فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی - سال چهارم، شماره اول (پیاپی ۱۲)، زمستان ۱۳۹۷ (صفحات ۲۷ تا ۵۵)

مدیریت ریسک قیمتی محصولات منتخب وارداتی کشاورزی ایران با استفاده از قراردادهای شبه آتی[۱]

امید خداویردی (نویسنده مسئول)
دکترای اقتصاد
okh_65@yahoo.com

محسن مهرآرا
استاد و عضو هیأت علمی دانشگاه تهران
mmehrara@ut.ac.ir

مجید رضایی
استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه مفید، قم
rezai@mofidu.ac.ir

سید ضیاالدین کیاالحسینی
استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه مفید، قم
s.z.akia@mofidu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۰۴

چکیده

هدف از این پژوهش ارایه الگویی مناسب به منظور پوشش ریسک قیمتی واردکنندگان محصولات کشاورزی در ایران می‌باشد تا بدین وسیله بتواند از نتایج منفی نوسانات قیمت جلوگیری نماید. الگوی پیشنهادی استفاده از قرارداد شبه آتی می‌باشد. برای ارزیابی کارایی این روش، داده‌های روزانه قیمتهای نقدی و اتی دانه سویا و ذرت در بازه زمانی ۲۰۱۰/۱/۵ تا ۲۰۱۸/۸/۶ از بورس شیکاگو گردآوری وپس از پردازش اطلاعات، نتایج در دو حالت بررسی گردید: حالت اول زمانی است که دسترسی به قرارداد آتی وجود دارد وحالت دوم زمانی است که دسترسی به قرارداد آتی امکان ندارد. در حالت اول به کمک روش مارکوف سوئیچینگ-گارچ، نسبت بهینه پوشش ریسک برای محصول ذرت و سویا در رژیمهای متفاوت برآورد گردید. در صورت استفاده از قرارداد شبه آتی، نرخ بهینه پوشش ریسک برای محصول دانه سویا و ذرت بترتیب برابر با ۰/۸۴۹ و ۰/۹۰۶۵و کارائی پوشش ریسک بترتیب ۸۲ و ۷۸ درصد بدست آمده است.

طبقه‌بندی JEL: C32 ،G17،G14 ،G13

واژگان کلیدی: نرخ بهینه پوشش ریسک، نرخ نقدی ارز، بازار آتی، مدل مارکوف سوییچینگ، گارچ.

---

[۱] . مقاله مستخرج از رساله دکتری می‌باشد.

۱. مقدمه

مدیریت ریسک فرآیند شناسایی، ارزیابی، اقدامات کنترلی و بخصوص اصلاح ریسک‌های بالقوه‌ای است که موجب خسارت یا عدم تغییر وضع موجود می‌شود. بنابراین این علم درسال‌های اخیر جایگاه منحصر به فردی در ادبیات علمی یافته است. در حقیقت مدیریت ریسک نوین به دنبال انتخاب بهترین تکنیک‌ها برای حداقل سازی خطرات و پیامدهای ناشی از فرآیند تصمیم‌گیری است و این انتخاب، یکی از مراحل مهم فرآیند تصمیم‌گیری به شمار می‌رود. وجود نااطمینانی ریسک‌ها در زمینه کالاهای کشاورزی، بر اهمیت و ضرورت علم مدیریت ریسک در بخش کشاورزی برای مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان افزوده است. تولیدکنندگان نیز به جای حداکثرسازی بازده یا اقتصادی عمل کردن، به طور معمول به دنبال حداقل کردن ریسک‌ها هستند. در زمینه محصولات کشاورزی، کشاورزان معمولاً با سه نوع ریسک مواجه‌اند: اول ریسک تولید، که ناشی از بی اطمینانی دربارهٔ روند رشد طبیعی محصولات است که ارتباط چندانی به سیاست‌های دولتی ندارد و می‌تواند به طور مستقیم توسط تولیدکنندگان از طریق استراتژی‌های تجاری مدیریت و کنترل شود. دوم ریسک مالی، که زارع پول قرض می‌کند و تعهدی برای بازپرداخت برای خود ایجاد می کند. سوم ریسک قیمت یا بازار. ریسک تولید و ریسک قیمت از کنترل فروشندگان و خریداران خارج است بنابراین باید به کمک برخی از ابزارهای مختلف مدیریت ریسک کنترل و مدیریت شوند. اینگونه ریسک‌ها، که به‌دلیل تغییر در عرضه و تقاضا اتفاق می‌افتد، از کنترل و مهارت‌های تولیدکنندگان، کشاورزان و خریداران محصولات کشاورزی خارج است و باید با ابزارهای بازاری مدیریت و کنترل شوند و در چنین مواردی است که ابزارهای مشتقه بخصوص آتی‌ها وارد می‌شوند(آیی ، ۲۰۱۲). هدف اصلی ایجاد آتی‌ها، کاهش آثار زیانبار ریسک قیمت از طریق انعقاد قراردادهای آتی مختلف است. قرارداد آتی‌ها توافق‌نامه‌ای مبنی بر خرید یا فروش دارایی در زمان معین در آینده و با قیمت مشخص است، به این معنا که افراد قراردادهای آتی را با یکدیگر خرید و فروش می‌نمایند که این قراردادها بر پایه یک دارایی پایه[1] منعقد می‌شود؛ چنانچه فرد در قرارداد آتی موقعیت خرید[2] اتخاذ نماید به معنای آن است که مقدار مشخصی از دارایی پایه را می‌بایست در تاریخ مشخصی در آینده با قیمتی که در ابتدای قرارداد (زمان انعقاد قرارداد) تعیین شده است، از فروشنده تحویل گیرد. بدیهی است این فرد به دلیل

[1]. Underlying Asset
[2]. Long Position

اینکه از افزایش قیمت نقدی[1] دارایی پایه در طول زمان نگران است، اقدام به اتخاذ موقعیت خرید در بازار آتی‌ها نموده است؛ این در حالی است که چنانچه فرد به هر دلیلی کاهش قیمت را نامطلوب بداند می‌بایست در بازار معاملات قراردادهای آتی موقعیت فروش[2] اتخاذ نماید که در آن صورت می‌بایست مقدار معین از دارایی مشخص‌شده در زمان فروش قرارداد را در آینده با قیمت تعیین شده در ابتدای قرارداد به خریدار تحویل دهد. این قراردادها برخلاف قراردادهای سلف که در بازارهای خارج از بورس[3] مورد معامله قرار می‌گیرند در بازارهای سازمان‌یافته[4] مانند بورس‌ها دادوستد می‌شوند (بهرامی و میرزاپور باباجان، ۱۳۹۱: ۱۷۶).

وارد کنندگان محصولات و نهاده های کشاورزی در ایران همواره با ریسک قیمتی فروش مواجه بوده به نحویکه قیمت فروش در این بازار رابطه مستقیم با قیمت جهانی کالا، در روز فروش کالا در بازار داخلی داشته و لزوماً ارتباطی میان قیمت خرید و قیمت فروش در زمانیکه کالا ترخیص و آماده فروش گردیده، وجود ندارد. به بیان دیگر رفتار خریداران داخلی در زمان خرید، تابع قیمت فروش جهانی محصول در همان زمان بوده و در صورت کاهش قیمت جهانی، واردکنندگان متحمل ضرر و زیان می گردند. فاصله زمانی بارگیری و حمل کالا به این موضوع دامن زده و در محصولاتی همچون گندم، ذرت و دانه سویا که از قاره امریکا حمل می گردند این مهم نمود بیشتری را از خود نشان می‌دهد. وارد کنندگانی که دسترسی به بازارهای آتی دارند این ریسک قیمتی را با استفاده از ابزارهای آتی می‌توانند پوشش دهند، به نحویکه بخشی از ریسک کاهش قیمت با اخذ موقعیت فروش آتی جبران و با این ابزار اقدام به مدیریت ریسک قیمتی می‌نمایند. اما واردکنندگانی که امکان بهره‌مندی از ابزارهای مشتقه بطور مستقیم یا متقاطع جهت محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک مستقیم یا متقاطع برایشان فراهم نمی‌باشد، امکان مدیریت ریسک برایشان با این روش میسر نمی‌باشد. اکثر واردکنندگان محصولات کشاورزی در ایران به دلیل عدم وجود بازار آتی و ابزارهای مشتقه جهت مدیریت ریسک قیمتی با چالش اساسی مواجه بوده و ایجاد راه حلی که بتوان با استفاده از آن خلا نبود بازار آتی کالای کشاورزی را در کشور پوشش داد بسیار حائز اهمیت می باشد. این موضوع تا کنون مورد بررسی

---

1. Spot Price
2. Short Positio
3. Over the Counter
4. Organized Markets

پژوهشگران قرار نگرفته است و به دلیل مسئله محور بودن موضوع پژوهش، نتایج منحصر بفرد حاصل خواهد گردید.

این پژوهش درصدد تبیین استراتژی است که امکان پوشش ریسک را برای واردکنندگان محصولات کشاورزی در ایران را که دسترسی به بازار آتی کالای کشاورزی ندارند، داشته باشد. این استراتژی استفاده از قرارداد شبه آتی است. قرارداد شبه آتی همان قرارداد آتی است بطوریکه توافق‌نامه‌ای مبنی بر خرید یا فروش دارایی در زمان معین در آینده و با قیمت مشخص منعقد می گردد، با این تفاوت که در صورت تمایل خریدار در زمان معین در آینده قابلیت تعویق در زمان سررسید وجود داشته باشد.

قرارداد شبه آتی می تواند جایگزین و راه حلی جهت نبود بازار آتی در مدیریت ریسک قیمتی گردد. بطور مثال زمانیکه وارد کننده ایرانی اقدام به سفارش گذاری و خرید محموله اول با طول دوره حمل دو ماهه می نماید و بیم آن دارد که در زمان رسیدن محموله اول قیمت جهانی کالا کاهش و متعاقب ان قیمت های داخلی متناسب با آن تعدیل گردند، اقدام به مذاکره با فروشنده خارجی جهت اخذ قیمت محموله دوم با زمان سررسید بارگیری دوماهه که همزمان با رسیدن محموله اول به ایران می باشد، می نماید. تا در صورت دریافت قیمتی کمتر از قیمت خرید محموله اول، از وضعیت قیمت در دو ماهه آینده تصویری با اطلاعات بیشتری دریافت نماید و با اطمینان بیشتری در صدد رفع زیان احتمالی کاهش قیمت و مدیریت ریسک قیمتی گام بردارد. فروشنده خارجی به دلیل پوشش ریسک قیمتی فروش کالا با زمان بارگیری دو ماهه آینده از آنجائیکه دسترسی به بازار آتی داشته، متعاقبا قیمت آتی دو ماه آینده را که خروجی اثرات و پیش بینی‌های طرف های عرضه و تقاضا در بازار می‌باشند را به خریدار و واردکننده ایرانی اعلام می‌نماید.

در راه حل پیشنهادی در صورتیکه قیمت اعلامی فروشنده بالاتر از قیمت خرید محموله اول باشد واردکننده اقدام به سفارش گذاری برای محموله دوم نمی‌نماید، اما در حالتی‌که قیمت اعلامی پایین‌تر باشد، سفارش گذاری محموله دوم قرارداد شبه انجام می‌پذیرد. اگر در دو ماه آینده قیمت محموله دوم بالاتر از محموله اول گردید، سود مضاعف محقق می گردد و اگر قیمت پایین‌تر بود، مبنای محاسبه بهای تمام شده محموله دوم بوده و قیمت فروش نیز که متاثر از قیمت خرید محموله دوم می‌باشد مبنای کار قرار می‌گیرد و محموله اول در زمان دیگری که کاهش قیمت برای قیمت آتی آن صورت نپذیرد جهت محاسبه بهای تمام شده و فروش مبنا قرار می‌گیرد. بدیهی است فرض برآنست که سفارش گذاری

محموله‌ها بطور پیوسته، در کوتاه ترین زمان ممکن انجام می‌پذیرد و بدلیل نوسانات نامنظم قیمتی همواره کاهش و یا همواره افزایش قیمت وجود نخواهد داشت.

۲. پیشینه پژوهش

مطالعاتی که در زمینه بازارهای آتی در ایران انجام شده است را می‌توان در دو دسته تقسیم‌بندی کرد:

دسته اول مربوط به بازارهای آتی جهانی نفت خام است که می‌توان به مطالعات ابریشمی و همکاران(۱۳۸۱) اشاره کرد که یک مدل غیرخطی پویا را برای تعیین رفتار و پیش بینی دقیق و صحیح در کوتاه مدت برای سری زمانی قیمت‌های آتی نفت ارایه کردند و همچنین به مطالعه مشیری و فروتن(۱۳۸۳) اشاره نمود که برای پیش بینی قیمت‌های آتی نفت خام مدل شبکه عصبی را طراحی و با نتایج پیش بینی مدل خطی ARMA و غیر خطی GARCH مقایسه نمودند و در پایان نتیجه گرفتند که مدل شبکه عصبی مورد استفاده نسبت به دو مدل ARMA و GARCH از قدرت پیش بینی بهتری برخوردار است.

ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۵) با استفاده از قراردادهای آتی یک تا چهار ماهه بورس نفتی نایمکس با استفاده از روش‌های OLS و BV- GARCH نرخ بهینه پوشش ریسک نوسانات قیمت نفت ایران را بدست آورده‌اند و با محاسبه میزان ریسک و مطلوبیت هر یک از قرادادهای آتی نتیجه گرفتند که قراردادهای آتی با سررسید طولانی‌تر، کارایی بیشتری در کاهش ریسک نوسانات قیمت دارد.

انصاری اردلی و همکاران (۱۳۹۶) نرخ بهینه پوشش ریسک در بازار گاز طبیعی بر اساس مدل‌های واریانس شرطی و غیرشرطی برآورد کرده و سپس اثر بخشی آنها را مورد ارزیابی قرار داده است. برای این منظور از آمار و اطلاعات ماهانه قراردادهای آتی‌های یک تا چهار ماهه بورس طی سالهای ۲۰۱۶-۲۰۰۰ استفاده شده است. نرخ‌های پوششی بوسیله مدل‌های OLS ,BEEK-GARCH, VECH-GARCH، برآورد شده‌اند. نتایجی که گرفتند حاکی از توجیه پذیر بودن قراردادهای آتی است و همچنین با طولانی شدن سررسیدهای قراردادهای آتی مقدار نرخ پوششی مدلهای پویا برای تمام قراردادها افزایش پیدا می‌کند. قراردادهای آتی یک ماهه و چهار ماهه بیشترین مقدار نرخ پوششی را دارند. در بین مدلهای مورد بررسی آنها قراردادهای چهار ماهه مدل OLS کمترین نرخ پوششی و بیشترین آن مربوط به قراردادهای چهار ماهه مدل BEEK-GARCH می‌باشد. برای

مقایسه میزان اثر بخشی باید از معیاری برای مقایسه عملکرد پوشش ریسک استفاده کرد. هدف از بررسی میزان اثر بخشی پوشش ریسک پاسخ به این سوال است که چنانچه فرد پوشش دهنده ریسک بدنبال بهترین حالت پوشش ریسک باشد و تنها ابزار موجود برای مقابله با نوسان قیمت قرارداد آتی دارایی پایه مورد نظر باشد آنگاه وی باید پوشش ریسک را بر مبنای چه روشی محاسبه کند تا بتواند موثرتر ازسایر روش‌ها باشد. بنابراین منظور از موثر بودن پوشش ریسک میزان موفقیت یک قرارداد آتی در مقابل نوسان قیمت نیست. زیرا تمام قرارداد آتی چنین کارکردی داشته است. بنابراین در بررسی اثر بخشی پوشش ریسک، روش‌های مختلف تخمین و محاسبه نسبت بهینه پوشش ریسک در مقایسه با یکدیگر ارزیابی می‌شوند. برای مقایسه نسبت‌های پوشش مختلف از معیار تقسیم انحراف معیارها استفاده شده است نتایج حاصل از مقایسه انحراف معیارها نشان می‌دهد که بالاترین اثربخشی در قرارداد آتی یک ماهه مربوط به مدل BEEK-GARCH و کمترین اثر بخشی مربوط به قرارداد آتی یک ماهه مدل OLS می‌باشد. بطور کلی پوشش ریسک در مدل OLS از اثر بخشی کمتری برخوردار است و استفاده از مدل BEEK-GARCH در پوشش ریسک اثر بخشی بالاتری دارد (انصاری اردلی و همکاران،۱۳۹۶، ۵۷).

دسته دوم مربوط به مطالعاتی است که درصدد نوعی امکان‌سنجی یا بررسی پیش زمینه های راه اندازی بازارهای آتی در ایران می باشند که از جمله آنها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

عبداللهی (۱۳۸۳) امکان بالقوه استفاده از بازارهای آتی و اختیار معامله در کاهش نوسان‌های قیمتی محصولات کشاورزی را بررسی کرده و سپس محصول پسته را برای مطالعه خود بدلیل داشتن نوسان‌های قیمتی بالا در سطح تولید کننده انتخاب کرده است و در پایان نتیجه گرفته است که اگر پیش‌نیازها رعایت شود نسبت تامین به ۹۹ درصد می‌رسد.

یکانی و زیبایی (۱۳۸۹) مناسب‌ترین محصولات کشاورزی برای تاسیس یک بازار آتی در ایران را بر اساس دو رهیافت مطالعه کردند روش اول مورد استفاده بر مبنای یافتن مهمترین عوامل تاثیرگذار در توفیق قراردادهای آتی و اندازه گیری درجه اهمیت آنها بر اساس شواهد کمی جمع آوری شده از برخی از مهم‌ترین بورس‌های موفق قراردادهای آتی کالای کشاورزی جهان استوار بود. اولین رتبه‌بندی بالقوه محصولات کشاورزی در ایران برای ورود به بازار آتی با لحاظ نمودن درجه اهمیت این عوامل موثر، بر تعدادی از

مهمترین محصولات کشاورزی ایران انجام گردید. از آنجا که کاربرد این رتبه‌بندی بالقوه در ورود کالاهای منتخب به بازار آتی بدو ن جذب تولیدکنندگان این محصولات موفق نخواهد

بود، در رهیافت دوم جذابیت قراردادهای آتی هر محصول در مورد پذیرش قرار گرفتن توسط تولیدکنندگان به عنوان یک ابزار پوشش ریسک مورد ارزیابی قرار گرفت. بر اساس نتایج این مطالعه، ریسک مبنای نسبی، نوسانات قیمت‌های نقدی، اندازه بازار نقدی، هزینه سیالیت و درجه تجاری بودن، پنج عامل مهمی هستند که می توانند موفقیت بازارهای آتی را در قالب ارزش معاملات آتی در این بازارها توضیح دهند. در میان این عوامل، هزینه سیالیت تنها عاملی است که حجم مبادلات آتی را به طور معکوس تحت تاثیر قرار می‌دهد. همچنین درجه تجاری بودن، اندازه بازار نقدی و نوسانات قیمتهای نقدی بیشترین تاثیر را در گزینش کالاها برای ورود به بازار آتی دارند. این نتایج همچنین نشان دادند که تاثیر شرایط کیفی کالاها و به طور مشخص میزان همگنی آنها در توفیق یا عدم توفیق قراردادهای آتی غالبا وابسته به درجه توانایی و توسعه یافتگی بازارهای آتی کالا در سیستم‌های درجه‌بندی و استانداردسازی آنها می‌باشد. علیرغم رتبه بندی انجام شده بر مبنای رهیافت اول، نتایج رهیافت دوم نشان دادند که گرچه برخی کالاها حائز شرایط لازم برای ورود به بازار آتی هستند اما با توجه به مقادیر شبیه‌سازی شده نسبت پوشش ریسک و درجه اثربخشی پوشش ریسک، از مقبولیت لازم از سوی تولیدکنندگان جهت استفاده از قراردادهای آتی آنها با هدف مدیریت ریسک نیستند. بالاخره نتایج این مطالعه حاکی از مناسب بودن سه محصول زعفران، پسته و برنج جهت راه اندازی بازار آتی کالای کشاورزی در ایران بود. پس از این محصولات، خرما، چای و سیب نیز در درجه دوم مناسب بودن برای ورود به بازار آتی قرار دارند.

میرزاپور باباجان و بهرامی (۱۳۹۱)، نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس برای قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران با استفاده از رهیافت‌های مختلف اقتصادسنجی مورد برآورد و مقایسه قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که در مورد قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران درصورتی که قیمت‌های نزدیک‌ترین سررسید به‌عنوان قیمت آتی لحاظ شوند در مقایسه با حالتی که دومین سررسید برای این منظور لحاظ می‌شود نسبت بهینه پوشش ریسک بالاتر خواهد بود. همچنین، سناریویی که دوره زمانی طولانی تری را شامل شود، نسبت بهینه کوچکتری دارد. دلیل این امر این است که در آن ماه‌های آخر قیمت سکه در ایران

با نوسان‌های قابل توجهی مواجه بوده است. آنها با تحلیل‌های درون نمونه‌ای نشان دادند که استراتژی پوشش ریسک ساده (نسبت پوشش ریسک برابر یک) برای تمام سناریوهای زمانی در مقایسه با سایر استراتژی‌ها ناکارامد می‌باشد. بنابراین، لازم است فرد با توجه به افق دید خود نسبت بهینه پوشش ریسک را محاسبه و در تصمیم‌گیری خود لحاظ نماید. تحلیل برون نمونه‌ای نتیجه‌ای متفاوت دارد و نشان دهنده کارا بودن استراتژی پوشش ریسک در یک دوره زمانی که در آن نوسان‌های قیمت قابل توجه است، می‌باشد (میرزاپور باباجانو بهرامی، ۱۳۹۲، ۲۰۵).

شرافتمند و همکاران (۱۳۹۲) مدیریت ریسک قیمت محصول خرما را با استفاده از بازارهای آتی مطالعه کردند. این مطالعه بر امکان استفاده از بازار آتی به‌عنوان ابزار مدیریتی ریسک قیمتی محصول خرما تمرکز دارد؛ بنابراین ابتدا با استفاده از قیمت های ماهانهٔ خرما برای سالهای ۱۳۶۹-۱۳۹۰ و به‌کارگیری چارچوب تئوری میانگین واریانس و نسبت تأمین با روش OLS تعیین کردند و سپس بدلیل وجود واریانس‌های شرطی خودهمبسته، نسبت تأمین متغیر طی زمان را با استفاده از مدل گارچ دومتغیره برآورد کردند. هدف اصلی مطالعه آنان، برآورد نرخ پوشش در زمان است به همین علت اقدام به براورد نسبت تامین گارچ دو متغیره به روش BEKK کردند و دلیل انتخاب این روش وجود مزیت‌های مدل BEKK می‌باشد. متوسط نسبت تأمین محاسباتی به روش گارچ دومتغیره ۰/۷ می‌باشد ؛ به‌عبارت دیگر، کشاورزان به‌طور متوسط ۷۰ درصد از محصول خود را در بازار آتی به‌فروش می‌رسانند. اسکندری و همکاران (۱۳۹۴)، نسبت بهینه پوشش ریسک را با استفاده از قرارداد آتی طلا در بازار مالی ایران مطالعه کرده و این نسبت را با استفاده از مدل‌های مختلف اقتصاد سنجی برای حالت‌های درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای را برآورد کرده و با هم مقایسه کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که ارتباط معناداری بین شاخص آتی طلا و نرخ ارز وجود دارد و پوشش متقاطع ریسک ارز بوسیله قراردادآتی طلا در دوره مورد بررسی امکان پذیر است. برای تعیین نرخ بهینه پوشش ریسک از شش مدل رگرسیون معمولی، خودرگرسیون برداری، مدل تصحیح خطای برداری و BEKK-GARH(1,1)، VECH-GARCH(1,1) و CCC-GARCH(1,1)، تنها دو مدل رگرسیون برداری و خودرگرسیون برداری کاربرد دارند. در حالت درون نمونه ای، دو مدل رگرسیون معمولی و خودرگرسیون برداری با نرخ پوشش یکسان ۰/۵۳ تقریباً ۳۲ درصد نوسان نرخ ارز را کاسته و از آنجا که دارای نرخ پوشش یکسانی هستند. پیش بهار و همکاران (۱۳۹۵) به محاسبه نسبت بهینه پوشش

ریسک برای نهاده ذرت وارداتی صنعت طیور ایران با دو الگوی حداقل واریانس و میانگین – واریانس پرداختند و به این منظور از داده‌های ماهانه قیمت‌های نقدی و آتی ذرت و نرخ ارز در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹۲ استفاده کردند و نتیجه‌گرفتند در الگوی حداقل واریانس صورت خرید ۷۹ درصد از ذرت مورد نیاز به صورت آتی ۵۷ درصد از ریسک قیمتی آن کاهش می‌یابد.

مطالعات خارجی

تحقیقات اولیه بر روی پوشش ریسک متقاطع و نسبت بهینه پوشش ریسک، توسط جوهانسون(۱۹۶۰) و ادرینگتون(۱۹۷۹)[1] و استین[2](۱۹۶۱) انجام شد. در آن زمان و تا ۲۰ سال بعد روش رایج برای تخمین نرخ بهینه پوشش متقاطع ریسک، روش رگرسیون معمولی بود که از رگرس کردن تغییرات قیمت دارایی پایه بر روی تغییرات قیمت دارایی آتی حاصل می شد بعبارتی نرخ پوشش بهینه ریسک از حداقل کردن واریانس بازدهی پورتفولیو بدست می‌آمد.

در سال ۱۹۸۳ گراماتیکوس و ساندرس[3] مطالعه‌ای بر روی پنج ارز(فرانک سویس، دلار کانادا، پوند انگلیس، دلار آمریکا و ین ژاپن) انجام دادند و با استفاده از اطلاعات هفتگی، نرخ پوشش بهینه را تخمین زدند. آنها با در نظر گرفتن متغیر دامی و با استفاده از مدل ضرایب تصادفی توانستند نرخ بهینه پوشش ریسک را بدست آورتد.

جانکاس و لی[4] (۱۹۸۵) شاخص‌های سهام را مطالعه کردند و به کمک چهار مدل از جمله مدل حداقل واریانس ، مدل یک به یک سنتی، مدل حداکثر مطلوبیت و مدل آربیتراژ اقدام به استخراج نرخ بهینه پوشش ریسک کردند و آنها با استفاده از اطلاعات روزانه شاخص‌ها از سال ۱۹۸۲/۵ الی ۱۹۸۳/۳ برای کشور نیویورک و شیکاگو و یکی از ایالت‌های آمریکا توانستند برای هر مدل فوق یک نرخ بهینه پوشش ریسک استخراج کنند در این مطالعه روش مورد استفاده برای تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده رگرسیون تغییرات قیمت‌های نقدی بر تغییرات قبمت‌های آتی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بوده است.

لی و همکاران در سال ۱۹۸۷، فهرستی از ۵۰۰ سهام برتر بورس سهام نیویورک را مطالعه کردند و به کمک اطلاعات روزانه سهام‌ها، ثبات و پایداری نرخ پوشش مدل حداقل

---

1. Ederington
2. Stein
3. Grammatikos and Saunders
4. Junkus and Lee

واریانس را برسی کردند و نهایت به این نتیجه رسیدند که هر چه به سررسید قراردادهای آتی نزدیکتر می‌شوند، نرخ پوشش ریسک افزایش می‌یابد.

کسچتی[1] و همکاران در سال ۱۹۸۸، به کمک اطلاعات ماهیانه اوراق قرضه خزانه‌داری اقدام به بدست آوردن نرخ بهینه پوشش ریسک از طریق حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری کردند. آنها به کمک مدل آرچ توانستند واریانس شرطی و ماتریس کواریانس را بدست آوردند و همچنین دریافتند که نرخ پوشش ریسک در طول زمان تغییر می‌کند و بطور معنی‌داری از نرخ پوشش بهینه مدل حداقل واریانس کوچکتر است به همین دلیل پیشنهاد دادند که برای بدست آوردن نرخ پوشش ریسک ، مدل حداکثر مطلوبیت بهتر از نرخ پوشش مدل حداقل واریانس است.

چیانگ[2] و همکاران در سال ۱۹۹۰، اقدام به بدست آوردن نرخ پوشش بهینه ریسک به کمک مدلهای حداقل واریانس و حداقل ضریب جینی تعمیم یافته را کردند و پیشنهاد دادند که این دو روش نسبت به سایر روش‌ها بهتر است.

با پیشرفتهایی که در اقتصادسنجی صورت گرفت محققان به این نتیجه رسیدند که روش OLS برای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک کارا نمی‌باشد و باید از روش جدید استفاده شود.

پارک و برا[3] (۱۹۸۶) با مطالعه روی دو بازار آتی آمریکا به دلیل وجود ناهمسانی و رابطه غیر خطی بین قیمت های نقد و آتی، برآورد حاصل از روش های حداقل مربعات معمولی مورد انتقاد قرار دادند و تخمینی با روش واریانس ناهمسانی خودهمبسته ارائه نمودند.

براش و همکاران[4](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 از قرارداد سلف همین ارز(لیر به دلار) مقایسه کرده و به این نتیجه می رسند که پوشش ریسک متقاطع کاراتر می باشد.

بایلی و مایرز[5] (۱۹۹۱) نرخ بهینه پوشش ریسک قیمت برای شش کالای گوشت گاو، قهوه، ذرت، نخ، طلا و دانه های سویا در آمریکا را از روش ناهمسانی واریانس خودهمبسته برآورد کردند. برای این منظور، قراردادهای آتی با

---

1. Cecchetti
2. Cheung
3. Park & Bera
4. Brage ,Martin and Meik
5. Bailie and Myres

سررسیدهای مختلفی برای هر یک از کالاها در نظر گرفته می شود. برای قهوه قرارداد ماه می، برای نخ قرارداد ماه جولای، برای ذرت و سویا ماه سپتامبر و برای طلا و گوشت گاو ماه دسامبر را در نظر گرفته‌اند. در این مدل نسبت بهینه پوشش ریسک وابسته به زمان بوده و طی زمان تغییر می یابد و در نتیجه برای یک دوره زمانی معین به جای یک عدد ثابت یک سری زمانی از نسبت های بهینه پوشش ریسک وجود خواهد داشت.

بِنِت (۱۹۹۲)[1] پوشش ریسک را با چندین قراردادهای آتی مورد بررسی قرار داد.او نرخ بهینه پوشش را برای دلار استرالیا، کروزیری برزیل، پزوی مکزیک، رندای آفریقای جنوبی، یوان چینی، مارکا فنلاند، پوند ایرلندی، ین ژاپن به کمک مدل حداقل واریانس بدست آورد.

سپتون[2] (۱۹۹۳a) با استفاده از داده های روزانه برای گندم، نسبت تأمین بهینه را محاسبه کرد.این مطالعه نتیجه گرفت نسبت تأمین براساس مدل گارچ عملکرد بهتری در مقایسه با نسبت تأمین حداقل واریانس دارد.

سپتون[3] (۱۹۹۳b) با استفاده از داده های روزانهٔ جو و گندم و برای دوره ۱۹۸۸-۱۹۸۹، نسبت تأمین را بر اساس مدل گارچ تک متغیره تعیین کرد.

کرونز و سلطان[4] (۱۹۹۳) با استفاده از مدل تصحیح و خطا و روش گارچ، نرخ پوشش بهینه ریسک را برای پنج ارز (پوند انگلیس، دلار کانادا، مارک آلمان، ین ژاپن و فرانک سویس) تخمین زدند.

شالیت[5] (۱۹۹۵) نشان داد که اگر قیمت‌ها بصورت نرمال توزیع شده باشند نرخ پوشش بهینه MEG مشابه نرخ پوشش بهینه حداقل واریانس است. نرخ پوشش MEG با استفاده از روش متغیر ابزاری تخمین زدند. اودر مطالعه خود پی برد که تعدادی از قراردادهای آتی وجود دارد که نرخ پوشش MEG آنها با نرخ پوشش حداقل واریانس متفاوت است زیرا قیمتها بصورت نرمال توزیع نشده‌اند.

---

1 . Benet
2 . Sephton
3 . Sephton
4 . Kroner & Sultan
5 . Shalit

جپرت[1] (۱۹۹۵) نرخ پوشش ریسک را به روش OLS و روش‌های هم‌انباشتگی برای درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای تخمین زد و نتیجه گرفت در درون نمونه‌ای، پوشش ریسک با افزایش دوره افزایش نمی‌یابد و در برون نمونه‌ای برعکس هست.

کوتموس و پریسلی[2](۱۹۹۸) معتقدند که پوشش ریسک پویا، نتایج بهتری نسبت به نرخ‌های ایستا بوجود می آورد.

چن و همارن (۲۰۰۱) پیشنهاد دادند که برای نرخ پوشش ازمیانگین ضریب جینی تعمیم یافته استفاده شود. آنها از روش‌های متفاوتی مثل روش حداقل واریانس، روش میانگین-واریانس، روش شارپ، روش ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم یافته استفاده کردند.

کاظمی منش و جلالی(۲۰۰۴) به منظور بررسی تغییرات میزان بهینهٔ پوشش ریسک در بازار نفت خام، از مدل های گارچ استفاده کردند. برآورد میزان بهینهٔ پوشش ریسک این مطالعه نشان داد با افزایش دورهٔ قراردادهای آتی، این میزان بزرگتر از یک است.

عبادی و نظری (۲۰۰۶) به اندازه گیری نسبت تأمین در بازار اختیار معامله و نیز در بازار آتی پرداختند و نشان دادند نسبت‌های تأمین در بازارهای آتی و اختیار معاملهٔ محصول پسته در شرایط متفاوت، با میانگین بین ۰/۲۲ تا ۰/۹۹ تغییر می کند؛ بنابراین از دید آنها بازار آتی قابل ترجیح است.

والندمار[3] و همکاران (۲۰۱۰) عملکرد تأمین پویا را برای تولیدکنندگان سویا با استفاده از مدل B-Garch در مقایسه با مدل OLS تعیین کردنتایج بیانگر عملکرد بهینهٔ مدل B-Garch است.

چودهری[4] (۲۰۰۹) عملکرد نسبت تامین متغیر طی زمان را برای بازارهای آتی کالاهای کشاورزی ذرت، قهوه، گندم، شکر، سویا و شتر زنده با استفاده از مدل های متفاوت Garch تعیین کرد. وی از مدل‌های B-garch, Bekk B-garch, Bgarch-X, Bekk Bgarch-X بهره برد. نتایج این تحقیق نشان داد عملکرد مدل B-garch-X در تعیین نسبت تأمین بهترین است.

پندار و همکاران (۲۰۱۱) مدیریت ریسک قیمتی واردات دانه روغنی سویا را با بازار آتی بررسی کردند و نشان دادند با محاسبهٔ نسبت تأمین به کمک دو الگوی حداقل واریانس

---

[1] . Geppert
[2] . Koutomose & Pericli
[3] . Waldemar
[4] . Choudhry

و میانگین، بازار آتی می‌تواند به عنوان ابزاری مناسب برای مدیریت ریسک قیمت برای واردکنندگان دانهٔ سویا بهره برداری شود.

کوستیکا و مارکلوس[1] (۲۰۱۲) به این نکته اشاره کردند که باید در تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک از گشتاورهای مرتبه بالاتر استفاده کرد. ایشان از مدل چگالی خودرگرسیو شرطی (ARCD[2]) که این امکان را فراهم می‌کند که واریانس، چولگی و کشیدگی در طول زمان متغیر باشند، استفاده کرده و سپس عملکرد این مدل را با مدل‌های سنتی و همچنین گارچ چند متغیره مقایسه کردند نتایج تست‌های درون و برون نمونه‌ای مدل پیشنهادی، حاکی از برتری آن نسبت به سایر مدل‌ها است.آنها در انتها پیشنهاد کردند که از این مدل به جای مدل‌های قبلی استفاده شود.

۳. روش تحقیق

در این قسمت مروری بر تعریف و مبانی نظری پوشش بهینه ریسک در قراردادهای آتی خواهد شد. پوشش ریسک اتخاذ موضع معاملاتی خرید یا فروش در بازار آتی به‌منظور کاهش یا حذف نوسانات قیمت دارایی نقدی است. به‌عبارت‌دیگر پوشش ریسک عبارت است از ترکیب سرمایه‌گذاری در بازار نقدی و آتی برای ساختن یک سبد دارایی به‌گونه‌ای که این ترکیب سرمایه‌گذاری منجر به کاهش نوسان ارزش سبد شود. حال تعداد موقعیت تعهدی در بازار قراردادهای آتی که برای پوشش ریسک تعداد معینی از موقعیت‌های (خرید یا فروش) که در بازار نقدی موردنیاز است را نرخ پوشش ریسک (نسبت بهینه پوشش ریسک) می‌نامند. به‌عبارت‌دیگر، نسبت بهینه پوشش ریسک تعیین‌کننده تعداد قرارداد آتی است که فرد باید برای مقابله با نوسان قیمت‌ها نگهداری نماید (اسکندری، ۱۳۹۳: ۷).

برای این منظور دسته‌ای از مهمترین مدل‌هایی که در حوزه پوشش ریسک بحث می‌شود، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳-۱. روش‌های اندازه گیری نرخ بهینه پوشش ریسک

یکی ازساده‌ترین و شاید جاافتاده‌ترین ابزار پوشش ریسک، استفاده از قراردادهای آتی می‌باشد. در گذشته هم کارشناسان و هم دانشگاهیان علاقه زیادی به پوشش ریسک برای محصولات را داشتند و این از تعداد مقالاتی که در این زمینه نگاشته شده است را می‌توان

---

1. Kostica and Markellos
2. Autoregressive Conditional Density

فهمید. یکی از مهمترین مسایل نظری در پوشش ریسک بدست آوردن نرخ بهینه پوشش ریسک می‌باشد و مقدار این نرخ بستگی به تابع هدفی دارد. بطور کلی روشهای استخراج این نرخ در دو گروه جای می‌گیرد:

۱- روش حداقل کننده ریسک و ۲- روش حداکثر کننده مطلوبیت.

به عبارت دیگر، برای استخراج نسبت بهینه پوشش ریسک در ابتدا یک تابع هدف معرفی می شود و با بهینه نمودن (حداقل یا حداکثر نمودن) آن تابع (زیان یا سود) نسبت بهینه پوشش ریسک استخراج می شود. در سال ۱۹۶۰ برای اولین بار، نرخ بهینه پوشش ریسک با روش حداقل کننده واریانس توسط جانسون بصورت نظری استخراج گردید و در سال۱۹۷۹ ادرینگتون این نرخ را با استفاده از قیمتهای هفتگی قراردادهای آتی بصورت تجربی برآورد نمود. همانطور که بیان شد مفهوم پایه‌ای پوشش ریسک عبارتند از ترکیب سرمایه‌گذاری در بازار نقد و آتی برای ساختن یک سبد دارایی به گونه‌ای که این ترکیب سرمایه گذاری منجر به کاهش نوسان ارزش سبد شود بدین منظور سبد دارایی که در آن C_S واحد موقعیت خرید در بازار نقدی و C_F واحد موقعیت فروش در بازار آتی در نظر گرفته می‌شود و S_t و F_t به ترتیب قیمت نقدی و آتی در زمان t را نشان می‌دهد. از آنجایی که قرارداد آتی برای کاهش نوسانهای قیمت در بازار نقدی مورد استفاده قرار می‌گیرد به این سبد دارایی، سبد دارایی پوشش ریسک گفته می‌شود. نرخ بازدهی سبد دارایی پوشش ریسک عبارتند از:

$$R_h = \frac{C_s S_t R_s - C_f F_t R_f}{C_s S_t} = R_s - hR_f \qquad (۱)$$

که در آن $h = \frac{C_f F_t}{C_s S_t}$ همان نرخ بهینه پوشش ریسک است. $R_s = \frac{S_{t+1}-S_t}{S_t}$ و $R_f = \frac{F_{t+1}-F_t}{F_t}$ به ترتیب نشان‌دهنده بازدهی موقعیت نقدی و بازدهی موقعیت تعهدی فرد در قرارداد آتی می‌باشد(چن و همکاران، ۲۰۰۲، ۴۳۶).

اگر از رابطه (۱) برای بدست آوردن ریسک سبد استفاده شود در آن صورت نرخ پوشش ریسک سبد بصورت زیر بدست خواهد آمد:

$$Var(R_h) = Var(R_s) + h^2 Var(R_f) - 2hCov(R_s . R_f) \qquad (۲)$$

اگر واریانس را در جمله فوق نسبت به H حداقل کنیم در آنصورت خواهیم داشت:

$$\frac{\partial Var(R_H)}{\partial h} = 2hVar(R_f) - 2Cov(R_s . R_f) = 0 \qquad (۳)$$

از حل رابطه فوق نسبت بهینه پوشش ریسک ($\boldsymbol{h}^*$) بدست می‌آید:

$$\mathrm{h} = \frac{Cov(R_S.R_f)}{Var(R_f)} = \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \qquad (۴)$$

ρ نشان دهندهِ ضریب همبستگی بین متغیر R_f و R_s می‌باشد و σ_f و σ_s به ترتیب انحراف معیار R_f و R_s نشان می‌دهد.

جدول زیر بطور خلاصه روشهای مختلف محاسبه این نسبت را نشان می‌دهد.

جدول ۱: طبقه‌بندی روش‌های استخراج نسبت پوشش ریسک

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

منبع: (چن و همکاران، ۲۰۰۳، ص۴۵۰)

۳-۲. مدل مارکوف – سوئیچینگ[1]

مدل مارکوف سوئیچینگ توسط همیلتون در سال ۱۹۸۹ مطرح شده و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود، یکی از مشهورترین مدل‌های غیرخطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند، به طوریکه با تغییر معادلات در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌آورد تا مدل بتواند الگوهای پیچیده‌ای را در وضعیت پویا توضیح دهد. ویژگی نوآورانهِ مارکوف سیوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیرهِ مارکوف مرتبهِ اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دورهِ قبل بستگی دارد، بنابراین مدل مارکوف سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند

[1]. Markov Switching

مناسب است. حالت اصلی مدل مارکوف سیوئیچینگ که توسط همیلتون مطرح شده است برای میانگین متغیرها می‌باشد. این حالت و همچنین حالت‌های دیگر مدل فوق به طور گسترده برای بررسی متغیرهای اقتصادی و مالی استفاده شده است. ایدهِ اصلی این روش این است که پارامترهای مدل مارکوف به متغیر وضعیت (S_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و متغیر تصادفی است به همین دلیل فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد (علیزاده و همکاران، ۲۰۰۸، ۱۹۷۷).

بطور کلی در مدل مارکوف برای n رژیم، می‌توان احتمال انتقالات را بصورت زیر نشان داد:

$$\Pr(S_t = j|S_{t-1} = i\,.\,S_{t-2} = k\,.\,\ldots) = Pr(S_t = j|S_{t-1} = i) = P_{ij} \quad (۵)$$

که در آن p_{ij} نشان دهندهِ احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد. با در نظر گرفتن این احتمالات برای n رژیم می‌توان ماتریس احتمال انتقالات که یک ماتریس $n \times n$ است به شکل زیر نوشت (شهباززاده و برقی اسکویی، ۱۳۹۳، ۴۶):

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1} & \cdots & p_{nn} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

فرض بر این است که این احتمالات انتقال در بازه بین صفر و یک تغییر می‌کنند $(0 \le P_{ii} \le 1)$مجموع احتمالات انتقال $\sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1$ باید برابر یک شود. مفهوم این رابطه این است که اگر متغیر تصادفی در وضعیت جاری در رژیم i باشد، احتمال اینکه در وضعیت بعدی، در یکی از وضعیت‌های $j=\{1,2\ldots n\}$ قرار بگیرد، معادل یک است. در یک الگوی چرخشی مارکف این احتمال وجود دارد که فقط برخی از پارامترهای الگو وابسته به رژیم باشند، و بقیه پارامترها با تغییر رژیم، بدون تغییر باقی بمانند.

در مدل مارکوف سویچینگ تابع $L(\theta)$ در رابطه زیر با توجه به قیدها و محدودیت‌ها زیر باید حداکثر شود:

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^{T} Log \left\{ \frac{\pi_{1t}}{\sqrt{2\pi\sigma_{1t}^2}} exp\left[\frac{-(\Delta S_t - \gamma_{0,1} - \gamma_{1,1}\Delta F_t)^2}{2\sigma_{1,t}^2}\right] + \frac{\pi_{2t}}{\sqrt{2\pi\sigma_{2t}^2}} exp\left[\frac{-(\Delta S_t - \gamma_{0,1} - \gamma_{1,1}\Delta F_t)^2}{2\sigma_{2,t}^2}\right] \right\} \quad (۷)$$

در رابطه فوق θ تابعی از $\theta(\gamma_{0.st}.\gamma_{1.st}.\sigma_{st}^2)$ و $s_t = 1.2$ برداری از پارامترهای مجهول است که باید تخمین زده شود و $\pi_{2t}.\pi_{1t}$ به ترتیب احتمال ماندن در رژیم ۱ و ۲ است. قید و محدودیت‌هایی که باید رعایت شود $\pi_{1t} + \pi_{2t} = 1$ و $0 \leq \pi_{1t}.\pi_{2t} \leq 1$ با تخمین معادله ۱ به کمک مدل مارکوف چرخشی نرخ‌های بهینه پوشش ریسک $\gamma_{1.1}$ و $\gamma_{1.2}$ در وضعیت ۱ و ۲ در بازار بدست خواهد آمد.

در حالت کلی مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ را می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$s_t|\xi_{t-1} \sim \begin{cases} f\left(\theta_t^{(1)}\right) & P_{1t} \\ f\left(\theta_t^{(1)}\right) & 1 - P_{1t} \end{cases} \qquad (۸)$$

که در آن s_t نرخ نقدی محصولات و $f(.)$ نشان دهنده یکی از توزیع‌های شرطی ممکن است بطور مثال می‌توان توزیع نرمال ، توزیع t و یا توزیع GED[1] را فرض کرد. جمله $\theta_i^{(i)}$ بردار پارامترها در رژیم iام است که توزیع را مشخص می‌کند، P_{1t} احتمال پیش‌بینی شده و ξ_{t-1} مجموعه اطلاعات در زمان t-1 را نشان می‌دهد. بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می توان به سه جزء تجزیه کرد:

$$\theta_t^{(i)} = \left(\mu_t^{(i)}.h_t^{(i)}.v_t^{(i)}\right) \qquad (۹)$$

که در آن $\mu_t^{(i)}$ میانگین شرطی، $h_t^{(i)}$ واریانس شرطی و $v_t^{(i)}$ پارامتر شکل توزیع شرطی است. بنابراین، مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ شامل چهار عنصر می شود: میانگین شرطی، واریانس شرطی، فرآیند رژیم و توزیع شرطی. معادله میانگین شرطی در اینجا به شکل ساده زیر مدل‌سازی خواهد شد:

$$s_t = \delta^i + \varepsilon_t \qquad i = 1.2 \qquad (۱۰)$$

$\varepsilon_t = \eta_t\sqrt{h_t}$ و η_t یک فرآیند با میانگین صفر و واریانس واحد است. واریانس شرطی با فرض رژیم کامل $\tilde{s}_t = (s_t.s_{t-1}.\ldots.)$ عبارتند از $h_t^{(i)} = V[\varepsilon_t|\tilde{s}_t, \zeta_{t-1}]$ برای واریانس شرطی با فرایند *GARCH(1,1)* فرض می‌شود:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)}h_{t-1} \qquad (۱۱)$$

[1]. Generalized Error Distribution

که در آن h_{t-1} یک میانگین مستقل از وضعیت واریانس‌های شرطی گذشته است. در واقع، در بحث رژیم سوئیچینگ، اگر h_{t-1} نیز وابسته به وضعیت‌های گذشته $\tilde{s}_{t-1}$ باشد، یعنی اگر $h_{t-1}^{(i)}$ نیز دارای اندیس i باشد باید n پارامتر برآورد کرد. زیرا در آن صورت $h_{t-1}^{(i)}$ نیز وابسته $h_{t-2}^{(i)}$ و $h_{t-2}^{(i)}$ وابسته به $h_{t-3}^{(i)}$ و .... خواهد شد که برآورد پارامترها در این حالت غیر ممکن خواهد بود. بنابراین یک ساده‌سازی برای اجتناب از اینکه واریانس شرطی یک تابع از تمام وضعیت‌های گذشته بشود، نیاز است. برای اجتناب از این مشکل کلاسن (۲۰۰۲) جمله زیر را برای واریانس شرطی معرفی کرد:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)}E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(i)}\middle|s_t\right\} \qquad (۱۲)$$

در ادبیات مارکوف رژیم سوئیچینگ یک عنصر ضروری برای برآورد ماکزیمم درست‌نمایی، احتمال پیش‌بینی P_{1t} است. احتمال قرار گرفتن در رژیم اول در زمان t با اطلاعات مفروض در دوره t-1 بصورت زیر تصریح می‌شود:

$$P_{1.t} = (1 - q)\left[\frac{f(S_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-P_{1.t-1})}{f(S_{t-1}|s_{t-1}=1)P_{1.t-1}+f(S_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-P_{1.t-1})}\right] + p\left[\frac{f(S_{t-1}|s_{t-1}=1)P_{1,t-1}}{f(S_{t-1}|s_{t-1}=1)P_{1.t-1}+f(S_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-P_{1.t-1})}\right] \qquad (۱۳)$$

است. بنابراین تابع لگاریتم درستنمایی را می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$\sum_{t=1}^{T}\log\left[P_{1,t}f(S_t|s_t=1) + \left(1-P_{1,t}\right)f(S_t|s_t=2\right] = 1 \qquad (۱۴)$$

$f(.|s_t = i)$ نشان دهنده توزیع شرطی به شرط رخ دادن رژیم i در زمان t است. تابع فوق با استفاده از روش‌های مختلفی حداکثر می‌شود که در این پژوهش برای تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک به روش الگوی مارکوف – سوئیچینگ گارچ باید مدل زیر برآورد گردد:

$$\Delta SPOT_t = c(s_t) + \beta(s_t)\Delta FUTURE_t(s_t) + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۱۵)$$

در مدل مذکور متغیر وابسته $\Delta SPOT_t$ تغییرات قیمت نقدی محصولات بر حسب دلار و متغیر مستقل $\Delta FUTURE_t$ تغییرات قیمت آتی محصولات بر حسب دلار می‌باشد و هدف برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک در ایران برای محصولات سویا و ذرت می‌باشد.

برای واریانس شرطی با فرایند *GARCH(1,1)* فرض می‌شود:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)}h_{t-1} \qquad (۱۶)$$

و بعد از برآورد مدل فوق، مدل زیر و همچنین ضریبی که واریانس زیر را حداقل می‌کند محاسبه می گردد:

$$\begin{matrix} SPOT_t < FUTURE_t & var(\Delta SPOT) \\ SPOT_t > FUTURE_t & var(\Delta SPOT - \beta\Delta FUTURE) \end{matrix} \qquad (۱۷)$$

فرآیند برآورد مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گارچ با استفاده از نرم افزار oxmetrics7 و matlab انجام می‌شود و داده‌های مورد استفاده، اطلاعات قیمتی مربوط به معاملات نقدی و معاملات آتی محصولات منتخب (ذرت و دانه سویا) بر حسب دلار در بازه زمانی ۲۰۱۰/۱/۴ لغایت ۲۰۱۸/۸/۶ بصورت روزانه می‌باشد. قیمت نقدی معاملات از سایت ماکرو ترنز[1] اتخاذ شده است و قیمت آتی محصولات از آمار معاملات بورس شیکاگو استخراج شده است. هم اکنون معاملات آتی در بورس شیکاگو با سررسیدهای متفاوت قابل معامله می‌باشد.

۴. برآورد مدل

پس از گردآوری و پردازش اطلاعات، نتایج بدست آمده در دو حالت تحلیل می‌شود.

۴-۱. تحلیل نتایج با توجه به امکان معامله در بورس آتی

در این پژوهش مدل زیر برای محصول دانه سویا و ذرت به روش الگوی مارکوف سوئیچینگ گارچ در صورتیکه امکان معامله در بورس آتی وجود داشته باشد برآورد خواهد شد:

$$\Delta S_t = \gamma_0 + \gamma_1\Delta F_t + U_t \qquad (۱۸)$$

برای تخمین پوشش بهینه ریسک با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ لازم است غیر خطی بودن مدل با استفاده از آزمون حداکثر درست‌نمایی بررسی شود. همانطور که از جدول زیر مشخص است خطی بودن مدل برای محصولات قابل قبول نیست بنابراین

[1]. Macrotrends.net

غیرخطی بودن مدل پذیرفته می‌شود و همچنین نتایج ارایه شده در جدول۲ وجود توزیع نرمال در تغییرات قیمتها را تایید می‌کند

جدول۲: نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) برای بررسی غیرخطی بودن مدل

آماره کای -۲		سطح احتمال		نتیجه آزمون	
ذرت	سویا	ذرت	سویا	ذرت	سویا
۳۶۴۴۰	۳۷۱۲/۵	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۹۰	رد فرض صفر و تائید غیر خطی بودن مدل	رد فرض صفر و تائید غیر خطی بودن مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۳: نتایج آزمون نرمال

آماره کای -۲		سطح احتمال		نتیجه آزمون	
ذرت	سویا	ذرت	سویا	ذرت	سویا
۸۱۱/۱۸	۱۸/۳۷۶۵۳	۰/۰۰۱۱۰	۰/۰۰۸۰۰	رد فرض صفر و تائید نرمال بودن مدل	رد فرض صفر و تائید نرمال بودن مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

برآورها در مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ نشان می‌دهد که دو رژیم در بازه زمانی مورد مطالعه وجود دارد، که رژیم نخست رژیم پرنوسان و رژیم دوم کم نوسان می باشد. پارامترهای برآوردی در این رژیم‌ها در جداول ذیل ارائه می‌گردد:

جدول۴: نتایج برآورد محصول سویا در رژیم صفر

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	وضعیت معنی داری
عرض از مبدا	۰/۰۱۵۱۸۲۶	۰/۰۲۲۵۹	۰/۶۷۲	معنی دار نیست
تغییرات قیمت آتی	۱/۰۰۲۳۸	۰/۰۰۲۳۳۲	۴۳۰	معنی دار است

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۵: نتایج برآورد محصول سویا در رژیم یک

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	وضعیت معنی داری
عرض از مبدا	۰/۳۹۶۲۳۱	۰/۵۶۷۹	۰/۶۹۸	معنی دار نیست
تغییرات قیمت آتی	۰/۶۲۲۵۶۴	۰/۰۵۱۵۷	۱۲/۱	معنی دار است

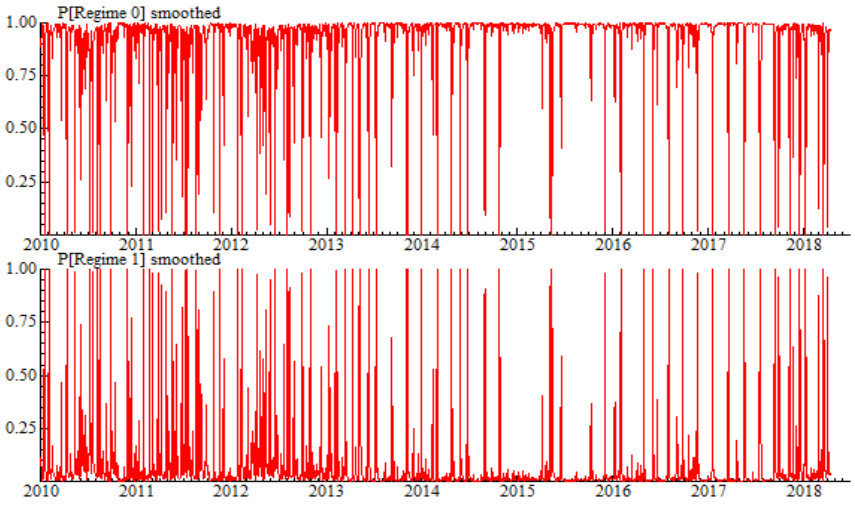
منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۶: نتایج برآورد مدل‌های گارچ رژیم چرخشی مارکوف برای محصول سویا

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	وضعیت معنی داری
$\alpha_0^{(0)}$	۰/۴۵۰۴۵۰	۰/۰۴۶۸۶	۹/۶	معنی دار است
$\alpha_0^{(1)}$	۰/۰۰۰۰	۰/۳۳۳۴	۰۰۰۰	معنی دار نیست
$\alpha_1^{(0)}$	۰/۴۵۲۲۵۲	۰/۰۴۶۴۱	۹/۷۴	معنی‌دار هست
$\alpha_1^{(1)}$	۰/۱۲۳۱۰۴	۰/۰۴۶۴۳	۲/۶۵	معنی‌دار هست
$\beta_1^{(0)}$	۰/۴۴۴۱۳۱	۰/۰۳۶۲۰	۱۲/۲۶	معنی‌دار هست
$\beta_1^{(1)}$	۰/۹۵۲۹۳۸	۰/۰۱۳۷۱	۶۹/۵	معنی‌دار هست
P^0	۰/۹۳۵۳۶۵	۰/۰۰۸۷۰۰	۱۰۷/۵	معنی‌دار هست
P^1	۰/۲۷۱۰۷۹	۰/۰۷۹۹۴	۳/۳۹	معنی‌دار هست

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: نمودار احتمالات هموار شده برای محصول سویا در رژیم صفر و یک



منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۷ : نتایج برآورد محصول ذرت در رژیم صفر

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	وضعیت معنی داری
عرض از مبدا	۰/۰۰۰۰۱۳	۰	بینهایت	معنی دارهست
تغییرات قیمت آتی	۱	۰	بینهایت	معنی دار هست

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۸: نتایج برآورد محصول ذرت در رژیم یک

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	وضعیت معنی داری
عرض از مبدا	۰/۰۹۰	۰	بینهایت	معنی‌دار هست
تغییرات قیمت آتی	۰/۳۵۸۶۹۳	۰	بینهایت	معنی دار هست

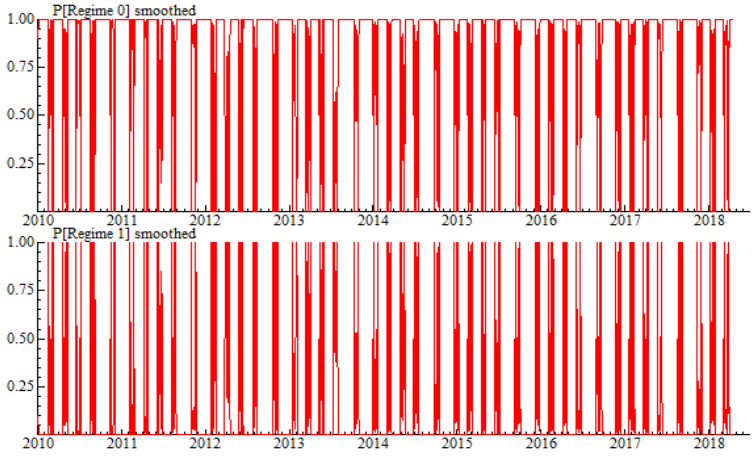
منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۹: نتایج برآورد مدل‌های گارچ رژیم چرخشی مارکوف برای محصول ذرت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	وضعیت معنی داری
$\alpha_0^{(0)}$	۰/۰۰۰۰۱۰۹	۰	بینهایت	معنی دار هست
$\alpha_0^{(1)}$	۶/۹۰۵۸۵	۰	بینهایت	معنی دار هست
$\alpha_1^{(0)}$	۰/۷۸۲۱۳۳	۰	بینهایت	معنی‌دار هست
$\alpha_1^{(1)}$	۰/۲۰۶۸۱۰	۰	بینهایت	معنی‌دار هست
$\beta_1^{(0)}$	۰	۰	بینهایت	معنی‌دار هست
$\beta_1^{(1)}$	۰/۰۲۸۶۰۵۵	۰	بینهایت	معنی‌دار هست
P^0	۰/۶۴	۰	بینهایت	معنی‌دار هست
P^1	۰/۱	۰	بینهایت	معنی‌دار هست

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: نمودار احتمالات هموار شده برای محصول ذرت در رژیم صفر و یک



منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که از جداول فوق مشخص است نرخ بهینه پوشش ریسک برای محصول سویا در دو رژیم صفر و یک به ترتیب برابر با ۱ و ۰/۶۲ می باشد. بعبارتی در رژیم صفر با خرید یک دلار محصول دانه سویا باید معادل یک دلار قرارداد آتی خریداری شود و در رژیم

یک به ازای خرید یک دلار محصول دانه سویا باید معادل ۰/۶۲ دلار از قرارداد آتی خریداری گردد. در خصوص محصول ذرت نیز نرخ بهینه پوشش ریسک بدست آمده در دو رژیم پرنوسان و کم نوسان به ترتیب ۱ و ۰/۳۵ محاسبه گردیده است، این محاسبه نشانگر آنست که در رژیم صفر با خرید یک دلار محصول ذرت بصورت نقدی بایستی معادل یک دلار ذرت بصورت قراداد آتی خریداری گردد و در رژیم یک این نسبت به ۰/۳۵ تقلیل می یابد.

گام اساسی در ارائه الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار محصولات، برآورد ماتریس احتمال انتقال است. با برآورد این ماتریس احتمالات انتقال از رژیم کم نوسان(رژیم یک) به رژیم پر نوسان(رژیم صفر) و بالعکس و همینطور احتمال ماندن در رژیم پرنوسان و کم نوسان محاسبه می شوند (نادمی، ۱۳۹۳، ۳۶).

با توجه به نتایج، ماتریس انتقال برای محصولات دانه سویا و ذرت بصورت زیر محاسبه شده است:

$$P_{Soyben} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0/93537 & 0/72892 \\ 0/064635 & 0/27108 \end{bmatrix} \quad (۱۹)$$

$$P_{corn} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0/64536 & 0/90171 \\ 0/35464 & 0/098291 \end{bmatrix} \quad (۲۰)$$

می‌توان احتمال‌های گذر m دوره جلو برای زنجیره مارکوف را با m بار ضرب کردن P در خودش بدست آورد و علاوه بر آن می‌توان به کمک ماتریس فوق احتمال ماندن و انتقال در رژیم‌های مختلف را بدست آورد. برای محصول سویا احتمال ماندن در رژیم صفر ۹۳/۵ درصد است، احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم یک ۶/۵ درصد برآورد شده است، احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم صفر برابر با ۷۲ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک برابر با ۲۷ درصد می‌باشد.

برای محصول ذرت احتمال ماندن در رژیم صفر ۶۴/۵ درصد است، احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم یک ۳۵/۵ درصد برآورد شده است، احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم صفر(پر نوسان) برابر با ۹۰ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک برابر با ۱۰ درصد می‌باشد. نمودار ۱ و ۲، احتمالات پیش بینی شده نوسانها در رژیم‌های مختلف به ترتیب برای محصولات دانه سویا و ذرت را نشان می‌دهد، نتایج حاصله نشان می‌دهد که ۹۵/۱۴ درصد از مشاهدات یعنی ۲۰۵۶ مشاهده از کل مشاهدات در رژیم صفر و ۴/۸۶ درصد از مشاهدات یعنی ۱۰۵ مشاهده در رژیم یک قرار گرفته‌اند. برای محصول ذرت ۹۰/۹ درصد

از مشاهدات یعنی ۱۹۶۷ مشاهده در رژیم صفر و ۹/۱ درصد از مشاهدات یعنی ۱۹۷ مشاهده در رژیم یک قرار گرفته‌اند.

۴-۲. تحلیل نتایج با توجه به عدم امکان معامله در بورس آتی

زمانی‌که امکان دسترسی جهت پوشش ریسک قیمتی کالا وجود ندارد، راه حل پیشنهادی ارائه شده در موضوع پژوهش مبنی بر استفاده از قرارداد شبه آتی نتایج ذیل را در بر خواهد داشت. مدل بر اساس تفکیک موقعیت‌های کاهش قیمت آتی عمل می‌نماید، بطوری‌که در زمان‌هایی که قیمت آتی از قیمت نقد محصول منتخب کشاورزی کمتر است، وارد کننده کالا اقدام به پوشش ریسک نموده و در سایر موقعیت ها، پوششی انجام نمی پذیرد. این روش همانند روش قبل بدنبال حداقل کردن واریانس می باشد.

ضرایب بدست آمده به ترتیب برای محصول دانه سویا و ذرت ۰/۸۴۹ و ۰/۹۰۶۵ محاسبه گردیده است. مجموع داده های استفاده شده برای محصول دانه سویا و ذرت به ترتیب ۲۱۶۱ و ۲۱۶۴ است که از تعداد داده های مذکور، تعداد موقعیت هایی که قیمت آتی کوچکتر از قیمت نقدی است به ترتیب ۱۰۴۱ و ۴۵۷ می‌باشد. کارائی پوشش ریسک به ترتیب برای محصول دانه سویا و ذرت ۸۲ و ۷۸ درصد محاسبه گردید.

۴-۳. میزان موثر بودن پوشش ریسک

در این بخش میزان موثر بودن نرخ‌های بهینه پوشش ریسک که به دو روش مختلف بدست آمده است، بررسی می‌شود. معیاری که میزان کارآمدی هر یک از نسبت‌ها را نشان می‌دهد معیار کارایی است که توسط ادرینگتون معرفی شد. این معیار بوسیله رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$k = 1 - \frac{Var(H)}{Var(U)} \qquad (۲۱)$$

در رابطه فوق، Var(U) واریانس سبد بدون پوشش و یا به عبارت دیگر واریانس در شرایط نقدی است و $Var(H)$ نیز واریانس سبد با پوشش ریسک را نشان می‌دهد.

جدول۱۰: کارایی پوشش ریسک برای محصولات منتخب در رژیم صفر

محصول	Var(H)	Var(U)	K
ذرت	۰	۷۶,۷۹	۱۰۰٪
دانه سویا	۰,۲	۲۵۰,۰۵	۱۰۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۱: کارایی پوشش ریسک برای محصولات منتخب در رژیم یک

محصول	Var(H)	Var(U)	K
ذرت	۴۷,۶۹	۷۶,۷۹	۳۸٪
دانه سویا	۰	۲۵۰,۰۵	۱۰۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۱۲: کارایی پوشش ریسک برای محصولات منتخب در قرارداد شبه آتی

محصول	Var(H)	Var(U)	K
ذرت	۶۴,۱۷	۷۶,۷۹	۷۸٪
دانه سویا	۱۵۱,۶۴	۲۵۰,۰۵	۸۲٪

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از این پژوهش ارایه الگویی مناسب به منظور پوشش ریسک برای واردکنندگان محصولات کشاورزی در ایران می‌باشد تا بدین وسیله بتواند از نتایج منفی نوسانات قیمت جلوگیری کند. الگوی پیشنهادی استفاده از قرارداد شبه آتی برای واردکنندگان محصولات کشاورزی می‌باشد. قرارداد شبه آتی توافق‌نامه‌ای است مبنی بر خرید یا فروش یک دارایی در زمان معین در آینده و با قیمتی که هم اکنون مشخص می‌شود، با این تفاوت که در صورت تمایل خریدار در زمان معین در آینده قابلیت تعویق در زمان سررسید را وجود داشته باشد. برای ارزیابی کارایی این روش، اطلاعات قیمت نقدی و آتی محصولات دانه سویا و ذرت را برای دوره زمانی ۲۰۱۰/۱/۵ لغایت ۲۰۱۸/۸/۶ را بصورت روزانه از بورس شیکاگو گرداوری شد و در دو حالت بررسی شد. این دو حالت عبارتند از:

۱- حالتی که امکان معامله در بورس آتی وجود داشته باشد.

۲-حالتی که امکان معامله در بورس آتی وجود نداشته باشد.

در این دو حالت روش تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک از اهمیت بسزایی برخوردار است. برای محاسبه این نسبت یکی از رایج ترین روشها، روش نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل کننده واریانس است که به روش‌های مختلف اقتصاد سنجی می‌توان این نسبت را برآورد کرد که یکی از این روش‌ها در حالت پویا، استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ است. با برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ، دو رژیم پر نوسان و کم نوسان بوجود

آمد که نسبت بهینه پوشش ریسک برای محصول ذرت در رژیم صفر و یک به ترتیب برابر با ۱ و ۰/۳۵ و این نسبت برای محصول دانه سویا به ترتیب ۱ و۰/۶۲ بدست آمد و همچنین کارایی این مدل برای محصول ذرت در رژیم صفر و رژیم یک به ترتیب ۱۰۰ و ۳۸ درصد و برای محصول دانه سویا در رژیم صفر و رژیم یک به ترتیب ۱۰۰ و ۱۰۰ درصد می‌باشد. هر چند کارایی در این روش بالا می‌باشد اما امکان پوشش ریسک در این حالت برای واردکنندگان ایرانی بدلیل فقدان بازار آتی امکان ندارد به همین منظور برای پوشش ریسک در دنیای واقعی بایستی از قرارداد شبه آتی استفاده کرد. در این حالت زمانی که قیمت آتی از قیمت نقد محصول منتخب کشاورزی کمتر است، وارد کننده کالا اقدام به پوشش ریسک نموده و در سایر موقعیت ها، پوششی انجام نمی پذیرد. این روش همانند روش قبل بدنبال حداقل کردن واریانس می باشد. در صورت استفاده از این استراتژی نرخ بهینه پوشش ریسک برای محصول دانه سویا و ذرت به ترتیب برابر با ۰/۸۴۹ و ۰/۹۰۶۵ و کارائی پوشش ریسک به ترتیب برای این محصولات برابر با ۸۲ و ۷۸ درصد بدست آمده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود که بمنظور جلوگیری از نوسانات قیمت و پوشش ریسک، دولت یا اقدام به تاسیس بازار آتی محصولات کشاورزی در داخل کشور نماید و یا اینکه واردکنندگان را تشویق نماید تا از قراردادهای شبه آتی استفاده نموده تا از مزایای آن بهره‌مند شوند.

فهرست منابع:

ابراهیمی، محسن و قنبری، علیر ضا (۱۳۸۸)، پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ۹(۴): ۲۰۴-۱۷۳.

ابریشمی، حمید، معینی، علی و احراری، محمد (۱۳۸۱) ، آزمون ناخطی معین برای قیمتهای آتی نفت، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران،۱۰، ۱۰۵-۱۲۳.

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

اسماعیلی رزی، حسین، دلالی اصفهانی، رحیم، صمدی، سعید و پرورده، افشین (۱۳۹۴)، قیمت‌گذاری قراردادهای آتی کالایی با استفاده از پویاییهای قیمت نقد: کاربرد الگو برای بازار آتی طلا در ایران، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۲(۳): ۱۶۴-۱۴۵.

انصاری اردلی، زهرا، موسوی، میرحسین و کردبچه، حمید (۱۳۹۶)، برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک و مقایسه اثربخشی آنها در بازار گاز طبیعی، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۵۶: ۳۵-۶۰.

برقی، اسکویی، محمدمهدی و شهباززاده، اتابک (۱۳۹۳)، بررسی رابطهی علی قیمت نفت خام و طم؛ با تأکید بر رویکرد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۰(۴۰): ۶۴-۳۹.

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

پندار، محمد، شاکری، عباس و سلامی، حسین (۱۳۹۰)، مدیریت ریسک قیمتی واردات دانه روغنی سویا به وسیله بازارهای آتی ریا، مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۴(۱۵): ۴۷۹- ۴۹۲.

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

حسین یکانی، سید علی و زیبایی، منصور (۱۳۸۹)، تعیین کالاهای مناسب برای مبادله در بازار آتی (مطالعه موردی: محصولات کشاورزی ایران ، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، ۳(۲۴) : ۲۶۸-۲۷۸.

شرافتمند، حبیبه، یزدانی، سعید و مقدسی، رضا (۱۳۹۳)، مدیریت ریسک قیمت محصول خرما با استفاده از بازار آتی (کاربرد مدل گارچ دومتغیره ، تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۴(۲۶) : ۶۰۱-۶۱۱.

عبداللهی عزت آبادی، محمد و نجفی، بها الدین (۱۳۸۲)، بررسی امکان استفاده از بازارهای آتی و اختیارمعامله در کاهش نوسانهای قیمتی محصولات کشاورزی در ایران: مطالعه موردی محصول پسته، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲(۴۲) : ۲۵-۱.

علی اکبری بابوکانی، احسان، مقدم، وحید و عباسپور، رضا (۱۳۹۵)، واکاوی فقهی قراردادهای آتی خاص و یکسان، مبانی فقهی حقوق اسلامی، ۹(۱۸): ۱۱۹-۹۳.

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

گلمرادی، حسن (۱۳۹۴)، ابزارها و محصولات مشتقه در بانکداری اسلامی: مبانی فکری و تجربه‌های عملی، فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، ۱(۱): ۱۲۷-۷۱.

مشیری، سعید و فروتن، فایزه (۱۳۸۳)، آزمون آشوب و پیشبینی قیمتهای آتی نفت خام، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۲۱: ۶۷-۹۰.

Alizadeh, A. H. & Nomikos, N. K. (2004), A Markov regime switching approach for hedging stock indices, Journal of Futures Markets, 24: 649-674.

Alizadeh, A. H., Nomikos, N. K. & Pouliasis, P. K. (2008), A Markov regime switching approach for hedging energy commodities, Journal of Banking & Finance, 32: 1970-1983.

Ai, D. (2012), Hedging effectiveness of constant and time varying hedge ratios using futures contracts: the case of Ontario and Alberta Feedlot industries, A thesis presented to the University of Guelph.

Baillie, R. T. & Myers, R. J. (1991), Bivariate Garch Eestimation of the Optimal Commodity Futures Hedge, Journal of Applied Econometrics, 6(2): 109–124.

Cecchetti, S. G., Cumby, R. E. & Figlewski, S. (1988), Estimation of the optimal futures hedge, Review of Economics and Statistics, 70: 623–630.

Chen, S., Lee, C. & Shrestha, K. (2003), Futures hedge ratios: a review, Quarterly Review of Economics and Finance, 43(3): 433-465.

Cheung, C. S., Kwan, C. C. Y. & Yip, P. C. Y. (1990), The hedging effectiveness of options and futures: A mean-Gini approach, Journal of Futures Markets, 10: 61–74.

Choudhry, T. (2009), Short-run deviations and time-varying hedge ratios: Evidence from agricultural futures markets, International Review of Financial Analysis ,18: 58–65.

Ederington, L. H. (1979), The Hedging Performance of the New Futures Markets, Journal of Finance, 34: 157–170.

Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1995), Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Theory, 11: 122-150.

Geppert, J. M. (1995), A statistical model for the relationship between futures contract hedging effectiveness and investment horizon length, Journal of Futures Markets, 15: 507–536.

Grammatikos, T. & Saunders, A. (1983), Stability and the hedging performance of foreign currency futures, Journal of Futures Markets, 3: 295–305.

Jiun Sheu, H., Tai Lee, H. & Sheng Lai, Y. (2013), A Markov Regime Switching GARCH Model with Realized Measures of Volatility for Optimal Futures Hedging, Quarterly Review of Economics and Finance, 43: 433–465.

Jalali Naeini, A.H. & Kazemi Manesh, M. (2004), Study on the change of optimum hedge ratio in the oil market, Seasonal journal of energy economic research, 1: 3-27.

Johnson, L. L. (1960), The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures, Review of Economic Studies, 27: 139–151.

Junkus, J. C. & Lee, C. F. (1985), Use of Three Index Futures in Hedging Decisions, Journal of Futures Markets, 5: 201–222.

Junkus, J. C. & Lee, C. F. (1985), Use of three index futures in hedging decisions, Journal of Futures Markets, 5: 201–222.

Kroner, K. F. & Sultan, J. (1993), Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 28: 535–551.

Lee, C. F., Bubnys, E. L. & Lin, Y. (1987), Stock index futures hedge ratios: Test on horizon effects and functional form,. Advances in Futures and Options Research, 2: 291–311.

Park, T.H. & Switzer, L.N. (1995), Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures: A Note, Journal of Futures Markets, 15: 61-67.

Park, T. H. & Switzer, L. N. (2016), Bivariate GARCH estimation of the optimal hedge ratios for stock index futures: a note, Journal of Futures Markets, 15(1): 61-67.

Pérez-Álvarez, R., Torres-Ortega, S., Díaz-Simal, P., Husillos-Rodríguez, R. & Manuel De Luis-Ruiz, J. (2016), Economic Valuation of Mining Heritage from a Recreational Approach: Application to the Case of El Soplao Cave in Spain (Geosite UR004), Sustainability, 8: 1-15.

Sephton, P. S. (1993a), Hedging wheat and canola at the Winnipeg commodity exchange,. Applied Financial Economics, 3: 67–72.

Sephton, P. S. (1993b), Optimal hedge ratios at the Winnipeg commodity exchange, Canadian Journal of Economics, 26: 175–193.

Waldemar A., Caldarelli, C.E., Rocha, C.M. & Martines-Filho, J. G.(2010), Dynamic hedging effectiveness for soybean farmers in Rondonópolis (MT) with futures contracts of BM&F, Organizações Rurais & Agroindustriais, Lavras,. 12(1): 34-45.