

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه طلا در ایران

احمد محمدی*، زینب سواری** و خالد احمدزاده***

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۲۷

چکیده

هدف از نگارش این مقاله پاسخ به این سوال است که آیا قراردادهای آتی سکه طلا در ایران به یکی از کارکردهای اصلی خود، یعنی کشف قیمت دست یافته است یا خیر. برای بررسی این موضوع از آزمون‌های علیت خطی و غیرخطی میان بازار نقدی و آتی سکه، سرریز نوسانات میان دو بازار و سهم هر بازار از فرآیند کشف قیمت بهره گرفته شده است. داده‌های مورد استفاده در این مقاله شامل دو بازه زمانی ۱۰ مرداد ۱۳۹۰ تا ۳ آذرماه ۱۳۹۲ و ۴ آذرماه ۱۳۹۲ تا ۲۵ تیرماه ۱۳۹۴ است که به ترتیب شامل دوره نوسانات بازار سکه و دوره بازگشت آرامش به این بازار است. نتایج نشان می‌دهد که علیت از بازار نقدی به سمت بازار آتی، سرریز نوسانات از بازار نقدی به آتی و کشف قیمت بیشتر در بازار نقدی صورت می‌گیرد. بنابراین کارکرد کشف قیمت مورد انتظار برای قراردادهای آتی سکه در ایران تحقیق نیافته است. با توجه به کوچک بودن بازار آتی در مقایسه با بازار نقدی، نتایج به دست آمده با واقعیت‌های اقتصادی ایران همخوانی دارد.

طبقه‌بندی JEL: C14, C51, G13, G14, Q02

کلیدواژه‌ها: قرارداد آتی، کشف قیمت، علیت خطی و غیرخطی، سرریز نوسانات، مدل
DCC-GARCH-VECM

* استادیار اقتصاد دانشگاه کردستان، نویسنده مسؤل، پست الکترونیکی: ah.mohammadi@uok.ac.ir

** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه کردستان، پست الکترونیکی: nashmil.savari@yahoo.com

*** استادیار اقتصاد دانشگاه کردستان، پست الکترونیکی: kh.ahmadzadeh@uok.ac.ir

۱- مقدمه

قراردادهای آتی^۱ با فراهم آوردن امکان تعامل هر چه بهتر میان نیروهای عرضه و تقاضا نقش بسیار مهمی در فرآیند کشف قیمت^۲ و در نتیجه سازمان‌دهی فعالیت‌های اقتصادی ایفا می‌کنند^۳ (سیلبر^۴، ۱۹۸۳ و گاریید و سیلبر^۵، ۱۹۸۱).

کارکرد فرآیند کشف قیمت قراردادهای آتی به این موضوع اشاره دارد که فعالان بازارهای نقدی از قیمت‌های آتی به منظور قیمت‌گذاری معاملات نقدی استفاده می‌کنند (ورکینگ^۶، ۱۹۸۴ و آنکتاد، ۱۳۹۳). در نتیجه انتظار می‌رود این کارکرد به افزایش کارایی بازار نقدی^۷ کمک کند (آنکتاد، ۱۳۹۳).

مطالعات تجربی زیادی در خصوص امکان فرآیند کشف قیمت در بازارهای آتی انجام گرفته است. نتایج بسیاری از تحقیقات نشان می‌دهد که بازار آتی به دلیل داشتن مزیت‌هایی نظیر هزینه‌های معاملاتی پایین، سهولت انجام معاملات و بهره‌مندی از خاصیت اهرمی در انجام معاملات در مقایسه با بازار نقدی سریع‌تر به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهد، بنابراین علیت گرنجری بازار نقدی است. به عبارت بهتر، اطلاعات جدید ابتدا در قیمت بازار آتی، سپس در قیمت نقدی نمایان شده و در نتیجه فرآیند کشف قیمت در بازار آتی انجام می‌گیرد.

از جمله تحقیقات صورت گرفته در این زمینه می‌توان به مطالعات گاریید و سیلبر (۱۹۸۳)، شوارز و سزاکاماری^۸ (۱۹۹۴)، سهگل و همکاران^۹ (۲۰۱۲)، جوزف و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۴) اشاره کرد. در این زمینه به ویژه مطالعه آنکتاد (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که راه‌اندازی قراردادهای آتی در کشورهای در حال توسعه چین، هند، مالزی، برزیل و آفریقای جنوبی به بهبود قیمت‌گذاری در بازار نقدی کمک شایانی کرده است.

1- Futures Contract

2- Price Discovery

۳- مهم‌ترین کارکرد قراردادهای آتی مدیریت ریسک است که موضوع بحث این مقاله نیست.

4- Silber

5- Garbade and Silber

6- Working

7- Spot Price

8- Schwarz and Szakmary

9- Sehgal and *et al.*

10- Joseph and *et al.*

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۲۷

گروه دیگری از مطالعات عکس این موضوع را نشان می‌دهند و نتایج آن‌ها بیانگر آن است که کشف قیمت در بازار نقدی انجام می‌گیرد (کوئن^۱، ۱۹۹۲) و نتایج دسته دیگری از مطالعات حاکی از آن است که ارتباط دوطرفه متقابلی میان این بازارها وجود دارد که در این زمینه می‌توان به مطالعات سیلواپوله و موسا^۲ (۱۹۹۹)، بکیروس و دیکس^۳ (۲۰۰۸) و لین و همکاران^۴ (۲۰۱۰) اشاره کرد.

از زمان راه‌اندازی بازار معاملات قراردادهای آتی سکه بهار آزادی طرح امام خمینی (ره) در ایران در سال ۱۳۸۷، نحوه تعامل این بازار با بازار نقدی یکی از دغدغه‌های مهم پژوهشگران و صاحب‌نظران اقتصادی بوده و در همین راستا مطالعات متعددی در زمینه امکان فرآیند کشف قیمت در بازار معاملات آتی انجام گرفته است. از سوالات مهمی که در این خصوص مطرح شده آن است که آیا راه‌اندازی قراردادهای آتی توانسته به کارکرد کشف قیمت دست یابد؟

احمدپور و نیک‌زاد (۱۳۹۰) ارتباط بازار آتی و نقدی سکه طلا در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۸ را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که قیمت‌های آتی علیت گرنجری قیمت‌های نقدی بوده و در نتیجه کشف قیمت در بازار آتی انجام می‌گیرد. فکاری سردهایی و همکاران (۱۳۹۲) نیز به نتیجه مشابهی در این زمینه دست یافته‌اند. نتایج مطالعه این محققان که برای دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۱ انجام گرفته، حاکی از آن است که بازار آتی هدایت‌کننده بازار نقدی است.

با مرور تحقیقات انجام شده در زمینه ارتباط بازار نقدی و آتی در ایران، کاستی‌هایی مشاهده می‌شود، از جمله:

نخست آنکه در دو مطالعه انجام گرفته از قیمت‌های روزانه نقدی و آتی سکه استفاده شده، این در حالی است که انطباق زمانی دقیقی میان آن‌ها وجود ندارد. به عبارت دیگر، در این مطالعات برای قیمت‌های آتی از قیمت‌های تسویه بازار که میانگینی از قیمت آتی سکه در طول روز است، استفاده شده در حالی که قیمت‌های نقدی، قیمت‌های روزانه ساعت ۱۱

1- Quan

2- Silvapulle and Moosa

3- Bekiros and Diks

4- Lean and *et al.*

صبح است. در این حالت با توجه به وجود شکاف زمانی میان قیمت‌های بازار نقدی و آتی، نتایج به دست آمده از تحلیل‌های علیت گرنجری تورش‌دار خواهند بود. دوم، در این مطالعات از مدل‌های *VECM* برای بررسی رابطه علیت میان قیمت‌های روزانه نقدی و آتی سکه استفاده شده، این در حالی است که مدل‌های برآورد شده به احتمال قوی با مشکل ناهمسانی واریانس میان جملات خطا - که در بازارهای مالی پدیده رایجی است - مواجه است. در این حالت نتایج آزمون‌های علیت گرنجری از روایی مناسبی برای استنتاج آماری برخوردار نیست (ویلاسوس^۱، ۲۰۰۱).

سوم، در مطالعات یاد شده برای بررسی رابطه علی میان بازار نقدی و آتی سکه از آزمون علیت گرنجری خطی استفاده شده است در حالی که شواهد موجود از وجود ساختار غیرخطی میان قیمت‌های آتی و نقدی حکایت دارد (بکیروس و دیکس، ۲۰۰۸). در صورتی که متغیرها رفتار غیرخطی از خود نشان دهند همانطور که بک و بروک^۲ (۱۹۹۲) نشان داده‌اند این احتمال وجود دارد که آزمون خطی علیت گرنجری از کشف روابط علی میان متغیرها ناتوان بماند. بنابراین برای درک بهتر ارتباط موجود لازم است که از آزمون‌های علیت غیرخطی استفاده شود.

چهارم، هیچ‌کدام از پژوهش‌های انجام شده، دوره ثبات بازار سکه بعد از نوسانات شدید سال ۱۳۹۱ که در آن حجم معاملات قراردادهای آتی کاهش قابل ملاحظه‌ای تجربه کرده است را مورد پوشش و بررسی قرار نداده‌اند، این در حالی است که بررسی این دوره ممکن است حقایق بهتری را از ماهیت ارتباط بازار نقدی و آتی سکه طلا در طول زمان آشکار سازد.

پنجم و به نوعی مهم‌ترین نقد وارده به این مطالعات وارد است آن است که در ظاهر نتایج به دست 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 دارد و بازار به مراتب کوچک‌تری است. بنابراین درک شهودی این نکته که کشف قیمت سکه در بازار آتی صورت گیرد، مشکل و سخت می‌نماید.

1- Vilasuso

2- Baek and Brock

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۲۹

در این مقاله تلاش می‌شود با استفاده از قیمت‌های پایانی بازار نقدی و آتی و بهره‌گیری از آزمون‌های علیت غیرخطی و خطی، تجزیه و تحلیل دقیقی از تعامل میان بازار آتی و نقدی سکه و چگونگی کشف قیمت این دارایی پایه انجام گیرد.

در مطالعه حاضر همچنین ارتباط میان این دو بازار هم در دوره تلاطم و هم در دوره ثبات بازار سکه در ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و در عین حال نتایج به دست آمده با واقعیت‌های بازار ایران مقایسه شده است. در مطالعه حاضر از روش‌های دیگری (سرریز نوسانات میان دو بازار و سهم هر بازار از فرآیند کشف قیمت) نیز به منظور بررسی امکان کشف قیمت در بازار آتی استفاده شده است.

به‌طور خلاصه نتایج به دست آمده در این مطالعه حاکی از آن است که برخلاف مطالعاتی که تاکنون انجام گرفته است، کشف قیمت در بازار نقدی سکه انجام می‌گیرد و این بازار نقش مسلط را در این زمینه ایفا می‌کند. همان‌طور که مشاهده خواهد شد این نتایج با مشخصات کنونی بازار سکه در ایران همخوانی و سازگاری دارد.

نتایج به دست آمده در این مقاله، دلالت‌های سیاستی بسیار مهمی برای سیاستگذاران بازارهای مالی و کالایی و نهاد ناظر بازارهای مالی ایران در زمینه نحوه تعامل با این بازار نوپا و نظارت دقیق بر آن خواهد داشت و به دست‌اندرکاران قراردادهای آتی در جهت شناسایی نقاط ضعف و قوت این بازار و توجه به آن در راستای اهداف سازمانی خود کمک خواهد کرد. علاوه بر این، تجزیه و تحلیل این موضوع به فعالان بازارهای مالی در اتخاذ تصمیمات بهتر در خصوص سرمایه‌گذاری در قراردادهای آتی کمک خواهد کرد.

ساختار مقاله در ادامه به این صورت است: در بخش دوم به مبانی نظری آزمون غیرخطی علیت گرنجری پرداخته می‌شود. با توجه به اینکه در کتاب‌های اقتصادسنجی مرسوم نحوه انجام آزمون علیت خطی توضیح داده شده است در اینجا از توضیح مجدد آن خودداری شده است. در بخش سوم، روش تحقیق، داده‌های مورد استفاده و مدل‌های برآورد شده ارائه خواهد شد. در بخش چهارم، نتایج تجزیه و تحلیل امکان کشف قیمت در بازار آتی (و نقدی) سکه در ایران گزارش می‌شود. در بخش چهارم، تجزیه و تحلیل نتایج به دست آمده و جمع‌بندی مطالب صورت خواهد گرفت.

۲- آزمون علیت غیرخطی

یکی از نقاط ضعف اساسی آزمون علیت گرنجری خطی آن است که این آزمون توانایی شناسایی روابط غیرخطی میان متغیرها را ندارد. این موضوع در حالی است که برخی از متغیرها در بازار مالی رفتار غیرخطی از خود نشان می‌دهند. با توجه به این موضوع، مطالعات قابل ملاحظه‌ای برای طراحی آزمون‌های مناسب جهت کشف روابط غیرخطی میان متغیرها انجام شده است. در این رابطه همیسترا و جونز^۱ (۱۹۹۴) براساس کارهای بک و بروک (۱۹۹۲) یک روش ناپارامتریک آماری برای مطالعه روابط غیرخطی میان سری‌های زمانی پیشنهاد کرده‌اند. کلیات روش پیشنهادی این محققان به این شرح ذیل است: دو سری زمانی اکیدا مانا و به صورت ضعیف وابسته X_t و Y_t را در نظر بگیرید. طبق تعریف سه معادله (۱)، (۲) و (۳) را خواهیم داشت.

$$X_t^m = (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+m-1}) \quad m = 1, 2, \dots \quad t = 1, 2, \dots \quad (1)$$

$$X_{t-L_x}^{L_x} = (X_{t-L_x}, X_{t-L_x+1}, \dots, X_{t-1}) \quad L_x = 1, 2, \dots \quad t = L_x + 1, L_x + 2, \dots \quad (2)$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} = (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, \dots, Y_{t-1}) \quad L_y = 1, 2, \dots \quad t = L_y + 1, L_y + 2, \dots \quad (3)$$

که X_t^m نشان‌دهنده بردار هادی m مولفه‌ای، $X_{t-L_x}^{L_x}$ نشان‌دهنده بردار وقفه‌ای L_x مولفه‌ای و $Y_{t-L_y}^{L_y}$ نشان‌دهنده بردار وقفه‌ای L_y مولفه‌ای است. با فرض معلوم بودن اندازه پارامترهای $m, L_x, L_y > 1$ و همچنین پارامتر دلخواه $e > 0$ ، آنگاه Y علیت X نیست اگر (معادله (۴)):

$$\Pr(X_t^m - X_s^m < e | X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} < e, Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y} < e) = \quad (4)$$

$$\Pr(X_t^m - X_s^m < e | X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x} < e)$$

که در آن $Pr(0)$ نشان‌دهنده احتمال و $\| \cdot \|$ نشان‌دهنده نرم (فاصله) حداکثری^۲ است.

1- Hiemstra and Jones

۲- نرم حداکثری برای یک بردار دلخواه مانند $X = (X_1, X_2, \dots, X_k) \in \mathcal{R}^k$ به صورت $\max(X_i), i = 1, 2, \dots, k$ تعریف می‌شود.

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۳۱

سمت چپ معادله (۴) یک احتمال شرطی است؛ احتمال شرطی قرار گرفتن دو بردار هادی دلخواه X_t^m و X_s^m (به طول m) در فاصله‌ای به اندازه حداکثر e از یکدیگر به شرط آنکه بردارهای وقفه‌ای متناظرشان، یعنی X_{t-Lx}^{Lx} و X_{s-Lx}^{Lx} (به طول Lx) و بردارهای وقفه‌ای Y_{t-Ly}^{Ly} و Y_{s-Ly}^{Ly} (به طول Ly) در فاصله‌ای به اندازه حداکثر e از همدیگر قرار داشته باشند.

عبارت سمت راست معادله (۴) نیز احتمالی شرطی است؛ احتمال شرطی قرار گرفتن دو بردار هادی X_t^m و X_s^m (به طول m) در یک فاصله به اندازه حداکثر e از همدیگر به شرط آنکه بردارهای وقفه‌ای متناظرشان، یعنی X_{t-Lx}^{Lx} و X_{s-Lx}^{Lx} (به طول Lx) در یک فاصله به اندازه حداکثر e از همدیگر قرار داشته باشند.

از لحاظ شهودی، معادله (۴) به معنای آن است که اگر Y علیت X نباشد، آنگاه برای محاسبه احتمال اینکه فاصله میان دو بردار دلخواه از مقادیر این دو متغیر در آینده در فاصله e از همدیگر قرار گیرند، فرقی نمی‌کند که این احتمال مشروط به مقادیر گذشته دو متغیر باشد و یا اینکه مشروط بر مقادیر گذشته متغیر X بیان شود؛ در هر دو حالت نتیجه یکسان خواهد بود (فرانسیس و همکاران، ۲۰۱۰).

برای آزمون معادله (۴) لازم است که توابع احتمال مشترک به صورت نسبت‌های متناظر آن‌ها از احتمالات مشترک^۲ بیان شود. در این صورت معادله (۴) را می‌توان به صورت معادله (۵) باز نویسی کرد.

$$\frac{C_1(m+Lx, Ly, e)}{C_1(Lx, Ly, e)} = \frac{C_2(m+Lx, e)}{C_2(Lx, e)} \quad (5)$$

در اینجا احتمالات مشترک به صورت معادله‌های (۶) تا (۹) تعریف می‌شود:

$$C_1(m+Lx, Ly, e) = Pr(X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx} < e, Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly} < e) \quad (6)$$

$$C_1(Lx, Ly, e) = Pr(X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx} < e, Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly} < e) \quad (7)$$

$$C_2(m+Lx, e) = Pr(X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx} < e) \quad (8)$$

$$C_2(Lx, e) = Pr(X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx} < e) \quad (9)$$

1- Francis and *et al.*

2- Ccorresponding Ratios of Joint Probabilities

در مرحله بعد با استفاده از برآوردگر انتگرال همبستگی^۱، احتمالات مشترک را می توان به صورت معادله های (۱۰) تا (۱۳) بیان کرد.

$$C_1(m+Lx, Ly, e, n) = \frac{1}{n(n-1)} \sum \sum I(X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}, e) . I(Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}, e) \quad (10)$$

$$C_r(Lx, Ly, e, n) = \frac{1}{n(n-1)} \sum \sum I(X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}, e) . I(Y_{t-Ly}^{Ly} - Y_{s-Ly}^{Ly}, e) \quad (11)$$

$$C_r(m+Lx, e, n) = \frac{1}{n(n-1)} \sum \sum I(X_{t-Lx}^{m+Lx} - X_{s-Lx}^{m+Lx}, e) \quad (12)$$

$$C_r(Lx, e, n) = \frac{1}{n(n-1)} \sum \sum I(X_{t-Lx}^{Lx} - X_{s-Lx}^{Lx}, e)$$

$$t, s = \max(Lx, Ly) + 1, \dots, T - m + 1 \quad (13)$$

$$n = T - \max(Lx, Ly) - m + 1$$

یک تابع کرنل^۲ را نشان می دهد. با فرض اینکه حداکثر فاصله میان دو بردار X و Y برابر e باشد، آنگاه در صورتی که دو بردار X و Y در بین حدفاصل مربوطه قرار گیرند، مقدار تابع کرنل برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر است. با فرض معلوم بودن $m > 0$ و $e \geq 1$ و $Lx, Ly \geq 1$ و براساس این فرض که X_t و Y_t اکیدا مانا و به صورت ضعیف وابسته هستند، اگر Y_t علیت گرنجری X_t نباشد، آنگاه (معادله (۱۴)):

$$\sqrt{n} \left[\frac{C_1(m+Lx, Ly, e)}{C_r(Lx, Ly, e)} - \frac{C_r(m+Lx, e)}{C_r(Lx, e)} \right] \sim N(0, \sigma^2(m, Lx, Ly, e)) \quad (14)$$

معادله (۱۴) در واقع خصوصیات توزیع مجانی آماره (۵) را بیان می کند. بنابراین با استفاده از آماره (۵) و با علم به توزیع مجانی آن به راحتی می توان به آزمون رابطه غیرخطی میان متغیرها پرداخت. دو آماره (۵) و (۱۴) روی پسماند مدل VAR و یا مدل

۱- انتگرال همبستگی (Correlation Integral) یک شاخص و معیار جهت بررسی میزان قرابت و نزدیکی مقادیر تحقق یافته یک متغیر تصادفی در دو زمان مختلف است. این شاخص به صورت نسبتی از کل تعداد مشاهدات تحقیق یافته متغیر که فاصله آن ها کمتر از مقدار پارامتر e است، محاسبه می شود (تعداد مشاهداتی که فاصله آنها کمتر از e است تقسیم بر تعداد کل مشاهدات).

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۳۳

تصحیح خطای برداری ECM (در صورتی که دو متغیر با همدیگر رابطه بلندمدت با همدیگر داشته باشند) بکار برده می‌شود. مدل‌های VAR و ECM هرگونه رابطه خطی میان متغیرها را از بین می‌برند، بنابراین قدرت پیش‌بینی‌کنندگی باقی‌مانده هر یک از سری‌ها برای دیگری، شاخصی از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی غیرخطی آن‌ها است (بال و راث^۱، ۲۰۱۵).

۳- روش تحقیق، داده‌های مورد استفاده و تخمین مدل

هدف این مقاله یافتن پاسخی مناسب برای این سوال است که کشف قیمت سکه طلا در ایران در کدام یک از بازارهای آتی و نقدی این دارایی انجام می‌گیرد. اگر کشف قیمت در بازار آتی صورت گیرد، آنگاه این موضوع از لحاظ آماری به آن معنی است که بازار آتی علیت گرنجری بازار نقدی است و این بازار سریع‌تر به اطلاعات منتشر شده در اقتصاد واکنش نشان می‌دهد.

در مقاله حاضر برای بررسی این موضوع از آزمون‌های علیت خطی و غیرخطی گرنجری بهره گرفته شده است. در عین حال برای تجزیه و تحلیل بهتر این مساله از رویکردهای دیگری نظیر سرریز نوسانات میان دو بازار و سهم هر بازار از فرآیند کشف قیمت نیز بهره گرفته شده است.

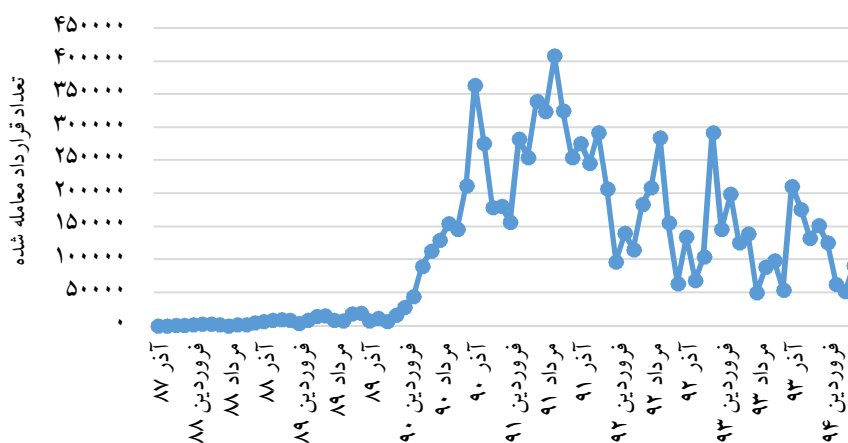
همان‌طور که در ادامه توضیح داده خواهد شد، اگر سرریز نوسانات از بازار آتی به سمت بازار نقدی باشد، آنگاه یکی از تفاسیری که از این واقعیت می‌توان ارائه کرد، آن است که جریان اطلاعات از بازار آتی به سمت نقدی است که خود به مفهوم کشف قیمت در بازار آتی است. در رویکرد دیگر نیز سهم هر بازار به صورت کمی در فرآیند کشف قیمت برآورد خواهد شد.

به‌طور کلی برای برآورد و انجام آزمون‌های یاد شده در گام اول لازم است امکان وجود رابطه بلندمدت و یا همانباشستگی میان قیمت‌های آتی و نقدی سکه مورد بررسی قرار گیرد. در صورت وجود رابطه بلندمدت میان این متغیرها از مدل‌های تصحیح خطای جزئی $VECM$ و در غیر این صورت از مدل‌های خودرگرسیون برداری VAR برای انجام آزمون‌های علیت گرنجری استفاده می‌شود.

همچنین با توجه به اینکه در این مقاله از داده‌های روزانه برای تخمین مدل‌ها استفاده شده است به احتمال قوی مدل‌های برآورد شده با مشکل واریانس ناهمسانی که پدیده مرسوم در داده‌های مالی است، مواجه خواهند بود. بنابراین در تخمین مدل‌ها لازم است که این موضوع مدنظر قرار گرفته و در صورت لزوم نسبت به رفع آن اقدام کرد. در ادبیات اقتصادسنجی معمولاً از مدل‌های گارچ^۱ چند متغیره برای حل این مساله استفاده می‌شود. قبل از تخمین مدل‌ها و انجام آزمون‌های لازم، داده‌های مورد استفاده در مقاله معرفی و خصوصیات آماری آن‌ها نظیر ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفته است.

۳-۱- دوره‌های زمانی مورد بررسی، متغیرهای تحقیق و خصوصیات آماری آن‌ها
 نمودار (۱) عملکرد (حجم) معاملات قراردادهای آتی از ابتدای راه‌اندازی تا تیرماه ۱۳۹۴ را نشان می‌دهد. براساس این نمودار، حجم معاملات انجام گرفته در بورس کالای ایران نوسانات قابل توجهی را تجربه کرده است.

نمودار (۱) - روند حجم معاملات آتی در بورس کالای ایران ۱۳۹۴ (تعداد قرارداد معامله شده)



منبع: شرکت بورس کالای ایران

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۳۵

با توجه به نمودار (۱)، بازار آتی سکه طلا از زمان آغاز فعالیت خود تاکنون سه دوره زمانی متفاوت را طی کرده است:

الف- در دوره اول (آذر ۱۳۸۷ تا اردیبهشت ۱۳۹۰) درجه نقدشوندگی بازار کم بوده است.

ب- در دوره دوم (خرداد ۱۳۹۰ تا اسفند ۱۳۹۱) حجم معاملات همگام با افزایش نوسانات بازار نقدی افزایش یافته است.

ج- در دوره سوم (ابتدای سال ۱۳۹۲ به بعد) با فروکش کردن نوسانات اقتصادی بعد از توافق هسته‌ای میان ایران و کشورهای ۱+۵، حجم معاملات قراردادهای آتی کاهش یافته است. با توجه به اینکه هدف این مقاله بررسی رابطه علیت گرنجری میان بازار آتی و نقدی است، از این رو دوره اول معاملات قراردادهای آتی از نمونه مورد بررسی کنار گذاشته شده است، زیرا پایین بودن حجم معاملات در این دوره سبب تورش در آزمون علیت گرنجری به نفع بازار نقد خواهد شد. علاوه بر این، با توجه به اینکه حجم معاملات در دوره دوم و سوم تفاوت قابل ملاحظه‌ای با همدیگر دارد، از این رو برای تجزیه و تحلیل بهتر موضوع رابطه علیت گرنجری میان دو بازار برای هر دوره به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفته است.

قبل از ارائه خصوصیات آماری داده‌های مورد بررسی لازم است به یک نکته اساسی اشاره شود که در تحقیقاتی که تاکنون در خصوص ارتباط بازار نقد و آتی سکه در ایران انجام شده است، سازگاری زمانی منطقی میان قیمت‌های نقدی و آتی وجود ندارد؛ برای قیمت‌های آتی از قیمت‌های تسویه روزانه که میانگین قیمت در طول روز است، استفاده شده در حالی که قیمت‌های نقدی، قیمت ساعت ۱۱ صبح است. برای رفع این مشکل در این پژوهش از قیمت‌های پایانی بازار برای قیمت‌های نقدی و آتی بهره گرفته شده است که رویکردی رایج است. بانک مرکزی قیمت‌های نقدی ساعت ۱۱ صبح سکه را ثبت و گزارش می‌کند، بنابراین با توجه به این محدودیت از قیمت‌های پایانی بازار نقدی سکه که توسط شرکت راهبر سرمایه آسیا (رسا) ارائه می‌شود، استفاده شده است. قیمت-های پایانی آتی سکه نیز از شرکت بورس کالای ایران گرفته شده است.

با توجه به اینکه داده‌های شرکت راهبر سرمایه آسیا از تاریخ ۱۰ تیر ۱۳۹۰ در دسترس است، بنابراین دوره زمانی کلی پژوهش از تاریخ ۱۰ تیر ۱۳۹۰ تا ۲۵ تیر ۱۳۹۴

تعریف می‌شود و دوره زمانی به دو زیر دوره ۱۰ مرداد ۱۳۹۰ تا ۳ آذرماه ۱۳۹۲ (تاریخ توافق اولیه هسته‌ای میان ایران و کشورهای ۵+۱) و ۴ آذرماه ۱۳۹۲ تا ۲۵ تیرماه ۱۳۹۴ تقسیم شده است.

در این مطالعه بازده قیمت‌های آتی و نقدی بر اساس معادله (۱۵) محاسبه شده است که در آن RF_t و RS_t به ترتیب بازدهی بازار آتی و بازار نقدی در روز t ؛ F_t قیمت آتی سکه و S_t قیمت نقدی سکه در روز t ام است.

$$RF_t = \ln\left(\frac{F_t}{F_{t-1}}\right) \times 100 \quad (15)$$

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

در جدول (۱)، آمارهای توصیفی هر کدام از متغیرهای تحقیق در دو دوره موردنظر شامل مقادیر میانگین، بیشینه، کمینه، انحراف معیار، ضریب چولگی، ضریب کشیدگی و آماره جارک-برای^۱ ارائه شده است. در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲، میانگین بازده روزانه قیمت‌های آتی و نقدی تقریباً مساوی و برابر ۰/۱ درصد بوده است. به عبارت دیگر، بازده سالیانه سرمایه‌گذاری در بازار آتی و نقدی سکه در طول این دوره به ترتیب ۲۹ و ۳۰ درصد است.^۲ میانه نیز وضعیتی مشابه میانگین دارد. انحراف معیار روزانه بازار آتی حدود ۱/۹۸۳ درصد و انحراف معیار بازار نقدی نیز حدود ۲/۰۲۷ درصد بوده است.

یکی از دلایل بالا بودن نوسان بازار نقدی در مقایسه با بازار آتی می‌تواند وجود دامنه مجاز نوسان در بازار آتی باشد. انحراف معیار سالیانه بازار آتی و نقدی سکه در این دوره که با استفاده از مقادیر روزانه قابل محاسبه است به ترتیب حدود ۳۳ و ۳۴ درصد بوده است که بیانگر رخداد نوسانات بزرگی در دوره اول در دو بازار است. همچنین بازار آتی و نقدی دارای چولگی به سمت چپ بوده است.

یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های آماری سری‌های مورد بررسی، آماره کشیدگی است که به نوعی شدت وقوع داده‌های پرت و بزرگ را در دوره زمانی موردنظر نشان می‌دهد. اگر داده‌ها نرمال باشند، آنگاه کشیدگی آن‌ها برابر ۳ خواهد بود. کشیدگی بازده آتی در

1- Jarque-Bera

۲- این اعداد با فرض وجود ۲۹۰ روز معاملاتی در هر سال محاسبه شده‌اند.

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۳۷

دوره اول حدود ۳/۸ است در حالی که کشیدگی بازار نقدی در همین دوره بیش از ۶/۲ بوده است. بنابراین در مقایسه با توزیع نرمال، داده‌های پرت به مراتب بیشتری در سری‌های زمانی مورد بررسی و به خصوص در سری بازدهی بازار نقدی وجود دارد. با توجه به اعداد به دست آمده برای آماره‌های چولگی و کشیدگی، رد شدن فرض نرمال بودن بازدهی‌های نقدی و آتی آزمون جارک-برامری طبیعی و قابل انتظار است.

در دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ میانگین بازدهی روزانه بازارهای نقدی و آتی سکه بسیار کمتر از دوره اول می‌باشد. در این دوره بازدهی روزانه بازار آتی و نقدی تقریباً صفر بوده است. بازدهی سالیانه این دو بازار نیز حدود ۲ درصد بوده است که در مقایسه با بازدهی ۲۹ و ۳۰ درصدی در دوره اول کاهش زیادی نشان می‌دهد. نوسانات این دوره نیز در مقایسه با دوره اول کاهش بسیار زیادی نشان می‌دهند به طوری که نوسان سالیانه بازار نقدی از ۳۴ درصد در دوره اول به ۱۴/۸ درصد و نوسان سالیانه بازار آتی نیز از ۳۳ درصد به ۱۶/۱ درصد کاهش یافته است. 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).

همچنین کشیدگی سری بازدهی بازار آتی در این دوره 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. در نهایت در این دوره همانند دوره قبل، داده‌های مورد بررسی از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند (آماره جارک-برامری).

۳-۱-۱- آزمون ریشه واحد

برای بررسی امکان وجود ریشه واحد در داده‌های مورد استفاده، از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته^۱ استفاده شده است. در آزمون ADF ، فرضیه صفر عبارت است 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. همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود در هر دو دوره مورد بررسی، متغیرهای قیمت آتی و نقدی نامانا و متغیرهای بازدهی آتی و نقدی مانا هستند.

1- Augmented Dickey Fuller (ADF)

۳۸ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۳، زمستان ۱۳۹۵

جدول (۱) - آماره‌های توصیفی بازدهی روزانه قیمت آتی و نقدی سکه

دوره اول: ۱۳۹۰/۵/۱۰ تا ۱۳۹۲/۹/۳		دوره دوم: ۱۳۹۲/۹/۴ تا ۱۳۹۴/۴/۲۵		
بازدهی قیمت آتی	بازدهی قیمت نقدی	بازدهی قیمت آتی	بازدهی قیمت نقدی	آماره
۰/۰۹۹	۰/۱۰۱	۰/۰۶۶	۰/۰۷۲	میانگین
۰/۱۳۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۵۲	۰/۰۰۰	میانه
۶/۸۲۵	۸/۰۱۵	۴/۳۷۹	۳/۱۱۶	بیشترین بازدهی
-۸/۱۹۲	-۹/۹۶۷	-۴/۷۹۱	-۴/۱۲۳	کمترین بازدهی
۱۵/۰۱۷	۱۷/۹۸۲	۹/۱۷	۷/۲۳۹	دامنه
۱/۹۸۳	۲/۰۲۷	۰/۹۴۷	۰/۸۶۱	انحراف معیار
-۰/۰۰۱	-۰/۳۱۷	۰/۴۰۴	-۰/۲۰۴	چولگی
۳/۸۰۹	۶/۲۰۰	۷/۲۷۹	۵/۸۹۲	کشیدگی
۱۷/۶۸۹	۲۸۷/۳۳۰	۳۷۹/۱۱۵	۱۷۰/۵۴۳	آماره جارک - برا
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	احتمال
۶۴۸	۶۴۸	۴۸۰	۴۸۰	تعداد مشاهدات

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲) - نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF طی دوره مورد بررسی

آزمون دیکی - فولر برای دوره اول: ۱۳۹۰/۵/۱۰ تا ۱۳۹۲/۹/۳				
متغیر	ADF	آزمون با روند زمانی و عرض از مبدا		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
قیمت آتی	-۰/۴۱۶	-۳/۹۷۲	-۳/۴۱۶	-۳/۱۳۱
قیمت نقدی	-۰/۴۵۱	-۳/۹۷۲	-۳/۴۱۶	-۳/۱۳۱
آزمون با عرض از مبدا				
بازدهی قیمت آتی	-۲۲/۷۳	-۳/۴۴۰	-۲/۸۶۶	-۲/۵۶۹
بازدهی قیمت نقدی	-۲۳/۴۵۱	-۳/۴۴۰	-۲/۸۶۶	-۲/۵۶۹
آزمون دیکی - فولر برای دوره دوم: ۱۳۹۲/۹/۴ تا ۱۳۹۴/۴/۲۵				
متغیر	ADF	آزمون با روند زمانی و عرض از مبدا		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
قیمت آتی	-۱/۹۹۸	-۳/۹۷۷	-۳/۴۱۹	-۳/۱۳۲
قیمت نقدی	-۲/۰۵۷	-۳/۹۷۷	-۳/۴۱۹	-۳/۱۳۲
آزمون با عرض از مبدا				
بازدهی قیمت آتی	-۲۳/۳۰۹	-۳/۴۴۴	-۲/۸۶۷	-۲/۵۷۰
بازدهی قیمت نقدی	-۲۳/۷۲۳	-۳/۴۴۴	-۲/۸۶۷	-۲/۵۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۳- تخمین مدل

با توجه به اینکه متغیرهای مدل از ریشه واحد برخوردارند، بنابراین برای بررسی ارتباط میان بازار آتی و نقدی سکه لازم است که رابطه همانباشتگی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. براساس تئوری آربیتراژ یک رابطه بلندمدت میان بازار آتی و نقدی وجود دارد. در این حالت بر اساس مدل هزینه حمل^۱ رابطه میان قیمت‌های نقدی و آتی به صورت معادله (۱۶) قابل بیان است 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 بیانگر اثرات رفاهی حاصل از نگهداری دارایی است.

$$F_t = S_t e^{(r_t - q_t)(T-t)} \quad (16)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین معادله (۱۶) رابطه میان قیمت‌های نقدی و آتی را می‌توان به صورت معادله (۱۷) بیان کرد 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.

$$f_t = s_t + c \quad (17)$$

بردار قیمت‌های آتی و نقد را با $p_t = (f_t, s_t)$ نشان می‌دهیم. چنانچه بر اساس تئوری آربیتراژ رابطه بلندمدتی میان قیمت‌های یاد شده برقرار باشد، در این حالت، برداری غیرصفر همانند β وجود خواهد داشت به طوری که سری $z_t = \beta p_t$ فاقد ریشه واحد است. در ادبیات اقتصادسنجی، β بردار همانباشتگی خوانده می‌شود و گفته می‌شود متغیرهای قیمت، همانباشته هستند.

علاوه بر این، براساس معادله (۱۷) انتظار می‌رود که بردار هم‌انباشتگی β به صورت $\beta = (1, -1)$ باشد، زیرا براساس تئوری بازارهای کارای فاما^۲ (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 میان آن‌ها مشاهده شود. به عبارت بهتر، در صورتی که بردار همانباشتگی رابطه بلندمدت مقادیری غیر از مقادیر یاد شده را نشان دهد، آنگاه این موضوع با تئوری عدم وجود فرصت‌های آربیتراژ همخوانی نداشته و به وجود فرصت‌های سودآوری بدون ریسک در بازار اشاره خواهد داشت. بنابراین در این پژوهش

1- Cost of Carry Model

2- Fama

با توجه به توضیحاتی که داده شد، بردار همانباشتگی به صورت $\beta = (1, -1)$ در نظر گرفته خواهد شد. اگر بردار همانباشتگی به صورت $\beta = (1, -1)$ باشد، آنگاه متغیر M که به صورت معادله (۱۸) تعریف شده است باید فاقد ریشه واحد باشد.

$$M = f - s \quad (18)$$

در جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد روی این متغیر برای دو دوره مورد بررسی، نشان داده شده است. همان طور که مشاهده می شود، متغیر مورد نظر در هر دو دوره فاقد ریشه واحد است، از این رو می توان نتیجه گرفت که بردار همانباشتگی می تواند به صورت $\beta = (1, -1)$ بیان شود.

جدول (۳) - نتایج آزمون ریشه واحد ADF سری تفاضل قیمت آتی و نقدی

دوره اول: ۱۳۹۰/۵/۱۰ تا ۱۳۹۲/۹/۳				
متغیر	ADF	مقادیر بحرانی با لحاظ عرض از مبدا		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
M	-۶/۳۷۵	-۳/۴۴۰	-۲/۸۶۶	-۲/۵۶۹
بررسی مانایی				
در سطح مانا				
دوره دوم: ۱۳۹۲/۹/۴ تا ۱۳۹۴/۴/۲۵				
متغیر	ADF	مقادیر بحرانی با لحاظ عرض از مبدا		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
M	-۴/۱۴۶	-۳/۴۴۴	-۲/۸۶۷	-۲/۵۷۰
بررسی مانایی				
در سطح مانا				

منبع: یافته‌های تحقیق

کینگ و همکارانش^۱ (۱۹۹۱) از تئوری‌های اقتصادی برای تعیین روابط بلندمدت میان متغیرهای خود استفاده کرده‌اند. ریتلر^۲ (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 میان قیمت آتی و نقدی را در دو دوره زمانی مورد بررسی تایید می کند.

1- King et al.

2- Rittler

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۴۱

نتایج حاصل از آزمون انگل-گرنجر در جدول (۴) نشان داده شده است. فرض صفر در این آزمون، عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در هر دو دوره مورد بررسی، متغیرهای قیمت آتی و نقدی سکه همانباشته هستند.

جدول (۴) - نتایج آزمون انگل-گرنجر

دوره اول: ۱۳۹۰/۵/۱۰ تا ۱۳۹۲/۹/۳			
متغیر وابسته	آماره t	احتمال	فرض صفر
قیمت آتی	-۶/۳۷۴	۰/۰۰۰	قیمت نقدی و قیمت آتی همانباشته نیستند.
قیمت نقدی	-۶/۳۸۳	۰/۰۰۰	قیمت آتی و قیمت نقدی همانباشته نیستند.
دوره دوم: ۱۳۹۲/۹/۴ تا ۱۳۹۴/۴/۲۵			
متغیر وابسته	آماره t	احتمال	فرض صفر
قیمت آتی	-۵/۲۸۳	۰/۰۰۱	قیمت نقدی و قیمت آتی همانباشته نیستند.
قیمت نقدی	-۵/۳۴۴	۰/۰۰۰	قیمت آتی و قیمت نقدی همانباشته نیستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

در صورت وجود رابطه همانباشتگی میان قیمت‌های آتی و نقدی آنگاه بر اساس قضیه نمایش گرنجری^۱ یک رابطه تصحیح خطای کوتاه‌مدت نیز میان این متغیرها به صورت معادله (۱۹) و (۲۰) وجود خواهد داشت.

$$\Delta f_t = \mu^f + \alpha_f (f_{t-1} - s_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \gamma_{11,i} \Delta f_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{12,i} \Delta s_{t-i} + e_t^f \quad (19)$$

$$\Delta s_t = \mu^s + \alpha_s (s_{t-1} - f_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \gamma_{21,i} \Delta f_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{22,i} \Delta s_{t-i} + e_t^s \quad (20)$$

در دو معادله (۱۹) و (۲۰)، α_f و α_s به ترتیب جزء تصحیح خطای معادله کوتاه‌مدت قیمت‌های آتی و نقدی را نشان می‌دهند. این پارامترها، 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 معادلات بالا را می‌توان به صورت معادله‌های (۲۱) و (۲۲) نشان داد.

$$RF_t = \mu^{RF} + \alpha_{RF} (f_{t-1} - s_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \gamma_{11,i} RF_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{12,i} RS_{t-i} + e_t^{RF} \quad (21)$$

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

نتایج حاصل از تخمین‌های اولیه معادله‌های (۲۱) و (۲۲) برای دو دوره مورد نظر (که در اینجا گزارش نشده است) به خوبی نشان می‌دهد که مدل‌های برآورد شده با مشکل واریانس ناهمسانی مواجه هستند. این موضوع به خوبی توسط آزمون اثرات آرچ^۱ چند متغیره تایید می‌شود. بنابراین در این مرحله لازم است نسبت به برطرف کردن واریانس ناهمسانی باقیمانده‌ها اقدام شود، چراکه در غیر این صورت آزمون‌های علیت گرنجری از روایی مورد نظر برخوردار نخواهند بود.

برای حل این مشکل، مدل‌های تصحیح خطای مورد نظر باید به گونه‌ای تخمین زده شوند که باقیمانده‌های آن‌ها از یکی از فرآیندهای استاندارد نوسان شرطی چند متغیره پیروی کنند. به عبارت بهتر، لازم است یک مدل تصحیح خطای گارچ چند متغیره *MV-GARCH-VECM* برای هر یک از دوره‌های زمانی مورد بررسی تخمین زده شود.

امکان برآورد چنین مدلی تنها برای دوره دوم میسر است. به عبارت دیگر، امکان برآورد یک مدل *VECM* که باقیمانده‌های آن از یک مدل گارچ چند متغیره خوش رفتار و شناخته شده پیروی کند برای دوره اول وجود ندارد. علت اصلی این موضوع به نوسانات بیش از حد بازار نقدی و وجود سقف و کف قیمت در بازار آتی که مانع از واکنش بهینه بازار به رخداد‌های اتفاق افتاده در این دوره شده، مربوط است. بنابراین برای حل این مشکل در اینجا از استراتژی بهینه دوم برای دوره اول استفاده می‌شود. در این استراتژی مدل *VECM* به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شده و انحراف معیارهای ضرایب از روش برآورد ایگر-وایت^۲ برآورد می‌شوند. انحراف معیارهایی که از این روش استخراج و برآورد می‌شود به انحراف معیارهای مقاوم^۳ در مقابل واریانس ناهمسانی (که شکل دقیق آن مشخص نیست) مشهور است.

1- ARCH

2- Eicker- White Standard Errors

3- Robust Standard Errors

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۴۳

این موضوع در حالی است که برای دوره دوم امکان برآورد مدل‌های مورد نظر $MV-GARCH-VECM$ وجود دارد. در ادبیات اقتصادسنجی مدل‌های نوسان شرطی چند متغیره مختلفی وجود دارد که از آن جمله می‌توان به مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی $BEKK$ که توسط انگل و کرونر^۱ (۱۹۹۵) ارائه شد، مدل همبستگی شرطی ثابت CCC بالراسلو^۲ (۱۹۹۰) و مدل همبستگی شرطی پویای DCC انگل (۲۰۰۲) اشاره کرد. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های به دست آمده نشان می‌دهد که مدل‌های DCC و CCC از نظر آزمون‌های تشخیصی و همچنین مقدار تابع درست‌نمایی، عملکرد بهتری در مقایسه با مدل‌های دیگر از جمله مدل $BEKK$ داشته‌اند. بنابراین برای بررسی ارتباط نوسانات میان دو بازار در این پژوهش از مدل DCC استفاده شده است. در مطالعات ژانگ و همکارانش^۳ (۲۰۰۴)، لین و یانگ^۴ (۲۰۰۶) و بوهل و همکارانش^۵ (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 طبق مدل DCC به صورت معادله (۲۳) قابل نمایش است.

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ff,t} & \rho_{sf,t} \sqrt{h_{ss,t} h_{ff,t}} \\ \rho_{sf,t} \sqrt{h_{ss,t} h_{ff,t}} & h_{ss,t} \end{bmatrix} = D_t R_t D_t \quad (23)$$

که در آن $\rho_{sf,t}$ ضریب همبستگی شرطی میان بازار آتی و نقدی است. D_t یک ماتریس قطری از انحراف معیارهای شرطی است و به صورت معادله (۲۴) تعریف می‌شود.

$$D_t = \text{diag}(h_{ff,t}^{1/2}, h_{ss,t}^{1/2}) \quad (24)$$

-
- 1- Engle and Kroner
 - 2- Bollerslev
 - 3- Zhong and *et al.*
 - 4- Lien and Yang
 - 5- Bohl and *et al.*

همان طور که ملاحظه می شود هر کدام از اجزای $h_{ii,t}$ خود یک مدل گارچ تک متغیره است. علاوه بر این، R_t به صورت معادله (۲۵) تعریف می شود:

$$R_t = \text{diag}(h_{ff,t}^{\sqrt{2}}, h_{ss,t}^{\sqrt{2}}) Q_t \text{diag}(h_{ff,t}^{\sqrt{2}}, h_{ss,t}^{\sqrt{2}}) \quad (25)$$

در معادله (۲۵)، Q_t یک ماتریس مثبت معین متقارن است. این ماتریس تابعی از 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 (معادله (۲۶)).

$$Q_t = (1 - a - b) \bar{Q} + a u_{t-1} u_{t-1}' + b Q_{t-1} \quad (26)$$

در معادله (۲۶)، $a, b > 0$ و $a + b < 1$ است. ضریب a در واقع بخش پویای همبستگی میان دو بازار را نشان می دهد. هر چقدر مقدار این ضریب بزرگ تر باشد (و در مقابل ضریب b کوچک تر باشد) بخش پویای همبستگی دو بازار اهمیت بیشتری در طول زمان خواهد داشت.

با توجه به اینکه یکی از اهداف این تحقیق بررسی ارتباط متقابل میان بازار آتی و نقدی سکه است، از این رو در تخمین مدل DCC تلاش می شود اثرات مربوط به سرریز نوسانات در معادلات واریانس شرطی باقیمانده‌ها دیده شود. بنابراین برای بازار آتی و نقدی سکه به ترتیب معادلات واریانس شرطی (۲۷) و (۲۸) تخمین زده می شود.

$$h_{ff,t} = \omega_f + \delta_{f,s} \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_{f,f} h_{ff,t-1} + \delta_{f,s} \varepsilon_{s,t-1}^2 \quad (27)$$

$$h_{ss,t} = \omega_s + \delta_{s,s} \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_{s,f} h_{ss,t-1} + \delta_{s,f} \varepsilon_{f,t-1}^2 \quad (28)$$

در این مرحله یک مدل $DCC-GARCH-VECM$ تخمین زده می شود. در این روش معادلات میانگین و واریانس شرطی با استفاده از روش حداکثر درستنمایی که در آن انحراف معیارهای به دست آمده نسبت به واریانس ناهمسانی و یا تصریح نادرست مدل مقاوم هستند، تخمین زده می شود.

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۴۵

نتایج تخمین مدل $VECM$ برای دوره اول در جدول (۵) گزارش شده است. تعداد وقفه‌های مورد نیاز با توجه به مساله خود همبستگی میان باقیمانده‌ها تعیین شده است!

۱- تعداد وقفه‌های این مدل ۹ وقفه است که در اینجا جهت جلوگیری از طولانی شدن جدول فقط ۵ وقفه آن گزارش داده شده است.

بر اساس جدول (۵)، علامت ضریب تصحیح خطای به دست آمده (α_{RS} و α_{RF}) صحیح است به این معنی که در صورت بروز هر گونه 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 است، کاملاً درست است. به عبارت دیگر، اگر قیمت‌های آتی از آنچه به طور ضمنی از رابطه بلندمدت به دست می‌آید، بزرگ‌تر باشد (یعنی $f_{t-1} - s_{t-1} > 0$ باشد)، آنگاه آریترایزگران موقعیت معاملاتی فروش اتخاذ کرده و در نتیجه ضریب تصحیح خطای معادله آتی α_{RF} منفی خواهد شد.

مسئله‌ای که وجود دارد آن است که از این میان فقط ضریب معادله بازار آتی از لحاظ آماری معنادار است. به عبارت دیگر، در صورت انحراف از رابطه بلندمدت، این بازار آتی است که نسبت به انحراف یاد شده واکنش نشان می‌دهد و بازار نقد و واکنشی نسبت به آن از خود نشان نمی‌دهد. با توجه به اینکه بازار آتی سکه طلا در کشور در مقایسه با بازار نقدی، بازار کوچک‌تری است، این موضوع از لحاظ منطقی درست و صحیح است. در مراحل بعد از نتایج به دست آمده در این قسمت برای بررسی رابطه علیت میان دو بازار نقدی و آتی استفاده خواهد شد.

نتایج حاصل از تخمین مدل *DCC-GARCH-VECM* برای دوره دوم نیز در جدول (۶) نمایش داده شده است. آزمون‌های تشخیصی خودهمبستگی چند متغیره Q و آزمون اثرات *ARCH* چند متغیره (که روی وقفه‌های شماره ۱۰ باقیمانده‌هایی که به صورت مشترک استاندارد شده‌اند، انجام گرفته) نشان می‌دهد که باقیمانده‌های مدل و توان دوم آن‌ها فاقد هر گونه خودهمبستگی معنادار است.

بخش (الف) جدول (۶) نشان می‌دهد که در این مدل نیز ضریب جزء تصحیح خطای معادله بازار آتی α_{RF} از لحاظ آماری معنادار و دارای علامت مورد انتظار می‌باشد. در عین حال ضریب مربوط به بازار نقدی α_{RS} فاقد معناداری آماری بوده و علامت آن نیز برخلاف انتظار است. بنابراین نتایج این مدل نیز بیانگر آن است که در صورت وقوع انحراف از رابطه بلندمدت قیمت‌گذاری میان بازار نقدی و آتی، قیمت‌های بازار آتی واکنش نشان داده و به این ترتیب انحراف موجود حذف می‌شود. در عین حال، قدر مطلق ضریب تصحیح خطای بازار آتی بیش از دو برابر ضریب مربوطه بازار نقدی است که بیانگر واکنش بسیار قوی‌تر بازار آتی نسبت به انحرافات به وجود آمده در بازار است.

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۴۷

علاوه بر این، مقایسه نتایج دوره اول و دوم نشان می‌دهد که اختلاف چندانی میان ضرایب تصحیح خطای آن‌ها وجود ندارد.

جدول (۵) - نتایج برآورد مدل *VECM* برای دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲

متغیر وابسته بازدهی نقدی <i>RS</i>	متغیر وابسته بازدهی آتی <i>RF</i>	وقفه
برآورد ضریب ۰/۰۶۵ (۰/۰۹۶)	برآورد ضریب -۰/۱۴۹ (۰/۰۹۲)	<i>RF</i> (-۱)
-۰/۰۰۳ (۰/۰۹۷)	-۰/۰۴۸۰ (۰/۰۹۳)	<i>RF</i> (-۲)
۰/۰۸۴ (۰/۰۹۶)	۰/۰۲۷ (۰/۰۹۲)	<i>RF</i> (-۳)
-۰/۰۴۴ (۰/۰۹۵)	۰/۰۳۵ (۰/۰۹۱)	<i>RF</i> (-۴)
-۰/۰۰۳ (۰/۰۹۵)	۰/۱۱۴ (۰/۰۹۱)	<i>RF</i> (-۵)
۰/۰۱۹ (۰/۰۹۴)	۰/۲۸۹ (۰/۰۹۰)*	<i>RS</i> (-۱)
-۰/۰۷۶ (۰/۰۹۶)	۰/۰۰۴ (۰/۰۹۲)	<i>RS</i> (-۲)
-۰/۰۵۸ (۰/۰۹۵)	۰/۰۰۰۵ (۰/۰۹۲)	<i>RS</i> (-۳)
۰/۰۹۹ (۰/۰۹۴)	۰/۰۳۵ (۰/۰۹۱)	<i>RS</i> (-۴)
۰/۰۵۱ (۰/۰۹۵)	-۰/۰۷۱ (۰/۰۹۱)	<i>RS</i> (-۵)
-۰/۰۱۳ (۰/۱۳۳)	۰/۲۳۳ (۰/۱۲۸)***	<i>Constant</i>
۰/۰۴۱ (۰/۰۵۹)	-۰/۱۰۵ (۰/۰۵۷)***	پارامتر تصحیح خطا (α_{RS} و α_{RF})

* در سطح یک درصد معنادار، ** در سطح ۵ درصد معنادار و *** در سطح ۱۰ درصد معنادار است.

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب تخمین زده شده است.

منبع: یافته‌های تحقیق

بخش (ب) جدول (۶) نتایج تخمین معادلات واریانس شرطی بازار آتی و بازار

نقدی، یعنی معادله‌های (۳۱) و (۳۲) را نشان می‌دهد. به طور کلی، علامت ضرایب به دست 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 $\delta_{f,t}$ و $\delta_{s,t}$ 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

۴۸ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۳، زمستان ۱۳۹۵

بازدهی‌های گذشته نیز تاثیر مثبت و معناداری بر نوسانات کنونی دو بازار دارد (البته در معادله مربوط به بازار آتی ضریب مربوطه در سطح ۱۰ درصد معنادار است).

جدول (۶) - نتایج تخمین مدل $DCC-GARCH-VECM$ برای دوره دوم ۱۳۹۴-۱۳۹۲

بخش (الف) - معادلات میانگین			
متغیر وابسته بازدهی نقدی RS	متغیر وابسته بازدهی آتی RF	وقفه	
-۰/۰۹۳ (۰/۰۷۸)	-۰/۰۴۴۲ (۰/۰۸۳)***	$RF(-1)$	
-۰/۰۷۱ (۰/۰۷۱)	-۰/۰۲۷ (۰/۰۷۹)	$RF(-2)$	
-۰/۰۰۰۷ (۰/۰۸۷)	۰/۰۵۲۰ (۰/۰۸۷)***	$RS(-1)$	
۰/۰۱۰ (۰/۰۷۷)	۰/۱۲۴ (۰/۰۷۶)	$RS(-2)$	
-۰/۰۱۴ (۰/۰۴۱)	۰/۰۲۲ (۰/۰۳۹)	Constant	
۰/۰۳۴ (۰/۰۳۴)	-۰/۱۰۸ (۰/۰۳۶)***	پارامتر تصحیح خطا (α_{RS} و α_{RF})	
بخش (ب): معادلات واریانس شرطی			
برآورد ضریب	ضریب	برآورد ضریب	ضریب
۰/۰۱۸ (۰/۰۲۳)	ω_s	۰/۰۱۵ (۰/۰۱۳)	ω_f
۰/۰۷۶ (۰/۰۳۷)**	$\delta_{s,1}$	۰/۰۷۸ (۰/۰۴۲)*	$\delta_{f,1}$
۰/۸۸۲ (۰/۰۶۹)***	$\delta_{s,2}$	۰/۸۲۲ (۰/۰۵۸)***	$\delta_{f,2}$
۰/۰۱۱ (۰/۰۲۰)	$\delta_{s,f}$	۰/۰۸۵ (۰/۰۴۴)*	$\delta_{f,s}$
بخش (ج): تخمین معادله Q			
$0.499 = b$		$0.60 = a$	
(۰/۲۳۲)**		(۰/۰۵۱)	
آزمون‌های تشخیصی			
احتمال	مقدار آماره آزمون	آزمون	
۰/۲۶۵	۳۸/۷۰۱	آزمون خودهسبستگی چند متغیره Q (وقفه ۱۰)	
۰/۱۱۳	۱۰۶/۴۸	آزمون واریانس ناهمسانی چندمتغیره $ARCH$ (وقفه ۱۰)	

*** در سطح ۱ درصد معنادار، ** در سطح ۵ درصد معنادار و * در سطح ۱۰ درصد معنادار است.

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب تخمین زده شده است.

منبع: یافته‌های تحقیق

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۴۹

مهم‌ترین ضرایب معادلات واریانس شرطی تخمین زده شده، ضرایب $\delta_{s,f}$ و $\delta_{f,s}$ هستند که به ترتیب نشان‌دهنده تاثیر شوک‌های بازار نقدی بر نوسان شرطی بازار آتی و شوک‌های بازار آتی بر بازار نقدی است. به عبارت دیگر، $\delta_{f,s}$ تاثیر شوک‌های رخ داده در بازار نقدی را به بازار آتی انتقال می‌دهد. شوک‌های بازار نقدی تاثیر مثبت و معناداری بر نوسان بازار آتی داشته است در حالی که نوسانات بازار آتی تاثیر معناداری بر بازار نقدی نداشته است. به عبارت دیگر، نوسانات بازار نقدی فقط از شوک‌های بازار نقدی متاثر بوده در حالی که بازار آتی به‌طور همزمان از شوک‌های بازار آتی و شوک‌های بازار نقدی تاثیرپذیری داشته است.

بخش (ج) جدول (۶) نتایج تخمین معادله همبستگی شرطی پویای میان دو بازار، یعنی معادله Q را نشان می‌دهد. براساس این بخش از جدول (۶)، ضریب a که بخش پویای همبستگی میان دو بازار را نشان می‌دهد از لحاظ آماری معنادار نیست.

۴-آزمون کارکرد کشف قیمت سکه طلا در بازار آتی این دارایی در ایران برای تجزیه و تحلیل این مساله که کشف قیمت سکه در ایران در کدامیک از بازارهای آتی و نقدی سکه انجام می‌گیرد از چهار رویکرد متفاوت استفاده شده است: آزمون علیت خطی، آزمون علیت غیرخطی، سرریز نوسانات میان دو بازار و سهم هر بازار از فرآیند کشف قیمت. در ادامه نتایج هر یک از این رویکردها ارائه می‌شود.

۴-۱- رابطه علیت گرنجری خطی میان بازار آتی و نقدی سکه

رویکرد استاندارد برای بررسی کشف قیمت آزمون علیت خطی گرنجری است. با توجه به اینکه نتایج این آزمون نسبت به واریانس ناهمسانی باقیمانده‌ها حساس است (ویلاسوس، ۲۰۰۱) از این‌رو برای بررسی علیت میان بازار نقدی و آتی در دوره اول (۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲) از نتایج مدل $VECM$ که در جدول (۵) ارائه شد، استفاده می‌شود. در این مدل انحراف معیارهای ضرایب به روش ایگر- وایت برآورد شده‌اند. برای دوره دوم نیز از نتایج مدل $DCC-GARCH-VECM$ که در جدول (۶) گزارش شد، برای انجام آزمون علیت خطی گرنجری استفاده می‌شود.

در مدل‌های $VECM$ روابط علت و معلولی گرنجری متغیرها هم از طریق رابطه بلندمدت همانباشتگی (ضرایب جزء تصحیح خطا) و هم از طریق رابطه کوتاه‌مدت میان آن‌ها صورت می‌پذیرد. بنابراین در این مدل‌ها فرض صفر آزمون علیت گرنجری آن است که وقفه‌های متغیر مستقل و ضریب جزء خطای معادله مورد نظر به طور همزمان برابر صفر است. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجری خطی برای دو دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ و دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول (۷) - نتایج آزمون علیت گرنجری میان بازار نقدی و آتی برای دو دوره ۱۳۹۰-۱۳۹۲ و ۱۳۹۲-۱۳۹۴

دوره اول: ۱۳۹۰-۱۳۹۲					
متغیر وابسته: بازدهی بازار نقدی			متغیر وابسته: بازدهی بازار آتی		
$H. : \gamma_{r_{1,1}} = \gamma_{r_{1,2}} = \dots = \gamma_{r_{1,9}} = \alpha_s = 0$			$H. : \gamma_{r_{2,1}} = \gamma_{r_{2,2}} = \dots = \gamma_{r_{2,9}} = \alpha_f = 0$		
احتمال	درجه آزادی	آماره کای-دو	احتمال	درجه آزادی	آماره کای-دو
۰/۸۴۱	۱۰	۵/۶۹۰	۰/۰۰۵	۱۰	۲۴/۹۹۷
دوره دوم: ۱۳۹۲-۱۳۹۴					
متغیر وابسته: بازدهی بازار نقدی			متغیر وابسته: بازدهی بازار آتی		
$H. : \gamma_{r_{1,1}} = \gamma_{r_{1,2}} = \alpha_s = 0$			$H. : \gamma_{r_{2,1}} = \gamma_{r_{2,2}} = \alpha_f = 0$		
احتمال	درجه آزادی	آماره کای-دو	احتمال	درجه آزادی	آماره کای-دو
۰/۴۸۶	۳	۲/۴۴۱	۰/۰۰۰	۳	۴۸/۸۶۲

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (۷)، در دوره اول، بازار نقدی علیت گرنجری بازار آتی بوده و عکس آن برقرار نیست. آماره کای دو که فرضیه صفر حذف شدن وقفه‌های متغیر بازدهی نقدی و جزء تصحیح خطا در معادله بازدهی بازار آتی را آزمون می‌نماید در سطح ۵ درصد معنادار است در حالی که آماره کای دو مربوطه در معادله بازدهی بازار نقدی از لحاظ آماری معنادار نیست. علاوه بر این نتایج به دست آمده در این دوره برای دوره دوم نیز صادق است.

به عبارت دیگر، در دوره دوم علیت گرنجری از بازار نقدی به سمت بازار آتی است و عکس آن صادق نیست. بنابراین به طور کلی نتایج به دست آمده از وجود رابطه علیت گرنجری یکطرفه از سمت بازار نقدی به سمت بازار آتی حکایت دارد. این نتایج نه تنها بیانگر آن است که از اطلاعات بازار نقدی می توان برای پیش بینی تحولات بازار آتی استفاده کرده، بلکه مهم تر از آن نشان می دهد کشف قیمت سکه نه در بازار آتی، بلکه در بازار نقدی صورت می گیرد. به بیان دیگر، بازار نقدی سریع تر به اطلاعات موجود واکنش نشان می دهد. نتایج به دست آمده در این زمینه در تقابل با نتایج فکاری و همکارانش (۱۳۹۳) قرار دارد که در آن عنوان می شود، علیت از جانب بازار آتی به سمت بازار نقد است.

۴-۲- علیت غیرخطی گرنجری میان بازار آتی و نقدی سکه

آزمون علیت گرنجری غیرخطی زمانی کاربرد دارد که متغیرهای مورد بررسی، رفتار غیرخطی از خود نشان دهند. بنابراین آزمون مورد نظر باید روی باقیمانده های مدل $VECM$ و یا مدل $DCC-GARCH-VECM$ که در آن هر نوع رفتار خطی میان متغیرها حذف شده است، انجام گیرد. به عبارت دیگر، با توجه به اینکه باقیمانده های مدل $VECM$ فاقد هرگونه همبستگی خطی است در نتیجه نتایج آزمون علیت گرنجری غیرخطی به طور قطع علیت غیرخطی و نه خطی میان متغیرها را نشان خواهد داد.

پیش از انجام آزمون علیت گرنجری غیرخطی، لازم است نسبت به وجود رفتار غیرخطی و یا نسبت به وجود خودهمبستگی غیرخطی میان متغیرها اطمینان حاصل کرد. در ادبیات اقتصادسنجی برای این منظور معمولاً از آزمون بروک، دچرت و اسپینکمن^۱ که به آزمون BDS مشهور است، استفاده می شود. نتایج آزمون BDS که در اینجا گزارش نشده است از وجود رابطه غیرخطی میان باقی مانده های مدل های مطرح شده حکایت دارد.

در این پژوهش برای بررسی علیت غیرخطی میان متغیرها از آزمون تعدیل یافته بک و بروک (۱۹۹۲) که توسط همیسترا و جونز (۱۹۹۴) ارائه شده، استفاده شده است. برای انجام این آزمون لازم است که مقدار چند پارامتر کلیدی آزمون مشخص شود. در اینجا به پیروی از همیسترا و جونز (۱۹۹۴) طول پارامتر نشان دهنده تقدم زمانی در این آزمون برابر یک $m=1$ و تعداد وقفه های بازدهی قیمت آتی و نقدی برابر $(Lx=Ly)$ و تا ۵ وقفه

۵۲ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۶۳، زمستان ۱۳۹۵

انتخاب شده است. همچنین اندازه پارامتر فاصله در این آزمون برابر $e = 1.5\sigma$ انتخاب شده که در آن σ انحراف معیار سری‌های استاندارد شده است. هیمسترا و جونز (۱۹۹۴) اشاره می‌کنند برخلاف آزمون خطی گرنجری، رویکرد دقیق و مشخصی برای تعیین تعداد وقفه‌های آزمون علیت غیرخطی وجود ندارد و به همین دلیل به پیروی از این نویسندگان تعداد وقفه‌های مورد نظر، ۵ وقفه انتخاب شده است. آزمون علیت غیرخطی روی باقیمانده‌های استاندارد شده مدل‌های $VECM$ و DCC انجام گرفته است.

جدول (۸) - آزمون علیت غیرخطی

فرضیه صفر: بازار آتی علیت			فرضیه صفر: بازار نقدی علیت		
گرنجری بازار نقدی نیست.			گرنجری بازار آتی نیست.		
بخش (الف): دوره اول: ۱۳۹۰-۱۳۹۲					
$VECM$ باقیمانده‌های استاندارد شده مدل					
احتمال	احتمال	وقفه ($L_{futures} = L_{spot}$)	احتمال	احتمال	وقفه ($L_{futures} = L_{spot}$)
۰/۳۶	۰/۲۲	۱	۰/۲۲	۰/۳۶	۱
۰/۲۸	۰/۴۶	۲	۰/۴۶	۰/۲۸	۲
۰/۱۸	۰/۳۲	۳	۰/۳۲	۰/۱۸	۳
۰/۳۶	۰/۳۱	۴	۰/۳۱	۰/۳۶	۴
۰/۴۶	۰/۲۷	۵	۰/۲۷	۰/۴۶	۵
بخش (ب): دوره دوم: ۱۳۹۲-۱۳۹۴					
$DCC-GARCH-VECM$ باقیمانده‌های استاندارد شده مدل					
احتمال	احتمال	وقفه ($L_{futures} = L_{spot}$)	احتمال	احتمال	وقفه ($L_{futures} = L_{spot}$)
۰/۳۳	۰/۳۳	۱	۰/۳۳	۰/۳۳	۱
۰/۲۷	۰/۴۲	۲	۰/۴۲	۰/۲۷	۲
۰/۲۹	۰/۳۱	۳	۰/۳۱	۰/۲۹	۳
۰/۵۳	۰/۵۵	۴	۰/۵۵	۰/۵۳	۴
۰/۵۴	۰/۴۸	۵	۰/۴۸	۰/۵۴	۵

توضیحات: $L_{futures} = L_{spot}$ تعداد وقفه‌های باقیمانده‌های مورد استفاده جهت انجام آزمون علیت غیرخطی را نشان می‌دهد.
منبع: یافته‌های تحقیق.

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۵۳

جدول (۸) نتایج آزمون علیت گرنجری غیرخطی را نمایش می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که هیچ‌گونه علیت غیرخطی بین قیمت‌های آتی و نقدی سکه در دو دوره زمانی مورد بررسی وجود ندارد. به طور مثال، در دوره اول، فرضیه صفر مبنی بر اینکه بازار آتی علیت غیرخطی بازار نقدی نیست در تمامی وقفه‌های مورد بررسی قابل رد شدن نیست. به همین ترتیب این فرضیه که بازار نقدی علیت گرنجری بازار آتی نیست نیز قابل رد شدن نیست. برای دوره دوم نیز نتایج مشابهی به دست آمده و متغیرها علیت گرنجری همدیگر نیست. این موضوع نشان می‌دهد که مدل گارچ بکار گرفته شده توانسته رفتار غیرخطی متغیرها را آشکار کند. بنابراین نتایج آزمون علیت گرنجری غیرخطی نیز از یک منظر نتایج به دست آمده در بخش‌های قبلی را تایید می‌کند؛ بازار آتی علیت بازار نقدی نیست. با توجه به اینکه نتایج آزمون علیت گرنجری خطی نشان می‌دهد که یک رابطه علی یکطرفه از سمت بازار نقدی به سمت بازار آتی وجود دارد، در نتیجه می‌توان گفت که کشف قیمت در بازار نقدی صورت گرفته و بازار آتی نسبت به انحرافات به وجود آمده در رابطه قیمت‌گذاری بلندمدت واکنش نشان می‌دهد. به بیان دیگر، بازار نقدی در مقایسه با بازار آتی سریع‌تر نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهد.

۴-۳- تجزیه و تحلیل سرریز نوسانات میان دو بازار

نتایج تخمین مدل $DCC-GARCH-VECM$ برای دوره دوم که در جدول (۷) ارائه شد، نشان می‌دهد که سرریز نوسانات میان دو بازار آتی و نقدی سکه در ایران از بازار نقدی به سمت بازار آتی است.

نویسندگان همچون چان و همکارانش^۱ (۱۹۹۱)، تسه^۲ (۱۹۹۹)، ژانگ و همکارانش^۳ (۲۰۰۴) و بوهل و همکارانش (۲۰۱۱) تفسیر دیگری از ارتباط میان نوسانات دو بازار آتی و نقدی ارائه می‌دهند. از نظر این نویسندگان انتقال نوسانات میان دو بازار در واقع شکل دیگری از جریان اطلاعات میان دو بازار آتی و نقدی است. بنابراین با توجه به اینکه نتایج نشان می‌دهد شوک‌های بازار نقدی تاثیر مثبت بر نوسان شرطی بازار آتی داشته

1- Chan and *et al.*

2- Tse

3- Zhong and *et al.*

و عکس آن صادق نیست، در نتیجه از این منظر می توان گفت که اطلاعات از بازار نقدی به سمت بازار آتی جریان دارد. این موضوع به مفهوم آن است که کشف قیمت در بازار نقدی و نه بازار آتی رخ داده است. بنابراین نتایج این رویکرد، نتایج آزمون های علیت خطی و غیر خطی را که در بخش های قبل ارائه شد، تایید می کند.

۴-۴- سهم هر بازار از فرآیند کشف قیمت

در ادامه برای بررسی بهتر فرآیند کشف قیمت سکه در ایران، سهم نسبی هر بازار با استفاده از معیار ساده ای که توسط شوارز و اسزامری^۱ (۱۹۹۴) برای این منظور ارائه شده، محاسبه شده است. با استفاده از این معیار، سهم دو بازار در فرآیند کشف قیمت از حالت کیفی به حالت کمی تبدیل می شود. در این روش برای محاسبه سهم هر بازار در کشف قیمت از ضرایب تصحیح خطای معادلات *VECM* (دوره اول) و مدل *DCC-GARCH-VECM* (برای دوره دوم) استفاده می شود و بر این مبنا وزن هر بازار در این فرآیند به صورت معادله (۲۹) در دوره اول و معادله (۳۰) در دوره دوم محاسبه می شود.

$$\theta_f = \frac{|\alpha_{RS}|}{|\alpha_{RS}| + |\alpha_{RF}|} = 0/28 \quad ; \quad \theta_s = \frac{|\alpha_{RF}|}{|\alpha_{RS}| + |\alpha_{RF}|} = 0/72 \quad \text{دوره اول: (۲۹)}$$

$$\theta_f = \frac{|\alpha_{RS}|}{|\alpha_{RS}| + |\alpha_{RF}|} = 0/24 \quad ; \quad \theta_s = \frac{|\alpha_{RF}|}{|\alpha_{RS}| + |\alpha_{RF}|} = 0/76 \quad \text{دوره دوم: (۳۰)}$$

θ_s و θ_f سهم بازار آتی و نقدی در فرآیند کشف قیمت است. هر چقدر که مقدار θ_f به عدد یک نزدیک تر باشد، سهم بازار آتی در کشف قیمت بزرگ تر خواهد بود و هر چقدر این آماره به سمت صفر میل کند، سهم مربوطه کمتر خواهد بود. به عبارت دیگر، اگر کشف قیمت به طور کامل در بازار آتی انجام گیرد، انتظار می رود که ضریب θ_f برابر یک شود. استدلالی که در این زمینه مطرح می شود آن است که اگر ضریب تصحیح خطای یک بازار عدد کوچکی باشد، آنگاه دلالت این موضوع بر آن است که نه

1- Schwarz and Szakmary

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۵۵

تنها این بازار دنباله‌رو بازار دیگر نیست، بلکه خود عامل تغییر در فرآیند قیمت‌گذاری بوده و در نتیجه کشف قیمت بیشتر در این بازار انجام می‌گیرد.

با توجه به اینکه ضریب تصحیح خطای بازار نقدی در مقایسه با بازار آتی کوچک‌تر است، از این رو براساس پارامترهای محاسبه شده، سهم بازار آتی در کشف قیمت در مقایسه با بازار نقدی در دو دوره به مراتب کمتر است. بنابراین نتایج حاصل از این قسمت نشان می‌دهد که کشف قیمت بیشتر در بازار نقدی صورت می‌گیرد.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

با راه‌اندازی بازار معاملات قراردادهای آتی سکه بهار آزادی در کشور در سال ۱۳۸۷، دستیابی این بازار به یکی از کارکردهای متصور برای آن، یعنی کشف قیمت یکی از دغدغه‌های مهم پژوهشگران و صاحب‌نظران اقتصادی بوده است. با وجود اینکه مطالعاتی در این خصوص انجام گرفته، اما نقدهای جدی به روش‌شناسی آن‌ها و نتایج به دست آمده وارد شده است. در این پژوهش تلاش بر این بوده که به ابهامات مطرح شده، پاسخ داده شود و یک بررسی جامع در خصوص ارتباط بازار آتی و نقدی سکه طلا از منظر کشف قیمت صورت گیرد.

نتیجه مهم این پژوهش آن است که کشف قیمت سکه طلا در بازار آتی این دارایی انجام نمی‌گیرد. این موضوع در حالی است که نتایج برخی از مطالعات نشان می‌دهد که معاملات قراردادهای آتی بورس کالای ایران فضای مناسبی جهت تعامل نیروی‌های عرضه و تقاضا به منظور کشف قیمت فراهم کرده است. بنابراین نتایج این مطالعه در تقابل با نتایج سایر مطالعاتی است که تاکنون در این زمینه انجام گرفته است.

نتایج به دست آمده مبنی بر اینکه کشف قیمت در بازار نقدی انجام می‌گیرد تا چه حدی می‌تواند با واقعیت‌های بازار سکه در ایران منطبق باشد؟ سوالی است که پاسخ به آن نیازمند مقایسه حجم معاملات بازار آتی و نقدی است. به عبارت دیگر، اگر حجم معاملات بازار آتی در مقایسه با بازار نقدی رقم قابل توجهی نباشد، آنگاه می‌توان انتظار داشت که کشف قیمت در بازار نقدی رخ دهد.

در حال حاضر امکان انجام چنین مقایسه‌ای به دلیل نبود داده‌های قابل اتکا در خصوص حجم معاملات بازار نقدی میسر نیست. علاوه بر این، بخش عمده‌ای از معاملات قراردادهای آتی سکه طلا را معاملات سفته‌بازانه تشکیل می‌دهد، بنابراین به دلیل پایین

بودن سهم معاملات واقعی مدیریت ریسک نوسانات قیمت از حجم کل معاملات، بازار آتی نقش پررنگی در کشف قیمت سکه ایفا نمی‌کند.

اگر نتایج به دست آمده در این پژوهش درست باشد، دلالت این موضوع بر آن است که بازار نقدی نقش مسلط در کشف قیمت ایفا می‌کند. 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 عموماً 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 طولانی‌تر را دربرمی‌گیرد. به طور 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. بنابراین می‌توان اذعان داشت که نتایج به دست آمده در این مقاله با واقعیت‌های بازار سکه در ایران همخوانی دارد. نتایج این مقاله دلالت‌های سیاستی مهمی به شرح ذیل دارد:

* یکی از پیش شرط‌های راه‌اندازی موفق قراردادهای آتی آن است که دارایی پایه این قراردادها از یک بازار نقد قوی برخوردار باشد. با وجود اینکه سکه از یک بازار نقد قوی برخوردار است، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که قرارداد آتی سکه همچنان به کارکرد کشف قیمت دست نیافته است. بنابراین در این شرایط چه تضمینی وجود دارد که راه‌اندازی قراردادهای آتی سایر دارایی‌ها که در مقایسه با سکه از بازار فیزیکی قوی برخوردار نیستند با موفقیت همراه باشد؟ از این رو اولین دلالت سیاستی این مقاله آن است که متولیان بازارهای آتی کشور قبل از راه‌اندازی هر قراردادی لازم است به این نکته بسیار مهم توجه کنند. به نظر می‌رسد که عدم توجه به این نکته یکی از دلایل اصلی پایین بودن حجم معاملات قراردادهای آتی زیره سبز و کنجاله سویا در ایران باشد.

* دوم آنکه نتایج این مقاله به متولیان قراردادهای آتی سکه این نکته را یادآوری می‌کند که بالا بودن حجم قراردادهای آتی سکه الزاماً به مفهوم موفقیت‌آمیز بودن راه‌اندازی این قراردادها نیست، چراکه این قراردادها همچنان با کارکردهای اولیه خود فاصله دارند. بنابراین برای رسیدن به این هدف لازم است که با فرهنگ‌سازی میان فعالان بازار نقدی

تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه ... ۵۷

سکه و آشناسازی آن‌ها با ماهیت بازار آتی، زمینه مناسب برای حرکت فعالان بازار به سمت این نوع قراردادها هموار شود.

* سوم آنکه یکی از نقدهای وارده بر قراردادهای آتی سکه طلا آن است که این نوع قراردادها به افزایش نوسانات بازار نقدی به خصوص در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ که اقتصاد ایران و به تبع آن بازار سکه نوسانات گسترده‌ای را تجربه کرد، دامن زده است (نادعلی، ۱۳۹۳). نتایج مقاله حاضر این ادعا را با چالش مواجه می‌سازد، زیرا بر اساس یافته‌های به دست آمده، اطلاعات ابتدا در بازار نقدی و سپس در بازار آتی منعکس می‌شود، بنابراین در این شرایط احتمال اینکه شوک‌های بازار آتی به نوسانات بازار نقدی دامن زده باشد، بعید به نظر می‌رسد. نتایج مدل گارچ چند متغیره به خوبی این مساله را تایید می‌کند.

منابع

الف - فارسی

- آنکتاد (۱۳۹۳)، آثار توسعه‌ای بورس‌های کالایی در بازارهای نوظهور، شرکت بورس کالای ایران، تهران: انتشارات مهر نوروز.
- احمدپور، احمد و مرضیه نیک‌زاد (۱۳۹۰)، «بررسی رابطه بین قیمت‌های نقد و آتی سکه طلا در بورس کالای ایران»، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۴(۱۳)، ۱۷۵-۱۹۰.
- شریعت‌پناهی، سیدمهدی، هادی محمدزادگان و صفورا شاهینی (۱۳۹۳)، «بررسی رابطه بین قیمت نقد دارایی پایه قرارداد آتی و خالص هزینه نگهداری در بازار قراردادهای آتی سکه طلا در بورس کالای ایران»، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۳(۱۰)، ۱۸۷-۱۹۸.
- 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، ۷(۲۲)، ۹۳-۱۰۷.
- نادعلی، محمد (۱۳۹۳)، «بررسی آثار نوسانی بازار آتی سکه طلا بر بازار نقدی آن در ایران»، فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۳(۸)، ۵۶-۷۶.

ب - انگلیسی

- Baek, E. and W. Brock (1992), "A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model", Iowa State University and University of Wisconsin at Madison Working Paper, 137-156.
- Bal, D. P. and B. N. Rath (2015), "Nonlinear Causality between Crude Oil Price and Exchange Rate: A Comparative Study of China and India", *Energy Economics*, 51, 149-156.
- Bekiros, S., and C. Diks (2008), "The Relationship between Crude Oil Spot and Futures Prices: Cointegration, Linear and Nonlinear Causality", *Energy Economics*, 30, 2673-2685.
- Bohl, M. T., C. A. Salm and M. Schuppli (2011), "Price Discovery and Investor Structure in Stock Index Futures", *Journal of Futures Markets*, 31(3), 282-306.
- Bollerslev, T. (1990), "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", *The Review of Economics and Statistics*, 498-505.

- Chan, K. (1991), "A Further Analysis of the Lead-lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market", *The Review of Financial Studies*, 5(1), 123-152.
- Engle, R. F. and K. F. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11(01), 122-150.
- Fama, E. F. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Francis, B. B., M. Mougoué and V. Panchenko (2010), "Is there a Symmetric Nonlinear Causal Relationship between Large and Small Firms?", *Journal of Empirical Finance*, 17(1), 23-38.
- Fujihara, R. A., M. Mougoué (1997), "An Examination of Linear and Nonlinear Causal Relationships between Price Variability and Volume in Petroleum Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, 17(4), 385-416.
- Garbade, K. and W. L. Silber (1983), "Price Movement and Price Discovery in Futures and Cash Markets", *Rev. Econ. Stat*, 65, 289-297.
- Hammoudeh, S., H. Li, and B. Jeon (2003), "Causality and Volatility Spillovers Among Petroleum Prices of WTI, Gasoline and Heating Oil in Different Locations North American", *Journal of Economics and Finance*, 14, 89-114.
- Hiemstra, C. and J. D. Jones (1994), "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-volume Relation", *The Journal of Finance*, 49(5), 1639-1664.
- Sehgal, S., N. Rajput, and R. K. Dua (2012), "Price Discovery in Indian Agricultural Commodity Markets", *Account Finance*, 2, 21-37.
- Silber, W. L. (1981), "Innovation, Competition, and New Contract Design in Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, 1(2), 123-155.
- Silvapulle, P. and I. A. Moosa (1999), "The Relationship between Spot and Future Prices: Evidence from the Crude Oil Market", *Journal of Futures Markets*, 19(2), 175-193.
- Joseph, A., G. Sisodia and A. K. Tiwari (2014), "A Frequency Domain Causality Investigation between Futures and Spot Prices of Indian Commodity Markets", *Economic Modeling*, 40, 250-258.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock and M. W. Watson (1987), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *National Bureau of Economic Research*, (No. w2229), 2-37.
- Lean, H. H., M. McAleer and W. L. Wong (2010), "Market Efficiency of Oil Spot and Futures: A Mean-variance and Stochastic Dominance Approach", *Energy Economics*, 32(5), 979-986.

- Quan, J. (1992). "Two-step Testing Procedure for Price Discovery Role of Futures Prices", *Journal of Futures Markets*, 12(2), 139-149.
- Rittler, D. (2009), "Price Discovery, Causality and Volatility Spillovers in European Union Allowances Phase II: A High Frequency Analysis", Discussion Paper Series, 492, 1-32.
- Schwarz, T.V. and A. C. Szakmary (1994), "Price Discovery in Petroleum Markets: Arbitrage Cointegration and the Time Interval of Analysis", *Journal of Futures Markets*, 14, 147-167.
- Tully, E. and B. M. Lucey (2007), "A Power GARCH Examination of the Gold Market", *Research in International Business and Finance*, 21(2), 316-325.
- Vilasuso, J. (2001), "Causality Tests and Conditional Heteroskedasticity: Monte Carlo Evidence", *Journal of Econometrics*, 101(1), 25-35.
- Working, H. (1948), "Theory of the Inverse Carrying Charge in Futures Markets", *Journal of Farm Economics*, 30(1), 1-28.
- Zhong, M., A. F. Darrat and R. Otero (2004), "Price Discovery and Volatility Spillovers in Index Futures Markets: Some Evidence from Mexico", *Journal of Banking & Finance*, 28(12), 3037-3054.