فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و سوم، شماره ۷۳، بهار ۱۳۹۴، صفحات۵۲-۲۵

آثار تغییرات وجه تضمین بر قیمت، نوسان‌پذیری قیمت و حجم معاملات در بازار قراردادهای آتی سکه طلا در بورس کالای ایران

جواد فلاح
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران
jfallah@iau-garmsar.ac.ir

فرهاد غفاری
استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران (نویسنده مسئول)
ghaffari@srbiau.ac.ir

سفته‌بازان در معاملات قراردادهای آتی به‌عنوان گروهی از معامله‌گران که باعث افزایش قیمت‌ها و نوسان‌های شدید در قیمت کالاها بوده‌اند شناسایی شدند. بر اساس قوانین جدید آمریکا به کمیسیون معاملات قراردادهای آتی کالا (CFTC) اجازه داده شد تا از وجه تضمین به‌عنوان ابزار کنترل فعالیت‌های سفته‌بازانه و قیمت قراردهای آتی استفاده نماید، اما کارامدی وجه تضمین در این خصوص و آثار جانبی که تغییرات وجه تضمین بر بازار قراردادهای آتی می‌گذارد موضوعی است که مورد توجه بورس‌ها، نهادهای ناظر بر بازار و معامله‌گران قراردادهای آتی قرار دارد. در این مطالعه بر اساس آمار مربوط به معاملات قراردادهای آتی سکه تمام بهار آزادی در بورس کالای ایران از تاریخ ۱۳۸۷/۰۹/۰۵ تا ۱۳۹۳/۰۹/۲۵ (۱۶۲۵ روز معاملاتی و با استفاده از مدل گارچ چند متغیره (M-GARCH) که به روش همبستگی شرطی ثابت (CCC) تخمین زده شد اثر تغییرات وجه تضمین بر قیمت، نوسان‌پذیری قیمت و حجم معاملات مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد افزایش وجه تضمین باعث کاهش قیمت قراردادهای آتی می‌شود، همچنین با افزایش وجه تضمین نوسان‌های قیمت قراردادهای آتی افزایش یافته، پایایی قیمت‌ها کاهش می‌یابد و از حجم معاملات در بورس کاسته می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: *G10 ،G17 ،G18*.
واژه‌های کلیدی: *قرارداد آتی، وجه تضمین، قیمت، نوسان‌پذیری قیمت، حجم معاملات.*

*** تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۰/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۲۰**

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

۱. مقدمه

یکی از ابزارهایی که بنگاه‌ها می‌توانند از آن برای مدیریت ریسک ناشی از نوسان قیمت‌ها استفاده نمایند قراردادهای آتی[1] می‌باشند. قرارداد آتی علیرغم اینکه می‌تواند به‌عنوان ابزار مناسب جهت مدیریت ریسک ناشی از نوسان قیمت در خدمت اقتصاد باشد، اما انتقاداتی نیز به این نوع قراردادها وارد شده است. یکی از انتقادهایی که به معاملات قراردادهای آتی وارد شده است نحوه اثرگذاری معاملات گروهی از معامله‌گران با نام سفته‌بازان[2] می‌باشد. سفته‌بازان در بازار قراردادهای آتی معامله‌گرانی هستند که بر اساس پیش‌بینی‌های خود از قیمت دارایی پایه قرارداد آتی در آینده اقدام به معامله در این بازار می‌نمایند. اگر سفته‌باز پیش‌بینی نماید قیمت دارایی پایه قرارداد آتی افزایش (کاهش) خواهد یافت اقدام به خرید (فروش) آن در زمان حال می‌کند، در صورتی‌که پیش‌بینی وی صحیح باشد سفته‌باز قراردادی را که در زمان حال به قیمت پایین خریداری نموده است در آینده به قیمت بالاتر خواهد فروخت و قراردادی را که به قیمت بالا فروخته بود به قیمت پایین‌تر خریداری خواهد کرد و از این اختلاف قیمت‌ها کسب سود می‌کند.

همانطور که مشخص است سفته‌بازان به استقبال ریسک می‌روند و موقعیت‌هایی متناسب با پیش‌بینی خود در خصوص قیمت‌ها کسب می‌کنند. حضور سفته‌بازان در بازار قراردادهای آتی علاوه بر اینکه مکانیزم انتقال ریسک ایجاد می‌کند به افزایش نقدشوندگی بازار نیز کمک می‌نماید، اما از سوی دیگر به‌عقیده برخی اندیشمندان فعالیت افراطی این گروه باعث ایجاد اخلال در برخی بازارها شده است. به‌عنوان مثال، داده‌های دولتی در آمریکا تأیید می‌کند سفته‌بازان در بازار نفت باعث افزایش قیمت‌ها در این بازار شده‌اند.[3]

از سوی دیگر، برخی اندیشمندان فراتر رفته و با مفروض گرفتن وجود سفته‌بازی مفرط[4] در تمام بازارهای قراردادهای آتی بازار قرارداد آتی را عامل افزایش قیمت دارایی پایه قرارداد آتی در بازار نقد دانسته‌اند. هرچند در خصوص این تأثیر اختلاف‌نظر وجود دارد،[5] اما با غلبه نظر طرفداران وجود تأثیر سفته‌بازی مفرط بر تغییرات قیمت کالاها در بازار نقد در کشور آمریکا قوانینی وضع شد که بر اساس

1. Futures Contract
2. Speculator
3. http://www.billnelson.senate.gov/news/details.cfm?id=332592&
4. Excessive Speculation

۵. دیدگاه نخست: بازار آتی بی‌ثباتی بازار نقد را افزایش می‌دهد (کاکس، ۱۹۷۶ و فینگل‌افسکی، ۱۹۸۱).

دیدگاه دوم: بازار آتی بی‌ثباتی بازار نقد را کاهش می‌دهد (پاورز، ۱۹۷۰، دانتینی ۱۹۷۸، بری ۱۹۸۱، کیلی ۱۹۸۵، استول و والی۱۹۸۸ و شوارتز و لاتش، ۱۹۹۱).

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

آن به کمیسیون معاملات قراردادهای آتی کالا (CFTC)[1] به‌عنوان نهاد ناظر بر بازار قراردادهای آتی این اختیار داده شده تا با استفاده از تغییر وجه تضمین فعالیت سفته‌بازان در بازار قراردادهای آتی را کنترل نماید.[2]

با توجه به انتظاری که از توسعه این بازار در ایران وجود دارد و با توجه به اینکه کالاهای قابل معامله در بازار قراردادهای آتی طیف وسیعی از کالاهای استراتژیک نظیر نفت و فرآورده‌های آن، فلزات اساسی و کالاهای کشاورزی می‌باشد که انتظار می‌رود در آینده نزدیک در ایران نیز راه‌اندازی شوند ضروری است ابعاد مختلف تأثیر تغییرات وجه تضمین بر بازار قراردادهای آتی مطالعه و شناسایی شود تا در صورت لزوم بورس‌های فعال در قراردادهای آتی و نهاد ناظر بر بازار سرمایه در ایران با در نظر گرفتن این نتایج اقدام به تعیین حداقل وجه تضمین مورد نیاز در قراردادهای آتی نمایند. با توجه به اینکه به‌دنبال بررسی آثار تغییر وجه تضمین مورد نیاز در قراردادهای آتی بر بازار این قراردادها می‌باشیم آثار تغییرات وجه تضمین بر قیمت، نوسان‌پذیری و پایایی قیمت و حجم معاملات قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد بررسی قرار خواهند گرفت.

در ادامه مقاله و در بخش دوم ادبیات و پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. بخش سوم به روش اجرای تحقیق بر اساس ادبیات و پیشینه مذکور در بخش دوم پرداخته است. در بخش چهارم داده‌های استفاده‌شده در مقاله معرفی شده‌اند. تخمین مدل‌های معرفی‌شده در بخش سوم موضوع بخش پنجم این مقاله می‌باشد و در نهایت بخش ششم مقاله به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات مستخرج از نتایج این مطالعه پرداخته است.

۲. مروری بر ادبیات و پیشینه تحقیق

به‌صورت سنتی بورس‌های قراردادهای آتی از وجه تضمین به‌عنوان ابزاری جهت مدیریت ریسک اتاق پایاپای استفاده می‌کنند، زیرا وجوه تضمین وثیقه‌ای است که می‌تواند ریسک اعتباری را برطرف نماید (تسلر، ۱۹۸۱، فیقلوسکی، ۱۹۸۴، کاهل و همکاران، ۱۹۸۵، گای و همکاران، ۱۹۸۶، فن و کوپیس، ۱۹۹۳ و کروزنر، ۱۹۹۹. بر اساس این دیدگاه اتاق‌های پایاپای بورس‌ها می‌بایست بتوانند به‌صورت آزادانه و با هدف مدیریت ریسک نکول به اخذ وجه تضمین از طرفین معامله اقدام نمایند

1. United States Commodity Futures Trading Commission

۲. بورس‌های قراردادهای آتی از وجه تضمین به‌عنوان ابزاری جهت مدیریت ریسک اتاق پایاپای خود استفاده می‌کنند، زیرا وجوه تضمین وثیقه‌ای است که می‌تواند ریسک اعتباری را برطرف نماید. زمانی‌که اتاق پایاپای بورس معتقد است ریسک بازار تغییر نموده است اقدام به تغییر وجه تضمین می‌کند. به‌عنوان مثال، اگر نوسان‌پذیری قیمت افزایش یابد کمیته تعیین وجه تضمین در واکنش به افزایش ریسک بازار اقدام به افزایش وجه تضمین می‌نماید (چاترا و همکاران، ۲۰۰۱).

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

که البته اتاق‌های پایاپای تلاش می‌کنند وجه تضمین را به میزانی تعیین نمایند که مانع از توسعه بازار نباشد. به عبارت دیگر، اتاق‌های پایاپای موازنه‌ای[1] بین مدیریت ریسک اعتباری و توسعه بازار برقرار می‌کنند.

علیرغم اینکه وجه تضمین به‌صورت سنتی ابزار مدیریت ریسک اتاق‌های پایاپای بورس‌ها بوده و می‌باشد، اما همانطور که در مقدمه اشاره شد اخیراً وجه تضمین به‌عنوان ابزار کنترل بازار مورد توجه قرار گرفته است، به طوری‌که پس از افزایش قیمت کالاها طی سال‌های (۲۰۰۸-۲۰۰۳) و اخیراً افزایش قیمت‌ها در بازارهای انرژی مجدد بحث‌ها در خصوص قواعد تعیین وجه تضمین و اینکه تغییر وجه تضمین می‌تواند به‌عنوان یک ابزار سیاستی جهت محدود نمودن سفته‌بازی مفرط و حرکت دادن بازار به‌سمت کاهش قیمت کالاها باشد را زنده کرده است (مارخام، ۱۹۹۱). استدلالی که برای توسعه تنظیم مقررات در خصوص وجه تضمین وجود دارد بر این اساس استوار است که افزایش وجه تضمین می‌تواند سفته‌بازی مفرط را که ریسک غیرضروری را می‌پذیرد و باعث بی‌ثباتی بازار می‌شود تعدیل نماید.

گرامب و وایانوس (۲۰۰۲) نشان دادند تنظیم مقررات در خصوص وجه تضمین به‌دلیل اینکه باعث می‌شود سفته‌بازان به‌صورت جمعی سطح بهینه‌ای از ریسک را انتخاب کنند رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، مخالفان اصلی‌ترین دلیل برای عدم وضع مقررات در این خصوص را محروم نمودن بورس‌های آتی از استفاده وجوه تضمین توسط آنها برای کنترل ریسک نکول خود در مقابل اعضایشان می‌دانند. به عبارت دیگر، وجه تضمین عملکرد مطلوبی در جلوگیری از ریسک نکول داشته است (گمیل، ۱۹۹۴ و باتس و کراین، ۱۹۹۹). بر این اساس، وضع مقررات در خصوص وجه تضمین موجه نیست. از سوی دیگر، پرسش اساسی این است که آیا افزایش وجه تضمین سفته‌بازی غیرضرور را تضعیف و نوسان‌پذیری قیمت را کاهش می‌دهد (گرین‌اسپن، ۱۹۹۰) و در صورتی‌که چنین توانایی دارد چه اثری بر حجم معاملات خواهد داشت.

در ادامه این بخش ابتدا ادبیات مربوط به آثار تغییرات وجه تضمین بر قیمت قراردادهای آتی، سپس بر ثبات قیمت‌ها و در نهایت بر حجم معاملات در بازار قراردادهای آتی بررسی شده است.

۲-۱. آثار تغییرات وجه تضمین بر قیمت قراردادهای آتی

همانطور که اشاره شد بحث‌ها بر سر وضع مقررات مربوط به وجه تضمین پس از رونق اخیر کالا[2] مجدد زنده شده است. دوره زمانی (۲۰۰۸-۲۰۰۳) یک رونق کالا بوده، زیرا سفته‌بازی و افزایش همزمان قیمت کالاها در ۳ گروه کالایی (شامل انرژی، فلزات و کشاورزی) اتفاق افتاده است، به طوری‌که

1. Trade off
2. Recent Commodity Boom

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

تمام آنها رکورد بالاترین قیمت‌ها را در داده‌های تاریخی شکسته‌اند (هلبیلینگ، ۲۰۰۸). ۲ دیدگاه متفاوت در خصوص نقش سفته‌بازان در افزایش قیمت کالا وجود دارد:

- افزایش قیمت کالاها به‌دلیل تمایل سفته‌بازان بر سرمایه‌گذاری بر کالاها به‌عنوان دارایی قابل سرمایه‌گذاری می‌باشد (تنگ و ایکسونگ، ۲۰۱۱ و سینگلتون، ۲۰۱۲).

- معاملات کالاها در بورس‌های آتی تأثیری بر افزایش قیمت کالاها ندارد (برونتی و همکاران، ۲۰۱۰، استول و هالی، ۲۰۱۰ و ایروین و ساندرز، ۲۰۱۱).

بر اساس دیدگاه دوم تغییرات بنیادی نظیر کاهش ارزش دلار، کسادی عرضه و افزایش تقاضای چین، هند و سایر کشورهای در حال توسعه توضیح‌دهنده افزایش قیمت کالاها بوده است. بر اساس دیدگاه دوم تغییرات وجه تضمین بر بازده کالاها بی‌تأثیر می‌باشد، بنابراین یکی از مسائلی که در خصوص بررسی آثار تغییرات وجه تضمین بر بازار قراردادهای آتی مورد بررسی قرار می‌گیرد پاسخ به این پرسش است که آثار تغییرات وجه تضمین بر قیمت و بازده قراردادهای آتی چیست؟

گارلینو و پدرسون (۲۰۱۱) و آچاریا و همکاران (۲۰۱۱) در مدل‌های خود نشان دادند تغییر در وجه تضمین مورد نیاز بر قیمت دارایی تأثیر می‌گذارد. هر دو مدل با در نظر گرفتن اثر متقابل رفتار سفته‌باز و پوشش‌دهنده ریسک بر هم تنظیم شده‌اند. فرض می‌شود پوشش‌دهنده ریسک نسبت به سفته‌باز ریسک‌گریزتر است، در حالی‌که سفته‌باز با محدودیت سرمایه‌ای بیشتری مواجه است که این امر باعث محدود نمودن توانایی سفته‌باز در تأمین مالی برای اتخاذ موقعیت‌هایش می‌شود. علاوه بر این فرض می‌شود پوشش‌دهنده ریسک با محدودیت کمتری در تأمین مالی مواجه است. این دو مدل نشان می‌دهند رفتار سفته‌باز در محدودیت تأمین مالی توضیح‌دهنده اثر تغییرات وجه تضمین بر قیمت می‌باشد. به این دلیل که وجه تضمین مورد نیاز باعث ایجاد محدودیت در اتخاذ موقعیت‌های تعهدی باز برای سفته‌بازانی می‌شود که با محدودیت تأمین مالی مواجه هستند.

گارلینو و پدرسون (۲۰۱۱) یک مدل وجه تضمین- مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] را توسعه دادند که پیش‌بینی می‌نمود افزایش (کاهش) وجه تضمین قیمت دارایی پایه را در مواردی که مجموع موقعیت‌های سفته‌بازان به‌صورت خالص موقعیت خرید است کاهش (افزایش) می‌دهد. این نتیجه از وجود محدودیت تأمین مالی سفته‌بازان نشأت می‌گیرد. به عبارت دیگر، عدم توانایی سفته‌بازان در تأمین منابع لازم برای افزایش وجه تضمین باعث می‌شود این افراد اقدام به بستن موقعیت‌های خرید خود نمایند که این باعث افزایش عرضه و به‌تبع آن باعث کاهش قیمت می‌شود

1. Margin-CAPM Model

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

(برون‌نرمییر و پدرسن، ۲۰۰۹). بر این اساس، دارایی‌هایی که دچار تغییرات وجه تضمین می‌شوند دارایی‌های پرریسک‌تری می‌باشند.

در مقاله دیگری که توسط آچاریا و همکاران (۲۰۱۱) نگارش شده است از بازار کالاها مدل تعادل جزئی[1] ساخته‌اند. در این مدل سفته‌بازان دارای محدودیت تأمین مالی به تقاضای پوشش ریسک تولیدکنندگان کالا پاسخ می‌دهند. بر اساس اثباتی که در این مقاله صورت گرفته است زمانی‌که سفته‌بازان دارای محدودیت تأمین مالی در پاسخ به تقاضای پوشش ریسک تولیدکنندگان موقعیت تعهدی خرید (فروش) در بازار قراردادهای آتی اتخاذ می‌کنند قیمت قراردادهای آتی در اثر افزایش وجه تضمین مورد نیاز کاهش (افزایش) می‌یابد. نکته جالب توجه اینکه هر دو مدل نشان دادند در صورتی‌که سفته‌بازان دارای محدودیت تأمین مالی نباشند یا به عبارت دیگر سرمایه سفته‌بازان به‌صورت بالایی کافی باشد تغییرات وجه تضمین تأثیری بر قیمت قراردادهای آتی نخواهد داشت.

بر اساس مطالعات تجربی انجام‌شده بر تأثیر تغییرات وجه تضمین بر قیمت قراردادهای آتی (هدگارد، ۲۰۱۱). اثر تغییرات وجه تضمین بر قیمت ۱۶ گروه از قراردادهای آتی را آزمون نمود. نتایج مطالعه وی نشان داد تغییرات وجه تضمین اثری بر قیمت قراردادهای آتی ندارد. وی نتیجه گرفت معامله‌گران قراردادهای آتی کالایی که وی بررسی نموده با محدودیت تأمین مالی مواجه نیستند.

۲-۲. آثار تغییرات وجه تضمین بر ثبات قیمت‌های قراردادهای آتی

مسئله دومی که در خصوص آثار تغییر وجه تضمین بر بازار قراردادهای آتی مورد توجه پژوهشگران است اینکه آیا تغییرات وجه تضمین بر ثبات قیمت‌ها در بازار قراردادهای آتی تأثیر دارد؟

ماسل (۱۹۶۹) و ترونوسکی (۱۹۷۴) نشان دادند پایایی قیمت باعث افزایش رفاه می‌شود. از نوسان‌پذیری قیمت[2] به‌عنوان ابزار برای اندازه‌گیری پایایی قیمت استفاده نموده‌ایم (برون‌نرمییر و پدرسن، ۲۰۰۹). آنها نشان دادند افزایش در وجه تضمین باعث نوسان‌پذیری بیشتر قیمت‌ها و کاهش پایایی قیمت‌ها می‌شود، همچنین گرامب و وایانوس (۲۰۰۲) به این نتیجه دست یافتند.

در ادبیات موضوع ثبات قیمت‌ها به‌وسیله نوسان‌پذیری قیمت اندازه‌گیری می‌شود که ۳ فرضیه در این خصوص مطرح می‌شود (به‌عنوان مثال، فیش و همکاران (۱۹۹۰) و ما و همکاران (۱۹۹۳)):

- در فرضیه نخست گفته می‌شود افزایش وجه تضمین مورد نیاز نوسان‌پذیری قیمت را کاهش می‌دهد و به عبارت دیگر باعث افزایش ثبات قیمت‌ها می‌گردد، زیرا افزایش وجه تضمین باعث خروج

1. Partial Equilibrium Model
2. Volatility

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

سفته‌بازان از بازار شده و با خروج سفته‌بازان که باعث افزایش نوسان‌پذیری قیمت‌ها شده‌اند قیمت‌ها ثبات بیشتری می‌یابند (ژونگ، ۲۰۰۱). در یک مورد مشخص نشان داد سفته‌بازان می‌توانند با خرید در مواقعی که قیمت دارایی پایه در حال افزایش است و با فروش در مواقعی که قیمت دارایی پایه در حال کاهش است باعث بی‌ثباتر شدن قیمت‌ها در بازار شوند.

– از سوی دیگر، برون‌نرمییر و پدرسن (۲۰۰۹) نشان دادند افزایش وجه تضمین مورد نیاز نوسان‌پذیری قیمت را افزایش می‌دهد و باعث کاهش ثبات قیمت‌ها می‌گردد، زیرا با افزایش وجه تضمین سفته‌بازان از بازار خارج شده و نقدشوندگی بازار کاهش می‌یابد و این خود نوسان‌پذیری قیمت را افزیش می‌دهد.

– فرضیه سوم می‌گوید رابطه‌ای بین تغییرات وجه تضمین و نوسان‌پذیری قیمت‌ها وجود ندارد، زیرا ۲ اثر توضیح داده شده در ۲ فرضیه فوق یکدیگر را خنثی می‌کنند.

مطالعات مختلف تجربی در بازار قراردادهای آتی بر کالاها هر ۳ فرضیه را تأیید کرده‌اند. هارتزمارک (۱۹۸۶) و فیش و همکاران (۱۹۹۰) رابطه معناداری بین تغییرات وجه تضمین و نوسان‌پذیری قیمت‌ها به‌دست نیاوردند. ما و همکاران (۱۹۹۳) نشان دادند رابطه منفی قوی بین این ۲ متغیر وجود دارد. هاردوویلوس و کیم (۱۹۹۵) و (۱۹۹۶)، آدرنگی و چاتراس (۱۹۹۹) و چاتراس و همکاران (۲۰۰۱) رابطه مثبت قوی بین تغییرات وجه تضمین و نوسان‌پذیری قیمت مشاهده نمودند.

۲-۳. آثار تغییرات وجه تضمین بر حجم معاملات قراردادهای آتی

مسئله سومی که در مطالعات مربوط به بررسی آثار وجه تضمین بر بازار قراردادهای آتی مورد توجه بوده است اثر تغییرات وجه تضمین بر حجم معاملات در قراردادهای آتی است. با توجه به اینکه مقدار وجه تضمین در واکنش به تغییرات ریسک بازار تغییر می‌کند (فیش و گولدبرگ، ۱۹۸۶) و افزایش نوسان‌پذیری قیمت یکی از عوامل افزایش ریسک بازار می‌باشد (چاترا و همکاران، ۲۰۰۱) و از آنجا که افزایش وجه تضمین باعث افزایش هزینه معاملات می‌شود می‌تواند بر حجم معاملات تأثیر منفی داشته باشد (هارتزمارک، ۱۹۸۶، فیش و همکاران، ۱۹۹۰) و گولدبرگ و همکاران، ۱۹۹۰، اما از سوی دیگر افزایش نوسان‌پذیری قیمت با حجم معاملات رابطه مستقیم دارد (تائوچن و پیتز، ۱۹۸۳ و ژاکوب و انوچی، ۱۹۹۸). این دو اثر بر حجم معاملات تأثیر تغییرات وجه تضمین بر حجم معاملات را در ابهام قرارداده است (فایلاکتیس و آریستیدو، ۲۰۱۳). بر اساس مطالعات تجربی که در این خصوص انجام شده است رابطه ضعیف منفی بین تغییرات وجه تضمین و حجم معاملات وجود دارد، همچنین رابطه ضعیف منفی بین تغییرات وجه تضمین و تعداد موقعیت‌های تعهدی باز[1] وجود دارد. البته

1. Open Interest

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

مشکلی که این گروه از مطالعات داشته‌اند لحاظ نکردن اثر افزایش نوسان‌پذیری قیمت بر حجم معاملات و تعداد موقعیت‌های باز بوده است. به‌عنوان مثال، فیش و گولدبرگ (۱۹۸۶) با استفاده از داده‌های مربوط به معاملات قراردادهای آتی برخی کالا در بورس تجاری شیکاگو (CBOT)[1] در بازه سال‌های (۱۹۷۸-۱۹۷۲) نشان دادند رابطه منفی بین افزایش وجه تضمین و موقعیت‌های تعهدی باز وجود دارد و از سوی دیگر رابطه مثبت بین افزایش وجه تضمین و حجم معاملات وجود دارد. این نتیجه در مغایرت با تئوری است که می‌گوید رابطه منفی بین افزایش وجه تضمین و حجم معاملات وجود دارد، اما همانطور که اشاره شد اثر افزایش نوسان‌پذیری قیمت بر حجم معاملات باعث به‌وجود آمدن چنین نتیجه‌ای شده است. نتایج تجربی هارتزمارک (۱۹۸۶) نیز رابطه معنادار معکوس بین افزایش وجه تضمین و حجم معاملات را نشان نداد. در مطالعات جدیدتر که دات و وین (۲۰۰۳) بر قراردادهای آتی گندم، ذرت، جو، طلا، شاخص داوجونز و اوراق‌قرضه ده‌ساله انجام دادند نشان دادند در صورتی‌که اثر تغییر نوسان‌پذیری قیمت در بررسی اثر تغییر وجه تضمین بر حجم معاملات تعدیل شود رابطه منفی معنادار بین تغییرات وجه تضمین و حجم معاملات وجود دارد.

۳. روش اجرای تحقیق

برای بررسی اثر تغییرات وجه تضمین بر قیمت، نوسان‌های قیمت و حجم معاملات طبق روشی که فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) استفاده نموده‌اند از مدل ام-گارچ[2] استفاده خواهد شد.

همانطور که در فصل قبل اشاره شد در صورتی‌که فعالان بازار با محدودیت تأمین مالی مواجه باشند، افزایش وجه تضمین باعث بستن موقعیت تعهدی باز توسط آنها خواهد شد که این امر باعث افزایش عرضه یا تقاضا در بازار شده و قیمت قراردادهای آتی تغییر خواهد یافت و از سوی دیگر خروج سفته‌بازان از بازار می‌تواند باعث کاهش نوسان‌های قیمت شود.

در صورتی‌که تأمین مالی برای پرداخت وجه تضمین هزینه‌بر باشد افزایش وجه تضمین باعث افزایش هزینه معاملات شده و حجم معاملات کاهش می‌یابد، اما با توجه به اینکه با افزایش ریسک بازار وجه تضمین از طریق بورس افزایش می‌یابد و افزایش ریسک بازار باعث افزایش حجم معاملات می‌شود در صورتی‌که بتوانیم در مدل اثر افزایش ریسک بازار بر حجم معاملات را از اثر افزایش وجه تضمین بر حجم معاملات تفکیک نماییم افزایش وجه تضمین حجم معاملات را کاهش خواهد داد.

1. Chicago Board of Trade
2. M-GARCH (p,q)

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

معادلات میانگین شرطی و واریانس شرطی بازده قیمت قرارداد آتی و حجم معاملات بر اساس مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) برای استفاده در مدل ام-گارچ در ادامه شرح داده شده‌اند.

۳-۱. میانگین شرطی و واریانس شرطی بازده قرارداد آتی

میانگین شرطی بازده قیمت قرارداد آتی از معادله ذیل تبعیت می‌کند:

$$\Delta f_t = a + \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta f_{t-i} + cM_t + dh_t^f + u_t^f \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، $f_t = \ln(F_t)$ است که F_t قیمت تسویه قرارداد آتی می‌باشد. $\Delta f_t = f_t - f_{t-1}$ است که Δf_t بازده قیمت قرارداد آتی می‌باشد. Δf_{t-1} نرخ بازده‌های گذشته می‌باشد، M_t سطح وجه تضمین که از تقسیم مقدار وجه تضمین بر ارزش هر قرارداد بر اساس قیمت پایانی هر قرارداد به‌دست آمده است. dh_t^f واریانس شرطی Δf_t و u_t^f جزء خطای مدل می‌باشد. در رابطه مذکور بازده قرارداد آتی یک جزء تصادفی دارد که u_t^f می‌باشد که دارای واریانس ناهمسانی شرطی است و با حجم معاملات و سطح وجه تضمین همبسته است. در معادله مذکور برای در نظر گرفتن ناکارایی‌های بازار بازده قراردادهای آتی به‌وسیله یک فرایند $AR(p)$ مدلسازی شده است. a تغییرات غیرشرطی مورد انتظار قیمت قراردادهای آتی و dh_t^f حاشیه ریسک است، زیرا h_t^f واریانس ناهمسان شرطی از فرایند بازده قرارداد آتی می‌باشد. بر اساس دیدگاه حاشیه ریسک دو دیدگاه متفاوت وجود دارد. از یک سو بر اساس مدل چند دوره‌ای قیمت‌گذاری دارایی مرتن (۱۹۷۳) با فرض عقلانی و ریسک‌گریز بودن سرمایه‌گذاران برای دارایی‌های با ریسک بالاتر حاشیه ریسک بالاتری تقاضا خواهند نمود. از سوی دیگر، باکوس و گرگوری (۱۹۹۳) با مدل تئوریک نشان دادند بده-بستان منفی بین ریسک و بازده وجود دارد. مطالعات تجربی تأیید یا ردکننده هر دو نظریه بوده‌اند (فرنچ و همکاران، ۱۹۸۷). با یک مدل گارچ (GARCH) نامتقارن نشان دادند بده-بستان مثبت معناداری بین ریسک و بازده وجود دارد (نلسون، ۱۹۹۱). با استفاده از داده‌های دویست‌ساله مربوط به بازار سهام در آمریکا نشان داده شد که بده-بستان منفی معنادار بین ریسک و بازده وجود دارد (لاندبلد، ۲۰۰۷). با استفاده از گروهی از مشخصات نوسان‌پذیری شرطی نشان داده شد که بده-بستان مثبت معنادار بین ریسک و بازده وجود دارد. در نهایت اسمیت و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند رابطه بین ریسک و بازده در طول زمان تغییر می‌کند، همچنین با توجه به مدل‌های آجیاگاری و گرتلر (۱۹۹۹)، گرامب و وایانوس (۲۰۰۲)، برون‌نرمییر و پدرسن (۲۰۰۹)، گارلنو و پدرسون (۲۰۱۱) و آچاریا و همکاران (۲۰۱۱) که نشان دادند افزایش وجه تضمین موجب کاهش قیمت‌ها می‌شود و از سوی دیگر هدگارد (۲۰۱۱) و داسکالاکی و

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

اسکیادوپولوس (۲۰۱۲) که عکس آن را نشان دادند M_t یعنی سطح وجه تضمین به‌عنوان متغیر توضیحی به مدل اضافه شده است. واریانس شرطی بازده قیمت قرارداد آتی از معادله ذیل تبعیت می‌کند:

$$h_t^f = \alpha + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i}^f + \sum_{j=1}^{q}\gamma_j u_{t-j}^f + \delta v_{t-1} + \forall M_t \qquad (۲)$$

در رابطه فوق، مجموع β_i و γ_j درجه پایداری[1] واریانس شرطی برای یک شوک وارد شده به مدل را نشان می‌دهد. δ اثر حجم معاملات را نشان می‌دهد که نماینده اثر جریان اطلاعات بر تغییرات قیمت به‌واسطه نوسان‌پذیری بازده می‌باشد. بر اساس مدل فرضیه ترکیب توزیع‌ها[2] (MDH)[3] در مقاله کلارک (۱۹۷۳) و بسیاری از سایر مدل‌ها که از فرض جریان دائم اطلاعات و تعادل انتظارات عقلایی نوفه‌ای[4] استفاده نموده‌اند δ اثر مثبت خواهد داشت. در معادله واریانس شرطی فوق M_t اثر تغییرات وجه تضمین بر واریانس تغییرات قیمت را نشان می‌دهد. بر اساس نظر برون‌نرمییر و پدرسن (۲۰۰۹) و گرامب و وایانوس (۲۰۰۲) افزایش در وجه تضمین با افزایش نوسان‌پذیری قیمت‌ها پایایی قیمت‌ها را کاهش می‌دهد.

۳-۲. میانگین شرطی و واریانس شرطی حجم معاملات قرارداد آتی

میانگین شرطی حجم معاملات از معادله ذیل تبعیت می‌کند:

$$v_t = e + \sum_{i=1}^{p} g_i v_{t-i} + lt + nh_t^v + wM_t + yr_t + zx_t + u_t^v \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، $v_t = \ln(V_t)$ است که v_t حجم معاملات می‌باشد. v_{t-i} حجم معاملات گذشته، h_t^v واریانس شرطی v_t و u_t^v جزء خطای مدل می‌باشد. حجم معاملات نیز دارای دو جزء قطعی و تصادفی می‌باشد. حجم معاملات تابعی از سطح وجه تضمین، نرخ بهره کوتاه‌مدت (r)، زمان باقیمانده تا سررسید (x_t) و متغیر روند (t) خواهد بود.

---

1. Degree of Persistence

۲. بر اساس این فرضیه ارتباط بین حجم معاملات و بازده سهام به نرخ جریان اطلاعات به بازار وابسته است. در این مدل، تمام مبادله‌گران علائم قیمت جدید را به‌صورت همزمان دریافت می‌کنند و انتقال به تعادل‌های جدید به‌سرعت انجام می‌گیرد. این مدل فرض می‌کند که قیمت‌ها و حجم معاملات به جریان ورود اطلاعات در طول زمان معاملات واکنش نشان می‌دهند. این مدل پیشنهاد می‌کند تغییر قیمت و حجم معاملات به واسطه وابستگی‌شان در یک موضوع مشترک یک ارتباط مثبت دارند.

3. Mixture of Distribution Hypothesis

4. Noisy Rational Expectations Equilibrium

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

در روابط فوق، u_t^v نشان‌دهنده حجم معاملات غیرعادی است. به عقیده کارپوف (۱۹۸۶) حجم معاملات با وقفه که به‌عنوان متغیر توضیحی وارد مدل شده است برای پایدارتر نمودن حجم معاملات غیرعادی وارد شده است تا اثر اطلاعات نامتقارن بر حجم معاملات را نشان دهد. هدف از آوردن نوسان‌پذیری شرطی h_t^v در روابط فوق جدا کردن افزایش در حجم معاملات فعالان مطلع بازار از فعالان غیرمطلع و فعالان هیجان‌زده می‌باشد. اگر ورود یک خبر جدید همراه افزایش عدم تقارن اطلاعات بین معامله‌گران و افزایش حجم معاملات به‌وسیله پروکسی h_t^v نشان داده شود انتظار داریم n مثبت باشد.

سطح وجه تضمین (M_t) در روز t برای بررسی اثر وجه تضمین بر حجم معاملات آورده شده است. بر اساس نتایجی که دات و وین (۲۰۰۳)، فیش و گولدبرگ (۱۹۸۶) و فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) به‌دست آورده‌اند (w) می‌بایست منفی باشد.

به عقیده فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) افزایش نرخ بهره کوتاه‌مدت باعث افزایش هزینه فرصت سرمایه‌گذاری در بازار قراردادهای آتی می‌شود، در نتیجه y باید منفی باشد، همچنین زمان باقیمانده تا سررسید می‌بایست اثر مثبتی بر حجم معاملات داشته باشد، زیرا با نزدیکتر شدن به سررسید قرارداد معامله‌گران برای اجتناب از تحویل دادن یا تحویل گرفتن دارایی پایه اقدام به بستن موقعیت‌های تعهدی خود در آن سررسید نموده و موقعیت تعهدی جدیدی در سررسیدهای دورتر می‌کنند. در نهایت، متغیر روند به‌منظور در نظر گرفتن تغییرات بلندمدت در جذابیت‌های یک قرارداد ارائه شده است. واریانس شرطی حجم معاملات از معادله ذیل تبعیت می‌کند:

$$h_t^v = \varepsilon + \sum_{i=1}^{p} \vartheta_i h_{t-i}^v + \sum_{j=1}^{q} \mu_j u_{t-j}^v + \theta \Delta f_{t-1} \qquad (۴)$$

در رابطه فوق، (θ) اثر بازده دوره قبل بر واریانس شرطی حجم معاملات را نشان می‌دهد که نشان‌دهنده اثر اطلاعات قیمت بر حجم معاملات می‌باشد، در نتیجه افزایش قیمت سیگنال ریسک سیستماتیک کمتر را می‌دهد، بنابراین معاملات تحت تأثیر اطلاعات پوشش‌دهندگان ریسک یا سفته‌بازان کاهش می‌یابد و واریانس حجم معاملات افزایش می‌یابد، در نتیجه پیش‌بینی می‌شود ضریب θ مثبت باشد، همچنین بر اساس مدل فرضیه ترکیب توزیع‌ها (MDH) و بسیاری از مدل‌ها که از فرض جریان دائم اطلاعات و تعادل انتظارات عقلایی پرآشوب استفاده نموده‌اند همبستگی همزمان بین تغییرات قیمت و حجم معاملات مثبت خواهد بود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

٤. مروری بر داده‌ها

نخستین بار در تیرماه ۱۳۸۷ قراردادهای آتی در ایران بر شمش طلای یک اونسی و در بورس کالای ایران[۱] راه‌اندازی شد. به‌دلیل عدم استقبال فعالان بازار از این قرارداد معاملات آن متوقف شد، اما در نوامبر همان سال معاملات قرارداد آتی بر سکه تمام بهار آزادی طرح حضرت امام خمینی (ره)[۲] راه‌اندازی شد که تا پایان آذرماه ۱۳۹۳ بیش از ۸/۵ میلیون قرارداد سکه بهار آزادی در این بورس معامله شده است. هرچند در این مدت معاملات قراردادهای آتی کاتد مس ۲ تنی، مفتول مس یک تنی، مفتول مس ۵ تنی و شمش طلای ۱۰ اونسی نیز از طریق این بورس راه‌اندازی شد، اما به‌دلیل عدم استقبال فعالان بازار معاملات این قراردادها متوقف شد. در حال حاضر، علاوه بر قرارداد آتی سکه معاملات قرارداد آتی زیره سبز نیز در سال ۱۳۹۳ در این بورس راه‌اندازی شده است. البته مدیرعامل شرکت بورس کالای ایران توسعه معاملات قراردادهای آتی را یکی از اهداف اصلی بورس کالای ایران در سال‌های آینده اعلام نموده است و راه‌اندازی معاملات قراردادهای آتی میلگرد، ذرت و کنجاله سویا را از اهداف این بورس در سال ۱۳۹۳ عنوان نموده است.

از زمان آغاز معاملات قراردادهای آتی سکه بهار آزادی در بورس کالای ایران در تاریخ ۱۳۸۷/۰۹/۰۵ تا ۱۳۹۳/۰۹/۲۵ که از آمار معاملات برای این تحقیق استفاده شده است ۱۶۲۵ روز معاملاتی وجود داشته است. طی این مدت ۷۲ بار مقدار وجه تضمین از طریق بورس تغییر یافته است.

در این مقاله برای دستیابی به یک سری زمانی از داده‌های مربوط به نزدیکترین سررسید فعال قرارداد آتی تا روز ۲۰ ماه قرارداد استفاده شده است. با توجه به اینکه از بازده قیمت قرارداد آتی استفاده شده است برای حرکت از اطلاعات مربوط به یک قرارداد که در حال رسیدن به سررسید می‌باشد به قرارداد بعدی فعال بازده قیمت (و سایر اطلاعات مربوط به آن قرارداد) تا روز ۲۰ ماه سررسید نزدیکترین قرارداد فعال استفاده شده و برای روز بعد از بازده قیمت (و سایر اطلاعات مربوط به آن قرارداد) دومین قرارداد فعال با نزدیکترین سررسید استفاده شده است.

۵. تخمین مدل

همانطور که در بخش سوم تحقیق عنوان شد برای بررسی اثر وجه تضمین بر قیمت نوسان‌های قیمت و حجم معاملات از یک مدل گارچ چند متغیره استفاده خواهد شد که به‌صورت ذیل تصریح شده است:

---

۱. بورس کالای ایران یکی از ۴ بورس فعال در ایران می‌باشد که پس از تصویب قانون جدید بازار اوراق‌بهادار جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۸۶ با ادغام بورس فلزات تهران و بورس کشاورزی ایران تشکیل شد.

۲. هر قرارداد آتی شامل ۱۰ سکه بهار آزادی می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

$$\Delta f_t = a + \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta f_{t-i} + cM_t + dh_t^f + u_t^f \quad (۵)$$

$$h_t^f = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}^f + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j u_{t-j}^f + \delta v_{t-1} + \epsilon_t^f + \forall M_t \quad (۶)$$

$$v_t = e + \sum_{i=1}^{p} g_i v_{t-i} + lt + nh_t^v + wM_t + yr_t + zx_t + u_t^v \quad (۷)$$

$$h_t^v = \varepsilon + \sum_{i=1}^{p} \vartheta_i h_{t-i}^v + \sum_{j=1}^{q} \mu_j u_{t-j}^v + \theta \Delta f_{t-1} + \epsilon_t^v \quad (۸)$$

رابطه (۵) معادله میانگین تغییرات قیمت، رابطه (۶) معادله واریانس شرطی تغییرات قیمت، رابطه (۷) معادله میانگین حجم معاملات و رابطه (۸) معادله واریانس شرطی حجم معاملات می‌باشند که با استفاده از داده‌های مربوط به معاملات نزدیکترین سررسید قراردادهای آتی سکه بهار آزادی در بورس کالای ایران تخمین زده خواهند شد. در ادامه پیش از بررسی نتایج تخمین مدل فوق ابتدا به‌صورت مختصر توضیحاتی در خصوص مدل‌های گارچ چندمتغیره (M-GARCH) و روش‌های تخمین این مدل‌ها ارائه می‌شود.

۵-۱. مدل‌های گارچ چندمتغیره (M-GARCH)

یک گروه از روش‌های مدلسازی سری زمانی مدل‌های خانواده آرچ (ARCH) هستند. این مدل‌ها که پس از مقاله انگل (۱۹۸۲) توسعه یافته‌اند و به‌صورت روزافزونی در مدل‌های مالی از آنها استفاده می‌شوند برخلاف مدل‌های قبلی از انحراف معیار نمونه استفاده نمی‌کنند، بلکه واریانس شرطی معادله میانگین را از طریق روش حداکثر راستنمایی فرموله می‌کنند. زمانی‌که معادله میانگین مدل بیش از یک معادله باشد و معادلات به‌صورت همزمان تخمین زده شوند استفاده از مدل‌های گارچ چندمتغیره (M-GARCH) ضرورت می‌یابد.

روش‌های مختلفی با فروض متفاوت برای تخمین مدل‌های گارچ چند متغیره (M-GARCH) وجود دارد. نرم‌افزار STATA12 می‌تواند مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC)[1]، مدل همبستگی شرطی دینامیک (DCC)[2] و مدل همبستگی شرطی متغیر (VCC)[3] را تخمین بزند. مدل خود را به روش مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) تخمین زدیم، زیرا در تخمین مدل به روش همبستگی

1. Constant Conditional Correlation
2. Dynamic Conditional Correlation
3. Varying Conditional Correlation

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

شرطی دینامیک (DCC) و همبستگی شرطی متغیر (VCC) همگرایی به‌دست نیامد.[1] در ادامه، روش تخمین مذکور به‌صورت مختصر معرفی شده است.

مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) در مقاله بالرسلو (۱۹۹۰) معرفی شد. مدل مذکور را می‌توان به‌صورت ذیل نوشت:

$$y_t = Cx_t + \varepsilon_t \quad (۹)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t \quad (۱۰)$$

$$H_t = D_t^{1/2} R D_t^{1/2} \quad (۱۱)$$

در این مدل ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی H_t به‌وسیله ماتریس واریانس شرطی و ماتریس همبستگی شرطی به‌صورت جداگانه الگوسازی می‌شود. در این روش ابتدا یک مدل گارچ تک متغیره برای هریک از معادله‌های میانگین و واریانس تخمین زده می‌شود، سپس بر اساس واریانس‌های شرطی به‌دست‌آمده و ماتریس همبستگی‌های شرطی ثابت (تحت شرط مثبت قطعی بودن) ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی به‌دست می‌آید. به عبارت دیگر، عناصر قطر ماتریس H_t به‌عنوان یک گارچ تک متغیره تخمین زده می‌شوند، در حالی که عناصر غیرقطری تابع غیرخطی از عناصر قطری می‌باشند.

ثابت بودن عناصر قطری باعث می‌شود همبستگی‌های شرطی ثابت باشد و غیرثابت بودن عناصر غیرقطری باعث می‌شود کوواریانس‌های شرطی در طول زمان تغییر یابند. ثابت بودن همبستگی‌های شرطی در این مدل تعداد پارامترها را کاهش داده و امکان تخمین مدل را فراهم می‌سازد.

در روابط فوق، y_t یک بردار $m\times 1$ از متغیرهای وابسته، C یک ماتریس $m\times k$ از پارامترها، x_t یک بردار $k\times 1$ از متغیرهای مستقل (وقفه‌های متغیر وابسته نیز می‌توانند به‌عنوان متغیر مستقل وارد مدل شوند)، $H_t^{1/2}$ فاکتور چولسکای[2] از ماتریس H_t (H_t ماتریس کوواریانس شرطی متغیر در طول زمان می‌باشد)، v_t یک بردار $m\times 1$ از جزء خطا با توزیع یکنواخت مستقل نرمال و D_t یک ماتریس قطری از واریانس‌های شرطی است.

$$D_t = \begin{pmatrix} \sigma_{1,t}^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{m,t}^2 \end{pmatrix} \quad (۱۲)$$

1. Convergence Not Achieved
2. Cholesky Factor

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

در ماتریس فوق، $\sigma^2_{i,t}$ از یک مدل گارچ تک متغیره به‌دست می‌آید:

$$\sigma^2_{i,t} = s_i + \sum_{j-1}^{p_i} \alpha_j \varepsilon^2_{i,t-j} + \sum_{j-1}^{q_i} \beta_j \sigma^2_{i,t-j} \qquad (۱۳)$$

در صورتی‌که بخواهیم یک متغیر توضیحی در معادله واریانس وارد نماییم رابطه فوق به‌صورت ذیل خواهد بود:

$$\sigma^2_{i,t} = \exp(\gamma_i z_{i,t}) + \sum_{j-1}^{p_i} \alpha_j \varepsilon^2_{i,t-j} + \sum_{j-1}^{q_i} \beta_j \sigma^2_{i,t-j} \qquad (۱۴)$$

در رابطه فوق، γ_i یک بردار $1 \times p$ از پارامترها، z_i یک بردار $p \times 1$ از متغیرهای مستقل که شامل عرض از مبدأ نیز می‌شود، α_j پارامتر مربوط به بخش آرچ و β_j پارامتر مربوط به بخش گارچ در معادله واریانس می‌باشد. در نهایت، R ماتریس همبستگی غیرشرطی غیرمتغیر در طول زمان[1] از جزء خطای استاندارد شده $D_t^{-1/2}\varepsilon_t$ است:

$$R = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \cdots & \rho_{1m} \\ \rho_{12} & 1 & \cdots & \rho_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{1m} & \rho_{2m} & \cdots & 1 \end{pmatrix} \qquad (۱۵)$$

این مدل معروف به مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) است، زیرا R در طول زمان تغییر نمی‌کند.

۵-۲. تخمین مدل بر اساس مدل‌های گارچ چندمتغیره (M-GARCH)

برای تخمین مدل معرفی‌شده در بخش قبل که در قالب روابط (۴)- (۱) ارائه شد لازم است ابتدا ۲ شرط ذیل برقرار باشد:

- متغیرهای مورد استفاده در مدل ایستا باشند. این شرط از طریق آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)[2] بررسی خواهد شد.
- در جزء خطای حاصل از تخمین مدل OLS معمولی اثر ARCH وجود داشته باشد:

1. Time-Invariant Unconditional Correlations
2. Augmented Dickey–Fuller Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

- وجود نوسان‌های خوشه‌ای:[1] به این معنا که نوسان‌پذیری کوچک پشت نوسان‌پذیری کوچک و نوسان‌پذیری بزرگ پشت نوسان‌پذیری بزرگ برای دوره زمانی بزرگ اتفاق بیافتد که از طریق بررسی نمودار جزء خطا قابل احصاء می‌باشد.
- وجود اثر ARCH: برای بررسی وجود اثر ARCH از تست ARCH LM [2] استفاده خواهد شد.

آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد متغیر تغییرات قیمت و تعداد قراردادهای معامله‌شده بدون روند و عرض از مبدأ پایا هستند و نسبت وجه تضمین به ارزش قرارداد با وارد نمودن عرض از مبدأ پایا می‌باشد.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در خصوص تغییرات قیمت، تعداد قراردادهای معامله‌شده و نسبت وجه تضمین به ارزش قرارداد آتی نزدیکترین سررسید قرارداد آتی سکه بهار آزادی طی سال‌های (۱۳۹۳/۰۹/۲۵-۱۳۸۷/۰۹/۰۵)

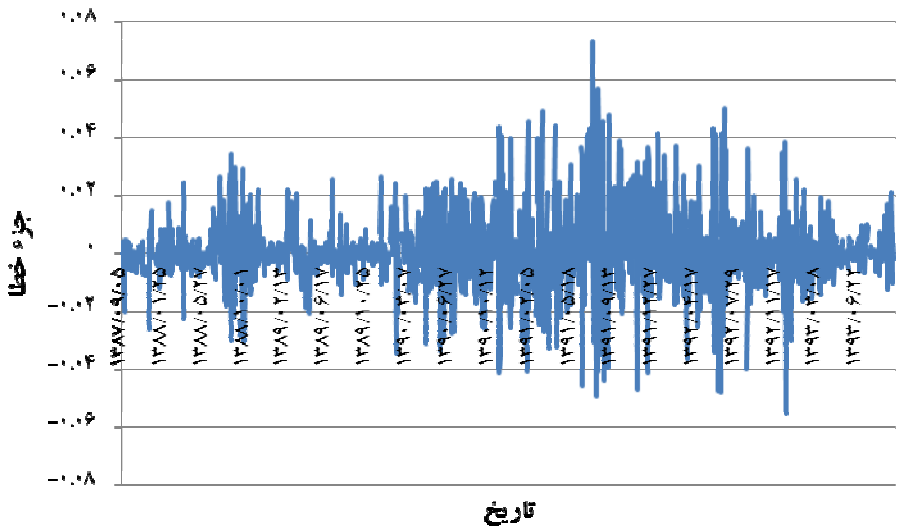
نام متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۱ درصد	مقدار بحرانی ۵ درصد	مقدار بحرانی ۱۰ درصد	P-Value
تغییرات قیمت	۴-/-۰۰	-/۰۰	-/-۰	-/-۰	/
تعداد قراردادهای معامله‌شده	-/۰۰-۰	-/۰۰	-/-۰	-/-۰	/
نسبت وجه تضمین به ارزش قرارداد آتی	-/-۰۰	-/-۰	۵-/۰	-/-۰	/ ۰-

مأخذ: نتایج تحقیق.

برای بررسی وجود اثر ARCH ابتدا مدل OLS که در آن تغییرات قیمت تابعی از تغییرات وجه تضمین است را تخمین می‌زنیم. نمودار (۱) نمودار جزء خطای مدل مذکور می‌باشد که به‌خوبی وجود نوسان‌های خوشه‌ای را نشان می‌دهد.

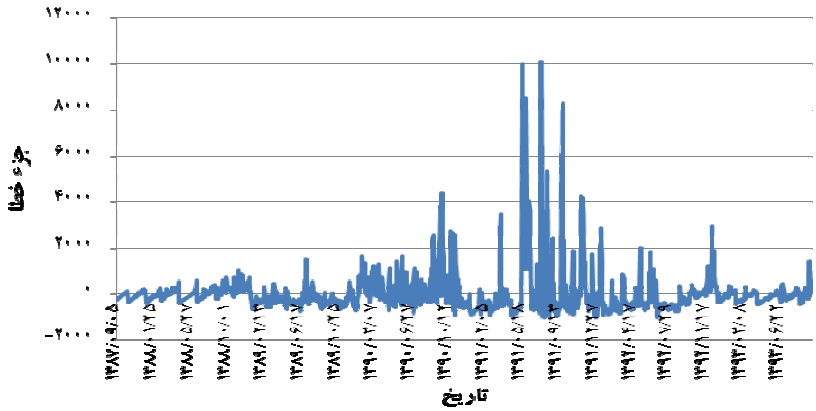
1. Clustering Volatility
2. Lagrange Multiplier Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]



نمودار ۱. جزء خطای مدل OLS برای تغییرات قیمت طی سال‌های (۱۳۸۷/۰۹/۰۵-۱۳۹۳/۰۹/۲۵)

حال معادله میانگین دوم یعنی تعداد قراردادهای معامله‌شده را در نظر می‌گیریم. در مدل OLS که در آن تعداد قراردادهای معامله‌شده تابعی از تغییرات وجه تضمین، نرخ بهره کوتاه‌مدت، زمان باقیمانده تا سررسید و متغیر روند است را تخمین می‌زنیم. نمودار (۲) نمودار جزء خطای مدل مذکور می‌باشد که وجود نوسان‌های خوشه‌ای را نشان می‌دهد.



نمودار ۲. نمودار جزء خطای مدل OLS برای تغییرات حجم معاملات طی سال‌های (۱۳۸۷/۰۹/۰۵ -۱۳۹۳/۰۹/۲۵)

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

برای بررسی وجود اثر ARCH از تست ARCH LM استفاده شد. است که در هر دو مدل فرض صفر که عدم وجود اثر ARCH می‌باشد با قاطعیت رد شد، بنابراین استفاده از مدل‌های گارچ جایز می‌باشد.

مدل تصریح‌شده در قالب روابط (۵) الی (۸)، به دلیل اینکه متغیرهای dh_t^f و nh_t^v (نشان‌دهنده اثر ریسک بر دو متغیر وابسته) قابل تعریف کردن در ۳ روشی نبود که نرم‌افزار STATA12 قابل به تخمین آنها بود، از مدل خارج شدند و ابتدا مدل ذیل تخمین زده شد تا با استفاده از یک متغیر ابزاری، متغیرهای حذف شده مجدداً به مدل نهایی اضافه شوند.

$$\Delta f_t = a + \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta f_{t-i} + cM_t + u_t^f \qquad (۱۶)$$

$$h_t^f = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}^f + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j u_{t-j}^f + \delta v_{t-1} + \in_t^f + \forall M_t \qquad (۱۷)$$

$$v_t = e + \sum_{i=1}^{p} g_i v_{t-i} + lt + wM_t + yr_t + zx_t + u_t^v \qquad (۱۸)$$

$$h_t^v = \varepsilon + \sum_{i=1}^{p} \vartheta_i h_{t-i}^v + \sum_{j=1}^{q} \mu_j u_{t-j}^v + \theta \Delta f_{t-1} + \in_t^v \qquad (۱۹)$$

پیش از اینکه مدل را به روش گارچ دو متغیره تخمین بزنیم ابتدا مدل را به‌صورت گارچ تک متغیره تخمین زدیم، سپس مدل به روش گارچ دو متغیره تخمین زده شد. در تخمین مدل به روش همبستگی شرطی دینامیک (DCC) و همبستگی شرطی متغیر (VCC) همگرایی به‌دست نیامد و مدل تنها به روش همبستگی شرطی ثابت (CCC) تخمین زده شد. با استفاده از آماره‌های آکاییک و شوارتز[1] مدل (۱) که بهترین مدل از بین حالت‌های مختلف بود به‌صورت ذیل انتخاب شد:

$$\Delta f_t = a + b_1 \Delta f_{t-1} + cM_t + u_t^f \qquad (۲۰)$$

$$h_t^f = \alpha + \beta_1 h_{t-1}^f + \gamma_1 u_{t-1}^f + \delta v_{t-1} + \forall M_t + \in_t^f \qquad (۲۱)$$

$$v_t = e + g_1 v_{t-1} + lt + wM_t + yr_t + zx_t + u_t^v \qquad (۲۲)$$

$$h_t^v = \varepsilon + \vartheta_1 h_{t-1}^v + \mu_1 u_{t-1}^v + \theta \Delta f_{t-1} + \in_t^v \qquad (۲۳)$$

1. Akaike's and Schwarz's Bayesian Information Criteria

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

همانطور که اشاره شد در روش همبستگی شرطی ثابت (CCC) امکان وارد نمودن dh_t^f و nh_t^v (که نشان‌دهنده اثر ریسک بر دو متغیر وابسته است) به مدل وجود نداشت و این دو از مدل حذف شده بودند. برای حل این مشکل سری‌های زمانی واریانس شرطی تغییرات قیمت (h_t^f) و واریانس شرطی حجم معاملات (h_t^v) با استفاده از نتایج مدل اخیر تخمین زده شد و با استفاده از دو سری زمانی تولیدشده مذکور مدل (۲) به‌صورت ذیل ساخته شد:

$$\Delta f_t = a + b_1 \Delta f_{t-1} + cM_t + d\hat{h}_t^f + u_t^f \quad (۲۴)$$

$$h_t^f = \alpha + \beta_1 h_{t-1}^f + \gamma_1 u_{t-1}^f + \delta v_{t-1} + \forall M_t + \in_t^f \quad (۲۵)$$

$$v_t = e + g_1 v_{t-1} + lt + wM_t + yr_t + zx_t + n\hat{h}_t^v + u_t^v \quad (۲۶)$$

$$h_t^v = \varepsilon + \vartheta_1 h_{t-1}^v + \mu_1 u_{t-1}^v + \theta \Delta f_{t-1} + \in_t^v \quad (۲۷)$$

مدل فوق مجدد به روش همبستگی شرطی ثابت (CCC) تخمین زده شد. مدل مذکور با استفاده از آماره‌های آکاییک و شوارتز با مدل قبلی مقایسه شد که کاهش این آماره نشان از بهبود مدل تخمین زده شده اخیر نسبت به مدل قبلی داشت. برای بهبود بخشیدن مدل سری‌های زمانی واریانس شرطی تغییرات قیمت (h_t^f) و واریانس شرطی حجم معاملات (h_t^v) مجدد با استفاده از نتایج مدل اخیر تخمین زده شد و با استفاده از دو سری زمانی تولیدشده مجدد مدل فوق تخمین زده شد. پس از ۳ بار تکرار فرایند فوق دیگر آماره‌های آکاییک و شوارتز کاهش نیافت، بنابراین بر اساس آماره‌های آکاییک و شوارتز نتایج مدل (۳) به‌عنوان بهترین مدل تخمین زده شده انتخاب گردیدند.

۵-۳. تفسیر نتایج تخمین‌ها

در این بخش ضرایب تخمین زده شده برای هر یک از متغیرهای توضیحی مدل بر اساس روش‌های مختلف تخمین با نتایج مطالعات اشاره‌شده در بخش‌های قبل مقایسه و بررسی خواهند شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

جدول ۲. نتایج تخمین مدل‌های مربوط به اثر وجه تضمین بر قیمت، نوسان‌های قیمت و حجم معاملات قرارداد آتی سکه بهار آزادی طی سال‌های (۱۳۹۳/۰۹/۲۵-۱۳۸۷/۰۹/۰۵)

نام متغیر	مدل OLS	مدل (۱) گارچ تک متغیره	مدل (۱) گارچ چند متغیره	مدل (۲) گارچ چند متغیره	مدل (۳) گارچ چند متغیره
میانگین شرطی تغییرات قیمت					
وقفه اول تغییر قیمت		۰/۱۲۴۶ ۰/۰۰۰	۰/۱۲۴۵ ۰/۰۰۰	۰/۱۲۲۹ ۰/۰۰۰	۰/۱۲۳۰ ۰/۰۰۰
نرخ وجه تضمین	-۰/۰۰۹۷ ۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶۱ ۰/۰۲۳	-۰/۰۰۸۳ ۰/۰۰۲	-۰/۰۰۹۴ ۰/۰۱۰	-۰/۰۰۹۴ ۰/۰۱۰
واریانس شرطی تغییرات قیمت				۱/۴۹۸۷ ۰/۶۴۴	۱/۴۲۳۳ ۰/۶۳۹
عرض از مبدأ	۰/۰۰۲۲ ۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۵ ۰/۰۰۳	۰/۰۰۱۶ ۰/۰۰۱	۰/۰۰۱۶ ۰/۰۰۱	۰/۰۰۱۶ ۰/۰۰۱
واریانس شرطی تغییرات قیمت					
ARCH (1)		۰/۳۰۲۶ ۰/۰۰۰	۰/۳۱۶۳ ۰/۰۰۰	۰/۳۱۵۰ ۰/۰۰۰	۰/۳۱۴۹ ۰/۰۰۰
GARCH (1)		۰/۱۹۸۳ ۰/۰۰۰	۰/۲۱۴۱ ۰/۰۱۵	۰/۲۰۵۴ ۰/۰۲۲	۰/۲۰۵۴ ۰/۰۲۲
وقفه اول حجم معاملات		۰/۰۰۰۲ ۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۲ ۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۲ ۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۲ ۰/۰۰۰۴
نرخ وجه تضمین		۴/۳۲۲۶ ۰/۰۰۰	۴/۵۶۱۵ ۰/۰۰۰	۴/۵۴۰۸ ۰/۰۰۰	۴/۵۴۰۷ ۰/۰۰۰
عرض از مبدأ		-۱۰/۶۵۲۴ ۰/۰۰۰	-۱۰/۷۴۵۲ ۰/۰۰۰	-۱۰/۷۲۱۰ ۰/۰۰۰	-۱۰/۷۲۰۸ ۰/۰۰۰
میانگین شرطی حجم معاملات					
وقفه اول حجم معاملات		۰/۶۰۲۶ ۰/۰۰۰	۰/۶۰۱۱ ۰/۰۰۰	۰/۶۰۳۶ ۰/۰۰۰	۰/۶۰۳۸ ۰/۰۰۰
متغییر روند	۰/۰۷۱۰ ۰/۱۳۳	۰/۰۴۰۳ ۰/۰۰۰	۰/۰۴۲۱ ۰/۰۰۰	۰/۰۴۱۱ ۰/۰۰۰	۰/۰۴۱۰ ۰/۰۰۰
نرخ وجه تضمین	۱۵۵۰/۰۸۳ ۰/۰۰۰	-۳۵۳/۵۹۶ ۰/۰۰۰	-۳۷۱/۰۷۱۴ ۰/۰۰۰	-۳۶۳/۹۱۸۸ ۰/۰۰۰	-۳۶۲/۹۷۰۶ ۰/۰۰۰
نرخ بهره	-۱۵۵۳۰/۰۳ ۰/۰۰۰	-۲۰۶۱/۱۷۶ ۰/۰۰۰	-۲۰۹۸/۷۴۲ ۰/۰۰۰	-۲۰۸۲/۹۵۵ ۰/۰۰۰	-۲۰۸۱/۴۱۸ ۰/۰۰۰
روزهای باقیمانده تا سررسید	۹/۳۷۳۱ ۰/۰۰۰	۱/۴۳۸۰ ۰/۰۰۰	۱/۴۶۱۹ ۰/۰۰۰	۱/۴۶۱۲ ۰/۰۰۰	۱/۴۶۱۵ ۰/۰۰۰
واریانس شرطی حجم معاملات				-۰/۰۰۰۰۰۲ ۰/۱۶۹	-۰/۰۰۰۰۰۲ ۰/۱۳۴

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

ادامه جدول ۲.

عرض از مبدأ	−۱۸۲۶/۹۹۲	−۱۴۰۱/۶۴۲	−۱۴۷۰/۹۰۱	−۱۴۳۱/۴۵۴	−۱۴۲۷/۰۹۶
	۰/۳۳۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
واریانس شرطی حجم معاملات					
ARCH (1)		۰/۹۹۶۸	۱/۰۰۱۲	۰/۹۶۶۶	۰/۹۶۲۰
		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
GARCH (1)		۰/۲۴۱۷	۰/۲۴۰۴	۰/۲۴۲۵	۰/۲۴۲۸
		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وقفه اول تغییرات قیمت		۱۸۵/۵۲۶۷	۱۸۶/۶۵۷۶	۱۸۶/۶۸۲	۱۸۶/۶۸۰۶
		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ		۷/۵۱۴۶	۷/۴۸۵۲	۷/۴۸۹۰	۷/۴۸۹۴
		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
همبستگی بین تغییرات قیمت و حجم معاملات			۰/۱۶۳۶	۰/۱۶۲۵	۰/۱۶۲۵
			۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
آماره آکائیک			۱۱۲۱۲/۸۲	۱۱۲۱۲/۷۹	۱۱۲۱۲/۴۵
آماره شوارتز			۱۱۳۱۰/۴۶	۱۱۳۱۵/۵۷	۱۱۳۱۵/۲۲

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج تخمین‌ها نشان می‌دهند.

-اثر وقفه اول تغییر قیمت بر میانگین شرطی تغییرات قیمت: همانند مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) ضریب این متغیر معنادار و مثبت است که نشان می‌دهد قیمت قراردادهای آتی از فرایند AR(1) پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، بازار کارای کامل نیست و قیمت‌های روز گذشته به‌صورت مثبت بر قیمت‌های روز بعد تأثیر می‌گذارند. یکی از عوامل این مسئله می‌تواند اعمال سیاست دامنه مجاز نوسان قیمت در این قراردادها باشد که در برخی مواقع اجازه نمی‌دهد قیمت‌ها نسبت به اخبار تعدیل شوند.

-اثر نرخ وجه تضمین بر میانگین شرطی تغییرات قیمت: بر اساس مدل‌های آجیاگاری و گرتلر (۱۹۹۹)، گرامب و وایانوس (۲۰۰۲)، برون‌نرمییر و پدرسن (۲۰۰۹)، گارلنو و پدرسون (۲۰۱۱) و آچاریا و همکاران (۲۰۱۱) که نشان دادند افزایش وجه تضمین موجب کاهش قیمت‌ها می‌شود و بر خلاف نتایج مدل‌های هدگارد (۲۰۱۱) و داسکالاکی و اسکیادوپولوس (۲۰۱۲) افزایش وجه تضمین به‌صورت معناداری باعث کاهش قیمت قراردادهای آتی شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

- اثر واریانس شرطی تغییرات قیمت بر میانگین شرطی تغییرات قیمت: ضریب تخمین زده شده برای این متغیر از لحاظ آماری معنادار نیست.

-اثر وقفه اول حجم معاملات بر واریانس شرطی تغییرات قیمت: همانند مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) ضریب این متغیر از لحاظ آماری معنادار و مثبت است که بر اساس فرضیه ترکیب توزیع‌ها (MDH) و بسیاری از مدل‌هاست که از فرض جریان دائم اطلاعات و تعادل انتظارات عقلایی پرآشوب استفاده نموده‌اند.

- اثر نرخ وجه تضمین بر واریانس شرطی تغییرات قیمت: ضریب تخمین زده شده برای این متغیر مثبت و از لحاظ آماری معنادار است. این نتایج در راستای یافته‌های هاردوویلوس و کیم (۱۹۹۵) و داسکالاکی و اسکیادوپولوس (۲۰۱۲) و مدل دوم این تحقیق در این خصوص می‌باشد. این شواهد می‌تواند بر مبنای اصلی باشد که می‌گوید افزایش وجه تضمین سفته‌بازانی را از بازار بیرون می‌راند که نقدشوندگی بازار را افزایش می‌دهند که این امر موجب افزایش نوسان‌پذیری در قراردادهای آتی می‌شود (داسکالاکی و اسکیادوپولوس، ۲۰۱۲). نتایج نشان می‌دهند تغییرات وجه تضمین پایداری قیمت‌ها در بازار قرارداد آتی را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، افزایش وجه تضمین باعث افزایش هزینه‌های آربیتراژ می‌شود که بر اساس تئوری کارایی بازار می‌تواند تفسیر گردد. این امر موجب افزایش فاصله قیمت[1] بین سررسیدهای مختلف شده و بزرگتر شدن پایه تغییرات قیمت موجب افزایش واریانس شرطی تغییرات قیمت می‌شود.

- اثر وقفه اول حجم معاملات بر میانگین شرطی حجم معاملات: بر اساس نتایج مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) ضریب این متغیر مثبت و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. این ضریب نشان می‌دهد حجم معاملات از یک فرایند AR(1) تبعیت می‌کند. همانطور که اشاره شد به عقیده کارپوف (۱۹۸۶) حجم معاملات با وقفه که به‌عنوان متغیر توضیحی وارد مدل شده است برای پایدارتر نمودن حجم معاملات غیرعادی به مدل وارد شده است تا اثر اطلاعات نامتقارن بر حجم معاملات را نشان دهد.

-اثر متغیر روند بر میانگین شرطی حجم معاملات: بر اساس نتایج مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) ضریب این متغیر مثبت و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. این ضریب نشان می‌دهد به شرط ثابت بودن سایر شرایط با گذشت زمان و آشنایی بیشتر مردم با معاملات قراردادهای آتی و توسعه زیرساخت‌های معاملات از طریق بورس کالای ایران حجم معاملات قراردادهای آتی سکه بهار آزادی در این بورس افزایش داشته است.

1. Price Interval

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

– اثر نرخ وجه تضمین بر میانگین شرطی حجم معاملات: مطابق با نتایج مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) ضریب این متغیر منفی و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد زمانی‌که نرخ وجه تضمین افزایش می‌یابد معامله‌گران در بازار قراردادهای آتی سکه بهار آزادی با مشکل تأمین نقدینگی برای حفظ موقعیت‌های تعهدی باز خود هستند از این رو فعالیت‌های معاملاتی‌شان به شرط ثبات سایر شرایط کاهش می‌یابد، بنابراین بورس کالای ایران می‌بایست هنگام افزایش وجه تضمین توجه خود را به افزایش هزینه‌های معاملاتی ناشی از این موضوع معطوف دارد. از سوی دیگر، به‌دلیل عدم وجود مکانیزم‌های اعتباردهی توسط کارگزاران بورس و کاهش اثر اهرم هنگام افزایش نرخ وجه تضمین جذابیت سفته‌بازی در این بازار نسبت به معاملات در بازار نقد کاهش می‌یابد که این مسئله معامله‌گران در این بازار را محدود نموده است، بنابراین استفاده از الگوهای بین‌المللی که خالص تعهدات کارگزاران را مبنای اخذ تضمین قرار می‌دهد می‌تواند امکان اعطای اعتبار توسط کارگزاران به مشتریان را فراهم سازد.

– اثر افزایش نرخ بهره بر میانگین شرطی حجم معاملات: بر اساس تئوری اما مغایر با نتایج مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) ضریب این متغیر منفی و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. این ضریب نشان می‌دهد با افزایش نرخ بهره هزینه فرصت استفاده از وجه تضمین در قراردادهای آتی افزایش می‌یابد و این مسئله باعث کاهش حجم معاملات این قراردادها در بورس کالای ایران می‌گردد.

– اثر روزهای باقیمانده تا سررسید بر میانگین شرطی حجم معاملات: مغایر با نتایج مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) ضریب این متغیر مثبت و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. به عبارت دیگر، در معاملات بورس کالای ایران هرچه به سررسید یک قرارداد نزدیکتر می‌شویم از حجم معاملات بر آن قرارداد کاسته می‌شود. این وضعیت در معاملات بورس کالای ایران تقریباً مغایر با تجربه اغلب بورس‌های دنیا در معاملات آتی است. به عبارت دیگر، در بورس کالای ایران حجم معاملات بر قراردادها با سررسید دورتر از حجم معاملات بر قراردادها با سررسید نزدیکتر بیشتر است. به‌عنوان مثال، در اول بهمن‌ماه ۱۳۹۳ تعداد ۹۹ قرارداد آتی سکه بهار آزادی سررسید اسفندماه ۱۳۹۳، ۱۸۳ قرارداد سررسید اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۴، ۹۷۱ قرارداد سررسید تیرماه ۱۳۹۴ و ۲۷۴۸ قرارداد سررسید شهریورماه ۱۳۹۴ معامله شده است. به‌نظر می‌رسد دلیل این امر از یک سو شیفتگی سفته‌بازان فعال در بورس کالای ایران به پیش‌بینی قیمت‌ها در آینده‌های دورتر باشد و از سوی دیگر هزینه‌های بالای غلطاندن[1] قراردادها به سررسیدهای دورتر در بورس کالای ایران نسبت به سایر بورس‌ها باشد،

1. Roll Over

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

همچنین یکی دیگر از عوامل این مسئله فعالیت بیشتر آربیتراژگران در سررسیدهای دورتر است. آربیتراژگران در بورس کالای ایران معامله‌گرانی هستند که باعث عمیق‌ترشدن بازار و افزایش تعداد موقعیت‌های تعهدی باز در یک سررسید می‌شوند و سفته‌بازان به‌دنبال آربیتراژگران به‌سمت سررسیدهای دورتر سوق می‌یابد.

- اثر واریانس شرطی حجم معاملات بر میانگین شرطی حجم معاملات: ضریب تخمین زده شده برای این متغیر از لحاظ آماری معنادار نیست.

- اثر وقفه اول تغییرات قیمت بر واریانس شرطی حجم معاملات: بر اساس تئوری و برخلاف نتایج مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) به‌دلیل اینکه افزایش قیمت سیگنال ریسک سیستماتیک کمتر را می‌دهد، بنابراین حجم معاملات تحت تأثیر اطلاعات پوشش‌دهندگان ریسک یا سفته‌بازان کاهش می‌یابد و واریانس شرطی حجم معاملات افزایش می‌یابد.

- همبستگی بین تغییرات قیمت و حجم معاملات: مطابق با مدل MDH در مقاله کلارک (۱۹۷۳) و بسیاری از مدل‌ها که از فرض جریان دائم اطلاعات و تعادل انتظارات عقلایی پرآشوب استفاده نموده‌اند مقدار تخمین‌زده شده علامت مثبت دارد.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

حرکت به‌سمت آزادسازی بخشی از قیمت‌ها در برنامه سوم توسعه اقتصادی ایران زمینه‌ساز تشکیل بورس‌های کالایی در ایران بود. آزادسازی قیمت و تعیین قیمت بر اساس سازوکار عرضه و تقاضا ریسک جدیدی با عنوان ریسک ناشی از نوسان قیمت کالاها را متوجه فعالان اقتصادی می‌نماید. یکی از ابزارهایی که بنگاه‌ها می‌توانند از آن برای مدیریت ریسک ناشی از نوسان قیمت‌ها استفاده نمایند قراردادهای آتی می‌باشند.

قرارداد آتی علیرغم اینکه می‌تواند به‌عنوان ابزاری مناسب جهت مدیریت ریسک ناشی از نوسان قیمت در خدمت اقتصاد باشد، اما انتقاداتی نیز به این نوع قراردادها وارد شده است. یکی از انتقادهایی که به معاملات قراردادهای آتی وارد شده است نحوه اثرگذاری معاملات گروهی از معامله‌گران در این بازار تحت عنوان سفته‌بازان می‌باشد. حضور سفته‌بازان در بازار قراردادهای آتی علاوه بر اینکه مکانیزم انتقال ریسک ایجاد می‌کند به افزایش نقدشوندگی بازار کمک می‌کند، اما ادعا شده است که فعالیت افراطی این گروه باعث ایجاد اخلال در برخی بازارها شده است. این مسئله باعث شد در آمریکا قوانینی وضع شود که بر اساس آن به نهاد ناظر بر بازار قراردادهای آتی این اختیار داده شود تا با استفاده از تغییر وجه تضمین فعالیت سفته‌بازان در بازار قراردادهای آتی را کنترل نماید.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

بر این اساس، در این تحقیق طبق داده‌های مربوط به معاملات قراردادهای آتی سکه بهار آزادی در بورس کالای ایران آثار تغییرات وجه تضمین بر حجم معاملات، قیمت و نوسان‌پذیری قیمت مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج این تحقیق مطابق با نتایج مدل‌های آجیاگاری و گرتلر (۱۹۹۹)، گرامب و وایانوس (۲۰۰۲)، برون‌نرمییر و پدرسن (۲۰۰۹)، گارلنو و پدرسون (۲۰۱۱) و آچاریا و همکاران (۲۰۱۱) نشان داد افزایش وجه تضمین موجب کاهش قیمت‌ها می‌شود، همچنین بر اساس یافته‌های هاردوویلوس و کیم (۱۹۹۵) و داسکالاکی و اسکیادوپولوس (۲۰۱۲) نتایج نشان داد تغییرات وجه تضمین ناپایداری قیمت‌ها در بازار قرارداد آتی را افزایش می‌دهد. در نهایت، نتایج این مقاله در مطابقت با نتایج مدل فایلاکتیس و آریستیدو (۲۰۱۳) نشان داد زمانی‌که نرخ وجه تضمین افزایش می‌یابد حجم معاملات در بورس کالای ایران به شرط ثبات سایر شرایط کاهش می‌یابد.

با توجه به اینکه افزایش وجه تضمین در کنار کاهش قیمت قراردادهای آتی پایایی قیمت‌ها و حجم معاملات را نیز کاهش می‌دهد پیشنهاد می‌شود سازمان بورس و اوراق‌بهادار و شرکت بورس کالای ایران در استفاده از وجه تضمین به‌عنوان ابزار کنترل ریسک اتاق پایاپای اثر تغییر وجه تضمین بر بازار قراردادهای آتی را نیز لحاظ نمایند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

منابع

Acharya, V. V. Lochstoer, L. A. & T. Ramadorai (2011), "Limits to Arbitrage and Hedging: Evidence from Commodity Markets, National Bureau of Economic Research.

Adrangi, B., & A. Chatrath (1999), "Margin Requirements and Futures Activity: Evidence from the Soybean and Corn Markets, *Journal of Futures Markets*, Vol. 19, PP. 433-455.

Backus, D. K. & A. W. Gregory (1993), "Theoretical Relations between Risk Premiums and Conditional Variances', *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, PP. 177–85.

Bates, D., & R. Craine (1998), "Valuing the Futures Market Clearinghouse's Default Exposure During the 1987 Crash", National Bureau of Economic Research.

Bollerslev, T. (1990), "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, PP. 498–505.

Bray, M. (1981), "Futures trading, Rational Expectations and the Efficient Market Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 49, PP. 575–96.

Brunetti, C., Büyükşahin, B. & J. H. Harris (2010), "Is Speculation Destabilizing?", Working paper, John Hopkins University.

Brunnermeier, M. K., & d L. H. Pedersen (2009), "Market Liquidity and Funding Liquidity", *Review of Financial Studies*, Vol. 22, PP. 2201-2238.

Chatrath, A. Adrangi, B. & M. Allender (2001), "The Impact of Margins in Futures Markets: Evidence from the Gold and Silver Markets", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 41, PP. 279-294.

Clark, P. K. (1973), "A subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices", *Econometrica*, Vol. 41, PP. 135–56.

Cox, C. (1976), "Futures Trading and Market Information", *Journal of Political Economy*, Vol. 84, PP. 1215-37.

Danthine, J. (1978), "Information, Futures Prices and Stabilizing Speculation", *Journal of Economic Theory*, Vol. 17, PP. 79-98.

Daskalaki, C., & G. Skiadopoulos (2012)", The Effects of Margin Changes on the Commodity Futures Markets", Working Paper, University of Piraeus.

Dutt, H. R. & I. L. Wein (2003), "Revisiting the Empirical Estimation of the Effect of Margin Changes on Futures Trading Volume", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 23, PP. 561–76.

Engle, R. F (1982), "Autoregressive ConditionalH with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, PP. 987–1008.

Fenn, G. W., & P. Kupiec (1993), "Prudential Margin Policy in a Futures-Style Settlement System", *Journal of Futures Markets*, Vol. 13, PP. 389-408.

Figlewski, S. (1981), "Futures trading and volatility in the GNMA market, *Journal of Finance*, Vol. 36, PP. 445–456.

Figlewski, S. (1984), "Margins and Market Integrity: Margin Setting for Stock Index Futures and Options", *Journal of Futures Markets*, Vol. 4, PP. 385-416.

Fishe, R. P. H., & L. G. Goldberg (1986), "The effects of Margins on Trading in Futures Markets", *Journal of Futures Markets,* Vol. 6, PP. 261-271.

Fishe, R. P. H., Goldberg, L.G., T.F. Gosnell, & S. Sinha (1990), "Margin Requirements in Futures Markets: Their Relationship to Price Volatility", *Journal of Futures Markets* Vol. 10, PP. 541-554.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

French, K. R., Schwert, G. W. & R. E., Stambaugh (1987), "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, PP. 3–29.
Gârleanu, N., & L. H. Pedersen (2011), "Margin-Based Asset Pricing and Deviations from the Law of one Price", *Review of Financial Studies*, Vol. 24, PP. 1980-2022.
Gay, G. D., Hunter, W.C. & R.W. Kolb (1986), "A Comparative Analysis of Futures Contract Margins", *Journal of Futures Markets*, Vol. 6, PP. 307-324.
Gemmill, G. (1994), "Margins and the Safety of clearing Houses, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 18, PP. 979-996.
Greenspan, A. (1990), "Testimony by Alan Greenspan Chairman, Board of Governors of the Federal Reserve System before the Subcommittee on Securities of the Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs U.S. Senate".
Gromb, D., & D. Vayanos (2002), "Equilibrium and Welfare in Markets with Financially Constrained Arbitrageurs", *Journal of Financial Economics,* Vol. 66, PP. 361-407.
Hardouvelis, G. A., & D. Kim (1995), "Margin Requirements, Price Fluctuations and Market Participation in Metal Futures", *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. 27, PP. 659-671.
Hardouvelis, G. A., & D. Kim (1996), "Price Volatility and Futures Margins", *Journal of Futures Markets*, Vol. 16, PP. 81-111.
Hartzmark, M. L. (1986), "The Effects of Changing Margin Levels on Futures Market Activity the Composition of Traders in the Market and Price Performance", *Journal of Business*, Vol. 59, PP. 147-180.
Hedegaard, E. (2011), "How Margins are Set and Affect Asset Prices", Working Paper, Leonard N. Stern School of Business, New York University.
Helbling, T. (2008), "The Current Commodity Price Boom in Perspective", In International Monetary Fund, World Economic Outlook: Housing and the Bbusiness Cycle, Washington, DC.
Irwin, S. H. & D. R. Saunders (2011), "Index Funds, Financialization and Commodity Futures Markets", *Applied Economic Perspectives and Policy,* Vol. 33, PP. 1-31.
Jacobs, M. & J. Onochie (1998), "A Bivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity-inmean study of the relationship between return variability and Trading Volume in International Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 18, PP. 379–97.
Kahl, K. H., Rutz, R. D. & J. C. Sinquefield (1985), "The Economics of Performance Margins in Futures Markets", *Journal of Futures Markets,* Vol. 5, PP. 103-112.
Karpoff J. M. (1986), "A Theory of Trading Volume", *Journal of Finance*, Vol. 41, PP. 1069–87.
Kroszner, R. S. (1999), "Can the Financial Markets Privately Regulate Risk?: The Development of Derivatives Clearinghouses and Recent Over-the-Counter Innovations", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 31, PP. 596-618.
Kyle, A. (1985), "Continuous Auction and Insider Trading", *Econometrica*, Vol. 53, PP. 1315–35.
Lundblad, C. (2007), "The risk Return Tradeoff in the Long Run, (1836-2003)", *Journal of Financial Economics*, Vol. 85, PP. 123–50.
Ma, C. K., Kao, G.W. & C. J. Frohlich (1993), "Margin Requirements and the Behavior of Silver Futures Prices, *Journal of Business Finance and Accounting,* Vol. 20, PP. 41-60.
Markham, J. W. (1991), "Federal Regulation of Margin in the Commodity Futures Industry – History and Theory", Working Paper, Florida International University.
Massell, B. F. (1969), "Price Stabilization and Welfare", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 83, PP. 284-298.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]

Merton, R. C. (1973), "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, Vol. 41, PP. 867–87.
Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, Vol. 59, PP. 347–70.
Phylaktis, K. & A. Aristidou (2013), "Margin Changes and Futures Trading Activity: A New Approach", *European Financial Management,* Vol. 19, PP. 45-71.
Powers, M. (1970), "Does Futures Trading Reduce Price Fluctuations in the Cash Markets?," *American Economic Review*, Vol. 60, PP. 460-4.
Rogers, L. C. G., & S. E. Satchell (1991), "Estimating Variance from High, Low and Closing Prices, Annals of Applied Probability, Vol. 1, PP. 504-512.
Schwarz, T. & F. Laatsch (1991), "Price Discovery and Risk Transfer in Stock Index Cash and Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, Vol. 11, PP. 669–83.
Singleton, K. J. (2012), "Investor Flows and the 2008 Boom/Bust in Oil Prices, Working Paper, Stanford University.
Smith, P. N., Sorensen, S. & M. R. Wickens (2008), "General Equilibrium Theories of the Equity Risk Premium: Estimates and Tests", *Quantitative and Qualitative Analysis in Social Sciences*, Vol. 2, PP. 35–66.
Stoll, H. & R. Whaley (1988), "Volatility and Futures: Message Versus Messenger", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 14, No. 2, PP. 20–22.
Stoll, H. R., & R. E. Whaley (2010), "Commodity Index Investing and Commodity Futures Prices", *Journal of Applied Finance,* Vol. 20, PP. 7-46.
Tauchen, G. & M. Pitts (1983), "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Pprices", *Econometrica*, Vol. 51, PP. 485–505.
Tang, K., & W. Xiong (2011), "Index Investing and the Financialization of Commodities", Working Paper, Princeton University 6, PP. 57-78.
Telser, L. G. (1981), "Margins and Futures Contracts", *Journal of Futures Markets,* Vol. 1, PP. 225-253.
Turnovsky, S. J. (1974), "Price Expectations and the Welfare Gains from Price Stabilization", *American Journal of Agricultural Economics,* Vol. 56, PP. 706-716
Xiong, W. (2001), "Convergence Trading with Wealth Effects: An Amplification Mechanism in Financial Markets", *Journal of Financial Economics*, Vol. 62, PP. 247-292.
Retrieved from Iran Mercantile Exchange: www.ime.co.ir
Retrieved from Gold, Jewel and Coin and Exchanger Union: www.tgju.org

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-08-21]