسیون	-۰,۱۱	۰,۰۳	-۴,۳	۰,۰۰
وقفه دوم خود رگرسیون	-۰,۱	۰,۰۳	-۳,۸۴	۰,۰۰
وقفه سوم خودرگرسیون	۰,۰۱	۰,۰۳	۰,۲۲	۰,۸۳
وقفه چهارم خودرگرسیون	-۰,۰۴	۰,۰۳	-۱,۴۵	۰,۱۵
وقفه پنجم خودرگرسیون	-۰,۱۲	۰,۰۳	-۴,۵	۰,۰۰
وقفه ششم خودرگرسیون	-۰,۱	۰,۰۳	-۳,۶۸	۰,۰۰
وقفه هفتم خودرگرسیون	۰,۳۳	۰,۰۳	۱۲,۳۸	۰,۰۰
R^2	۰,۲۴	لگاریتم درستنمائی	آماره F	Prob(F)
R^2تعدیل شده	۰,۲۳	۲۴۹۹,۵	۳۵,۶۲	۰

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۲- نتایج مدل گارچ تک متغیره مرحله اول بازده قیمت نقدی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره-t	Prob.
ثابت	۰,۰۰۴	۰,۰۰۱	۳,۷	۰,۰۰۲
متغیر مجازی روز جمعه	-۰,۰۳۴	۰,۰۰۴	-۸,۲	۰
متغیر مجازی روز پنجشنبه	-۰,۰۱	۰,۰۰۳	-۳,۲	۰,۰۰۱
متغیر مجازی روز شنبه	۰,۰۱	۰,۰۰۴	۲,۶	۰,۰۱
تغییرات حجم معاملات	-۰,۰۰۳	۰,۰۰۰۸	-۳,۳	۰,۰۰۱
وقفه اول خودرگرسیون	-۰,۱۳	۰,۰۳	-۴,۲	۰
وقفه دوم خود رگرسیون	-۰,۰۵۶	۰,۰۳۱	-۱,۸	۰,۰۷
وقفه سوم خودرگرسیون	۰,۰۴	۰,۰۳	۱,۴	۰,۱۷
وقفه چهارم خودرگرسیون	-۰,۰۲	۰,۰۳	-۰,۷	۰,۵
وقفه پنجم خودرگرسیون	-۰,۱	۰,۰۲۶۶	-۳,۹	۰
وقفه ششم خودرگرسیون	-۰,۱۲	۰,۰۲۸	-۴,۳	۰
وقفه هفتم خودرگرسیون	۰,۳	۰,۰۲۷	۱۱,۳	۰
آرچ (آلفا)	۰,۲۴	۰,۰۷۸	۳,۰۶	۰,۰۰۲
گارچ(بتا)	۰,۶۹	۰,۰۹۶	۷,۲	۰
لگاریتم درستنمائی	۲۹۶۵,۸		آلفا + بتا	۰,۹۳

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳- نتایج مدل گارچ تک متغیره مرحله اول بازده قیمت آتی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره-t	Prob.
ثابت	-۰,۰۰۰۹	۰,۰۰۰۳	-۲,۵۷	۰,۰۱
متغیر مجازی روز جمعه	-۰,۰۰۳	۰,۰۰۱۲	-۲,۵۹	۰,۰۱
متغیر مجازی روز پنجشنبه	-۰,۰۰۲۵	۰,۰۰۰۹	-۲,۸۹	۰,۰۰۵
متغیر مجازی روز شنبه	۰,۰۰۱۱	۰,۰۰۰۹	۱,۲۴	۰,۲۲
تغییرات حجم معاملات	-۰,۰۰۰۳	۰,۰۰۰۳	-۰,۹۹	۰,۳۶۱
وقفه اول خودرگرسیون	-۰,۱۱	۰,۰۶۵	-۱,۷	۰,۰۹
وقفه دوم خود رگرسیون	-۰,۰۳۵	۰,۰۵۷	-۰,۶۹	۰,۵
وقفه سوم خودرگرسیون	-۰,۰۱	۰,۰۵۲	-۰,۲۹	۰,۸
وقفه چهارم خودرگرسیون	۰,۰۶	۰,۰۵۸	۱,۰۴	۰,۳
وقفه پنجم خودرگرسیون	۰,۰۷۷	۰,۰۵۲	۱,۴۷	۰,۱۴
وقفه ششم خودرگرسیون	۰,۰۲۱۴	۰,۰۵۹	۰,۳۶	۰,۷
وقفه هفتم خودرگرسیون	۰,۲۲	۰,۰۴۸	۴,۷۳	۰
آرچ (آلفا)	۰,۱۷۶	۰,۱۲	۳,۰۵	۰,۰۰۲
گارچ(بتا)	۰,۷۸	۰,۰۴۳	۱۸,۴	۰
لگاریتم درستنمائی	۴۴۴۶		**آلفا + بتا**	۰,۹۶

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۴- نتایج مدل چند متغیره گارچ با ضریب همبستگی ثابت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره-t	t-prob
ضریب همبستگی غیر شرطی	۰,۰۷۵	۰,۰۲۴	۳,۰۳	۰,۰۰۲
درجه آزادی	۳,۶۴	۰,۱۴۵	۲۵	۰
تعداد پارامترها	۳۲	لگاریتم درستنمائی	۷۷۷۴	

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۵- نتایج مدل چند متغیره گارچ با ضریب همبستگی متغیر

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره-t	t-prob
ضریب همبستگی غیر شرطی	۰,۰۷۵	۰,۰۲۴	۳,۰۳	۰,۰۰۲
درجه آزادی	۳,۶۴	۰,۱۴۵	۲۵	۰
آلفا	تقریباً صفر	تقریباًصفر	۰,۴۴	۰,۹۶
بتا	۰,۷۱۳	۰,۶۳	۱,۱۲	۰,۲۶
	تعداد پارامترها	۳۴	لگاریتم درستنمائی	۷۷۷۴

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

یادداشت‌ها

۱ دو شرکت

[1].Southern California Edison

[2].Pacific Gas & Electric

۲ .ا وجو. برخی تفاوت ها بین قراردادهای سلف، پیمان آتی و قرارداد آتی از جمله تسویه روزانه در آتی ها ، به منظور تسهیل در بیا . مطالب ، این سه را م.ادل در نظر می گیریم.

[3]Naive

۴ نکته اینکه تسویه‌لا.لا.لالا لالا.شتر به دارائی لالا لالا لالالا لالالا لالا لالالا لالای فیزیکی زیرا که هزینه انبارد.ری و ... ا. آ . بدلیل عدم لالا. لا لالا. لا لالا لالالا.لا لا لا تسولاه فزلاکی بلان صورت است که در زمان تسولاه، مزان خرلاد و فروش ذرولاگلا لا لالالا لا لالا لا لالالا عنوان ملا لا لالا لا لا لار لالالالالازارلارق ایران (EMIS) وارد می گردد. در صورتی که لان دو بالاکد.لالالا لالالالالالا، لالا لالالا اجرای (Run) بزار، تعهدات فروشنده در بازار برق صفر لحد . می گردد.

..ضوع قابل توجه .یگر، تضمین تحویل فیزیـ.ی برق معامله شده در بورس انرژی است. برای مثال اگر نیروگاهی، فروشی را در بورس انجام داده بالالا،لالا لا لا لالالا لالا. لالا لالالالالات لارولااملایوسته به بازلا برق ایران گلارش گردیده و در سامانه معاملات بازار وارد می لالالالا، لانانچه‌لاروگاه در زمان تحو لا برق معامله شده‌لالا هر دلالی قابلا به تولاد نباشد، تعلاد مورلا نظلالالا لا لالا بلالاروگاه لالالا لالالالا لا عنوان رولا تسولاه تعهدات خارجلاز لازلالالالالالالا گردد و ا.ن محاسبات دخالـ.ی در محاسبات ..رس .داشته و . . صورت حساب های بازار ب.ق ا .مال می شود. بنابرلاان ملاملالا لا لا صرف. مالی است.

[5] Hedging Effectiveness

[6] NYMEX

[7] Dow Jones

[8] S&P 500

[9] Nordic

[10] Nordpool

[11] EEX

[12] Powernext

[13] APX

[14] Phelix

[15] Constant Conditional Correlation (CCC)

[16] Dynamic Conditional Correlation (DCC)

[17] Copula

[18] Sklar

[19] Elliptical

[20] Archimedean

[21] Gaussian

[22] Gumbel

[23] Clayton

[24] Frank

[25] Median Correlation

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

۲۶ برای تخمین مدل ها از نرم افزار Matlab و OXmetrics اسفا.ه شده .ست.

۲۷ داده های اسفند ماه ۱۳۹۶ معمـلات قراردادهای .ف در بورس ا.رژی ..ران در محاسبات مرب ... .رای .ا . . با .د و تا زمان ارسال این مقاله ا لالاح نگردیده ب.د .. ناگزیر انتهای دوره تحقیق راپایان بهمن ماه ۱۳۹۶ دلا لار می گیریم.

[28] Strongly Convergence

[29] Chai

[30] Nash

[31] Sutcliffe

[32] Root Mean Squared Error

۳۳ برای مطال . در مورد دو .عیار نش – سـتکلیف و معیار خطای جذر میانگین مربعات به مقاله (۳۱) در مراجع مراجعه فرمایید.