

## تأثیر قراردادهای آتی سکه بر نوسانات بازار نقدی این دارایی در ایران

احمد محمدی<sup>۱</sup>

زینب سواری<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۸/۱

تاریخ ارسال: ۱۳۹۵/۴/۱۰

### چکیده

به دنبال نوسانات بی‌سابقه سکه طلا طی سال‌های گذشته، بحث‌های زیادی در خصوص تأثیرهای احتمالی قراردادهای آتی در این زمینه بین محققان و سیاست‌گذاران شکل گرفته است. در این مقاله، تأثیر قراردادهای آتی سکه طلا بر نوسانات بازار نقدی سکه در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور، از دو رویکرد بهره گرفته شده است. در رویکرد نخست (رویکرد سرریز نوسانات)، از یک مدل *DCC-GARCH-VECM* برای بررسی سرریز نوسانات بین دو بازار طی بازه زمانی آذر ۱۳۹۲ تا تیر ۱۳۹۴ استفاده شده است. در رویکرد دوم (رویکرد متغیرهای مجازی)، از یک مدل گارچ ساده برای بررسی تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی استفاده شده است. برای تخمین این مدل از قیمت‌های آتی و نقدی روزانه سکه طی دوره زمانی تیر ۱۳۸۵ تا تیر ۱۳۹۴ استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که راه‌اندازی قراردادهای آتی تأثیری بر نوسانات نقدی سکه نداشته و سرریز نوسانات از بازار نقدی به سمت بازار آتی است. به عبارت بهتر، شوک‌های بازار نقدی به افزایش نوسانات بازار آتی دامن زده است، در حالی که عکس آن صادق نیست. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌های وضع شده علیه ایران تأثیر مثبتی بر نوسانات بازار سکه داشته است. نتایج به‌دست آمده با ویژگی‌های بازار آتی و نقدی سکه در ایران سازگاری دارد. بازار آتی سکه برخلاف بازار نقدی که از گستره‌ای به وسعت مرزهای جغرافیایی کشور برخوردار است در مراحل اولیه رشد و توسعه خود قرار داشته و بازار به‌مراتب کوچک‌تری است. بنابراین، مشاهده انتقال نوسانات از بازار نقدی به بازار آتی قابل قبول و پذیرفتنی است.

واژگان کلیدی: بازار آتی سکه، بازار نقدی سکه، سرریز نوسانات، مدل همبستگی پویای شرطی.

طبقه‌بندی JEL: *Q02, G14, C01, C32*.

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه کردستان (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: [ah.mohammadi@uok.ac.ir](mailto:ah.mohammadi@uok.ac.ir)

۲- کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه کردستان، پست الکترونیکی: [nashmil.savari@yahoo.com](mailto:nashmil.savari@yahoo.com)

## ۱- مقدمه

بازار نقدی سکه طلا در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ نوسانات بی‌سابقه‌ای را تجربه کرد و فعالان این بازار شاهد ثبت رکوردهای جدیدی برای این دارایی طی سال‌های یادشده بودند. نوسانات بی‌سابقه قیمت سکه در این مدت پرسش‌های متعددی را در ذهن سیاست‌گذاران، فعالان بازار و محققان دانشگاهی در زمینه دلایل شکل‌گیری و تشدید این بحران ایجاد کرده است. یکی از مسائلی که در این زمینه توجه زیادی را به خود جلب کرده، تأثیر معاملات قراردادهای آتی<sup>۱</sup> سکه بر نوسانات قیمت نقدی آن طی دوره یادشده است.

در این راستا تحقیقاتی در خصوص تأثیر قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی انجام گرفته است که از آن جمله می‌توان به: مطالعات نادعلی (۱۳۹۲ و ۱۳۹۳) و فکاری سردهایی و همکارانش (۱۳۹۳)، اشاره کرد. نتایج مطالعات نادعلی (۱۳۹۲ و ۱۳۹۳) نشان می‌دهد که راه‌اندازی قراردادهای آتی به افزایش نوسانات بازار نقدی سکه در ایران دامن زده است. نتایج مطالعه فکاری سردهایی و همکارانش (۱۳۹۳)، بیان‌کننده آن است که سرریز نوسانات بین بازار آتی و بازار نقدی دوطرفه بوده است، بدین معنا که معاملات قراردادهای آتی به افزایش نوسانات بازار نقدی و معاملات بازار نقدی به نوسانات بازار آتی دامن زده است. در مطالعه دیگری که توسط حسینیون و همکارانش (۱۳۹۵)، در خصوص بازارهای مالی در ایران انجام شده، نتیجه پژوهش حاکی از انتقال شوک و تلاطم دوطرفه بین بازارهای ارز و طلا و بین بازارهای طلا و سهام و همچنین انتقال شوک یک‌طرفه از بازار سهام به بازار ارز در ایران است.

اما نقدهای روش‌شناسی و مفهومی مهمی به مطالعات انجام شده، وارد است که باید برای رسیدن به یک نتیجه منطقی در این زمینه بدان پاسخ متقاضی داده شود؛ نخست اینکه به استناد برخی از مطالعات کارشناسی مانند مطالعه عزیزنژاد (۱۳۹۰)، یکی از دلایل اصلی نوسانات قیمت سکه در سال ۱۳۹۰ (و به تبع آن، در سال ۱۳۹۱) وضع تحریم‌های غرب به بهانه برنامه صلح‌آمیز هسته‌ای ایران و در نتیجه، کاهش ارزش پول ملی بوده است. این موضوع در حالی

است که نادعلی (۱۳۹۳)، در مدل برآوردی خود که یک مدل گارچ ساده بوده، به این عامل بسیار مهم توجه نکرده است. دوم، پرسش‌های بسیار مهمی که اینجا مطرح می‌شود آن است که اگر علت افزایش قیمت نقدی سکه، قراردادهای آتی این دارایی بوده است، پس علت افزایش قیمت بسیاری از کالاها در این دوره که قرارداد آتی نداشته‌اند، چه چیزی بوده است؟ اگر علت افزایش قیمت نقدی سکه، معاملات قراردادهای آتی این دارایی بوده، پس علت کاهش قیمت آن بعد از روی کار آمدن دولت یازدهم چه چیزی بوده است؟ سوم، در مطالعه فکاری سردهایی و همکارانش (۱۳۹۳)، انطباق زمانی دقیقی بین قیمت‌های نقدی و آتی سکه وجود ندارد. به عبارت دیگر، در مطالعه یادشده برای قیمت‌های آتی، از قیمت‌های تسویه بازار آتی که میانگینی از قیمت آتی سکه در طول روز بوده، استفاده شده است، در حالی که قیمت‌های نقدی، قیمت‌های روزانه ساعت یازده صبح است. در این حالت، با توجه به وجود شکاف زمانی بین قیمت‌های بازار نقدی و آتی، مطمئناً نتایج به‌دست آمده از تحلیل‌های سرریز نوسانات بین دو بازار تورش‌دار خواهد بود. نقد چهارم و در واقع، به نوعی مهم‌ترین نقد وارد شده به این مطالعات، آن است که به‌ظاهر نتایج به‌دست آمده در این مطالعات با واقعیت‌های بازار سکه در ایران همخوانی ندارد. بازار آتی سکه در مقایسه با بازار نقدی، در مراحل آغازین خود قرار داشته و بازار به‌مراتب کوچک‌تری است. بنابراین، پذیرش این نکته که بازار آتی سکه عامل افزایش نوسانات بازار نقدی بوده است، مشکل و دشوار می‌نماید.

در این مقاله، تلاش می‌شود با مدنظر قرار دادن نقدهای وارد بر مطالعاتی که تاکنون در این حوزه انجام شده است، تأثیر معاملات قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی به‌طور دقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. به‌طور مشخص در این پژوهش از دو رویکرد متفاوت، اما مکمل برای بررسی ارتباط بین بازار نقدی و آتی سکه طلا در ایران استفاده می‌شود: رویکرد سرریز نوسانات و رویکرد متغیرهای مجازی. در رویکرد نخست، ارتباط بین بازار نقدی و آتی سکه از منظر سرریز نوسانات بین دو بازار مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این بخش، پرسش این است که کدام‌یک از بازارهای نقد یا آتی بر بازار دیگر تأثیرگذار است

و در واقع، نوسان از کدام بازار به بازار دیگر سرایت می‌کند؟ برای بررسی سرریز نوسانات بین این دو بازار یک مدل تصحیح خطای جزئی (VECM) که باقی‌مانده‌های آن از یک فرآیند همبستگی پویای شرطی (DCC-GARCH) پیروی می‌کند و به اختصار آن را DCC-GARCH-VECM می‌نامند، تخمین زده می‌شود. نتایج به‌دست آمده از این مدل نشان می‌دهد که سرریز نوسانات از بازار نقدی به سمت بازار آتی است؛ بدین مفهوم که در حالی که شوک‌های بازار نقدی به افزایش نوسانات بازار آتی دامن می‌زند، شوک‌های بازار آتی تأثیری بر بازار نقدی ندارد. در رویکرد دوم، تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی با استفاده از متغیرهای مجازی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این رویکرد، در گام نخست یک مدل گارچ ساده (یا گارچ میانگین) برای سری زمانی بازده بازار نقدی تخمین زده می‌شود و در ادامه، با گنجاندن یک متغیر مجازی در معادله واریانس مدل مربوط، تأثیر قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی مورد بررسی قرار می‌گیرد. این مدل در واقع، همان مدل پایه مطالعه نادعلی (۱۳۹۳)، است. نتایج این مدل نشان می‌دهد که راه‌اندازی قراردادهای آتی تأثیری بر نوسانات بازار نقدی نداشته است. از این مدل در نهایت، برای شناسایی منشأ اصلی نوسانات بازار نقدی استفاده می‌شود. همان‌طور که در ادامه مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از بسط این مدل نشان می‌دهد که تحریم‌های وضع شده علیه کشور عامل اصلی نوسانات بازار نقدی است. مهم‌تر آنکه نتایج به‌دست آمده از این تحلیل‌ها با واقعیت‌های بازار سکه در ایران سازگاری دارد.

ادامه این مقاله به این صورت است: در بخش دوم، ادبیات موضوع تحقیق در خصوص ارتباط تئوریک قراردادهای آتی و نقدی، تأثیر قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی و همچنین مالی‌سازی کالاها ارایه می‌شود. در بخش سوم، مطالعات صورت گرفته در این حوزه و نتایج حاصل هر یک از آنها مطرح می‌شود. در ادامه، در بخش چهارم، با استفاده از مدل DCC-GARCH-VECM، تأثیر شوک‌های بازار نقدی و آتی بر نوسانات یکدیگر طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در بخش پنجم، با بهره‌گیری از مدل نادعلی (۱۳۹۳)، تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی و تحریم‌های وضع شده بر نوسانات

بازار نقدی به‌طور هم‌زمان مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش بعدی، نتایج پژوهش تجزیه و تحلیل و در نهایت، در بخش هفتم، نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

## ۲- ادبیات موضوع

از زمان راه‌اندازی بازار معاملات قراردادهای آتی سکه بهار آزادی در کشور در سال ۱۳۸۷، نحوه تأثیرگذاری این قراردادها بر بازار نقدی یکی از دغدغه‌های مهم پژوهشگران و صاحب‌نظران اقتصادی بوده است. در همین راستا ابهام‌هایی در خصوص چگونگی تأثیرگذاری راه‌اندازی قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی و همچنین کارآ بودن کارکرد کشف قیمت در بازار قراردادهای آتی سکه طلا شکل گرفته است.

در این قسمت، ابتدا ارتباط تئوریک این قراردادها به صورت تفصیلی بیان و سپس، نحوه تأثیرگذاری قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی و مباحث مربوط به آن مطرح می‌شود و در انتها، مبحث مالی‌سازی کالاها به‌عنوان یک عامل تأثیرگذار بر بازار نقدی کالاها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

### ۲-۱- ارتباط بین قیمت نقدی و آتی

ارتباط تئوریک بین قیمت آتی و نقدی با استفاده از فرمول قیمت‌گذاری با فرض وجود شرایط بدون فرصت آربیتراژ به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$F_t = S_t e^{(r_t - q_t)(T-t)} \quad (1)$$

که در آن،  $F_t$  قیمت قرارداد آتی در زمان  $t$  با سررسید دوره  $T$ ،  $S_t$  قیمت نقدی،  $r_t$  نرخ بهره بدون ریسک در زمان  $t$  و  $q_t$  بیان‌کننده اثرات رفاهی حاصل از نگهداری دارایی است. با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین معادله بالا می‌توان رابطه بین قیمت‌های نقدی و آتی را به صورت زیر بیان کرد:

$$f_t = s_t + (r_t - q_t)(T - t) \quad (2)$$

که در آن،  $f_t = \ln(F_t)$  و  $s_t = \ln(S_t)$  است.

اگر این سه مجموعه با بردار هم‌انباشتگی  $(-1, -1, 1)$ ، هم‌انباشته باشند، می‌توان تصور

کرد که تعادل بلندمدت بین  $f_t$  و  $s_t$  و  $(T-t)(r_t - q_t)$  وجود دارد و بازار آتی در قیمت گذاری کار آ است. اگر  $f_t$ ،  $s_t$  هم‌انباشته باشند، می‌توان آزمون علیت گرنجر را بر مبنای تصحیح خطای برداری انجام داد و جریان اطلاعات و رابطه تقدم-تأخر بین بازارهای آتی و نقدی را بررسی کرد یا می‌توان معادله (۲) را مرتب و مدل اقتصادسنجی زیر را برقرار کرد:

$$f_t - s_t = \alpha + \beta(r_t - q_t)(T - t) \quad (3)$$

با استفاده از رگرسیون می‌توان روابط بین  $s_t$  و  $f_t$  را بررسی کرد ( $\alpha = 0$ ،  $\beta = 0$ ،  $\epsilon_t$  جزء اخلال).

این فرمول قیمت گذاری آتی به صراحت نشان می‌دهد که بررسی رابطه بین  $F_t$  و  $S_t$ ، نه تنها کار آیی قیمت گذاری بازار آتی، بلکه جریان اطلاعات و رابطه تقدم-تأخر بین بازارها را نیز به دست می‌دهد. اگر  $F_t$  نسبت به  $S_t$  سریع‌تر به اطلاعات جدید واکنش نشان دهد، بازار آتی از کارکرد کشف قیمت<sup>۱</sup> برخوردار خواهد بود (رانگ و جن لانگ<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸).

## ۲-۲- تأثیر قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی

قراردادهای آتی با فراهم آوردن امکان مدیریت ریسک نوسانات قیمت<sup>۳</sup> و کمک به کشف قیمت بهتر دارایی‌ها نقش مهمی در سازماندهی فعالیت‌های اقتصادی ایفا می‌کنند (گارباده و سیلبر<sup>۴</sup>، ۱۹۸۳) و سیلبر (۱۹۸۱)). نتایج مطالعات آنکتاد (۱۳۹۳) نیز در این ارتباط نشان می‌دهد که راه‌اندازی قراردادهای آتی در کشورهای در حال توسعه تأثیر مثبتی بر افزایش حجم تجارت در بازار نقدی دارایی‌های پایه این قراردادها داشته است.

اما در کنار کارکردهای مهمی که برای قراردادهای آتی تعریف شده، نقدی‌های جدی نیز به آن وارد شده است. یکی از موضوع‌هایی که همواره محل بحث و جدل بین محققان و سیاست‌گذاران بوده، تأثیر معاملات قراردادهای آتی بر نوسانات قیمت دارایی پایه است. دیدگاه‌های موجود در این زمینه را می‌توان به دو دسته کلی طبقه‌بندی کرد (نادعلی، ۱۳۹۲):

- 
- 1- Price Discovery
  - 2- Zhen-long, Rong
  - 3- Hedging
  - 4- Garbade and Silber

در دیدگاه نخست، برخی منتقدان این حوزه معتقدند، قراردادهای آتی به دلیل جذب معامله‌گران بی‌اطلاع (کاکس<sup>۱</sup>، ۱۹۷۶)، برخورداری از خاصیت اهرمی در معاملات و بهره‌برداری معامله‌گران بی‌اطلاع از آن (فینگل‌افسکی<sup>۲</sup>، ۱۹۸۱) و فراهم کردن زمینه لازم برای سفته‌بازی (پوسنر و ویل<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳) در عمل به افزایش نوسانات قیمت در بازار نقدی دامن می‌زنند. از نظر این اندیشمندان، سفته‌بازان با تخریب محتوای اطلاعات بازار یک انحراف اساسی در سیگنال‌دهی بازار ایجاد می‌کنند، به طوری که قیمت‌های بازار نه انعکاسی از عوامل بنیادین عرضه و تقاضای بازار، بلکه بازگوکننده مقاصد سفته‌بازان است (اشتاین<sup>۴</sup>، ۱۹۸۷). بنابراین، سفته‌بازان با اخلال در فرآیند کشف قیمت و مدیریت ریسک قراردادهای آتی به افزایش نوسانات در بازار دامن می‌زنند (چنگ و خوینگ<sup>۵</sup>، ۲۰۱۳). همان‌طور که مشاهده می‌شود، به طور کلی از نظر این محققان دلیل اصلی آنکه قراردادهای آتی نوسانات بازار نقدی را افزایش می‌دهد، به وجود سفته‌بازان در بازار مربوط می‌شود.

برعکس از نظر محققان دیدگاه دوم، قراردادهای یادشده نوسانات قیمت‌ها را کاهش می‌دهند. از نظر این افراد، معاملات قراردادهای آتی با فراهم آوردن امکان کشف قیمت شفاف و رقابتی و در عین حال، کمک به مدیریت ریسک نوسانات قیمت، زمینه لازم را برای کاهش نوسانات در بازار نقدی فراهم می‌کنند. کشف قیمت شفاف و رقابتی به افزایش عمق بازار و ارتقای کارایی آن منجر می‌شود. مدیریت ریسک نوسانات قیمت نیز ریسک کلی بازار را کاهش می‌دهد. بدین ترتیب، ترکیب این دو کارکرد مانع بروز فشارهای تورمی و نوسانات ناخواسته و پیش‌بینی نشده قیمت در بازار خواهد شد. بنابراین، در این دیدگاه مطرح می‌شود که حضور سفته‌بازان در بازار قراردادهای آتی علاوه بر اینکه یک سازوکار انتقال ریسک ایجاد می‌کند، به افزایش نقدشوندگی بازار کمک می‌کند. در واقع، سفته‌بازان در بازار ریسک، سمت تقاضای بازار را تشکیل می‌دهند و با قبول ریسک عرضه شده از

---

1- Cox

2- Finglewski

3- Posner and Weyl

4- Stein

5- Cheng and Xiong

طرف فعالان واقعی بازار به آنها این امکان را می‌دهند که با هزینه ناچیزی ریسک خود را به دیگران انتقال دهند. به همین دلیل، سفته‌بازی می‌تواند باعث جذب مؤثر ریسک در بازار شود. علاوه بر این، سفته‌بازان با کمک به جریان یافتن اطلاعات در بازار و تسریع فرآیند انعکاس اطلاعات در قیمت‌ها، به فرآیند کشف قیمت کمک می‌کنند. با توجه به اینکه در نظام بازار آزاد سازوکار قیمت‌ها وظیفه هماهنگی فعالیت‌های اقتصادی میلیون‌ها مصرف‌کننده و تولیدکننده را برعهده دارد، بنابراین، کشف قیمت بهتر در نهایت، به کارآیی در تخصیص منابع منجر می‌شود؛ به‌طور مثال، در این زمینه پاورز<sup>۱</sup> (۱۹۷۰) معتقد است، معامله قراردادهای آتی عمق و اثربخشی اطلاعات بازار ارز را بهبود می‌بخشد و در عین حال، استول و والی<sup>۲</sup> (۱۹۸۸) نیز بر این باور هستند که معامله قراردادهای آتی کارآیی بازار را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، مطالعات آنکتاد (۱۳۹۳) نیز نشان می‌دهد که قراردادهای آتی در بلندمدت ثبات آفرین هستند.

## ۲-۳- مبحث مالی‌سازی کالاها

در کنار چگونگی تأثیر قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی، برخی محققان از پدیده مالی‌سازی کالاها به‌عنوان عامل تأثیرگذار بر نوسانات بازار نقدی یاد کرده‌اند. افزایش قابل توجه و هم‌زمان قیمت بسیاری از کالاها در دهه اول ۲۰۰۰ و کاهش متعاقب آن، یک بار دیگر نقش سفته‌بازی مفرط را در بازار قراردادهای آتی در این زمینه مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران قرار داد. برخی محققان معتقدند، فرآیند مالی‌سازی کالاها که طی آن میلیاردها دلار به بازار مشتقات کالایی تزریق شده، به انحراف قیمت‌ها در بازار نقدی و نوسانات مربوط منجر شده است و بنابراین، به‌طور کلی علت اصلی افزایش قیمت‌ها را در سال‌های ۲۰۰۸ و بعد از آن، به این پدیده نسبت می‌دهند (خیونگ و چن<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳).

تغییرات شدید قیمت بسیاری از کالاها مانند نفت، بحث‌های زیادی را درباره علل این تغییرات و همچنین راه‌حل‌های آن به‌وجود آورده است. تقاضای رو به رشد اقتصادهای

1- Powers

2- Stoll and Whaley

3- Xiong and Cheng



بزرگ در حال توسعه مانند چین و شوک‌های مکرر عرضه مانند تغییرات آب‌وهوایی و ممنوعیت صادرات، به طور گسترده به عنوان عوامل محسوس نوسانات قیمت در نظر گرفته می‌شود. به رغم تأثیر بازارهای مالی بر بی‌ثباتی قیمت‌ها، کماکان عدم تعادل‌های اقتصادی (شوک‌های طرف عرضه و تقاضا) دلیل اصلی بی‌ثباتی قیمت‌ها تلقی می‌شود و تأثیرگذاری تقاضای سرمایه‌گذاران مالی بر نوسانات قیمت هنوز مورد تردید است.

از طرفی دیگر، حجم مشتقات مبادله شده در بازار کالاها در حال حاضر ۲۰ تا ۳۰ برابر بزرگ‌تر از تولید فیزیکی بوده که این، نشان‌دهنده تأثیر بازارهای مالی بر مبادله کالاها است. البته، شوک‌های عرضه و تقاضا هنوز هم باعث تغییر قیمت‌های کالاها می‌شوند، اما میزان تأثیرگذاری شوک‌ها در طول زمان متفاوت بوده است، به طوری که در گذشته شوک‌های مختص به کالاها، نقش کلیدی را در بخش عرضه و در بازار نفت ایفا می‌کردند، اما در حال حاضر این عامل قدرت تأثیرگذاری کمتری دارد (استفان و بوهی<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳).

یک واقعت انکارناپذیر در چند سال اخیر، حضور گسترده سرمایه‌گذاران مالی در بازار کالاهاست. در طول دهه گذشته، معاملات آتی کالا به یک نوع دارایی رایج برای بخش‌های پرتفوی<sup>۲</sup> سرمایه‌گذاران تبدیل شده است، درست مانند سهام و اوراق قرضه، از این فرآیند به عنوان مالی‌سازی بازار کالا یاد می‌شود (مسترز<sup>۳</sup>، ۲۰۰۸). با توجه به افزایش مشارکت بازیگران مالی در بازارهای آتی، ماهیت اطلاعاتی که زمینه‌ساز شکل‌گیری قیمت بوده، تغییر کرده است. برخلاف فرضیات بازار کارآمد، بیشتر مشارکت‌کنندگان در بازار تصمیم‌های تجاری خود را صرفاً و به طور مستقل براساس اصول عرضه و تقاضا اتخاذ نمی‌کنند، بلکه آنها جنبه‌های مربوط به بازارهای دیگر یا متنوع‌سازی پرتفوی را که مهم هستند نیز در نظر می‌گیرند. این اقدام سبب شکل‌گیری قیمت‌های غیرواقعی در بازار می‌شود. علاوه بر این، در یک فضای گروهی فراگیر در بازار مالی، با فرض وجود یک بازار متشکل از عوامل غیرمرتبط به همدیگر که در آن شرکت‌کنندگان به صورت جداگانه و مستقل از یکدیگر

1- Stephan and Bohi

2- Portfolio

3- Masters

براساس تفسیر خود از مبانی بازار معامله می‌کنند، سازوکار کشف قیمت به شدت تحریف شده است. با توجه به این تحریف‌ها، قیمت کالاها در بازارهای مالی سازی شده سیگنال‌های درست در مورد کمیابی نسبی کالاها ارایه نمی‌دهند. این موضوع باعث اختلال در تخصیص منابع می‌شود و اثرات منفی بر اقتصاد دارد (خیونگ و ساکین، ۲۰۱۱).

### ۳- مطالعات انجام شده

در جدول شماره ۱، نتایج برخی مطالعات تجربی انجام شده در سال‌های مختلف نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نتایج بخش اعظم مطالعاتی که به تازگی در این حوزه انجام شده است، نشان می‌دهد، معاملات آتی یا تأثیری بر بازار نقدی نداشته یا اینکه باعث کاهش نوسانات در این بازار شده است. مطالعاتی که عکس این را نتیجه گرفته‌اند بیشتر مربوط به ۲۰ سال قبل یا بیشتر بوده‌اند که در همان دوران نیز تحقیقات زیادی نتایجی خلاف آنها داشته‌اند. البته، با توجه به اینکه به‌طور اصولی سابقه پیدایش مشتقات مالی به بعد از دهه ۷۰ میلادی بازمی‌گردد، مطالعاتی که در ابتدای شکل‌گیری این معاملات انجام شده است به‌طور معمول در شرایط وجود بازارهایی با کارآیی نه‌چندان قوی به دلیل نوظهور بودن صورت گرفته، از این رو، تحقیقات متأخر انعکاس بهتری از واقعیت‌های بازار ارایه می‌کنند.

جدول ۱- نتایج مطالعات تجربی انجام شده در مورد آثار مثبت و منفی قراردادهای آتی بر ثبات بازار نقد

مطالعات تجربی مؤید دیدگاه نخست (ایجاد بازار آتی بی‌ثباتی بازار نقد را افزایش می‌دهد)				
ردیف	نویسنده	سال مطالعه	کشور مورد بررسی	نتیجه مطالعه
۱	هریس <sup>۲</sup>	۱۹۸۹	آمریکا	راه‌اندازی بازار آتی شاخص «اس اند پی» نوسانات قیمت نقدی را افزایش داده است.
۲	مک کارتی و ناچاند <sup>۳</sup>	۱۹۹۳	بریتانیا، کانادا، سوئیس، آلمان و ژاپن	معرفی معاملات آتی، نوسانات قیمت ارز را افزایش داده است و همبستگی مثبت بین حجم و تغییرات قدر مطلق قیمت وجود دارد.

1- Xiong and Sockin

2- Harris

3- McCarthy & Najand

مطالعات تجربی مؤید دیدگاه نخست (ایجاد بازار آتی بی‌ثباتی بازار نقد را افزایش می‌دهد)				
ردیف	نویسنده	سال مطالعه	کشور مورد بررسی	نتیجه مطالعه
۳	آنتونیو و هلمز <sup>۱</sup>	۱۹۹۵	انگلستان	معرفی قراردادهای آتی بی‌ثباتی بازار سهام لندن را افزایش داده است.
۴	کتراس و همکاران <sup>۲</sup>	۱۹۹۶	انگلستان، آلمان، سوئیس، کانادا و ژاپن	رابطه مثبت بین سطح فعالیت معاملات آتی و تغییرات نرخ ارز وجود دارد.
مطالعات تجربی مؤید دیدگاه دوم (ایجاد بازار آتی بی‌ثباتی بازار نقد را کاهش می‌دهد)				
۵	ادواردز <sup>۳</sup>	۱۹۸۸	آمریکا	بی‌ثباتی بازار سهام اس اند پی پس از معرفی قرارداد آتی کاهش یافته است.
۶	جوچام و کدریز <sup>۴</sup>	۱۹۸۸	مکزیک، برزیل و مجارستان	معاملات آتی بی‌ثباتی پزو مکزیک را کاهش و برزیل و فوریت مجارستان اثر معنادار نداشته است.
۷	آنتونیو و همکاران <sup>۵</sup>	۱۹۹۸	آلمان، ژاپن، اسپانیا، آمریکا، انگلستان و سوئیس	معاملات آتی بر بی‌ثباتی بازار نقد در کشورهای آلمان و سوئیس اثر منفی داشته و در سایر کشورها اثر معناداری نداشته است.
۸	بولوگنا و کاوالو <sup>۶</sup>	۲۰۰۲	ایتالیا	ایجاد معاملات آتی بی‌ثباتی بازار سهام را کاهش داده است.
۹	دریمبتاز و همکاران <sup>۷</sup>	۲۰۰۷	یونان	راه‌اندازی معاملات مشتقات بی‌ثباتی احتمالی بازار دارایی‌های پایه را کاهش داده است.
۱۰	آنکتاد	۲۰۰۹	هند، چین، برزیل، مالزی و آفریقای جنوبی	قراردادهای آتی در بلندمدت ثبات آفرین هستند.
۱۱	عاریف ادونقو <sup>۸</sup>	۲۰۱۱	ترکیه	ایجاد معاملات آتی بی‌ثباتی بازار نقد ارز را کاهش داده است.
۱۲	ساهو <sup>۹</sup>	۲۰۱۲	هند	راه‌اندازی معاملات آتی ارز هیچ اثر معناداری بر نوسانات نرخ نقدی ارز نداشته است.
۱۳	سریرام و سنتیل <sup>۱۰</sup>	۲۰۱۵	هند	شوگ‌های قیمتی در بازار نقدی موجب نوسانات و شوگ در بازار آتی می‌شود، اما شواهدی دال بر معکوس بودن این رابطه وجود ندارد.

- 1- Antoniou & Holmes
- 2- Chatrath et al.
- 3- Edwards
- 4- Jochum & Kodres
- 5- Antoniou et al.
- 6- Bologna & Cavallo
- 7- Drimbetas et al.
- 8- Arif Oduncu
- 9- Sahu
- 10- Sriram and Senthil

## ۴- بررسی سرریز نوسانات بین بازار نقدی و آتی سکه طلا در ایران

برای بررسی سرریز نوسانات بین بازارهای مختلف به طور معمول از مدل‌های نوسان شرطی چندمتغیره استفاده می‌شود، اما قبل از تصریح شکل صحیح معادلات واریانس شرطی لازم است معادلات میانگین این مدل‌ها یا معادلات میانگین برای هر بازار مشخص و تصریح شوند. در صورت وجود رابطه بلندمدت هم‌انباشتگی بین بازار نقدی و آتی در این حالت معادلات میانگین باید به صورت یک مدل تصحیح خطای جزئی VECM تصریح شوند. براساس تئوری آربیتراژ یک رابطه بلندمدت بین بازار آتی و نقدی وجود دارد. در این حالت، براساس مدل هزینه حمل<sup>۱</sup> رابطه بین قیمت‌های نقدی و آتی به صورت زیر قابل بیان است:

$$F_t = S_t e^{(r_t - q_t)(T-t)} \quad (4)$$

که در آن،  $F_t$  قیمت قرارداد آتی در زمان  $t$  با سررسید دوره  $T$ ،  $S_t$  قیمت نقدی،  $r_t$  نرخ بهره بدون ریسک در زمان  $t$  و  $q_t$  بیان‌کننده اثرات رفاهی حاصل از نگهداری دارایی است. با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین معادله (۴) می‌توان رابطه بین قیمت‌های نقدی و آتی را به صورت زیر بیان کرد:

$$f_t = s_t + c \quad (5)$$

که در آن،  $f_t$  لگاریتم طبیعی قیمت‌های آتی،  $s_t$  لگاریتم طبیعی قیمت‌های نقدی و  $c$  برابر عبارت  $(r_t - q_t)(T - t)$  است. اگر بردار قیمت‌های آتی و نقد را با  $p_t = (f_t, s_t)'$  نشان دهیم، آنگاه چنانچه براساس تئوری آربیتراژ رابطه بلندمدتی بین قیمت‌های یادشده وجود داشته باشد، در این حالت، بردار غیر صفری مانند  $\beta$  خواهد داشت، به طوری که سری  $z_t = \beta p_t$  فاقد ریشه واحد است. در ادبیات اقتصادسنجی  $\beta$  بردار هم‌انباشتگی خوانده می‌شود و به اصطلاح گفته می‌شود که متغیرهای قیمت هم‌انباشته هستند.

در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی بین قیمت‌های آتی و نقدی، آنگاه براساس قضیه

نمایش گرنجری<sup>۱</sup> یک رابطه تصحیح خطای کوتاه‌مدت نیز بین این متغیرها به صورت زیر وجود خواهد داشت:

$$\Delta f_t = \mu^f + \alpha_f(f_{t-1} - s_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \gamma_{11,i} \Delta f_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{12,i} \Delta s_{t-i} + e_t^f \quad (6)$$

$$\Delta s_t = \mu^s + \alpha_s(s_{t-1} - f_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \gamma_{21,i} \Delta f_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{22,i} \Delta s_{t-i} + e_t^s \quad (7)$$

در روابط بالا  $\alpha_f$  و  $\alpha_s$  به ترتیب جزء تصحیح خطای معادله کوتاه‌مدت قیمت‌های آتی و نقدی را نشان می‌دهد. پارامترهای یادشده در واقع، سرعت تعدیل خطا ناشی از انحراف از رابطه بلندمدت را نشان می‌دهند. با توجه به اینکه تفاضل لگاریتم طبیعی قیمت‌های نقدی و آتی در واقع، همان بازدهی بازار آتی و نقدی است، بنابراین، می‌توان معادلات بالا را به صورت زیر نیز نشان داد:

$$RF_t = \mu^{RF} + \alpha_{RF}(f_{t-1} - s_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \gamma_{11,i} RF_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{12,i} RS_{t-i} + e_t^{RF} \quad (8)$$

$$RS_t = \mu^{RS} + \alpha_{RS}(s_{t-1} - f_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \gamma_{21,i} RF_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{22,i} RS_{t-i} + e_t^{RS} \quad (9)$$

بعد از مشخص شدن معادلات میانگین در مرحله بعد، لازم است شکل صحیح معادلات واریانس باقی‌مانده‌های مدل‌های یادشده برای تحلیل سرریز نوسانات بین بازار آتی و نقدی تصریح شود. یادآوری می‌شود، برآوردهای اولیه معادلات (۸) و (۹) از وجود اثرات آرج در باقی‌مانده‌های مربوط حکایت دارد. همان‌طور که بیان شد، در این زمینه از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی چندمتغیره استفاده می‌شود. در ادبیات اقتصادسنجی مدل‌های نوسان شرطی چندمتغیره مختلفی وجود دارد که از آن جمله می‌توان به: مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی BEKK (که توسط انگل و کرونر<sup>۲</sup> (۱۹۹۵)، ارائه شد)، مدل همبستگی شرطی ثابت CCC بالراسلو<sup>۳</sup> (۱۹۹۰) و مدل همبستگی شرطی پویای DCC انگل (۲۰۰۲)، اشاره کرد. در

1- Granger Representation Theorem

2- Engle and Kroner

3- Bollerslev

تحقیقات تجربی به طور عمده از دو مدل اول و سوم استفاده می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های به دست آمده نشان می‌دهد، مدل DCC از نظر آزمون‌های تشخیصی و همچنین مقدار تابع درست‌نمایی عملکرد بهتری در مقایسه با مدل‌های دیگر از جمله مدل BEKK و CCC داشته، بنابراین، برای بررسی ارتباط نوسانات بین دو بازار در این پژوهش، از مدل DCC استفاده شده است. در مطالعات ژانگ و همکارانش<sup>۱</sup> (۲۰۰۴)، لین و یانگ<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) و بوهل و همکارانش<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) نیز از مدل DCC برای مطالعه ارتباط بین بازار نقدی و آتی استفاده شده است.

با توجه به اینکه در این تحقیق از دو متغیر آتی و نقدی استفاده شده است، از این رو، ماتریس واریانس-کوواریانس این دو متغیر بر اساس DCC به صورت زیر قابل نمایش است:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ff,t} & \rho_{sf,t} \sqrt{h_{ss,t} h_{ff,t}} \\ \rho_{sf,t} \sqrt{h_{ss,t} h_{ff,t}} & h_{ss,t} \end{bmatrix} = D_t R_t D_t \quad (10)$$

که در آن،  $\rho_{sf,t}$  ضریب همبستگی شرطی بین بازار آتی و نقدی است.  $D_t$  یک ماتریس قطری از انحراف معیارهای شرطی است و به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$D_t = \text{diag}(h_{ff,t}^{1/2}, h_{ss,t}^{1/2}) \quad (11)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، هر کدام از اجزای  $h_{ii,t}$ ، خود یک مدل گارچ تک‌متغیره است. علاوه بر این،  $R_t$  نیز به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_t = \text{diag}(h_{ff,t}^{1/2}, h_{ss,t}^{1/2}) Q_t \text{diag}(h_{ff,t}^{1/2}, h_{ss,t}^{1/2}) \quad (12)$$

در فرمول بالا،  $Q_t$  یک ماتریس مثبت معین متقارن است که در واقع، به توان دوم باقی‌مانده‌های استاندارد شده ( $u_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{ii,t}}$ )، ماتریس واریانس-کوواریانس غیرشرطی این باقی‌مانده‌ها ( $\bar{Q}$ ) و وقفه‌های گذشته خود وابسته است:

$$Q_T = (1 - a - b) \bar{Q} + a u_{t-1} u_{t-1} + b Q_{t-1} \quad (13)$$

در رابطه بالا،  $a, b > 0$  و  $a + b < 1$  است. ضریب  $a$  در واقع، بخش پویای همبستگی بین دو بازار را نشان می‌دهد. هر چقدر مقدار این ضریب بزرگ‌تر باشد (و در مقابل ضریب

1- Zhong, et al.

2- Lien and Yang

3- Bohl et al.

b کوچک‌تر باشد) این موضوع، اهمیت متغیر بودن همبستگی بین دو بازار را در طول زمان نشان می‌دهد.

با توجه به اینکه یکی از اهداف این مقاله بررسی ارتباط متقابل بین بازار آتی و نقدی سکه است، از این رو، در تخمین مدل DCC تلاش می‌شود اثرات مربوط به سرریز نوسانات نیز در معادلات واریانس شرطی باقی مانده‌ها دیده شود. بنابراین، به طور کلی برای هر بازار معادله واریانس شرطی زیر تخمین زده می‌شود:

$$h_{ff,t} = \omega_f + \delta_{f,1}\varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_{f,2}h_{ff,t-1} + \delta_{f,s}\varepsilon_{s,t-1}^2 \quad (14)$$

$$h_{ss,t} = \omega_s + \delta_{s,1}\varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_{s,2}h_{ss,t-1} + \delta_{s,f}\varepsilon_{f,t-1}^2 \quad (15)$$

به طور کلی در این مرحله معادلات میانگین و واریانس شرطی در قالب یک مدل DCC-GARCH-VECM با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده می‌شود که در آن، انحراف معیارهای به دست آمده نسبت به واریانس ناهمسانی یا تصریح نادرست مدل مقاوم هستند. مدل یادشده برای دوره زمانی ۱۴ آذر ۱۳۹۲ تا ۲۵ مرداد ۱۳۹۴ تخمین زده می‌شود. در ادامه، دلیل انتخاب این دوره و آمارهای توصیفی داده‌ها ارائه می‌شود.

#### ۴-۱- دوره زمانی و آمارهای توصیفی داده‌ها

در این مقاله، برای بررسی سرریز نوسانات بین بازار آتی و نقدی از قیمت‌های انتهایی بازار استفاده می‌شود. قیمت‌های آتی از شرکت بورس کالای ایران و قیمت‌های نقدی از شرکت راهبر سرمایه آسیا گرفته شده است.

به طور کلی قیمت طلا در ایران و تقاضا برای آن، تابعی از قیمت جهانی انس، نرخ ارز، بازدهی سایر دارایی‌ها (مانند مسکن و سهام) و نرخ تورم در کشور است. در سال ۱۳۹۰ تمام زمینه‌های لازم برای افزایش قیمت سکه و طلا در کشور فراهم شد. در این سال، نقدینگی سرگردان در فضای اقتصادی کشور که قبلاً به واسطه اجرای طرح هدفمندی‌سازی یارانه‌ها افزایش یافته بود، بازارهای طلا و ارز کشور را نشانه گرفت. کاهش نرخ سود بانکی، کاهش فشار تقاضا در بخش مسکن به علت افزایش بیش از حد قیمت، افزایش قیمت جهانی طلا و کاهش ارزش پول ملی در کنار افزایش تورم در این

سال، سبب هدایت بخشی از نقدینگی سرگردان جامعه به سمت بازار طلا و ارز شد. چرخش نقدینگی به سمت بازارهای یادشده که با هدف حفظ ارزش دارایی‌های پولی و کسب حاشیه سود مطمئن صورت می‌گرفت، زمینه لازم را برای افزایش قیمت سکه در این سال فراهم کرد (عزیزنژاد (۱۳۹۰) و نادعلی (۱۳۹۲)). با افزایش قیمت سکه، جذابیت بازار آتی برای سرمایه‌گذاری نیز تحت تأثیر بازار نقدی و بازار ارز، افزایش یافت و در نتیجه، حجم معاملات آن در این سال رونق بسیار خوبی را تجربه کرد. البته، طی ماه‌های پایانی این سال با توجه به اقدام‌های بانک مرکزی برای تنظیم بازار طلا از طریق سیاست پیش‌فروش سکه و در نتیجه، افت قیمت آن در بازار، حجم معاملات بورس کالا نیز کاهش قابل توجهی را تجربه کرد (عزیزنژاد (۱۳۹۰) و نادعلی (۱۳۹۲)). افزایش قیمت جهانی انس طلا طی سال ۱۳۹۰ و افزایش نرخ ارز (دلار) در اواخر سال یادشده، با افزایش قیمت سکه همراهی شد.

در سال ۱۳۹۱ به علت تشدید تحریم‌های هدفمند غرب علیه ایران که از اواخر سال ۱۳۹۰ با تحریم بانک مرکزی وارد فاز جدیدی شده بود، با افزایش بیش از حد قیمت دلار که مطابق با آمارهای بانک مرکزی تا مرز ۴۰۰۰ تومان نیز پیش رفت، قیمت سکه رکوردهای بی‌سابقه‌ای از خود برجای گذاشت. از خرداد ۱۳۹۰ تا اسفند ۱۳۹۱، دوره تلاطم بازار آتی است. در این دوره، با تشدید تحریم‌ها (که از جمله مهم‌ترین آنها می‌توان به تحریم بانک مرکزی و تحریم خرید نفت از ایران اشاره کرد)، با افزایش قیمت ارز، تقاضا برای سرمایه‌گذاری در معاملات آتی بورس کالا نیز به میزان زیادی افزایش یافت. دوره بازگشت ثبات به بازار قراردادهای آتی از ابتدای سال ۱۳۹۲ و روی کار آمدن دولت یازدهم شروع شده و تا پایان دوره مورد بررسی ادامه داشته است. در این دوره، به‌مرور زمان حجم معاملات به‌استثنای شهریور و اسفند ۱۳۹۲ و همچنین آذر ۱۳۹۳ کاهش نشان می‌دهد. کاهش قیمت جهانی طلا در چند ماه اول سال ۱۳۹۲ و هم‌زمان با آن، افزایش جذابیت بازار سهام نیز یکی از عوامل کاهش حجم معاملات در ابتدای این سال بود. افزایش قیمت جهانی طلا در شهریور ۱۳۹۲ با توجه به تحولات



سوریه به افزایش حجم معاملات آتی سکه در این ماه منجر شد. از سوی دیگر، افزایش قیمت جهانی طلا، افزایش نسبی ارز و در عین حال، ریزش بازار سهام و حرکت نقدینگی از این بازار به بازار قراردادهای آتی از جمله دلایل افزایش حجم معاملات در اسفند ۱۳۹۲ بود. بنابراین، به نظر می‌رسد نقدینگی بین بازار آتی و سهام در حال چرخش بوده است و در نهایت، پیش‌بینی افزایش قیمت دلار در آینده به افزایش حجم معاملات آتی سکه در آذر ۱۳۹۳ منجر شد.

نمودار شماره ۱، قیمت نقدی و آتی سکه را طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بعد از حصول توافق هسته‌ای قیمت سکه کاهش یافته است. نمودار شماره ۲، نوسانات قیمت آتی و نقدی سکه یا به عبارت بهتر، بازدهی سکه را طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ نشان می‌دهد. در این نمودار، به خوبی می‌توان مشاهده کرد که بعد از حصول توافق هسته‌ای، نوسانات بازار نقدی و آتی به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته است. بنابراین، برای بررسی ارتباط بین نوسانات دو بازار بهتر است که دوره به دو زیر دوره ۱۰ مرداد ۱۳۹۰ تا ۳ آذر ۱۳۹۲ و ۴ آذر ۱۳۹۲ تا ۲۵ مرداد ۱۳۹۴ تقسیم شود. متأسفانه بررسی‌های انجام شده نشان می‌دهد که امکان برآورد مدل‌های نوسان شرطی چندمتغیره برای دوره اول امکان‌پذیر نیست. به عبارت بهتر، برای این دوره امکان برآورد یک مدل VECM که باقی‌مانده‌های آن از یک مدل گارچ چندمتغیره خوش‌رفتار و شناخته شده پیروی کند، وجود ندارد. علت اصلی این موضوع به احتمال قوی به نوسانات بیش از حد بازار نقدی و وجود سقف و کف قیمت در بازار آتی که مانع واکنش بهینه بازار آتی به رخدادهای اتفاق افتاده در این دوره شده است، مربوط می‌شود.



### نمودار ۱- روند زمانی قیمت‌های آتی و نقدی سکه طلا (میلیون ریال)

مأخذ: قیمت‌های آتی: بورس کالای ایران و قیمت‌های نقدی: شرکت راهبر سرمایه آسیا.



### نمودار ۲- نوسانات بازدهی قیمت‌های آتی و نقدی سکه طلا (درصد)

مأخذ: قیمت‌های آتی: بورس کالای ایران و قیمت‌های نقدی: شرکت راهبر سرمایه آسیا.

بنابراین، در این قسمت تجزیه و تحلیل‌های خود را به دوره دوم، یعنی ۴ آذر ۱۳۹۲ تا ۲۵ مرداد ۱۳۹۴ معطوف می‌کنیم. همان‌طور که در انتهای این بخش توضیح داده می‌شود، نتایج به‌دست آمده برای دوره دوم، قابل تعمیم به دوره اول نیز هست. در جدول شماره ۲، آمارهای توصیفی هرکدام از متغیرهای تحقیق در دوره موردنظر

شامل مقادیر میانگین، بیشینه، کمینه، انحراف معیار، ضریب چولگی، ضریب کشیدگی و آماره جارک- برا ارایه شده است. در این مطالعه، بازده قیمت‌های آتی و نقدی براساس رابطه (۱۶) محاسبه شده است:

$$RF_t = \ln\left(\frac{F_t}{F_{t-1}}\right) \times 100 \quad (16)$$

$$RS_t = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) \times 100$$

که در آن،  $RF_t$  و  $RS_t$  به ترتیب بازدهی بازار آتی و بازار نقدی در روز  $t$  ام،  $F_t$  قیمت آتی سکه و  $S_t$  قیمت نقدی سکه در روز  $t$  ام است.

جدول ۲- آماره‌های توصیفی درصد بازدهی روزانه قیمت آتی و نقدی سکه  
(طی دوره ۱۳۹۲/۹/۴ تا ۱۳۹۴/۴/۲۵)

آماره	بازدهی قیمت آتی	بازدهی قیمت نقدی
میانگین	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۷۲
میانه	-۰/۰۵۲	۰/۰۰۰
بیشترین بازدهی	۴/۳۷۹	۳/۱۱۶
کمترین بازدهی	-۴/۷۹۱	-۴/۱۲۳
دامنه	۹/۱۷	۷/۲۳۹
انحراف معیار	۰/۹۴۷	۰/۸۶۱
چولگی	۰/۴۰۴	-۰/۲۰۴
کشیدگی	۷/۲۷۹	۵/۸۹۲
آماره جارک- برا	۳۷۹/۱۱۵	۱۷۰/۵۴۳
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۴۸۰	۴۸۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

میانگین بازدهی روزانه بازار آتی و نقدی طی دوره مورد بررسی تقریباً صفر بوده است. نوسان سالیانه ۱۴/۸ درصد و نوسان سالیانه بازار آتی ۱۶/۱ درصد بوده است، اما یکی از

نکات جالب توجه در این دوره، بالاتر بودن نوسانات بازار آتی در مقایسه با بازار نقدی است (۱۶/۱ درصد در مقابل ۱۴/۸ درصد).

از سوی دیگر، کشیدگی سری بازدهی بازار آتی نیز بیشتر از بازار نقدی است. این موضوع نشان می‌دهد که تعداد مشاهدات بزرگ (بازدهی‌های بزرگ مثبت یا منفی) در بازار آتی در مقایسه با توزیع نرمال و بازار نقدی بیشتر بوده است. از سوی دیگر، همان‌طور که مشاهده می‌شود، بازار آتی دارای چولگی به سمت راست و بازار نقدی دارای بازدهی به سمت چپ بوده است. با توجه به اعداد به‌دست آمده برای آماره‌های چولگی و کشیدگی، رد شدن فرض نرمال بودن بازدهی‌های نقدی و آتی آزمون جاک-برا موضوعی طبیعی و قابل انتظار است.

جدول شماره ۳، نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، قیمت‌های آتی و نقدی نامانا و بازدهی قیمت‌های آتی و نقدی مانا هستند.

### جدول ۳- نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر<sup>۱</sup> ADF

برای دوره ۱۳۹۲/۹/۴ تا ۱۳۹۴/۴/۲۵

بررسی مانایی	آزمون با روند زمانی و عرض از مبدأ			ADF	متغیر
	٪۱۰	٪۵	٪۱		
در سطح نامانا	-۳/۱۳۲	-۳/۴۱۹	-۳/۹۷۷	-۱/۹۳۰	قیمت آتی
در سطح نامانا	-۳/۱۳۲	-۳/۴۱۹	-۳/۹۷۷	-۲/۰۵۷	قیمت نقدی
آزمون با عرض از مبدأ					
در سطح مانا	-۲/۵۷۰	-۲/۸۶۷	-۳/۴۴۴	-۲۳/۳۰۹	بازدهی قیمت آتی
در سطح مانا	-۲/۵۷۰	-۲/۸۶۷	-۳/۴۴۴	-۲۳/۷۲۳	بازدهی قیمت نقدی

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

علاوه بر این، همان‌طور که در رابطه (۵) مشاهده می‌شود، انتظار می‌رود که بردار

1- Augmented Dickey Fuller (ADF)

هم‌انباشتگی  $\beta$  به صورت  $\beta = (1, -1)$  باشد، زیرا براساس تئوری بازارهای کارآی فاما<sup>۱</sup> (۱۹۷۰)، با توجه به اینکه قیمت‌های نقدی و آتی در واقع، قیمت دارایی یکسانی را نشان می‌دهند، از این رو، نباید انحراف قابل ملاحظه‌ای در طول زمان بین آنها مشاهده شود. به عبارت بهتر، در صورتی که بردار هم‌انباشتگی رابطه بلندمدت مقادیری غیر از مقادیر یادشده را نشان دهد، آنگاه این موضوع با تئوری نبود فرصت‌های آربیتراژ همخوانی ندارد و به وجود فرصت‌های سودآوری بدون ریسک در بازار اشاره دارد. بنابراین، در این پژوهش، با توجه به توضیحاتی که داده شد، بردار هم‌انباشتگی به صورت  $\beta = (1, -1)$  در نظر گرفته می‌شود. اگر بردار هم‌انباشتگی واقعاً به صورت  $\beta = (1, -1)$  باشد آنگاه متغیر  $M$  که به صورت زیر تعریف شده است، باید فاقد ریشه واحد باشد:

$$M = f - s \quad (۱۷)$$

در این مقاله، از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته برای بررسی مانایی سری زمانی و آزمون ریشه واحد استفاده شده است. در آزمون ADF، فرضیه صفر عبارت از وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل عبارت از مانایی متغیر است. اگر آماره محاسبه شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر یا نامانایی متغیر رد می‌شود.

در جدول شماره ۴، نتایج آزمون ریشه واحد روی متغیر  $M$  برای دوره مورد بررسی نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، متغیر مورد نظر فاقد ریشه واحد است و از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که بردار هم‌انباشتگی می‌تواند به صورت  $\beta = (1, -1)$  بیان شود. در هر حال، خاطر نشان می‌شود، نتایج به دست آمده از تحلیل سرریز نوسانات دو بازار که در ادامه ارائه می‌شود، چه در حالتی که بردار هم‌انباشتگی به صورت  $\beta = (1, -1)$  بیان شود و چه در حالتی که از مقادیر تخمین زده شده برای آن استفاده شود، همچنان برقرار و پایدار است.

جدول ۴- نتایج آزمون ریشه واحد ADF سری تفاضل بازدهی آتی و نقدی (M)

بررسی مانایی	مقادیر بحرانی			ADF	متغیر
	آزمون با عرض از مبدأ				
	٪۱۰	٪۵	٪۱		
در سطح مانا	-۲/۵۷۰	-۲/۸۶۷	-۳/۴۴۴	-۴/۱۴۶	M

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

کینگ و همکارانش<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) نیز از تئوری‌های اقتصادی برای تعیین روابط بلندمدت بین متغیرهای خود استفاده کرده‌اند. ریتلر<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) نیز در مطالعه خود در زمینه ارتباط بازار آتی و نقدی بردار بلندمدت را براساس تئوری آربیتراژ تعیین کرده است. علاوه بر این، نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون و انگل - گرنجر وجود رابطه بلندمدت بین قیمت آتی و نقدی را در دو دوره زمانی مورد بررسی تأیید می‌کند.

نتایج حاصل از آزمون انگل - گرنجر در جدول شماره ۵، نشان داده شده است. فرض صفر در این آزمون، نبود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست. نتایج این آزمون نیز نشان می‌دهد که در هر دو دوره مورد بررسی، متغیرهای قیمت آتی و نقدی سکه هم‌انباشته هستند.

جدول ۵- نتایج آزمون انگل - گرنجر

متغیر وابسته	آماره t	احتمال	فرض صفر
قیمت آتی	-۵/۲۸۳	۰/۰۰۰	قیمت نقدی و قیمت آتی هم‌انباشته نیستند.
قیمت نقدی	-۵/۳۴۴	۰/۰۰۰	قیمت آتی و قیمت نقدی هم‌انباشته نیستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۲-۴- نتایج تخمین مدل DCC-GARCH-VECM

نتایج حاصل از تخمین مدل DCC-GARCH-VECM در جدول شماره ۶، نمایش داده شده است. آزمون‌های تشخیصی خودهمبستگی چندمتغیره Q و آزمون اثرات آرچ چندمتغیره

1- King et al.

2- Rittler

(که روی وقفه‌های شماره ۱۰ باقی‌مانده‌هایی که به صورت مشترک استاندارد شده‌اند، انجام گرفته است) نشان می‌دهد که باقی‌مانده‌های مدل و توان دوم آنها فاقد هرگونه خودهمبستگی معنادار است.

با توجه به نتایج بخش (الف) جدول شماره ۶، همان‌طور که مشاهده می‌شود، علامت ضریب تصحیح خطای به‌دست آمده ( $\alpha_{RF}$  و  $\alpha_{RS}$ ) صحیح است، به این معنا که در صورت بروز هرگونه انحراف از رابطه بلندمدت، قیمت‌ها در بازار آتی کاهش و در بازار نقدی افزایش می‌یابد. این موضوع با توجه به اینکه بردار هم‌انباشتگی به صورت  $\beta = (1, -1)$  تعریف شده، کاملاً درست است. به عبارت بهتر، اگر قیمت‌های آتی از آنچه که به‌طور ضمنی از رابطه بلندمدت به‌دست می‌آید بزرگ‌تر باشد (یعنی  $f_{t-1} - s_{t-1} > 0$  باشد)، آنگاه آربیتراژگران موقعیت معاملاتی فروش اتخاذ می‌کنند و در نتیجه، ضریب تصحیح خطای معادله آتی  $\alpha_{RF}$  منفی می‌شود، اما مسأله این است که از این بین تنها ضریب معادله بازار آتی از لحاظ آماری معنادار است. به عبارت بهتر، در صورت انحراف از رابطه بلندمدت، این بازار آتی است که نسبت به انحراف یادشده واکنش نشان می‌دهد و بازار نقد نسبت به آن واکنشی از خود نشان نمی‌دهد. در این حالت، به اصطلاح گفته می‌شود که کشف قیمت در بازار نقدی انجام می‌گیرد. با توجه به اینکه بازار آتی سکه طلا در کشور در مقایسه با بازار نقدی، بازار کوچک‌تری بوده، این موضوع از لحاظ منطقی درست و صحیح است. در عین حال، قدر مطلق ضریب تصحیح خطای بازار آتی بیش از دو برابر ضریب مربوط به بازار نقدی بوده که بیان‌کننده واکنش بسیار قوی‌تر بازار آتی نسبت به انحرافات به‌وجود آمده در بازار است.

جدول ۶- نتایج تخمین مدل DCC-GARCH-VECM برای دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴

بخش (الف): معادلات میانگین			
وقفه	متغیر وابسته: بازدهی آتی RF	متغیر وابسته: بازدهی نقدی RS	
RF(-۱)	-۰/۴۴۲ (۰/۰۷۹)*	-۰/۰۹۳ (۰/۰۷۶)	
RF(-۲)	-۰/۰۲۷ (۰/۰۷۴)	-۰/۰۷۱ (۰/۰۷۲)	
RS(-۱)	۰/۵۲۰ (۰/۰۷۶)*	-۰/۰۰۰۷ (۰/۰۷۹)	
RS(-۲)	۰/۱۲۴ (۰/۰۷۸)	۰/۰۱۰ (۰/۰۸۳)	
Constant	۰/۰۲۲ (۰/۰۳۵)	-۰/۰۱۴ (۰/۰۳۹)	
پارامتر تصحیح خطا ( $\alpha_{RS}$ و $\alpha_{RF}$ )	-۰/۱۰۸ (۰/۰۳۹)*	۰/۰۳۴ (۰/۰۳۹)	
بخش (ب): معادلات واریانس شرطی			
ضریب	برآورد ضریب	ضریب	برآورد ضریب
$\omega_f$	۰/۰۱۵ (۰/۰۱۴)	$\omega_s$	۰/۰۱۸ (۰/۰۲۲)
$\delta_{f,1}$	۰/۰۷۸ (۰/۰۴۱)**	$\delta_{s,1}$	۰/۰۷۶ (۰/۰۳۵)**
$\delta_{f,2}$	۰/۸۲۱ (۰/۰۵۷)*	$\delta_{s,2}$	۰/۸۸۲ (۰/۰۶۸)*
$\delta_{f,s}$	۰/۰۸۵ (۰/۰۳۵)*	$\delta_{s,f}$	۰/۰۱۱ (۰/۰۲۱)
بخش (ج): تخمین معادله Q			
$a = ۰/۰۶۰$		$b = ۰/۴۹۹$	
(۰/۰۵۱)		(۰/۲۳۲)**	
آزمون‌های تشخیصی			
آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال	
آزمون خودهسبستگی چندمتغیره Q (وقفه ۱۰)	۳۸/۷۰۱	۰/۲۶۵	
آزمون واریانس ناهمسانی چندمتغیره ARCH (وقفه ۱۰)	۱۰۴/۰۶	۰/۱۴۸	

توضیحات: \*در سطح یک درصد معنادار است. \*\*در سطح ۵ درصد معنادار است. \*\*\*در سطح ۱۰ درصد معنادار است. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب تخمین زده شده، هستند. مأخذ: یافته‌های تحقیق.



بخش (ب) جدول شماره ۶، نتایج تخمین معادلات واریانس شرطی بازار آتی و بازار نقدی، یعنی معادلات (۸) و (۹) را نشان می‌دهد. به‌طور کلی علامت ضرایب به‌دست آمده در معادلات واریانس مطابق با علامت‌های مورد انتظار است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضرایب مربوط به نوسانات گذشته در دو بازار که به ترتیب با  $\delta_{f,2}$  و  $\delta_{s,2}$  نشان داده شده است، از لحاظ آماری معنادار و از لحاظ عددی نیز مقادیر قابل توجهی هستند؛ موضوعی که از خوشه‌ای شدن نوسانات در دو بازار حکایت دارد. علاوه بر این، توان دوم بازدهی‌های گذشته نیز تأثیر مثبت و معناداری بر نوسانات کنونی دو بازار دارد (البته، در معادله مربوط به بازار آتی ضریب مربوط در سطح ۵ درصد معنادار است).

مهم‌ترین ضرایب معادلات واریانس شرطی تخمین زده شده، ضرایب  $\delta_{s,f}$  و  $\delta_{f,s}$  هستند که به ترتیب نشان‌دهنده تأثیر شوک‌های بازار نقدی بر نوسان شرطی بازار آتی و شوک‌های بازار آتی بر بازار نقدی هستند. به عبارت بهتر،  $\delta_{f,s}$  تأثیر شوک‌های رخ داده در بازار نقدی را به بازار آتی انتقال می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، شوک‌های بازار نقدی تأثیر مثبت و معناداری بر نوسان بازار آتی داشته، در حالی که نوسانات بازار آتی تأثیر معناداری بر بازار نقدی نداشته است. به عبارت بهتر، نوسانات بازار نقدی تنها از شوک‌های بازار نقدی متأثر بوده است، در حالی که بازار آتی به‌طور هم‌زمان از شوک‌های بازار آتی و شوک‌های بازار نقدی تأثیرپذیری داشته است. بنابراین، برخلاف نتایج به‌دست آمده در مطالعات نادعلی (۱۳۹۲ و ۱۳۹۳) و فکاری سردهایی و همکارانش (۱۳۹۳)، نتایج این بخش نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی، بازار آتی به نوسانات بازار نقدی دامن نزده است. نتایج مطالعه فکاری سردهایی و همکارانش (۱۳۹۳)، نشان می‌دهد که نوسانات بازار آتی و نقدی تأثیر متقابل بر همدیگر داشته‌اند، در حالی که در پژوهش حاضر شواهدی دال بر اینکه بازار آتی تأثیر مثبتی بر نوسانات بازار نقدی دارد، به‌دست نیامد.

بخش (ج) جدول شماره ۶، نتایج تخمین معادله همبستگی شرطی پویای بین دو بازار، یعنی معادله Q را نشان می‌دهد. یادآوری می‌شود، نتایج مدل CCC که در اینجا گزارش نشده، مشابه مدل DCC است؛ به‌طور مثال، در مدل CCC نیز نتایج مشابهی در خصوص

ضرایب تصحیح خطا و ارتباط بین واریانس شرطی دو بازار به دست می‌آید. در عین حال، مدل CCC از نظر آمارهای تشخیصی وضعیت به مراتب بهتری در مقایسه با مدل BEKK داشته است.

#### ۵- تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی سکه بر نوسانات بازار نقدی در ایران

در بخش قبلی تعاملات پویای بین بازار نقدی و آتی سکه از طریق رویکرد سرریز نوسانات بین دو بازار مورد بررسی قرار گرفت. در این بخش ارتباط قراردادهای آتی سکه طلا با نوسانات بازار آتی از منظر دیگری مورد بررسی قرار می‌گیرد. در اینجا پرسش این است که آیا به دنبال راه‌اندازی قراردادهای آتی سکه طلا نوسانات مشاهده شده در بازار نقدی در مقایسه با دوره قبل از آن افزایش یافته است؟ برای پاسخ به این پرسش، از رویکرد متغیرهای مجازی استفاده می‌شود. بدین منظور ابتدا یک مدل گارچ که شامل یک معادله میانگین و یک معادله واریانس شرطی برای بازدهی قیمت نقدی سکه است، تخمین زده می‌شود. سپس، برای نشان دادن تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی، یک متغیر مجازی در معادله واریانس شرطی گنجانده می‌شود. این متغیر برای دوره قبل از راه‌اندازی قرارداد آتی مقدار صفر و برای دوره بعد از راه‌اندازی آن، مقدار یک را اختیار می‌کند. مدل یادشده همان مدل مطالعه نادعلی (۱۳۹۳) است، اما این مدل از تورش خطای تصریح رنج می‌برد، زیرا همان‌طور که در بخش قبلی اشاره شد، به نظر می‌رسد تحریم‌های وضع شده علیه کشور مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر نوسانات بازار نقدی سکه و تشدیدکننده بی‌ثباتی‌های موجود در این بازار بوده است. برای رفع این مشکل یک متغیر مجازی دیگر برای نشان دادن و کنترل تأثیر تحریم‌های وضع شده بر نوسانات بازار نقدی در معادله واریانس شرطی مدل گنجانده می‌شود.

رویکرد به کار گرفته شده در این بخش از جهت فهم نوسانات بازار نقدی مکمل رویکرد سرریز نوسانات است. در بخش قبلی، نحوه سرایت تلاطم بین دو بازار مورد بررسی قرار گرفت. در این بخش نه تنها تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی بر نوسانات بازار نقدی مورد

بررسی قرار می‌گیرد، بلکه دلیل اصلی نوسانات این بازار نیز که همان تحریم‌های وضع شده بر کشور است، شناسایی می‌شود.

داده‌های مورد استفاده در این بخش همان داده‌های مطالعه نادعلی (۱۳۹۳) بوده که برای مطالعه دقیق‌تر تأثیر تحریم‌های وضع شده دوره زمانی مورد مطالعه افزایش یافته است. براساس این، دوره مطالعه از تیر ۱۳۸۵ تا آذر ۱۳۹۲ (که تاریخ توافق اولیه هسته‌ای بین ایران و کشورهای ۵+۱ است) در نظر گرفته شده است. نوسانات بازار آتی از این تاریخ به بعد، کاهش قابل ملاحظه‌ای نشان می‌دهد (نمودارهای شماره ۱ و ۲). بنابراین، اگر قراردادهای آتی به افزایش نوسانات بازار نقدی دامن زده باشد، باید شواهدی از این موضوع در طول دوره مورد بررسی یافت شود.

نادعلی (۱۳۹۳)، برای بررسی تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی بر بازار نقدی از مدل زیر استفاده کرده است:

$$R_t = \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 VIX_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (19)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}^2 + \Gamma df \quad (20)$$

که در آن،  $R_t$  نرخ بازدهی روزانه بازار معاملات نقد سکه طلا و  $R_{t-1}$  جانشینی برای میانگین  $R_t$  مشروط بر اطلاعات گذشته و  $VIX_t$  متغیری است که به‌طور غیرمستقیم منعکس‌کننده آثار بازارهای موازی بر بازار معاملات نقد سکه طلا است. بازدهی روزانه به صورت زیر محاسبه شده است:

$$R_t = \text{Log} \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \times 100 \quad (21)$$

$P_t$  قیمت دارایی در پایان روز  $t$  و  $P_{t-1}$  قیمت دارایی در پایان روز  $t-1$  است.

متغیر  $VIX_t$  که نشان‌دهنده بازدهی در بازارهای موازی سکه طلا، یعنی مجموع بازدهی نرخ ارز بازار آزاد و بازار جهانی طلا بوده، براساس قیمت پایانی معاملات روزانه ارز و طلای جهانی و با فرمول زیر محاسبه شده است:

$$VIX_t = R_{e_t} + R_{g_t} \quad (22)$$

$Re_t$  بازدهی ارزش بازار آزاد بوده که براساس قیمت پایانی معاملات روزانه نرخ ارزش در بازار و با فرمول زیر محاسبه شده است:

$$Re_t = \text{Log} \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \times 100 \quad (23)$$

$Rg_t$  بازدهی بازار جهانی طلا بوده که براساس قیمت پایانی معاملات روزانه هر انس طلا در بازار جهانی و با فرمول زیر محاسبه شده است:

$$Rg_t = \text{Log} \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \times 100 \quad (24)$$

در معادله نوسان شرطی (۲۰) نیز DF متغیر مجازی با دو مقدار صفر و یک است که مقدار صفر برای زمان قبل از معرفی قرارداد آتی سکه طلا و مقدار یک برای دوران پس از معرفی ابزار قراردادهای آتی سکه طلا است. این متغیر در واقع، برای بررسی تأثیر راهاندازی قراردادهای آتی بر بازار نقدی در معادله واریانس بازار نقدی وارد شده است.

اما با توجه به رخدادهایی که اقتصاد ایران طی چند سال گذشته تجربه کرده است، به نظر می‌رسد معادله (۲۰) به درستی تصریح نشده است. به عبارت بهتر، تحریم‌های وضع شده بر کشور تأثیر بارز و مشخصی بر نوسانات بازار نقدی داشته و این در حالی است که تأثیر این عامل در معادله موردنظر دیده نشده است. از نظر نویسندگان پژوهش حاضر وارد کردن این متغیر می‌تواند نتایج به دست آمده را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین، معادله (۳) به صورت زیر اصلاح می‌شود:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}^2 + \gamma DF + \delta DS \quad (25)$$

در معادله (۲۵) یک متغیر مجازی جدید DS که معرف تأثیر تحریم‌های وضع شده بر نوسان بازار نقدی بوده، به معادله نوسان شرطی اضافه شده است. تحریم‌های وضع شده علیه ایران با تحریم بانک مرکزی در تاریخ ۱۰ بهمن ۱۳۹۰ وارد فاز (گام) جدیدی شد و در نتیجه این موضوع، نوسانات زیادی در بازارهای مالی کشور رخ داد. بنابراین، برای نشان دادن تأثیر تحریم‌های وضع شده بر نوسانات بازار نقدی تاریخ موردنظر مبنای تعریف متغیر مجازی DS قرار می‌گیرد. براساس این، متغیر مجازی DS طوری تعریف شده است که قبل از تاریخ ۱۰ بهمن ۱۳۹۰ رقم صفر و بعد از آن، رقم یک را اختیار می‌کند. متغیرهای مجازی

DF و DS به ترتیب این امکان را فراهم می‌کنند تا اثر مثبت یا منفی معرفی معاملات قراردادهای آتی سکه طلا و تحریم‌ها بر بازار معاملات نقد طلا مورد بررسی قرار گیرند.

نادعلی در عین حال یک معادله گارچ میانگین نیز به شکل زیر برآورد کرده است:

$$R_t = \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 VIX_t + \theta h_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

با توجه به توضیحاتی که ارائه شد، در این مقاله، تأثیر تحریم‌های وضع شده بر نوسانات بازار نقدی نیز از طریق  $h_t$  بر معادله میانگین مورد بررسی قرار می‌گیرد.

اما گام نخست در برآورد مدل‌های یادشده بررسی مانایی متغیرهای مدل است. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر در جدول شماره ۷، نشان داده شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، فرض صفر نامانایی در سطوح مختلف معناداری رد می‌شود و بنابراین، می‌توان گفت، متغیرهای مدل مانا هستند.

جدول ۷- نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲

بررسی مانایی	آزمون با روند زمانی و عرض از مبدأ			ADF	متغیر
	۱۰٪	۵٪	۱٪		
در سطح مانا	-۳/۱۲۷	-۳/۴۱۲	-۳/۹۶۲	-۳۴/۳۹۷	R
در سطح مانا	-۳/۱۲۷	-۳/۴۱۲	-۳/۹۶۲	-۳۰/۹۰۳	Re
در سطح مانا	-۳/۱۲۷	-۳/۴۱۲	-۳/۹۶۲	-۴۴/۰۶۲	Rg

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

در جدول شماره ۸، نتایج حاصل از برآورد مدل  $GARCH(1,1)$  با در نظر گرفتن تأثیر تحریم‌های وضع شده بر نوسانات بازار نقدی، برای کل دوره مورد بررسی نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در صورت در نظر گرفتن تأثیر تحریم‌ها، نه تنها پارامتر  $\gamma$ ، یعنی ضریب متغیر مجازی تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی از لحاظ آماری کاملاً بی‌معناست (مقدار احتمال مربوط برابر  $0/730$  است)، بلکه علامت این پارامتر نیز منفی است. در عین حال، تحریم‌ها (پارامتر  $\delta$ ) تأثیر معنادار و مثبتی بر نوسان بازار نقدی داشته است (این ضریب در سطح اطمینان ۹۹ درصد نیز معنادار است). علاوه بر این، اندازه این پارامتر نیز قابل ملاحظه بوده و در مقایسه با اندازه ضریب مربوط به تأثیر راه‌اندازی قرارداد آتی، عدد

به مراتب بزرگ‌تری است. بنابراین، به‌طور خلاصه نه تنها معاملات قراردادهای آتی باعث افزایش نوسانات بازار نقدی نشده است، بلکه نتایج به‌دست آمده در این بخش نشان می‌دهد که راه‌اندازی این قراردادها تأثیری بر نوسانات بازار یادشده نیز نداشته است. علاوه بر این، نتایج این بخش ریشه اصلی نوسانات بازار نقدی را تحریم‌های وضع شده می‌داند.

جدول شماره ۹، نتایج حاصل از برآورد مدل  $GARCH-M(1,1)$  را با در نظر گرفتن تأثیر تحریم‌ها در دوره مورد بررسی نشان می‌دهد. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از برآورد مدل  $GARCH-M(1,1)$  مشابه نتایج برآورد مدل  $GARCH(1,1)$  است. اثر راه‌اندازی قرارداد آتی سکه بر معاملات بازار نقد این دارایی، از طریق پارامتر  $\gamma$  برای کل دوره مورد بررسی، اندازه‌گیری شده است. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، در صورت لحاظ تأثیر تحریم‌های وضع شده در معادله واریانس شرطی، آنگاه نه تنها علامت پارامتر نشان‌دهنده تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی منفی خواهد بود، بلکه در عین حال، به لحاظ آماری نیز کاملاً بی‌معناست. بنابراین، نتایج برآورد مدل  $GARCH-M(1,1)$  نیز حاکی از آن است که معاملات قرارداد آتی سکه طلا اثر مثبتی بر سطح نوسانات قیمت دارایی پایه (سکه طلا) در بازار معاملات نقد نداشته است. در عین حال، ضریب متغیر مجازی نشان‌دهنده اثر تحریم‌ها (پارامتر  $\delta$ ) از لحاظ آماری معنادار است و برآوردهای به‌دست آمده نشان می‌دهد که این متغیر تأثیر مثبتی بر نوسانات بازار نقدی داشته است.

جدول ۸- نتایج برآورد مدل  $GARCH(1,1)$  با در نظر گرفتن اثر تحریم‌ها بر بازار

نقدی سکه طلا (دوره زمانی: تیر ۱۳۸۵ تا آذر ۱۳۹۲)

$\delta$	$\Gamma$	$\alpha_2$	$\alpha_1$	$\alpha_0$	$\beta_2$	$\beta_1$	دوره زمانی/ ضرایب
۰/۳۲۰	-۰/۰۰۱	۰/۷۸۳	۰/۱۸۲	۰/۰۵۷	۰/۰۸۶	۰/۱۳۹	
(۰/۰۳۰)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۲۵)	کل دوره
							ضریب تعیین (درصد) ۶/۵
							تابع آزمون ARCH ۰/۳۳
							احتمال مربوط ۰/۵۷

توضیح: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب مربوط است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

جدول ۹- نتایج برآورد GARCH-M(1,1) با در نظر گرفتن اثر تحریم‌ها بر بازار نقدی سکه طلا (دوره زمانی: تیر ۱۳۸۵ تا آذر ۱۳۹۲)

$\delta$	$\gamma$	$\theta$	$\alpha_2$	$\alpha_1$	$\alpha_0$	$\beta_2$	$\beta_1$	دوره زمانی/ ضرایب
۰/۳۲۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۷۸۲	۰/۱۸۲	۰/۰۵۷	۰/۰۸۶	۰/۱۳۹	کل دوره
(۰/۰۳۰)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۲۵)	
ضریب تعیین (درصد) ۶/۳								
تابع آزمون ARCH ۰/۳۶ احتمال مربوط ۰/۵۵								

توضیح: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب مربوط است.  
 مأخذ: یافته‌های تحقیق.

#### ۶- تحلیل سرریز نوسانات در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲

همان‌طور که قبلاً اشاره شد در این پژوهش، سرریز نوسانات بین بازار نقدی و آتی تنها در دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ که دوره بازگشت ثبات و آرامش به بازار است، مورد بررسی قرار گرفت. برای رسیدن به پاسخی قطعی در خصوص تأثیر نوسانات بازار آتی بر بازار نقدی لازم است ارتباط بین این دو بازار در فاصله سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ که اقتصاد ایران نوسانات بی‌سابقه‌ای را تجربه کرد، مورد مطالعه قرار گیرد که متأسفانه در این پژوهش امکان بررسی این موضوع به دلایل بیان شده فراهم نشد. به عبارت دیگر، اگر قرار است بازار آتی تأثیری بر نوسانات بازار نقدی داشته باشد، این موضوع به احتمال قوی در دوره‌هایی که بازار با تلاطم بالایی مواجه است، نمایان می‌شود. یکی از دلایل اصلی ناتوانی محققان پژوهش حاضر در بررسی ارتباط نوسانات بازار آتی و نقدی در این دوره، وجود دامنه نوسان مجاز قیمت در بازار آتی بوده که مانع حرکت آزاد قیمت‌ها در این بازار شده است.

اما به‌رغم این موضوع، یعنی به‌رغم وجود عوامل بازدارنده‌ای که در این دوره مانع حرکت آزادانه قیمت‌های آتی در مقایسه با بازار نقدی شده‌اند، احتمال اینکه معاملات قراردادهای آتی طی دوره یادشده باعث افزایش نوسانات بازار نقدی شده باشد، بنابه دلایلی که بیان می‌شود، اندک به نظر می‌رسد.

نخست اینکه همان‌طور که در بخش اول این مقاله مشاهده شد، نتایج مدل گارچ ساده (که در آن اثر تحریم‌ها بر بازار نقدی بررسی شده است) بیان‌کننده آن است که افزایش نوسانات بازار نقدی در کل دوره مورد بررسی و در نتیجه، دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲، نه به علت معاملات قراردادهای آتی، بلکه به دلیل بخشی از نوساناتی است که اقتصاد ایران به دلایلی مانند وضع تحریم‌های هوشمند غرب علیه برنامه صلح‌آمیز هسته‌ای کشور تجربه کرد. ضریب تأثیر‌گذاری تحریم‌های وضع شده بر نوسانات بازار نقدی ۰/۳۲۰ بوده (جدول شماره ۸) که عدد قابل ملاحظه‌ای است. دوم آنکه بازار قرارداد آتی در مقایسه بازار نقدی از حجم و اندازه کوچک‌تری برخوردار است و بنابراین، امکان اینکه شوک‌های این بازار به نوسانات بازار نقدی دامن زده باشد، بسیار پایین است. به عبارت دیگر، با توجه به قدمت بسیار زیاد بازار نقدی و آشنایی عموم جامعه با معاملات نقدی سکه و در عین حال، با در نظر گرفتن این موضوع که بازار آتی سکه عمر چندانی ندارد، دستیابی به چنین نتایجی چندان دور از انتظار و عجیب نیست. بازار آتی کشور به‌طور عموم به فعالان بازار مالی و افرادی که از دانش مالی و دانشگاهی برخوردارند، محدود شده و این در حالی است که فعالان بازار نقدی گستره وسیع‌تری را دربر می‌گیرد؛ به‌طور مثال، در حال حاضر، تعداد کدهای فعال بازار آتی سکه ۴۹۴۰ کد است که به نظر نمی‌رسد رقم چندانی در مقایسه با بازار نقدی کشور باشد. بازار نقدی سکه از یک گستره جغرافیایی به‌اندازه کل کشور برخوردار است. سوم، نتایج مدل DCC-GARCH-VECM نشان می‌دهد که در دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ در صورت انحراف از رابطه بلندمدت بین بازار نقدی و بازار آتی، این بازار آتی است که نسبت به آن واکنش نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، کشف قیمت سکه طلا در بازار نقد (و نه بازار آتی) صورت می‌گیرد. این موضوع بدان معناست که در صورت ورود اطلاعات جدید، ابتدا بازار نقد و سپس، بازار آتی به آن واکنش نشان می‌دهد. برای دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ نیز نتایج مشابهی به‌دست می‌آید<sup>۱</sup>. بدین معنا که کشف قیمت در این دوره نیز در بازار نقدی صورت گرفته است. بنابراین، امکان اینکه نوسانات از بازاری که در آن کشف قیمت صورت نمی‌گیرد

۱- نتایج این قسمت از مطالعه در این بخش گزارش نشده و در صورت درخواست، قابل ارایه است.



(بازار آتی) به بازار مقابل که در آن کشف قیمت صورت می‌گیرد (بازار نقدی) حرکت کند، هرچند از لحاظ نظری غیرممکن نیست، اما دور از انتظار است و بالاخره چهارم آنکه اگر به فرض، علت افزایش قیمت نقدی سکه در این دوره، نوسانات بازار آتی بوده است، پس علت افزایش قیمت بسیاری از کالاهای دیگر که از قرارداد آتی برخوردار نبوده‌اند چه چیزی بوده است؟ به عبارت دیگر، همان‌طور که در استدلال اول اشاره شد، عامل افزایش نوسانات بازار نقدی، نه بازار آتی، بلکه شرایط خاص اقتصاد ایران در این دوره بوده که کل کشور را تحت تأثیر قرار داده است. شرایطی که به نظر می‌رسد به نوعی تداعی‌کننده ریسک سیستماتیک کل بازار است که در آن راه فراری وجود ندارد.

#### ۷- نتیجه‌گیری

در این مقاله، تأثیر قراردادهای آتی سکه طلا بر نوسانات بازار نقدی این دارایی مورد بررسی قرار گرفت. تعامل بین بازار نقدی و آتی، به خصوص از منظر نوسانات بین دو بازار همواره از موضوع‌های مهمی بوده که از زمان راه‌اندازی این بازار در کشور مورد توجه قرار داشته است. این موضوع، به خصوص بعد از نوسانات بی‌سابقه قیمت سکه طی سال‌های گذشته یک بار دیگر به صورت جدی مورد توجه سیاست‌گذاران، فعالان و محافل دانشگاهی قرار گرفته است.

در این پژوهش، از دو رویکرد متفاوت، اما مکمل برای بررسی ارتباط بین بازار نقدی و آتی سکه طلا در ایران بهره گرفته شد: رویکرد سرریز نوسانات بین دو بازار و رویکرد متغیرهای مجازی. برای بررسی نحوه انتقال نوسانات بین این دو بازار، مدل DCC-GARCH-VECM به کار گرفته شد. همچنین برای بررسی تأثیر راه‌اندازی قراردادهای آتی (رویکرد دوم) بر نوسانات بازار نقدی از مدل GARCH(1,1) و برای اطمینان از نتایج حاصل، از مدل GARCH-M(1,1) استفاده شد. علاوه بر این، برای رسیدن به درک درستی از تحولات بازار نقدی سکه طی سال‌های گذشته، تأثیر وضع تحریم‌ها علیه بانک مرکزی بر نوسانات این بازار نیز از این طریق مورد آزمون قرار گرفت. این روش‌شناسی نه تنها نحوه

انتقال نوسانات بین دو بازار را آشکار می‌کند (رویکرد اول)، بلکه ریشه اصلی نوسانات شکل گرفته در بازار نقدی را نیز شناسایی می‌کند (رویکرد دوم).

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که سرریز نوسانات از بازار نقدی به سمت بازار آتی است. علاوه بر این، تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که راه‌اندازی قراردادهای آتی سکه طلا تأثیری بر نوسانات بازار نقد آن نداشته است. در عین حال، تحریم‌های مرتبط با برنامه صلح آمیز هسته‌ای ایران به افزایش نوسانات در بازار نقدی سکه دامن زده است. نتایج به دست آمده با واقعیت‌های بازار سکه و همچنین تغییر و تحولات اقتصاد ایران طی سال‌های گذشته مطابقت دارد. بازار آتی سکه که در مراحل اولیه رشد و توسعه خود قرار دارد در مقایسه با بازار نقدی با وسعتی به اندازه مرزهای جغرافیایی کشور، از حوزه نفوذ و اندازه به مراتب کمتری برخوردار است. بنابراین، احتمال اینکه نوسانات بازار آتی به نوسانات بازار نقدی دامن زده باشد، ضعیف است. در عین حال، نباید فراموش کرد که فضای اقتصادی کشور طی سال‌های گذشته تحت تأثیر شوک‌های متعددی قرار گرفته و نوسانات بازار نقدی، انعکاسی از این واقعیت بزرگ است.

## منابع

- آنکتاد (۱۳۹۳)، آثار توسعه‌ای بورس‌های کالایی در بازارهای نوظهور، ترجمه شرکت بورس کالای ایران، انتشارات مهر نوروز، تهران، ۴۱۶ صفحه.
- حسینیون، نیلوفر سادات، مهدی بهنام و تقی ابراهیمی سالاری (۱۳۹۵)، «بررسی انتقال تلاطم نرخ بازده بین بازارهای سهام، طلا و ارز در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، دوره ۲۱، شماره ۶۶، صص ۱۵۰-۱۲۳.
- عزیزنژاد، صمد (۱۳۹۰)، «ریشه‌ها، پیامدها و راهکارهای مقابله با افزایش ناگهانی قیمت طلا در ایران»، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دفتر مطالعات اقتصادی، گزارش پژوهشی شماره ۱۲۲۳۰.
- فکاری سردهایی، بهزاد، اکبر میرزاپور، علی صیامی و مصطفی کجوری (۱۳۹۲)، «بررسی ارتباط قیمت بازار آتی و نقدی سکه طلای ایران»، فصلنامه علمی - پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال هفتم، شماره ۲۲، تابستان، صص ۱۰۷-۹۳.
- نادعلی، محمد (۱۳۹۲)، «بررسی راه‌اندازی بازار آتی سکه طلا و تبعات آن بر اقتصاد کشور»، فصلنامه روند، شماره‌های ۶۳ و ۶۴، پاییز و زمستان، صص ۱۶۸-۱۴۱.
- نادعلی، محمد (۱۳۹۳)، «بررسی آثار نوسانی بازار آتی سکه طلا بر بازار نقدی آن در ایران»، فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال سوم، شماره ۸، بهار، صص ۷۶-۵۶.
- Antoniou, A., and Holmes, P. (1995), "Futures Trading, Information and Spot Price Volatility: Evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH", *Journal of Banking & Finance*, vol. 19, no. 1, pp. 117-129.
- Antoniou, A., Holmes, P., and Priestley, R. (1998), "The Effects of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility: An Analysis of the Asymmetric Response of Volatility to News (Digest Summary)", *Journal of Futures Markets*, vol. 18, no. 2, pp. 151-66.
- Bohi, M. T., & Stephan. (2013), Does Futures Speculation Destabilize Spot Prices? New Evidence for Commodity Markets. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 45(4), 595-616.
- Bollerslev, T. (1990), "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized ARCH Model", *The Review of Economics and Statistics*, pp. 498-505.

- Bologna, P., and Cavallo, L. (2002), "Does the Introduction of Stock Index Futures Effectively Reduce Stock Market Volatility? Is the 'futures Effect' immediate? Evidence from the Italian Stock Exchange Using GARCH", *Applied Financial Economics*, vol. 12, no. 3, 183-192.
- Chatrath A., Ramchander, S. and Song, F. (1996), "The Role of Futures Trading Activity in Exchange Rate Volatility", *Journal of Futures Markets*, vol.16, no. 3-4, pp. 561-84.
- Cheng, I. H., and Xiong, W. (2013), *The Financialization of Commodity Markets* (No. w19642). National Bureau of Economic Research.
- Cox, C. C. (1976), "Futures Trading and Market Information", *The Journal of Political Economy*, pp. 1215-1237.
- Drimbetas, E., Sariannidis, N., and Porfiris, N. (2007), "The Effect of Derivatives Trading on Volatility of the Underlying Asset: Evidence from the Greek Stock Market", *Applied Financial Economics*, vol. 17, no. 2, pp. 139-148.
- Edwards, F. R. (1988), "Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility?", *Financial Analysts Journal*, vol. 44, no. 1, pp. 63-69.
- Figlewski, S. (1981), "Futures Trading and Volatility in the GNMA Market", *Journal of Finance*, pp. 445-456.
- Engle, R. F., and Kroner, K. F. (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric theory*, vol. 11, no. 1, pp. 122-150.
- Harris, L. (1989), "S&P 500 Cash Stock Price Volatilities", *The Journal of Finance*, vol. 44, no. 5, pp. 1155-1175.
- Holmes, P. (1996), "Spot Price Volatility, Information and Futures Trading: Evidence from a Thinly Traded Market", *Applied Economics Letters*, vol. 3, no. 1, pp. 63-66.
- Jochum, C., and Kodres, L. (1998), "Does the Introduction of Futures on Emerging Market Currencies Destabilize the Underlying Currencies?", *Staff Papers-International Monetary Fund*, pp. 486-521.
- Lean, H. H., McAleer, M., and Wong, W. K. (2010), "Market Efficiency of Oil Spot and Futures: A Mean-Variance and Stochastic Dominance Approach", *Energy Economics*, vol. 32, no. 5, pp. 979-986.
- Masters, M. W. (2008), Testimony of Michael W. Masters before the Committee on Homeland Security and Governmental Affairs—United States Senate, May 20, 2008.
- McCarthy, J., and Najand, M. (1993), "State Space Modeling of Price and Volume Dependence: Evidence from Currency Futures", *Journal of Futures Markets*, vol. 13, no. 4, pp. 335-344.
- Oduncu, A. (2011), "The Effects of Currency Futures Trading on Turkish Currency Market", *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, vol. 5, no. 1, pp. 97-109.

- Posner, E. A., and Weyl, E. G. (2013), "Benefit-cost Analysis for Inancial Regulation", *American Economic Review*, vol. 103, no. 3.
- Powers, M. J. (1970), "Does Futures Trading Reduce Price Fluctuations in the Cash Markets?", *The American Economic Review*, pp. 460-464.
- Rong, C., & Zhen-long, Z. (2008), Unbiased Estimation, Price Discovery, and Market Efficiency: Futures Prices and Spot Prices. *Systems Engineering- Theory & Practice*, 28(8), 2-11.
- Sahu, D. (2012), "Dynamics of Currency Futures Trading and Underlying Exchange Rate Volatility in India", *Research Journal of Finance and Accounting*, vol. 3, no. 7.
- Schwarz, T. V., and Laatsch, F. E. (1991), "Dynamic Efficiency and Price Leadership in Stock Index Cash and Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, vol. 11, no. 6, pp. 669-683.
- Silvennoinen, A., and Teräsvirta, T. (2007), "Modeling Multivariate Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with the Double Smooth Transition Conditional Correlation GARCH Model", *Journal of Financial Econometrics*, vol. 7, no. 4, pp. 373-411.
- Sockin, M., & Xiong, W. (2011), Informational Frictions and Commodity Markets. 1-40.
- Sriram, M., & Senthil, M. (2015), Market Efficiency and Volatility Spill over in Spot & Futures Currency Market (w.r.tv \$ and Rupee). *International Journal of Management Excellence*, 1(3), 45-53.
- Stoll, H. R., and Whaley, R. E. (1988), "Volatility and Futures: Message Versus Messenger", *The Journal of Portfolio Management*, vol. 14, no. 2, pp. 20-22.
- Stein, J. C. (1987), "Informational externalities and Welfare-Reducing Speculation", *The Journal of Political Economy*, pp. 1123-1145.
- Zhong, M., Darrat, A. F. and Otero, R. (2004), "Price Discovery and Volatility Spillovers in Index Futures Markets: Some Evidence from Mexico", *Journal of Banking & Finance*, vol. 28, no. 12, pp. 3037-3054.