نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۴
سال سی‌ام، زمستان ۱۴۰۱، صفحه ۱۸۲ - ۱۴۷

آیا قیمت آتی سکه طلا می‌تواند قسمت نقدی سکه را در آینده پیشبینی کند؟

سید مهدی برکچیان
استادیار اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی (نویسنده مسئول)
m.barakchian@imps.ac.ir
امیر باقرنژاد
کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف
amirba.1994@yahoo.com

در این مقاله بررسی می‌شود که آیا قیمت آتی سکه طلا در بورس کالای ایران پیش‌بینی کننده دقیقی از قیمت نقدی سکه در زمان سررسید همان قرارداد آتی است. این پژوهش به کمک داده‌های روزانه قیمت آتی و نقدی سکه در فاصله آذر سال ۱۳۸۷ الی تیر ۱۳۹۷ انجام می‌شود. بررسی رابطه هم انباشتگی بین قیمت آتی و قیمت نقدی در زمان سررسید نشان می‌دهد در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز هم حرکتی قابل ملاحظه و تقریباً یک‌به‌یکی بین این دو قیمت وجود دارد که حاکی از آن است که قیمت‌های آتی در این افق‌ها حاوی اطلاعاتی از قیمت‌های نقدی زمان سررسید هستند. در این تحقیق همچنین، دقت پیش‌بینی قیمت آتی با پیش‌بینی‌های حاصل از مدل‌های سری زمانی مقایسه می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که در افق‌های کوتاه‌مدت، عملکرد قیمت آتی بهتر بوده و با افزایش افق از این برتری کاسته می‌شود اگرچه همچنان قیمت آتی به‌طور معناداری بدتر از سایر مدل‌ها پیش‌بینی نمی‌کند.

طبقه‌بندی JEL: G13، C53، C58.
واژگان کلیدی: قرارداد آتی، سکه طلا، پیش‌بینی، هم‌انباشتگی، مدل تصحیح خطا، مدل‌های سری زمانی، آزمون دیبولد-ماریانو.

تاریخ دریافت: ۱۲ / ۵ / ۱۴۰۱ تاریخ پذیرش: ۲۰ / ۱۱ / ۱۴۰۱

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

۱. مقدمه

همانگونه که برنانکی،[1] رئیس اسبق بانک مرکزی آمریکا، بیان می‌کند «سیاست‌گذاران و تحلیل‌گران در بسیاری از اوقات از قیمت‌های آتی در پیش‌بینی قیمت کالاهای اساسی استفاده می‌کنند» (برنانکی، ۲۰۰۸، به نقل از چین و کوبین[2]، ۲۰۱۴) که به‌عنوان نمونه می‌توان به صندوق بین‌المللی پول[3] و بانک مرکزی اروپا[4] در این ارتباط اشاره کرد (به‌عنوان نمونه نگاه کنید به صندوق بین‌المللی پول، آوریل ۲۰۰۵). در بازارهای آتی انواع مختلف سرمایه‌گذاران اعم از آربیتراژورها و پوشش دهندگان ریسک به انجام معاملات بر اساس انتظارات خود از آینده می‌پردازند. هرچه عوامل اقتصادی به هنگام قیمت‌گذاری در این بازارها اطلاعات موجود را بهتر پردازش کنند، کارایی قیمت‌گذاری در این بازارها افزایش خواهد یافت و در نتیجه، قیمت‌های آتی به انتظارات مشروط ($E|I_t$) نااریب از قیمت‌های نقدی آینده نزدیکتر خواهد شد.

قرارداد آتی قراردادی است که در آن طرفین قرارداد موظف هستند که کالایی (دارایی پایه) را به قیمت، مقدار و در زمانی مشخص و از پیش تعیین شده مبادله کنند. اولین قرارداد آتی در ایران بر روی شمش طلای یک انسی در تاریخ ۱۳۸۷/۴/۱ منتشر شد. البته قرارداد آتی سکه طلای تمام بهار آزادی (طرح امام) با اختلاف زیاد نسبت به سایر قراردادهای آتی، بیشترین قرارداد منتشر شده (۷۴ قرارداد) را تاکنون داشته است. از سال ۱۳۸۷ تاکنون که بازار قراردادهای آتی در ایران راه‌اندازی شده تحقیقات بسیاری روی این بازار صورت گرفته است. این تحقیقات به مسائلی نظیر بررسی فقهی و حقوقی قراردادهای آتی، اثر معاملات بورس کالا بر توسعه اقتصادی، امکان‌سنجی و تعیین نرخ بهینه پوشش ریسک، قیمت‌گذاری قرارداد آتی، ارتباط علی میان بازارهای نقد و آتی

1. Ben Bernanke
2. Chinn & Coibion
3. International Monetary Fund
4. European Central Bank

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

و کارایی بازار آتی پرداخته‌اند.[۱] اما تاکنون عملکرد قیمت‌های آتی سکه در بورس کالای ایران به عنوان یک پیش‌بینی از قیمت نقدی سکه در آینده بررسی نشده و تحقیق حاضر از این منظر، پژوهش جدیدی محسوب می‌شود.

این پژوهش با استفاده از داده‌های آذر سال ۱۳۸۷ الی تیر ۱۳۹۷ ابتدا به بررسی رابطه هم‌انباشتگی قیمت آتی با قیمت نقدی در سررسید می‌پردازد و سپس عملکرد قیمت‌های آتی سکه طلا در پیش‌بینی قیمت‌های نقدی آینده را با پیش‌بینی حاصل از مدل‌های مرجع سری زمانی مقایسه می‌کند. بررسی رابطه هم انباشتگی[۲] بین قیمت‌های آتی و نقدی زمان سررسید نشان می‌دهد در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز کاری هم‌حرکتی قابل ملاحظه و تقریباً یک‌به‌یکی بین این متغیرها وجود دارد. از این رو، قیمت‌های آتی در این افق‌ها حاوی اطلاعاتی از قیمت‌های زمان سررسید هستند. در ادامه، دقت پیش‌بینی قیمت آتی با پیش‌بینی حاصل از مدل‌های مرجع سری زمانی یعنی گام تصادفی[۳]، خودرگرسیون[۴]، میانگین متحرک[۵] و آرما[۶] به کمک معیارهای ارزیابی مجذور میانگین مربعات خطای پیش‌بینی[۷] و آزمون دیبولد–ماریانو (نسخه b ثابت مجانبی[۸]) مقایسه می‌شود. این مقایسه نشان می‌دهد که در افق‌های کوتاه‌مدت، عملکرد قیمت آتی بهتر است و با افزایش افق از این برتری کاسته می‌شود اگرچه همچنان قیمت آتی به‌طور معناداری بدتر از سایر مدل‌ها پیش‌بینی نمی‌کند. نتیجه دیگر اینکه پیش‌بینی حاصل از تبدیل خطی قیمت‌های آتی به کمک رگرسیون با پنجره غلتان[۹] در افق‌های بالاتر از

---

۱. برای مطالعه بیشتر در مورد بررسی‌های فقهی و حقوقی به منابع زیر رجوع کنید: بای و همکاران (۱۳۹۰) و ملکی و بشیری (۱۳۹۷)؛ اثر بورس کالا بر توسعه اقتصادی به نجفعلی نسب و همکاران (۱۳۹۰) و نادعلی (۱۳۹۲)؛ امکان‌سنجی نرخ بهینه پوشش ریسک به خدادادیان و همکاران (۱۳۸۹) و اسکندری و همکاران (۱۳۹۴) و در رابطه با قیمت‌گذاری قراردادهای آتی به کارنامه حقیقی و همکاران (۱۳۹۰)، موسوی و همکاران (۱۳۹۱) و شیخ‌حسینی لری و زمانیان (۱۳۹۳).

2. Cointegration
3. Random Walk
4. Autoregressive
5. Moving Average
6. Autoregressive Moving Average
7. Root Mean Squared Percentage Forecast Error
8. Fixed-b Asymptotic Diebold-Mariano Test
9. Rolling Window

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

۱۰۰ روز عملکرد به نسبت بهتری در مقایسه با مدل‌های سری زمانی دارد و در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز ضعیف‌تر عمل می‌کند، در حالی که رگرسیون با پنجره افزاینده[1] در تمامی افق‌ها نسبت به مدل‌های مرجع از عملکرد ضعیف‌تری برخوردار است. علاوه بر این، به‌طور کلی دقت پیش‌بینی قیمت آتی تقریبا به دقت میانگین پیش‌بینی‌های حاصل از مدل‌های مرجع نزدیک است؛ این نتیجه نشان می‌دهد که گویا افراد از اطلاعات گذشته موجود در قیمت‌های نقدی برای قیمت‌گذاری قراردادهای آتی به خوبی بهره می‌گیرند.

ادامه این مقاله بدین شرح است. در بخش بعد، ادبیات مربوط به موضوع پیش‌بینی به کمک قیمت‌های آتی تشریح خواهد شد. بخش سوم روش پژوهش و نتایج به دست آمده را توضیح می‌دهد و بخش چهارم به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲. مرور ادبیات

موضوع توان پیش‌بینی قراردادهای آتی به لحاظ نظری با تئوری‌های وارونگی[2]، هزینه انبارش[3] و کارایی بازار آتی مرتبط است. تئوری وارونگی بیان می‌کند که قیمت‌های آتی، تخمینی اریب (رو به پایین)[4] از قیمت انتظاری ارائه می‌دهند چرا که پوشش ریسک[5] از سوی فروشنده قرارداد آتی امری باارزش است که تنها در ازای دریافت یک بازدهی مالی حاضر به ارائه آن است. فرض اصلی این تئوری این است که پوشش‌دهندگان ریسک در طرف فروش قراردادهای آتی قرار دارند اما در واقعیت ممکن است چنین نباشد و به طور کلی نیز، توافق نظری بر روی این تئوری وجود ندارد (کارتر[6]، ۱۹۹۹). از سوی دیگر، تئوری انبارش بیان می‌کند که اختلاف میان قیمت‌های نقدی و آتی در هر لحظه از زمان را بازدهی لازم برای انبار کردن (necessary return

1. Expanding Window
2. Normal backwardation
3. Theory of storage
4. Downward bias
5. Hedging
6. Carter

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

of storage) توضیح می‌دهد که توسط رقابت در بازار مشخص می‌شود. هر دو تئوری پیش‌بینی حاصل از قیمت‌های آتی را به طور مستقیم ارزیابی نمی‌کنند.[۱]

۲-۱. نظریه بازار کارا و ناارییی قیمت‌های آتی

تحقیقات گسترده‌ای کارایی بازارهای آتی به خصوص شکل ضعیف آن را مورد بررسی قرار داده‌اند. این پژوهش‌ها به کمک بررسی خواص مارتینگل[۲] قیمت‌های آتی، روش تحقیق رویدادی[۳]، استراتژی‌های سودآور و ناارییی پیش‌بینی حاصل از قیمت‌های آتی کارایی این بازار را بررسی می‌کنند. به عنوان مثال کومار[۴] (۱۹۹۲) بیان می‌کند که اگر بازدهی مازاد حاصل از نگه‌داری قرارداد آتی معنادار نباشد، بازار قراردادهای آتی کارا است. همچنین در یک بازار کارا انتظار می‌رود که قیمت‌ها از مدل گام تصادفی تبعیت کنند، تأثیر ورود اطلاعات جدید در قیمت‌ها در لحظه منعکس شود، استراتژی بدون ریسک برای کسب سود سیستماتیک وجود نداشته باشد و قیمت‌های آتی تخمینی ناارب از قیمت‌های نقدی آینده ارائه بدهند (کارتر، ۱۹۹۹). در ادامه، تحقیقات صورت گرفته در زمینه بررسی ناارییی پیش‌بینی قیمت‌های آتی بررسی می‌شود.

بررسی ناارییی قیمت‌های آتی به کمک رابطه ۱ صورت می‌گیرد (به عنوان مثال، تامک و گری (۱۹۷۰)، کوفی[۵] (۱۹۷۳)، لیوثلد[۶] (۱۹۷۴)، مارتین و گارسیا (۱۹۸۱)، کنیون[۷] (۱۹۹۳)). در این رابطه S_{t+h} قیمت نقدی در زمان سررسید، $F_{t,t+h}$ قیمت قرارداد آتی در زمان t برای تحویل در h دوره آینده و e_{t+h} عبارت خطا است. تامک و گری (۱۹۷۰) بیان می‌کنند که اگر عرض از مبدأ و شیب خط این رگرسیون به ترتیب برابر با صفر و یک باشند، آنگاه قیمت‌های آتی تخمینی ناارب ارائه می‌کنند. کوفی (۱۹۷۳) نیز بیان می‌کند که هر چه R^2 تخمین زده شده بیشتر باشد،

---

۱. برای مطالعه بیشتر در رابطه با تئوری وارونگی، نگاه کنید به: کینز (۱۹۳۰)، هیکس (۱۹۴۶) و کارتر (۱۹۹۹) و در رابطه با تئوری انبارش به ورکینگ (۱۹۴۲؛ ۱۹۴۸؛ ۱۹۴۹)، کوتنر (۱۹۶۰) و فرنچ (۱۹۸۶).

2. Martingale
3. Event Study
4. Kumar
5. Kofi
6. Leuthold
7. Kenyon

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

احتمالاً پیش‌بینی مورد نظر بهتر خواهد بود. در این رابطه عقلایی بودن افراد به صورت پیش فرض در نظر گرفته می‌شود و در نتیجه به هنگام تخمین این رابطه از قیمت نقدی تحقق‌یافته (S_{t+h}) به جای قیمت انتظاری ($E_t(S_{t+h})$) استفاده می‌شود. همان‌طور که فاما و فرنچ (۱۹۸۷) مطرح می‌کنند، هر چه β اختلاف معنادارتری از صفر داشته و به یک نزدیک‌تر باشد، قدرت پیش‌بینی قیمت‌های آتی بیشتر خواهد بود. به عبارتی دیگر، β نزدیک به یک به این معنا است که قیمت‌های آتی حاوی اطلاعاتی از قیمت‌های نقدی زمان سررسید هستند که ممکن است به پیش‌بینی قیمت‌های نقدی آینده کمک کند.

$$E_t(S_{t+h}) = \alpha + \beta F_{t,t+h} + e_{t+h} \qquad (۱)$$

البته اگر متغیرهای رابطه (۱) مانا[1] نباشند این رگرسیون با مشکل مواجه می‌شود. همان‌طور که گرنجر و نیوبلد (۱۹۷۴) بیان می‌کنند، استفاده از متغیرهای نامانا ممکن است منجر به رگرسیون کاذب[2] شود. در رگرسیون کاذب علی رغم بی ارتباط بودن متغیرهای مورد بررسی، ممکن است مقدار R^2 و همچنین مقدار آماره t به صورتی غیر واقعی بزرگ به دست آیند. قیمت کالاها غالباً نامانا هستند و رابطه (۱) با مشکل رگرسیون جعلی مواجه است. برای حل این مشکل دو رهیافت تفاضل‌گیری و هم انباشتگی مورد استفاده قرار می‌گیرد. دو شکل از تفاضل‌گیری در پیشینه پژوهش مشاهده می‌شود (به عنوان مثال فرنچ، ۱۹۸۶؛ فاما و فرنچ ۱۹۸۷؛ و چین و کویین ۲۰۱۴) که به صورت روابط ۲ و ۳ هستند. S_t و F_t در این روابط همان قیمت نقدی زمان سررسید (S_{t+h}) و قیمت قرارداد آتی ($F_{t,t+h}$) هستند. تفاضل‌گیری باعث مانا شدن سری‌ها می‌شود اما برخی از اطلاعات نهفته در سطح قیمت‌ها را از بین می‌برد. به همین علت، پیش از استفاده از این رویکرد، هم‌انباشتگی بین متغیرها بررسی می‌شود.

$$S_t - S_{t-1} = \alpha + \beta(F_{t-1} - F_{t-2}) + u_t \qquad (۲)$$

$$S_t - S_{t-1} = \alpha + \beta(F_{t-1} - S_{t-1}) + u_t \qquad (۳)$$

---

1. Stationary
2. Spurious regression

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

به طور کلی هر ترکیب خطی از متغیرهای نامانا خود نیز یک متغیر نامانا است. یک استثنا وجود دارد و آن نیز در حالتی است که متغیرهای مورد نظر هم‌انباشته باشند. متغیرهای هم‌انباشته در بلندمدت توسط یک رابطه تعادلی به یکدیگر متصل هستند و انحرافات کوتاه مدت از این رابطه توسط تصحیح خطا[1] جبران می‌شود. بنابراین، متغیرهای هم‌انباشته نمی‌توانند از این تعادل خیلی فاصله بگیرند. اگر سری‌های آتی و نقدی سررسید هم انباشته باشند در این صورت روابط (۲) و (۳) به اشتباه تصریح شده‌اند (مکنزی و هلت[2]، ۲۰۰۲). تعدادی از پژوهش‌ها به منظور بررسی رابطه(۱) از رویکرد هم‌انباشتگی استفاده می‌کنند (به عنوان مثال کرودر و حامد[3]، ۱۹۹۳؛ کرهبیل و آدکینز[4]، ۱۹۹۳؛ بک[5]، ۱۹۹۴؛ کلارد و همکاران، ۱۹۹۹؛ مکنزی و هلت؛ پدرزولی و توریسلی[6]، ۲۰۱۳؛ آربکس و کاروالهو[7]، ۲۰۲۰). در صورتی که قیمت‌های نقد و آتی هم انباشته باشند، ضریب β را به صورت سازگاری می‌توان از رابطه (۱) تخمین زد اما توزیع مجانبی آماره t دیگر نرمال نیست و بنابراین از این طریق نمی‌توان استنتاج آماری معتبر انجام داد (استاک[8]، ۱۹۸۷). مدل تصحیح خطا این مشکل را برطرف می‌کند. هر سیستم متشکل از متغیرهای هم انباشته را می‌توان به شکل مدل تصحیح خطا نوشت (انگل و گرنجر[9]، ۱۹۸۷). جدول (۱) خلاصه پژوهش‌هایی را نشان می‌دهد که از رابطه (۱) برای بررسی قدرت پیش‌بینی قیمت‌های آتی استفاده کرده‌اند. به طور کلی در این تحقیقات نتیجه گرفته می‌شود که قدرت پیش‌بینی قرارداد آتی در کالاهای کشاورزی به نسبت فلزات گران‌بها از جمله طلا بیشتر است.

1. Error correction
2. McKenzie and Holt
3. Crowder and Hamed
4. Krehbiel and Adkins
5. Beck
6. Pederzoli and Torricelli
7. Arbex and Carvalho
8. Stock
9. Engle and Granger

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

جدول ۱. خلاصه پژوهش‌هایی که به ناارریبی قیمت‌های آتی می‌پردازند.

نویسندگان	سال انتشار	بازارهای مورد بررسی	افق پیش‌بینی	بازه زمانی داده‌ها	رویکرد	نتیجه‌گیری
تامک و گری	۱۹۷۰	ذرت، سویا و سیب زمینی	قیمت آتی فصل بهار برای سررسید پاییز	۱۹۶۸ - ۱۹۵۲	رابطه رگرسیونی ساده	ذرت و سویا ناارریب و سیب زمینی اریب
فاما و فرنچ	۱۹۸۷	۱۰ کالای کشاورزی، ۲ کالای چوبی، ۵ کالای حیوانی و ۴ فلز گران‌بها	۱، ۳، ۶ و ۱۲ ماه	۱۹۸۴ - ۱۹۶۶	رویکرد تفاصل‌گیری	قدرت پیش‌بینی کالاهای کشاورزی و محصولات حیوانی و عدم قدرت پیش‌بینی در فلزات گران‌بها
کرودر و حامد	۱۹۹۳	نفت خام	ماهیانه	۱۹۹۰ - ۱۹۸۳	هم انباشتگی، تصحیح خطا و آزمون یواهنسون	قیمت قرارداد آتی نفت خام ناارریب است.
کرهبیل و آدکینز	۱۹۹۳	فلزات طلا، نقره، مس و پلاتین	۳ ماه	۱۹۹۲ - ۱۹۶۰	هم انباشتگی، تصحیح خطا، رویکرد انگل و گرنجر دو مرحله‌ای و آزمون یواهنسون	به جز مس قیمت‌های آتی اریب هستند.
بک	۱۹۹۴	مس، کنجاله سویا، ذرت، آب پرتغال، خوک، گاو زنده و کاکائو	۸ و ۲۴ هفته‌ای	۱۹۸۷ - ۱۹۶۶	هم انباشتگی، تصحیح خطا و رویکرد انگل و گرنجر دو مرحله‌ای	در افق ۸ هفته‌ای تنها پیش‌بینی مس اریب بوده و در افق ۲۴ هفته‌ای نتایج مختلط به دست آمده است.
مکنزی و هلت	۲۰۰۲	ذرت، کنجاله سویا، خوک و گاو زنده	۲ ماه	۲۰۰۰ - ۱۹۵۲	هم انباشتگی، تصحیح خطا و آزمون یوهانسون	همه قیمت‌های آتی در بلندمدت ناارریب هستند.
پدرزولی و توریسلی	۲۰۱۳	ذرت	۲ ماه	۲۰۱۱ - ۱۹۹۸	هم انباشتگی، تصحیح خطا و آزمون یوهانسون	قیمت‌های آتی ناارریب بوده‌اند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

۲-۲. ادبیات مقایسه دقت پیش‌بینی قرارداد آتی با پیش‌بینی حاصل از مدل‌های سری زمانی

همان‌طور که قبلاً بیان شد قیمت‌های آتی ممکن است تخمین‌زنی اریب باشند اما تا زمانی که قدرت پیش‌بینی بهتری نسبت به سایر روش‌های پیش‌بینی داشته باشند همچنان کارا محسوب می‌شوند (تامک ۱۹۹۷). در سال‌های اخیر بیشتر پژوهش‌ها بر روی مقایسه دقت پیش‌بینی قیمت‌های آتی با دیگر مدل‌ها متمرکز شده‌اند (چینین و کویبین ۲۰۱۴). کومار (۱۹۹۲) با استفاده از داده‌های ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۰ پیش‌بینی قرارداد آتی، گام تصادفی، مدل بر اساس قضاوت[1] و ترکیب آن‌ها را برای کالای نفت خام بررسی می‌کند. مقایسه در این پژوهش بر اساس معیارهای ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) و میانگین مطلق خطا (MAE) صورت گرفته است. چینین و کویبین (۲۰۱۴) پیش‌بینی قرارداد آتی و گام تصادفی را در افق‌های ۱، ۳، ۶ و ۱۲ ماهه برای چهار کالای انرژی، دو فلز گران‌بها، پنج فلز پایه و سه کالای کشاورزی با استفاده از داده‌های ماهیانه سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴ بررسی می‌کنند. این مقایسه به کمک معیار RMSE صورت گرفته است. آلکویست و کیلیان[2] (۲۰۱۰) پیش‌بینی قرارداد آتی نفت خام را به کمک آزمون دیبولد و ماریانو (DM) با مدل گام تصادفی مقایسه می‌کنند. نتیجه این است که گام تصادفی از دقت بالاتری برخوردار است. کورونیو و ایاکن[3] (۲۰۱۵) بیان می‌کنند آزمون DM برای نمونه‌های کوچک ممکن است به اشتباه، برتری مدلی بر مدل دیگر را نتیجه‌گیری کند. ایشان روشی تحت عنوان b-ثابت مجانبی[4] را معرفی می‌کنند که امکان استفاده از آزمون DM در نمونه‌های کوچک را فراهم می‌کند. کواس و روبازک[5] (۲۰۱۹) پیش‌بینی قراردادهای آتی نفت خام تگزاس و برنت، گاز طبیعی، طلا، نقره و مس را با مدل گام تصادفی با استفاده از روش b-ثابت مجانبی و معیارهای RMSE و MAE مقایسه کردند. آنها به کمک داده‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ و بررسی افق‌های پیش‌بینی ۱، ۳، ۶، ۱۳، ۲۶، ۵۲ هفته‌ای نتیجه گرفتند که قرارداد آتی فلزات گران‌بها (طلا و نقره) عملکردی

1. Judgmental based
2. Alquist and Kilian
3. Coroneo and Iacone
4. Fixed-b Asymptotic
5. Kwas and Rubaszek

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

مشابه با گام تصادفی دارند، در حالی که برای سایر کالاها عملکرد قیمت‌های آتی بهتر بوده است. بومن و حسین[1] (۲۰۰۴) پیش‌بینی مدل‌های بر اساس قضاوت، مدل‌های آماری و قراردادهای آتی را برای ۱۵ کالای اساسی موجود در شاخص قیمت کالاهای صندوق بین‌المللی پول (IMF[2]) مقایسه کردند و به کمک معیار مجذور میانگین مربعات خطا نتیجه گرفتند که قرارداد آتی نسبت به دو مدل دیگر به خصوص در افق‌های زمانی دورتر از عملکرد بهتری برخوردار است. نتایج این پژوهش‌ها نشان می‌دهد که به طور کلی در قراردادهای آتی مربوط به کالاهای کشاورزی به خصوص کالاهای با انبارش پیوسته، عملکرد بهتری در پیش‌بینی قراردادهای آتی مشاهده می‌شود. اما، قیمت‌های آتی برای فلزات گران‌بها از جمله طلا در مقایسه با دیگر مدل‌های پیش‌بینی عملکرد بهتری نشان نمی‌دهند.

۲-۳. پژوهش‌های تجربی مرتبط با قرارداد آتی سکه در ایران

از سال ۱۳۸۷ تاکنون که بازار قراردادهای آتی در ایران راه‌اندازی شده تحقیقات بسیاری روی این بازار صورت گرفته است. از میان این پژوهش‌ها آن گروه که به کارایی بازار آتی پرداخته‌اند به نحوی به موضوع مقاله حاضر مرتبط هستند اگرچه که این بررسی‌ها به صورت آزمون نااریبی پیش‌بینی نیستند.[3] موضوع ارتباط علی بین دو بازار نقد و آتی نیز به پژوهش حاضر مرتبط است. اگر ارتباط علی از قیمت‌های آتی به سمت قیمت‌های نقدی برقرار باشد، آنگاه ممکن است که بتوان از قیمت‌های آتی برای پیش‌بینی قیمت‌های نقدی بهره گرفت (احمدپور و نیکزاد (۱۳۸۹) و مهرآرا و نائبی (۱۳۹۳)). اکثر پژوهش‌هایی که به بررسی ارتباط علی میان این دو بازار پرداخته‌اند، نتیجه می‌گیرند که ارتباط علی یا از بازار آتی به سمت بازار نقدی یا به‌صورت دو طرفه برقرار است. جدول ۲ شامل خلاصه‌ای از تحقیقات صورت گرفته در این زمینه است. این پژوهش‌ها

---

1. Bowman and Husain
2. International Monetary Fund
۳. برای مطالعه بیشتر در رابطه با کارایی بازار آتی سکه طلا در ایران به محمدزاده اصل و همکاران (۱۳۹۱)، محسنی، ناصرپور و ولی زاده (۱۳۹۵) و فدایی نژاد و همکاران (۱۳۹۷) رجوع شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

ارتباط بین قیمت قرارداد آتی و قیمت نقدی سکه در زمان کنونی را در نظر می‌گیرند. این در حالی است که ما در این مقاله به جای قیمت‌های نقدی زمان حال، قیمت‌های نقدی در زمان سررسید قرارداد آتی را بررسی می‌کنیم. لذا همانگونه که از مرور پژوهش‌های منتشر شده مشاهده می‌شود تاکنون عملکرد قیمت‌های آتی به عنوان یک پیش‌بینی از قیمت سکه در آینده در ایران بررسی نشده و تحقیق حاضر از این منظر یک پژوهش جدید محسوب می‌شود.

جدول ۲. خلاصه پژوهش‌هایی که ارتباط علی میان بازارهای آتی و نقدی سکه طلا در ایران را بررسی می‌کنند.

نویسندگان	سال انتشار	تواتر داده‌ها	بازه زمانی داده‌ها	رویکرد	نتیجه‌گیری
احمدپور و نیکزاد	۱۳۹۰	روزانه	۸۷/۹ – ۸۸/۱۲	گارچ دو متغیره و آزمون یوهانسون	رابطه بلندمدت از آتی به نقدی
فکاری و همکاران	۱۳۹۳	روزانه	۹۱-۹۰	رگرسیون چندگانه، GARCH VAR و علیت گرنجر	نوسانات آتی به سمت بازار نقدی
مهرآرا و نائبی	۱۳۹۳	روزانه	۸۷/۹ – ۹۱/۷	هم انباشتگی، تصحیح خطا، آزمون علیت گرنجر و علیت هم‌زمانی	علیت دو طرفه کوتاه مدت و بلندمدت، همچنین علیت هم‌زمان
محمدی، سواری و احمدزاده	۱۳۹۵	روزانه	۸۷/۴ – ۹۰/۴	خود رگرسیون برداری، تصحیح خطای برداری و آزمون علیت گرنجر خطی و غیر خطی	علیت از بازار نقدی به سمت بازار آتی
نیکلایان، ناصرپور و محسنی	۱۳۹۵	روزانه	۹۰ - ۹۴	گارچ و خود رگرسیون برداری	نوسانات بازار آتی باعث تشدید نوسانات بازار نقدی می‌شود.
زندیه، ناصرپور و بشیری راد	۱۳۹۵	روزانه	۸۷ - ۹۴	علیت خطی و غیر خطی گرنجر و آزمون غیر خطی	رابطه علی دو طرفه
محمدی و سواری	۱۳۹۷	روزانه	۹۲/۹ – ۹۴/۴	DCC-GARCH-VECM	سرریز نوسانات از بازار نقدی به آتی است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

۳. روش پژوهش و نتایج

ابتدا مرور کوتاهی بر داده‌های مورد استفاده خواهیم داشت. $F_{t,t+h}$ قیمت قرارداد آتی سکه مشاهده شده در زمان t برای سررسید h روز کاری آینده و S_{t+h} قیمت نقدی سکه در زمان سررسید در نظر گرفته می‌شود. هر قرارداد در طول عمر خود تنها یک بار به زمانی می‌رسد که h روز به سررسید آن باقیمانده است. بنابراین t در عمل همان شمارنده قرارداد است. فاصله بین سررسید قراردادها تقریباً ۲ماه یک‌بار است. بنابراین، واحد t را می‌توان دو ماه (۴۸ روز کاری) در نظر گرفت.[۱] بررسی‌های این پژوهش به تفکیک افق پیش‌بینی صورت می‌گیرد یعنی مشاهدات سری زمانی $F_{t,t+h}$ برای یک افق پیش‌بینی خاص (h) در سطح قرارداد ساخته می‌شوند. به عنوان مثال برای افق ۵۰ روز $F_{1,1+50}$ قیمت اولین قرارداد ۵۰ روز به سررسید مانده، $F_{2,2+50}$ قیمت دومین قرارداد ۵۰ روز به سررسید مانده و... است. S_{t+h} نیز قیمت نقدی زمان سررسید متناظر با $F_{t,t+h}$ در نظر گرفته می‌شود. به این ترتیب S_{1+50} قیمت نقدی زمان سررسید اولین قرارداد، S_{2+50} قیمت نقدی زمان سررسید دومین قرارداد و... خواهد بود. قیمت قراردادهای آتی از آمار معاملات بازار مشتقه در وب‌سایت بورس کالای ایران و قیمت‌های نقدی نیز از وب‌سایت‌های rahavard365.com و tgju.org دریافت شده است. برای تکمیل داده‌های قیمت نقدی از آرشیو آنلاین روزنامه‌های همشهری، اقتصاد، آفتاب و فارس نیز استفاده شده است. جدول (۱) پیوست، سررسید قراردادهای منتشر شده بر روی سکه طلا را نشان می‌دهد. از تاریخ ۴ تیرماه ۱۳۹۷ در بازار قرارداد آتی ممنوعیت موقعیت تعهدی خرید جدید اعلام شد و این اقدام مکانیسم عرضه و تقاضا را در بازار آتی برای تعیین قیمت‌ها مختل کرد. بنابراین چهار قرارداد با سررسیدهای تیر ۹۷ و به بعد در پژوهش حاضر استفاده نمی‌شوند. طول عمر قراردادهای منتشر شده (تعداد روزهای کاری از اولین روز معامله تا زمان سررسید) متفاوت است. بنابراین، تعداد مشاهدات در هر افق بسته به این که چند قرارداد طول عمری بزرگ‌تر یا برابر با افق مورد نظر دارند، متفاوت است. شکل (۱) تعداد مشاهدات در هر افق پیش‌بینی را نشان می‌دهد. از آنجا که تعداد

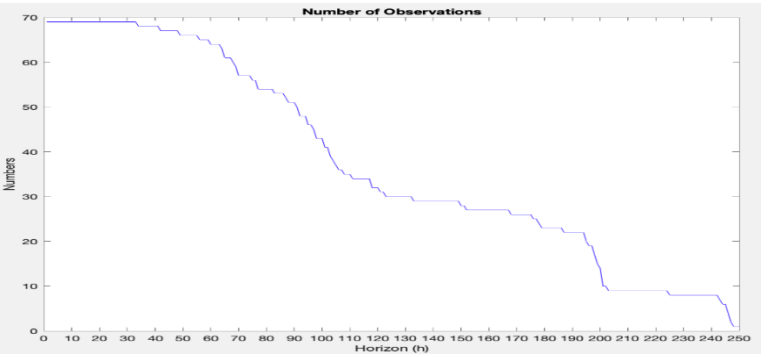
---

۱. در سال‌های ۹۱ و ۹۲ قراردادهای آتی با سررسیدهای هر ماه منتشر شده است. از این رو، در ادامه متن این مقاله واحد t شمارنده قرارداد در نظر گرفته می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

مشاهدات در افق‌های بیشتر از ۲۰۰ روز کاری کمتر از ۱۰ تا است، این پژوهش صرفا افق‌های تا ۲۰۰ روز کاری را در نظر می‌گیرد.



شکل ۱. تعداد مشاهدات در افق‌های ۱ الی ۲۵۰ روز کاری

در ادامه، ابتدا از رویکرد هم انباشتگی برای بررسی رابطه بلندمدت قیمت آتی و قیمت نقدی در سررسید استفاده می‌شود و سپس در بخش دوم پیش‌بینی قیمت‌های آتی با پیش‌بینی‌های حاصل از مدل‌های مرجع مقایسه می‌گردد.

۳-۱. رویکرد هم‌انباشتگی

پیش‌تر بیان شد که هر چه ضریب β در رابطه (۱) به یک نزدیک‌تر باشد، قیمت‌های آتی حاوی اطلاعات بیشتری از قیمت‌های نقدی در سررسید هستند. این پژوهش در رویکرد اول به کمک بررسی هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا، ضریب β در رابطه (۱) را تحلیل می‌کند. در گام اول، مانایی سری‌های S_{t+h} و $F_{t,t+h}$ به کمک آزمون‌های ریشه واحد[1]، یعنی آزمون‌های دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF[2]) و فیلیپس - پیرون (PP[3])، بررسی می‌شود. انتخاب وقفه در آزمون‌های ADF بر اساس معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان-کوئین صورت گرفته است. نتایج آزمون‌های ADF

1. Unit root tests
2. Augmented Dickey-Fuller
3. Phillips Perron

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

و PP بر روی لگاریتم سطح متغیرها حاکی از نامانا بودن آن‌ها در سطح معنی‌داری ۵ درصد در تمام افق‌های پیش‌بینی است. آزمون‌های ADF برای تفاضل لگاریتم متغیرها نشان می‌دهند که تفاضل لگاریتم متغیرها در اکثر افق‌ها مانا هستند. در حالی که این نتایج آزمون ADF تا حدی به انتخاب معیار وقفه حساس است اما نتایج آزمون PP نشان می‌دهد که مطابق با انتظار، تفاضل‌گیری باعث مانا شدن سری‌ها در همه افق‌های پیش‌بینی می‌شود.[۱]

از آنجا که نتایج آزمون‌های ریشه واحد حاکی از آن است که لگاریتم سری‌های S_{t+h} و $F_{t,t+h}$ خواص I(1) از خود نشان می‌دهند، در مرحله بعد به کمک آزمون‌های انگل و گرنجر دو مرحله‌ای وجود رابطه هم‌انباشتگی بین آن‌ها بررسی می‌شود. آزمون انگل و گرنجر ابتدا رابطه (۴) را تخمین می‌زند و در مرحله دوم به کمک آزمون ریشه واحد روی باقیمانده تخمین زده‌شده، وجود هم‌انباشتگی را بررسی می‌کند.[۲] مانا بودن این سری به معنای وجود رابطه هم‌انباشتگی است. از آنجا که سری باقیمانده خود تخمین زده می‌شود، مقادیر بحرانی در این حالت متفاوت از مقادیر متناظر آزمون ADF هستند و این مقادیر از پژوهش مک‌کینون (۱۹۹۶) استخراج می‌شود. شکل(۲) نتایج این آزمون در افق‌های ۱ تا ۲۰۰ روز کاری را نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز در سطح معنی‌داری ۵ درصد رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد.

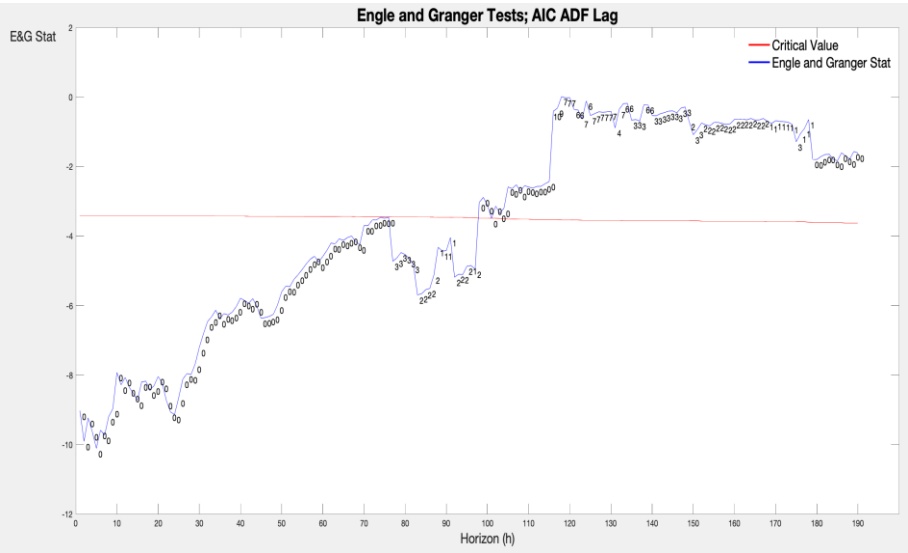
$$S_{t+h} = \mu_h + \phi_h F_{t,t+h} + e_{t+h} \qquad (۴)$$

۱. به منظور رعایت اختصار نتایج آزمون‌های ریشه واحد در این جا گزارش نشده است اما در صورت درخواست قابل ارائه هستند.

۲. در سراسر مقاله، متغیرهای قیمت آتی و قیمت نقدی در فرم لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]



شکل ۲. نتایج آزمون‌های انگل و گرنجر دو مرحله‌ای بین سطح متغیرهای $F_{t,t+h}$ و S_{t+h}

توضیحات: در این شکل، نمودار آبی و قرمز به ترتیب آماره آزمون و مقادیر بحرانی متناظر هستند. مقادیر بحرانی از پژوهش مک‌کینون (۱۹۹۶) استخراج شده‌اند. محور افقی مربوط به افق‌های پیش‌بینی است. اگر مقدار آماره از مقدار بحرانی متناظر کمتر باشد، فرض صفر عدم وجود هم‌انباشتگی در سطح ۵ درصد رد می‌شود. اعداد روی نمودار آبی، وقفه انتخاب شده توسط معیار AIC برای آزمون ADF بر روی سری باقیمانده است.[۱]

در مرحله بعد برای افق‌های تا ۱۰۰ روز، مدل‌های تصحیح خطا – روابط ۵ و ۶ – به کمک OLS تخمین زده می‌شود. $\hat{\theta}_1$ و $\hat{\theta}_2$ از تخمین رابطه ۵ برای افق پیش‌بینی h محاسبه می‌شوند و در ادامه نیز ϕ_h – یعنی ضریب هم‌انباشتگی – بر اساس رابطه ۷ محاسبه می‌شود.

۱. برای تحلیل حساسیت نتایج به نحوه انتخاب وقفه از معیارهای شوارتز و حنان–کوئین نیز استفاده شده است که نتایج به نحوه انتخاب وقفه حساس نبوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

$$\Delta S_{t+h} = \theta_0 + \theta_1 S_{(t-1)+h} + \theta_2 F_{(t-1),(t-1)+h} + \sum_{i=1}^{k_s} \lambda_i \Delta S_{(t-i)+h} + \sum_{i=1}^{k_f} \gamma_i \, \Delta F_{(t-i),(t-i)+h} + \epsilon_{t+h} \quad (۵)$$

$$\Delta F_{t+h} = \theta'_0 + \theta'_1 S_{(t-1)+h} + \theta'_2 F_{(t-1),(t-1)+h} + \sum_{i=1}^{k_s'} \lambda'_i \Delta S_{(t-i)+h} + \sum_{i=1}^{k_f'} \gamma'_i \, \Delta F_{(t-i),(t-i)+h} + u_{t+h} \quad (۶)$$

$$\widehat{\phi_h} = \frac{-\hat{\theta}_2}{\hat{\theta}_1} \quad (۷)$$

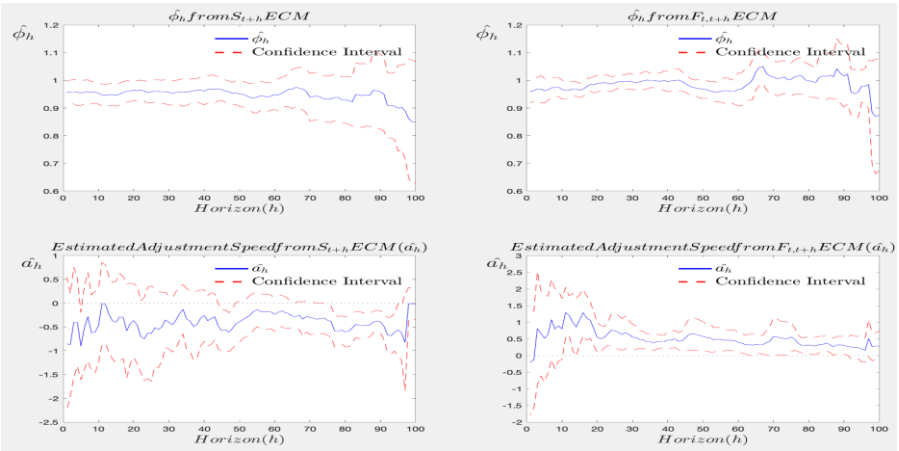
شکل ۳ نتایج تخمین ضرایب هم‌انباشتگی و سرعت تعدیل[۱] در معادلات تصحیح خطا S_{t+h} و $F_{t,t+h}$ را نشان می‌دهد. شکل‌های سمت چپ مربوط به معادله تصحیح خطای S_{t+h} (رابطه ۵) و شکل‌های سمت راست مربوط به معادله تصحیح خطای $F_{t,t+h}$ (رابطه ۶) هستند. مشاهده می‌شود که در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز هم‌حرکتی بین متغیرها نزدیک به یک به یک است. تخمین سرعت تعدیل نیز نشان می‌دهد که تا افق ۹۰ روز در قیمت‌های آتی و در افق‌های ۸۰ تا ۱۰۰ روز در قیمت نقدی سرعت تصحیح خطا قابل توجه است. در اینجا مقادیر k_s و k_f و k_s' و k_f' در هر افق پیش‌بینی بر اساس معنی‌داری ضرایب عبارت‌های تفاضلی در سمت راست مدل‌های تصحیح خطا به دست می‌آیند.[۲]

1. Adjustment Speed

۲. نتایج مدل‌های تصحیح خطا با معیارهای AIC و BIC نیز حاکی از وجود هم‌حرکتی تقریباً یک به یک بین قیمت‌های آتی و نقدی زمان سررسید در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز کاری است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]



شکل ۳. نتایج تخمین مدل‌های تصحیح خطا

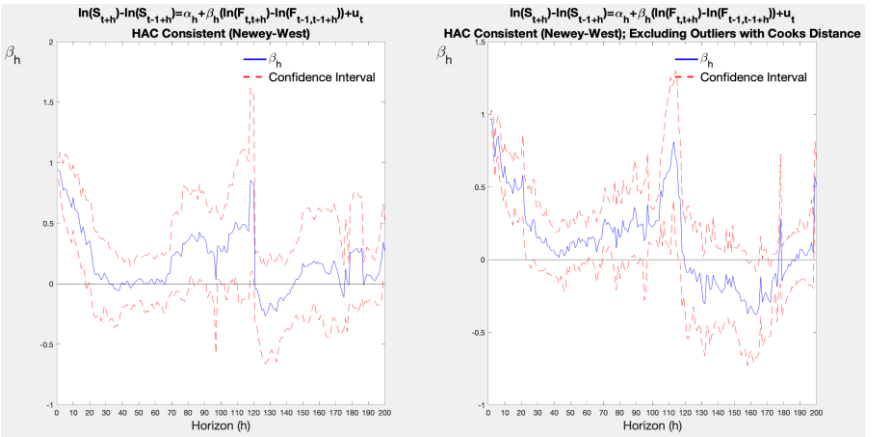
توضیحات: شکل‌های سمت چپ مربوط به مدل تصحیح خطای S_{t+h} (رابطه ۵) و شکل‌های سمت راست مربوط به مدل تصحیح خطای $F_{t,t+h}$ (رابطه ۶) هستند. دو شکل بالایی، تخمین ضریب هم‌انباشتگی و دو شکل پایینی، تخمین سرعت تعدیل را نشان می‌دهند. نمودار آبی و قرمز به ترتیب مقدار تخمین زده شده و بازه اطمینان ۹۵ درصدی هستند. از تخمین واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی سازگار Newey-West استفاده شده است. رابطه هم‌انباشتگی به همراه عرض از مبدأ در نظر گرفته شده است. مقادیر k_s و k_f و k_s' و k_f' در هر افق پیش‌بینی بر اساس بررسی معنی‌داری ضرایب عبارت‌های تفاضلی در سمت راست مدل‌های تصحیح خطا به دست می‌آیند.

از آنجا که در افق‌های بالاتر از ۱۰۰ روز، رابطه هم‌انباشتگی وجود ندارد لذا رویکرد تفاضل‌گیری (رابطه ۸) برای بررسی ارتباط بین قیمت‌های آتی و نقدی زمان سررسید مورد توجه قرار می‌گیرد (البته، در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز نیز محدودیتی در استفاده از این روش وجود ندارد). شکل ۴ نتایج تخمین رگرسیون تفاضل‌گیری را نشان می‌دهد. نتایج به طور کلی نشان می‌دهند که تخمین β_h تا افق ۲۰ روز و افق‌های ۹۵ تا ۱۱۵ روز مثبت و معنادار است و در سایر افق‌ها تفاوت معناداری با صفر ندارد. مشاهده می‌شود که رویکرد تفاضل‌گیری چندان اطلاعات زیادی را برای پیش‌بینی در اختیار نمی‌گذارد. این موضوع به این خاطر است که تفاضل‌گیری، مقدار زیادی از اطلاعات نهفته در سطح متغیرها را از بین می‌برد. در این بخش ملاحظه شد که قیمت‌های آتی و قیمت‌های نقدی زمان سررسید در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز، هم حرکتی قابل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

ملاحظه و تقریباً یکی به یکی دارند. انتظار می‌رود که در این افق‌ها، قیمت‌های آتی عملکرد مناسبی در پیش‌بینی داشته باشند. البته همان‌طور که پیش‌تر عنوان شد، بر اساس تخمین $\hat{\phi}_h$ نمی‌توان نتیجه گرفت که حتماً پیش‌بینی قیمت‌های آتی بهتر از دیگر مدل‌ها خواهد بود، صرفاً نتیجه گرفته می‌شود که قیمت‌های آتی حاوی اطلاعاتی از قیمت‌های نقدی زمان سررسید هستند که ممکن است به پیش‌بینی قیمت‌های نقدی آینده کمک کنند.

$$\Delta S_{t+h} = \alpha_h + \beta_h \Delta F_{t,t+h} + e_{t+h} \qquad (۸)$$



شکل ۴. نتایج تخمین رگرسیون‌های تفاضل‌گیری

توضیحات: این شکل، تخمین ضریب β_h در افق‌های ۱ تا ۲۰۰ روز کاری را نشان می‌دهد. شکل سمت راست داده‌های پرت را به کمک معیار کوک کنار گذاشته است. در هر دو شکل نمودار آبی و قرمز به ترتیب تخمین β_h و بازه اطمینان ۹۵ درصدی هستند. از تخمین واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی سازگار Newey-West استفاده شده است.

۳-۲. مقایسه مدل‌های پیش‌بینی

مدل‌های گام تصادفی، خودرگرسیون، میانگین متحرک و آرما از رایج‌ترین مدل‌های سری زمانی برای پیش‌بینی هستند. این پژوهش از مدل‌های فوق به عنوان مدل مرجع برای مقایسه عملکرد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

قیمت‌های آتی در پیش‌بینی بهره می‌گیرد. گام تصادفی به عنوان یکی از ساده‌ترین مدل‌های پیش‌بینی شناخته می‌شود که در حالت کلی مطابق با رابطه ۹ تعریف می‌شود.

$$S_{t+1} = c + at + S_t + u_{t+1} \qquad (۹)$$

مدل‌های خودرگرسیون و میانگین متحرک هر کدام حالت خاصی از مدل آرما هستند. مدل آرما با مرتبه‌های (p,q) به صورت رابطه ۱۰ تصریح می‌شود. این پژوهش به منظور جامعیت، مدل‌های AR(1)، AR(p)، MA(1)، MA(q)، ARMA(1,1) و ARMA(p,q) را در نظر می‌گیرد. مقادیر p و q بر اساس معیار شوارتز و نمونه آذر ۸۶ تا ۸۷ تعیین می‌شوند. در هر لحظه از زمان که بخواهیم به کمک مدل‌های مرجع پیش‌بینی کنیم، ابتدا به کمک داده‌های گذشته (بسته به نوع پنجره متفاوت است) ضرایب مدل مورد نظر تخمین زده شده و سپس پیش‌بینی h دوره آینده ساخته می‌شود.

$$S_t = c + at + \alpha_1 S_{t-1} + \cdots + \alpha_p + S_{t-p} + u_t + \beta_1 u_{t-1} + \cdots + \beta_q u_{t-q} \qquad (۱۰)$$

این تحقیق از قیمت‌های آتی در قالب دو مدل پیش‌بینی استفاده می‌کند. مدل اول از خود قیمت آتی به عنوان پیش‌بینی بهره می‌گیرد و مدل دوم از تبدیل خطی قیمت آتی استفاده می‌کند. ضرایب این تبدیل به کمک رگرسیون رابطه ۴ به صورت درون‌نمونه‌ای تعیین می‌شوند. این رگرسیون با پنجره‌های افزاینده و غلتان در نظر گرفته می‌شود. پنجره افزاینده، ابتدا ضرایب μ_h و ϕ_h را بر اساس ۱۰ مشاهده ابتدایی (۱۰ قرارداد اول) تخمین می‌زند. سپس با استفاده از ضرایب تخمین زده شده و بر اساس رابطه ۴، قیمت سررسید قرارداد بعدی را پیش‌بینی می‌کند. در گام‌های بعدی، یک مشاهده به انتهای پنجره اضافه می‌کند و ضرایب را بار دیگر تخمین می‌زند و پیش‌بینی بعدی را انجام می‌دهد. در پنجره غلتان میزان ثابتی از مشاهدات (مثلاً ۵ مشاهده آخر) را برای تخمین این ضرایب استفاده می‌کند. در پنجره غلتان میزان داده‌های مورد استفاده ۵ الی ۱۰ در نظر گرفته شده است.

پس از تولید پیش‌بینی توسط مدل‌های قیمت آتی و مدل‌های مرجع به مقایسه آن‌ها پرداخته می‌شود. معیار مجذور میانگین مربعات خطای پیش‌بینی و آزمون دیبولد-ماریانو نسخه b-ثابت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

مجانبی برای ارزیابی پیش‌بینی‌ها استفاده می‌شود. آزمون DM از یک تابع زیان[1] $L(e_{it}) = e_{it}^2$ برای جریمه کردن خطاهای پیش‌بینی استفاده می‌کند. e_{it} خطاهای پیش‌بینی مدلi است. فرض می‌شود مقدار تفاضل زیان[2] برای دو مدل پیش‌بینی A و B از فرایند ۱۲ تبعیت می‌کند. در این رابطه $E(u_t) = 0$، $E(u_t u_{(t+j)}) = \gamma_j$ و $\sigma^2 = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} \gamma_j$ است. آماره آزمون DM به صورت رابطه ۱۴ تعریف می‌شود که در آن مقدار σ نامشخص است اما اگر تخمین سازگاری از آن داشته باشیم آماره فوق به صورت مجانبی نرمال خواهد بود. کورونیو و یاکن (۲۰۱۵) تخمینی از مقدار σ ارائه می‌دهند که مشکل آزمون DM برای نمونه‌های کوچک را برطرف می‌کند (رابطه ۱۵). مقدار $b = \frac{M}{T}$ ثابت در نظر گرفته می‌شود. آن‌ها نشان می‌دهند که آماره DM، توزیع مجانبی غیر استانداردی خواهد داشت که به ازای هر مقدار b متفاوت خواهد بود. به همین علّت به این روش b–ثابت مجانبی می‌گویند. T نشان دهنده تعداد مشاهدات و $M = [T^{\frac{1}{3}}]$ در نظر گرفته می‌شود. مقدار بحرانی آزمون دو طرفه به ازای هر b مشخص از مقاله کیفر و وگلسنگ[3] (۲۰۰۵) استخراج می‌شود.

$$d_t = L(e_{At}) - L(e_{Bt}) \quad (۱۱)$$

$$d_t = \mu + u_t \quad (۱۲)$$

$$\bar{d} = \sum_{n=1}^{T} d_t \quad (۱۳)$$

$$DM = \sqrt{T}\frac{\bar{d}-\mu}{\sigma} \quad (۱۴)$$

$$\hat{\sigma}_{BART} = \hat{\gamma}_0 + 2\sum_{j=1}^{T-1} k\left(\frac{j}{M}\right)\hat{\gamma}_j \quad (۱۵)$$

$$k(x) = \begin{cases} 1-|x|, & if\ |x| \le 1 \\ 0, & otherwise \end{cases} \quad (۱۶)$$

اولین قرارداد آتی در آذر ۸۷ معامله شده است. بنابراین تعداد وقفه مناسب مدل‌های مرجع به صورت درون‌نمونه‌ای و بر اساس داده‌های روزانه قیمت نقدی سکه طلا از ابتدای آذر ۸۶ تا ابتدای

1. Loss Function
2. Loss Differential
3. Kiefer and Vogelsang

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

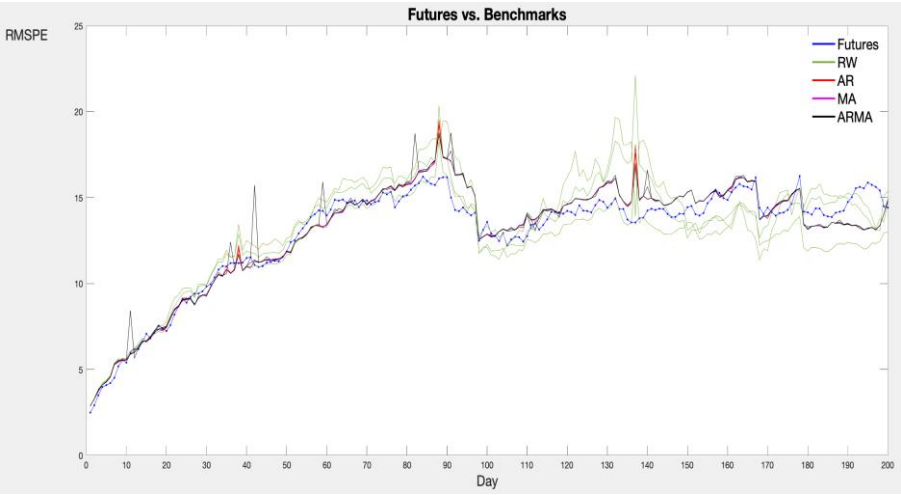
آذر ۸۷ تعیین می‌شود. برای هر مدل مرجع دو حالت پنجره غلتان[1] با داده‌های ۶ و ۱۲ ماه و یک حالت پنجره افزاینده[2] در نظر گرفته می‌شود. پنجره غلتان زمانی مناسب‌تر است که سری زمانی مورد نظر تغییرات زیادی در طول زمان داشته باشد و داده‌های دورتر اهمیت کمتری در پیش‌بینی داشته باشند. پنجره افزاینده زمانی مناسب است که داده‌های دورتر نیز برای پیش‌بینی از اهمیت برخوردار هستند. بازه آذر ۸۶-آذر ۸۷ شامل ۲۹۰ مشاهده است که آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که (لگاریتم) قیمت نقدی سکه طلا در این بازه مانا نبوده و با تفاضل‌گیری مانا می‌شود (جدول ۲ پیوست). از این رو، می‌توان از مدل گام تصادفی به همراه دریفت[3] به عنوان یک مدل مرجع استفاده کرد. از آنجا که قیمت روزانه سکه مانا نیست، مدل‌های خودرگرسیون، میانگین متحرک و آرما روی تفاضل متغیر تعریف می‌شوند. وقفه مناسب برای مدل‌های خودرگرسیون و میانگین متحرک بر اساس معیار شوارتز معادل یک به دست می‌آید (جدول ۳ پیوست). همچنین معیار شوارتز نشان می‌دهد که برای مدل آرما، وقفه مناسب قسمت خودرگرسیون معادل صفر و وقفه مناسب قسمت میانگین متحرک، معادل یک است (جدول ۴ پیوست). بنابراین، مدل آرما با وقفه‌های بهینه همان مدل MA(1) است. همان‌طور که در بخش روش پژوهش عنوان شد، مدل ARMA(1,1) از قبل به عنوان یکی از مدل‌های مرجع در نظر گرفته شده است. در مجموع، مدل‌های گام تصادفی با دریفت، AR(1)، MA(1) و ARMA(1,1) به عنوان مدل مرجع انتخاب می‌شوند که با در نظر گرفتن دو پنجره غلتان و یک پنجره افزاینده برای هرکدام از آن‌ها، جمعاً ۱۲ مدل مرجع خواهیم داشت.

شکل (۵) مجذور میانگین مربعات خطای پیش‌بینی قیمت‌های آتی و پیش‌بینی حاصل از مدل‌های مرجع را نشان می‌دهد. به منظور رعایت سادگی در این نمودار، سه حالت مختلف از هر مدل مرجع با یک رنگ نشان داده شده است. همان‌طور که از این شکل می‌توان دید، قیمت‌های آتی در افق‌های کمتر از ۲۵ روز و افق‌های ۷۰ تا ۹۵ روز نسبت به دیگر مدل‌ها خطای کمتری

1. Rolling
2. Expanding
۳. نتایج رگرسیون قیمت نقدی روزانه سکه طلا روی روند قطعی نشان می‌دهد که مدل مناسب تنها شامل دریفت است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

دارند. با افزایش افق پیش‌بینی از این برتری کاسته می‌شود اما قیمت‌های آتی همچنان به خوبی دیگر مدل‌ها پیش‌بینی می‌کنند. در افق‌های ۱۰۰ تا ۱۸۰ روز قیمت آتی و گام تصادفی (پنجره افزاینده) نسبت به سایر مدل‌ها بهتر پیش‌بینی می‌کنند. از افق ۱۸۰ روز به بعد قیمت‌های آتی تقریباً از بیشترین خطا برخوردار هستند. در افق‌های بالاتر از ۱۰۰ روز گام تصادفی با پنجره افزاینده تقریباً بهترین پیش‌بینی را ارائه می‌کند. پیش‌بینی‌های مدل‌های خودرگرسیون، میانگین متحرک و آرما در تمامی افق‌های پیش‌بینی بسیار به یکدیگر نزدیک هستند.



شکل ۵. مجذور میانگین مربعات درصد خطای پیش‌بینی قیمت‌های آتی و مدل‌های مرجع

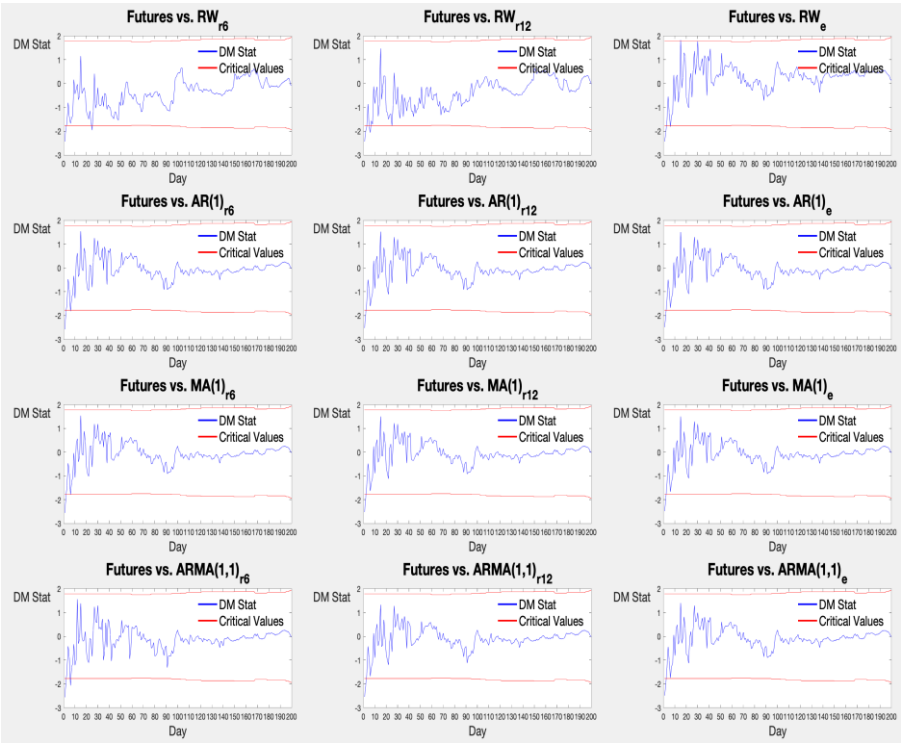
توضیحات: در این شکل، هر سه حالت از یک مدل با یک رنگ نشان داده شده است. به عنوان مثال هر سه مدل گام تصادفی با رنگ سبز مشخص شده‌اند.

شکل (۶) نتایج آزمون DM (نسخه b–ثابت مجانبی) برای مقایسه عملکرد پیش‌بینی قیمت‌های آتی با ۱۲ مدل مرجع را نشان می‌دهد. تابع زیان قیمت آتی با علامت مثبت در تفاضل زیان در نظر گرفته شده و از این رو، اگر آماره آزمون کمتر از مقدار بحرانی سمت چپ باشد، به معنای آن است که قیمت آتی عملکرد بهتری داشته است. از آنجا که این آزمون سخت‌گیرانه است، تنها در افق‌های بسیار کوتاه (کمتر از ۵ روز) قیمت‌های آتی در سطح معنی‌داری ۵ درصد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

عملکرد بهتری داشته‌اند و در سایر افق‌ها فرض برابری عملکرد پیش‌بینی قیمت‌های آتی با سایر مدل‌های رایج رد نمی‌شود.



شکل ۶. نتایج مقایسه عملکرد پیش‌بینی قیمت‌های آتی با سایر مدل‌های مرجع توسط آزمون DM نسخه b-ثابت

توضیحات: شکل‌های ردیف اول تا چهارم به ترتیب مربوط به مقایسه پیش‌بینی قیمت‌های آتی با مدل‌های گام تصادفی با دریفت، AR(1)، MA(1) و ARMA(1,1) هستند. شکل‌های ستون اول تا سوم نیز به ترتیب مربوط به پنجره‌های غلتان ۶ و ۱۲ ماه و پنجره افزاینده هستند. در همه شکل‌ها نمودار آبی آماره آزمون و نمودارهای قرمز مقادیر بحرانی هستند. آزمون DM نسخه b-ثابت مجانبی به صورت دو طرفه است. اگر نمودار آبی مقدار بحرانی را از پایین قطع کند، پیش‌بینی قیمت آتی بهتر بوده است و برعکس.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

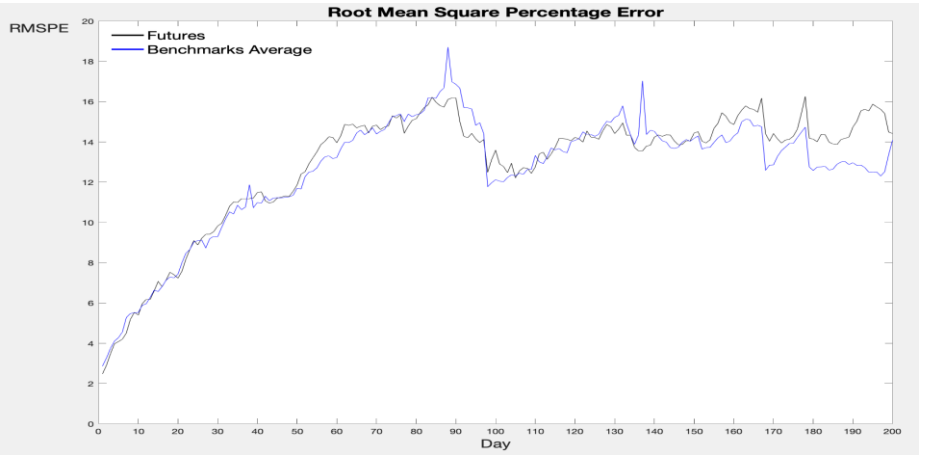
تبدیل خطی قیمت‌های آتی به کمک رگرسیون با پنجره افزاینده به طور کلی نسبت به مدل‌های مرجع در تمامی افق‌ها عملکرد ضعیف‌تری داشته است و این موضوع به خصوص در افق‌های دورتر شدیدتر است (شکل ۱ پیوست). در برخی از افق‌های کمتر از ۴۰ روز، فرض برابری پیش‌بینی‌ها در سطح ۵ درصد به نفع مدل‌های مرجع رد می‌شود (شکل ۲ پیوست). تبدیل خطی قیمت‌های آتی با پنجره‌های غلتان نیز در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز کاری نسبت به دیگر مدل‌ها خطای بیشتری دارند اگرچه که در افق‌های بالاتر نسبت به مدل‌های مرجع بهتر عمل می‌کنند (شکل ۳ پیوست). از بین پنجره‌های غلتان ۵ تا ۱۰ مشاهده (قرارداد)، پنجره‌های ۵ و ۶ عملکرد به نسبت بهتری دارند و با افزایش اندازه پنجره از دقت پیش‌بینی آن‌ها کاسته می‌شود. پنجره غلتان با ۵ مشاهده در تعدادی از افق‌های بلند مدت خطاهای بسیار بزرگی دارد. این موضوع به علت استفاده از تعداد مشاهدات خیلی کم رخ می‌دهد. جمع‌بندی این قسمت این است که از بین تمامی تبدیل‌های خطی در نظر گرفته شده، پنجره غلتان با ۶ قرارداد در افق‌های بالاتر از ۱۰۰ روز کاری به نسبت عملکرد بهتری دارد. به طور کلی، فرض برابری عملکرد پیش‌بینی‌ها در سطح معنی‌داری ۵ درصد در افق‌های کوتاه‌مدت به نفع مدل‌های مرجع رد می‌شود (شکل ۴ پیوست). همچنین در برخی از افق‌های بلند مدت، فرض صفر برابری پیش‌بینی‌ها به نفع پنجره غلتان با اندازه‌های ۶ رد می‌شود.

در پایان، پیش‌بینی قیمت‌های آتی با میانگین پیش‌بینی حاصل از مدل‌های مرجع مقایسه می‌شود (شکل ۷). نمودارهای آبی و مشکی به ترتیب مربوط به قیمت‌های آتی و میانگین مدل‌های مرجع هستند. مشاهده می‌شود تنها در افق‌های بالاتر از ۱۸۰ روز کاری عملکرد دو مدل متفاوت است (قیمت‌های آتی خطای بیشتری دارد). در سایر افق‌های پیش‌بینی، عملکرد قیمت‌های آتی بسیار نزدیک به میانگین مدل‌های مرجع است. نتایج آزمون DM نیز این موضوع را تأیید می‌کند (شکل ۵ پیوست). تفسیر این مشاهده این است که افراد در بازار آتی زمانی که می‌خواهند آینده را ارزیابی و از آن برای قیمت‌گذاری قراردادهای آتی استفاده کنند از اطلاعات موجود در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

قیمت‌های نقدی گذشته به خوبی بهره می‌گیرند. این اطلاعات، همان چیزی است که مدل‌های مرجع از آن برای پیش‌بینی استفاده می‌کنند.



شکل ۷. مجذور میانگین مربعات درصد خطای پیش‌بینی قیمت‌های آتی و میانگین مدل‌های مرجع

۵. نتیجه‌گیری

در بخش اول پژوهش، بررسی هم‌انباشتگی بین قیمت‌های آتی و قیمت‌های نقدی زمان سررسید نشان می‌دهد هم‌حرکتی بین این دو متغیر در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز قابل ملاحظه است. با افزایش افق از شدت همبستگی بین این دو کاسته می‌شود اما تقریباً نزدیک به یک‌به‌یک باقی می‌ماند. در اکثر افق‌های این بازه، قیمت‌های آتی باعث حفظ رابطه بلند مدت می‌شوند. به عبارتی دیگر، گویا در بازار آتی به خطاهای صورت گرفته در قیمت‌گذاری قراردادهای قبلی توجه می‌کنند و به صورت مستمر این خطاها را تصحیح می‌کنند. هم‌انباشته بودن متغیرها و یک‌به‌یک بودن رابطه بلندمدت به این معنا است که اطلاعاتی در قیمت‌های آتی وجود دارد که به پیش‌بینی قیمت‌های نقدی کمک می‌کند. نتایج به دست آمده از روش تفاضل‌گیری برای افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز متفاوت با نتایج مدل تصحیح خطا به نظر می‌رسد. این به این خاطر است که تفاضل‌گیری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

باعث از بین رفتن اطلاعات موجود در سطح قیمت‌ها می‌شود. بنابراین، توسط این روش نمی‌توان در رابطه با عملکرد پیش‌بینی به کمک قیمت‌های آتی قضاوت کرد.

در بخش دوم، دقت پیش‌بینی قیمت‌های آتی با پیش‌بینی حاصل از مدل‌های مرجع مقایسه شدند. قیمت‌های آتی در افق‌های خیلی کوتاه خطای کمتر و در افق‌های خیلی دور خطای بیشتری نسبت به مدل‌های مرجع دارند. نتیجه دیگر اینکه، در همه افق‌های پیش‌بینی دقت پیش‌بینی قیمت‌های آتی به دقت میانگین پیش‌بینی مدل‌های مرجع نزدیک است. بر این اساس، می‌توان حدس زد که گویا افراد در بازارهای آتی به خوبی از اطلاعات گذشته موجود در قیمت‌های نقدی برای قیمت‌گذاری قراردادهای آتی بهره می‌گیرند. در افق‌های کمتر از ۱۰۰ روز استفاده از تبدیل خطی قیمت‌های آتی بهبودی در پیش‌بینی ایجاد نمی‌کند. در افق‌های بالاتر از ۱۰۰ روز، از بین تبدیل‌های خطی در نظر گرفته شده از قیمت‌های آتی، تبدیل با پنجره غلتان و مشاهدات مربوط به ۶ قرارداد قبلی نسبت به مدل‌های مرجع عملکرد بهتری از خود نشان داده است.

منابع

احمدپور، احمد و نیکزاد، مرضیه (۱۳۹۰). «بررسی رابطه بین قیمت‌های نقد و آتی سکه طلا، در بورس کالای ایران»، *بورس اوراق بهادار*، ۴(۱۳)، صص ۱۹۰-۱۷۵.

احمدی سعید، علی و احمدلو، مجید (۱۳۹۰). «پیش‌بینی قیمت قراردادهای آتی سکه طلا با استفاده از مدل آریما در بورس کالای ایران»، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، (۹)، صص ۶۱-۷۴.

اسکندری، حمید؛ انواری رستمی، علی‌اصغر و علی حسن‌زاده کاشان (۱۳۹۴). «نسبت بهینه پوشش ریسک نرخ ارز با استفاده از قرارداد آتی طلا در بازار مالی ایران»، *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۲۵، صص ۲۱-۴۰.

بای، محمد؛ ناصری مقدم، حسین و سیدمحمد حسینی (۱۳۹۰). *بررسی‌های فقهی قراردادهای آتی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه الهیات و معارف اسلامی – فقه و مبانی حقوق اسلامی، دانشکده الهیات و معارف اسلامی شهید مطهری، دانشگاه فردوسی مشهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

بشیری‌راد، حسام؛ زندیه، مصطفی و علیرضا ناصرپور (۱۳۹۵). «بررسی علیت خطی و غیر خطی بین قیمت‌های نقد و آتی سکه طلا»، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه مهندسی صنایع – مهندسی مالی، دانشکده فنی، موسسه آموزش عالی رجاء.

جانی‌پور، فائزه؛ محمدزاده‌اصل، نازی و غلامرضا گرائی‌نژاد (۱۳۹۱). *بررسی رفتار قیمت در بازار معاملات آتی سکه در بورس کالای ایران*، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

خدادادیان، بنفشه؛ یاوری، کاظم و لطفعلی عاقلی (۱۳۸۹). *پوشش ریسک قیمت نفت با استفاده از قراردادهای آتی (مطالعه موردی ایران)*، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه علوم اقتصادی – اقتصاد انرژی، دانشگاه تربیت مدرس.

شیخ‌حسینی لری، یاسر و غلامرضا زمانیان (۱۳۹۳). «پیش‌بینی قیمت قرارداد آتی سهام با استفاده از مدل سری‌های زمانی در بورس اوراق بهادار»، گروه مدیریت- مدیریت بازرگانی - مدیریت مالی، دانشکده مدیریت اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل؛ صالح آبادی، علی؛ اسدی، غلامحسین؛ وزیری، محمد تقی و حسن طاعتی (۱۳۹۷). «کارایی بازار آتی سکه طلا در دو رژیم پر نوسان و کم نوسان»، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۲۷(۷)، صص ۳۳۹-۳۶۱.

فکاری سردهایی، بهزاد؛ میرزاپور، اکبر؛ صیامی، علی و مصطفی کجوری (۱۳۹۳). «بررسی ارتباط قیمت بازار آتی و نقدی سکه طلای ایران»، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۲۲(۷)، صص۱۰۷-۹۳ .

کارنامه حقیقی، مهدی؛ صمدی، سعید و افشین پرورده (۱۳۹۰). *قیمت‌گذاری نظری قراردادهای آتی در چارچوب مدل فرایندهای تصادفی: مورد مطالعه قرارداد آتی سکه طلا*، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه علوم اقتصادی-اقتصاد مالی، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

محمدی، احمد و زینب سواری (۱۳۹۷). «تأثیر قراردادهای آتی سکه بر نوسانات بازار نقدی این دارایی در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷۴(۲۳)، صص۵۹-۹۵.

محمدی، احمد؛ سواری، زینب و خالد احمدزاده (۱۳۹۵). «تجزیه و تحلیل کارکرد کشف قیمت قراردادهای آتی سکه طلا در ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۶۳(۱۶)، صص ۲۵-۶۰.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

مرادی، سارا؛ سجاد، رسول و رکن‌الساداتی، سید محمد (۱۳۹۱). «ارتباط زمانی بین قیمت نقد و قیمت قراردادهای آتی»، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه مهندسی صنایع – مهندسی، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه علم و فرهنگ.

ملکی، لیلا و اکبر بشیری (۱۳۹۷). «بررسی مفهوم، ویژگی‌ها و شرایط حقوقی انعقاد قرارداد آتی در بورس»، *دومین همایش بین‌المللی حقوق علوم سیاسی و معارف اسلامی*، تهران، مرکز همایش‌های بین‌المللی کوشا گستر با همکاری علمی و معنوی دانشگاه‌ها، مؤسسات آموزش عالی و انجمن‌های علمی دانشجویی.

موسوی، سیدحبیب؛ قائمی، محمدحسین و محمد فطانت (۱۳۹۱). «بررسی روش‌های قیمت‌گذاری قراردادهای آتی سکه بهار آزادی در بورس کالای ایران»، گروه مدیریت – مدیریت مالی، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه علوم مالی.

مهر آرا، محسنی و فاطمه نائبی (۱۳۹۳). «رابطه بین قیمت‌های نقدی و آتی سکه طلا در ایران»، *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۲۹(۴)، صص ۷۱-۹۳.

نادعلی، محمدعلی (۱۳۹۲). «بررسی راه‌اندازی بازار آتی سکه طلا و تبعات آن بر اقتصاد کشور» *فصلنامه روند*، ۶۳ (۲۰)، صص ۱۴۱-۱۶۸.

نجف علی‌نسب، زینب؛ دقیقی اصل، علیرضا و مرجان دامن‌کشیده (۱۳۹۰). «اثرات معاملات بورس کالا بر توسعه اقتصادی»، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه علوم اقتصادی – توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده امور اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

نیکلایان، سارمن؛ محسنی، رضا و علیرضا ناصرپور (۱۳۹۵). *بررسی تشدید نوسانات بازار نقد سکه طلا توسط نوسانات بازار آتی سکه طلا در اقتصاد ایران*، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه مهندسی صنایع – مهندسی مالی، دانشکده فنی، موسسه آموزش عالی رجاء.

ولی‌زاده، محمد؛ محسنی، رضا و علیرضا ناصرپور (۱۳۹۵). *بررسی کارایی در حال تحول بازارهای نقدی و آتی سکه طلا با استفاده از رویکرد آزمون غلتان*، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه مهندسی صنایع – مهندسی مالی، دانشکده فنی، موسسه آموزش علی رجاء.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

Alquist, Ron, and Lutz Kilian (2010). "What do we learn from the price of crude oil futures?". *Journal of Applied econometrics*, 25(4), pp. 539-573.
Beck S.E. (1994). "Cointegration and market efficiency in commodities futures markets". *Applied Economics*, 26(3), pp. 249-257.
Carter C.A. (1999). "Commodity Futures Markets: a Survey". *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 43(2), pp. 209-247.
Chinn M.D. and O. Coibion (2014). "The Predictive Content of Commodity Futures". *Journal of Futures Markets*, 34(7), pp. 607-636.
Cootner P.H. (1960). "Returns to speculators: Telser versus Keynes". *Journal of political Economy*, 68(4), pp. 396-404.
Crowder W.J. and A. Hamed (1993). "A Cointegration test for Oil Futures Market Efficiency". *Journal of Futures Markets*, 13(8). pp. 933-941.
Engle R.F. and C.W. Granger (1987). "Co-integration and error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pp. 251-276.
Fama E.F. and K.R. French (2016). "Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums and the theory of Storage". *In The World Scientific Handbook of Futures Markets*, pp. 79-102.
French K.R. (1986). "Detecting Spot Price Forecasts in Futures Prices". *Journal of Business*, S39-S54.
Hicks J. R. (1946). Value and Capital (2d ed.; Oxford: Clarendon Press), chaps. ix and x, esp. pp. 136-39.
Husain M.A.M. and C. Bowman (2004). "Forecasting commodity prices: Futures versus judgment" (No. 4-41). International Monetary Fund.
International Monetary Fund. (2005). *World Economic Outlook*. Washington, DC.
Kellard N., Newbold P., Rayner T. and C. Ennew (1999). "The Relative Efficiency of Commodity Futures Markets". *Journal of Futures Markets: Futures, Options and Other Derivative Products*, 19(4), pp. 413-432.
Kenyon D., Jones E. and M.A. McGuirk (1993). "Forecasting Performance of Corn and Soybean harvest Futures Contracts". *American Journal of Agricultural Economics*, 75(2), pp. 399-407.
Keynes J.M. (1930). *A Treatise on Money in two volumes. 1.: The pure theory of money. 2.: The applied theory of money*. London: Macmillan & Co.
Kiefer N.M. and T.J. Vogelsang (2005). "A New Asymptotic theory for heteroskedasticity-autocorrelation robust tests". *Econometric Theory*, pp.1130-1164.
Kofi T.A. (1973). "A Framework for Comparing the Efficiency of Futures Markets". *American Journal of Agricultural Economics*, 55(4_Part_1), pp.584-594.
Krehbiel T. and L.C. Adkins (1993). "Cointegration Tests of the Unbiased Expectations Hypothesis in Metals Markets". *The Journal of Futures Markets* (1986-1998), 13(7), pp. 753.
Kumar M. S. (1992). "The Forecasting Accuracy of Crude Oil Futures Prices". *Staff Papers*, 39(2), pp. 432-461.
Kwas M., Rubaszek (2019). *A note on the accuracy of commodity prices forecasts based on futures contracts*.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

Leuthold R.M. (1974). "The Price Performance on the Futures Market of a Nonstorable Commodity: Live beef Cattle". *American Journal of Agricultural Economics*, 56(2), pp. 271-279.

Martin L. and P. Garcia (1981). "The Price-forecasting Performance of Futures Markets for Live Cattle and hogs: A Disaggregated Analysis". *American Journal of Agricultural Economics*, 63(2), pp. 209-215.

MacKinnon J. G. (1991). Critical values for cointegration tests. In Eds.), Long-Run Economic Relationship: Readings in Cointegration.

MacKinnon J.G. (1996). "Numerical Distribution Functions for unit root and Cointegration tests". *Journal of applied econometrics*, 11(6), pp. 601-618.

McKenzie A.M. and M.T. Holt (2002). "Market Efficiency in Agricultural Futures Markets". *Applied economics*, 34(12), pp. 1519-1532.

Newbold P. and C.W. Granger (1974). "Experience with forecasting univariate time series and the combination of forecasts". *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 137(2), pp. 131-146.

Pederzoli C. and C. Torricelli (2013). "Efficiency and unbiasedness of corn futures markets: new evidence across the financial crisis". *Applied Financial Economics*, 23(24), pp. 1853-1863.

Stock J.H. (1987). "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1035-1056.

Tomek W.G. (1997). "Commodity Futures Prices as Forecasts". Review of Agricultural Economics, 19(1), pp.23-44.

Tomek W.G. and R.W. Gray (1970). "Temporal Relationships Among Prices on Commodity Futures Markets: Their Allocative and Stabilizing Roles". *American Journal of Agricultural Economics*, 52(3), pp. 372-380.

Working H. (1942). "Quotations on Commodity Futures as Price Forecasts". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 39-52.

Working H. (1948). "Theory of the inverse Carrying Charge in Futures Markets". *Journal of Farm Economics*, 30(1), pp. 1-28.

Working H. (1949). "The theory of Price of Storage". *The American Economic Review*, pp. 1254-1262.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

پیوست

جدول ۱. قراردادهای آتی منتشر شده بر روی سکه طلا

سال	ماه ۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲
۸۷										✓		✓
۸۸		✓		✓		✓		✓		✓		✓
۸۹		✓		✓		✓		✓		✓		✓
۹۰		✓		✓		✓		✓		✓		✓
۹۱	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
۹۲	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
۹۳		✓		✓		✓		✓		✓		✓
۹٤		✓		✓		✓		✓		✓		✓
۹٥		✓		✓		✓		✓		✓		✓
۹٦		✓		✓		✓		✓		✓		✓
۹۷		✓		•		•		•		•		

توضیحات: در این جدول نقاط قرمز مربوط به قراردادهایی هستند که در طول عمر آن‌ها ممنوعیت اخذ موقعیت تعهدی خرید جدید وجود داشته است.

جدول ۲. آزمون‌های ریشه واحد بر روی سطح و نرخ رشد قیمت نقدی روزانه سکه از ابتدای آذر ۱۳۸۶ الی آذر ۱۳۸۷

Test	Variable	Reject Null	p-value	Stat	Critical Value	model	Lag
ADF	$\ln(S_t)$	FALSE	0.298	-1.996	-2.871	ARD	1
	$\ln(S_t) - \ln(S_{t-1})$	TRUE	0.001	-19.545	-1.942	AR	0
PP	$\ln(S_t)$	FALSE	0.246	-2.115	-2.871	ARD	1
	$\ln(S_t) - \ln(S_{t-1})$	TRUE	0.001	-19.562	-1.942	AR	1

توضیحات: در این جدول AR و ARD به ترتیب به معنی مدل خودرگرسیونی و مدل خودرگرسیونی به همراه دریفت هستند. برای لگاریتم سطح قیمت نقدی مدل مناسب ARD و برای نرخ رشد مدل مناسب AR است. Lag در آزمون‌های ADF، تعداد عبارت‌های تفاضلی به کار رفته و در آزمون‌های PP، تعداد عبارت‌های خودهمبستگی در نظر گرفته شده در تخمین واریانس Newey-West است. لگ مناسب در آزمون‌های ADF بر اساس معیار آکائیک و در آزمون‌های PP به کمک تابع خودهمبستگی تفاضل متغیر مورد بررسی مشخص شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

جدول ۳. معیار شوارتز برای مرتبه‌های مختلف از مدل‌های خودرگرسیونی و میانگین متحرک

مرتبه		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
معیار شوارتز	AR (p)	6814.76	6813.53	6816.58	6821.85	6826.92	6832.37	6836.61	6838.8	6844.07	6849.65	6854.96
	MA(q)	6814.76	6813.53	6816.58	6821.85	6826.92	6832.37	6836.6	6838.79	6844.06	6849.65	6854.96

مأخذ:یافته‌های پژوهش

توضیحات: مدل‌های AR و MA بر روی تفاضل قیمت نقدی تعریف شده‌اند. از این رو، عرض از مبدأ در نظر گرفته نشده است. معیار شوارتز برای مدل خودرگرسیونی تا مرتبه ۵۰ محاسبه شده است اما از آنجا که این معیار برای مدل خودرگرسیونی از مرتبه یک به بعد همواره صعودی است، از نمایش مرتبه‌های بالاتر از ۱۰ خودداری شده است.

جدول ۴. معیار شوارتز برای مرتبه‌های مختلف از مدل‌های آرما

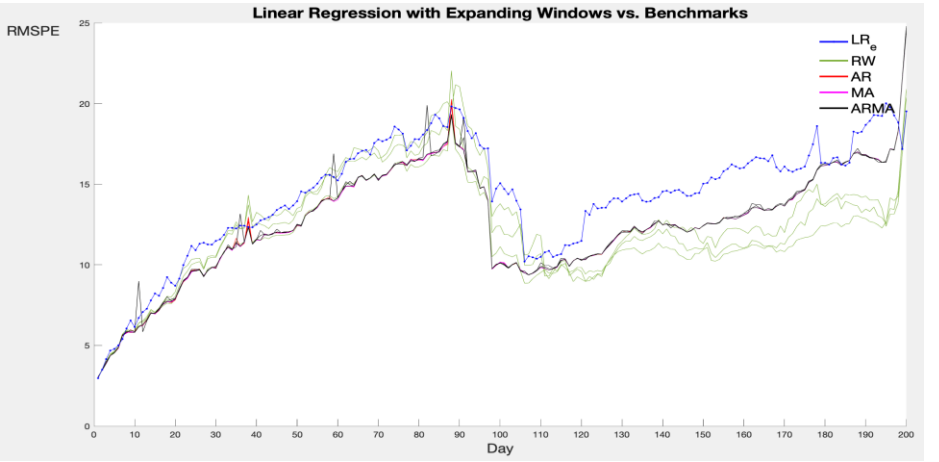
		مرتبه MA										
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
مرتبه AR	0	6814.76	6812.38	6817.45	6821.41	6827.03	6832.68	6838.04	6836.55	6842.19	6847.64	6852.84
	1	6813.53	6817.75	6820.59	6826.93	6832.71	6835.23	6840.07	6842.20	6847.17	6852.76	6857.85
	2	6816.58	6822.01	6825.53	6828.38	6832.86	6838.53	6845.60	6847.71	6852.76	6858.43	6860.84
	3	6821.85	6826.70	6832.41	6832.97	6838.51	6843.20	6843.37	6852.54	6858.13	6861.18	6866.46
	4	6826.92	6832.35	6832.92	6842.12	6839.42	6844.31	6846.77	6858.04	6863.70	6866.70	6870.85
	5	6832.37	6834.29	6839.81	6841.66	6848.92	6846.78	6848.48	6855.63	6856.63	6862.30	6875.64
	6	6836.60	6839.64	6845.19	6848.67	6843.28	6854.65	6859.13	6861.21	6866.86		6878.87
	7	6838.80	6843.97	6849.49	6846.79	6858.59	6855.90	6861.46	6902.60	6905.02		6880.48
	8	6844.07	6849.60	6851.89	6858.77	6864.51	6861.56	6861.31	6906.90	6870.99	6878.17	
	9	6849.65	6853.83	6859.33	6857.72	6860.72	6867.18	6867.25	6915.54		6879.51	
	10	6854.96	6859.94	6864.11	6869.85	6866.19	6873.06	6874.08	6874.81	6877.32	6884.32	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

توضیحات: مدل‌های ARMA بر روی تفاضل قیمت روزانه نقدی تعریف شده است. بر این اساس، عرض از مبدأ در نظر گرفته نشده است. معیار شوارتز برای قسمت خودرگرسیونی مدل‌های آرما تا مرتبه ۵۰ محاسبه شده است اما از آنجا که این معیار نسبت به مرتبه‌های قسمت‌های خودرگرسیونی و میانگین متحرک صعودی بوده است، از نمایش مرتبه‌های بالاتر از ۱۰ خودداری شده است. بخش‌های خالی جدول بالا مربوط به مرتبه‌هایی هستند که چندجمله‌ای خودرگرسیونی یا میانگین متحرک، ریشه خارج از دایره واحد دارند و اصطلاحاً ناپایدار گفته می‌شوند. علت این موضوع این است که مرتبه‌های انتخابی بیش از اندازه هستند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

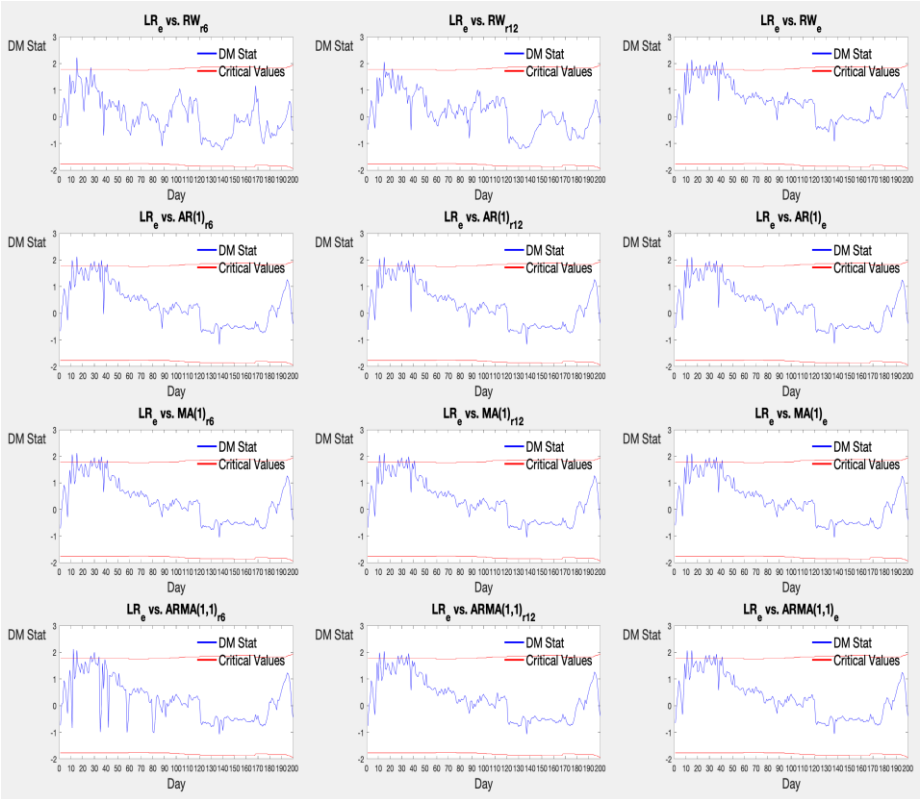


شکل ۱. مجذور میانگین مربعات درصد خطای پیش‌بینی تبدیل خطی قیمت‌های آتی با پنجره افزاینده و مدل‌های مرجع

توضیحات: در این شکل، هر سه حالت از یک مدل با یک رنگ نشان داده شده است. به عنوان مثال هر سه مدل گام تصادفی با رنگ سبز نشان داده شده است. در تمامی افق‌های پیش‌بینی ۱۰ مشاهده اول برای تعیین ضرایب تبدیل خطی به صورت درون نمونه‌ای کنار گذاشته شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

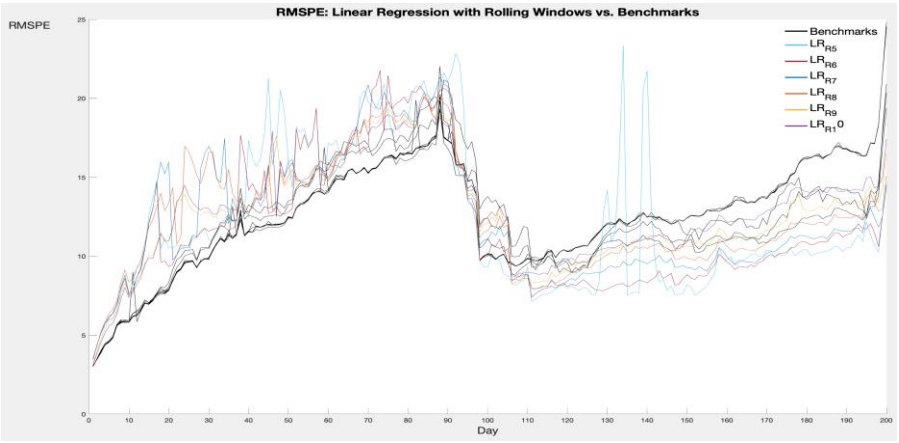


شکل ۲. نتایج مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل تبدیل خطی قیمت‌های آتی با پنجره افزاینده با سایر مدل‌های مرجع توسط آزمون DM نسخه b-ثابت

توضیحات: شکل‌های ردیف اول تا چهارم به ترتیب مربوط به مقایسه پیش‌بینی قیمت‌های آتی با مدل‌های گام تصادفی با دریفت، AR(1)، MA(1) و ARMA(1,1) هستند. شکل‌های ستون اول تا سوم نیز به ترتیب مربوط به پنجره‌های غلتان ۶ و ۱۲ ماه و پنجره افزایشی هستند. در همه شکل‌ها نمودار آبی آماره آزمون و نمودارهای قرمز مقادیر بحرانی را نشان می‌دهند. آزمون DM نسخه b-ثابت مجانبی به صورت دو طرفه است. اگر نمودار آبی مقدار بحرانی را از پایین قطع کند، پیش‌بینی قیمت آتی بهتر بوده است و برعکس.

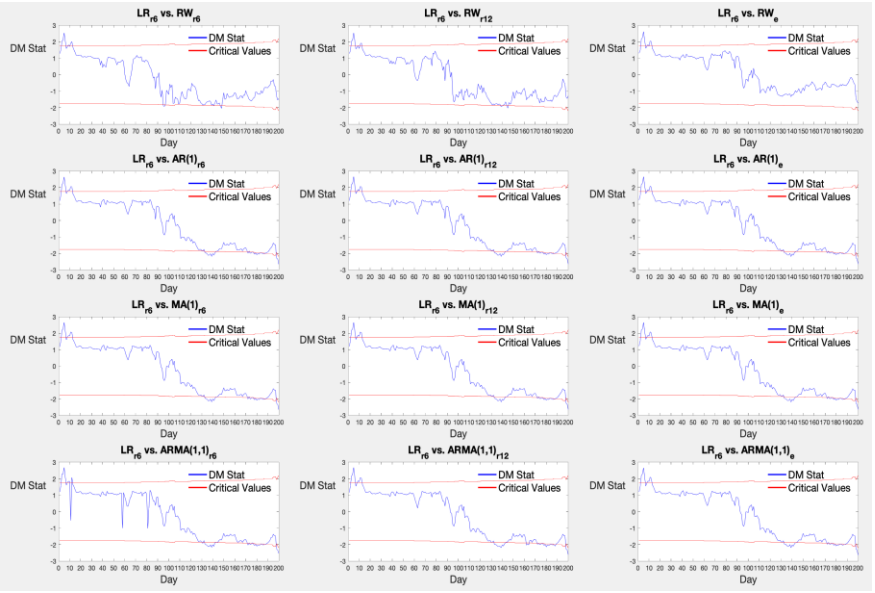
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]



شکل ۳. مجذور میانگین مربعات درصد خطای پیش‌بینی تبدیل خطی قیمت‌های آتی
با پنجره‌های غلتان و مدل‌های مرجع

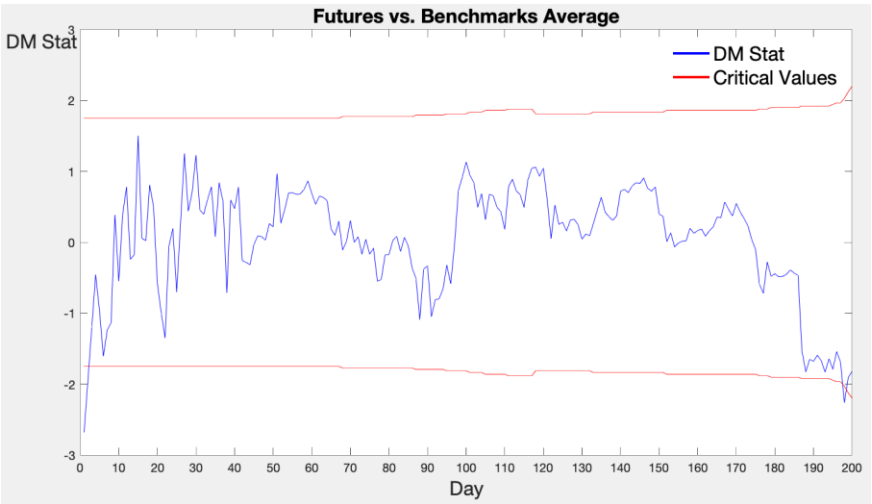
توضیحات: در این شکل، همه مدل‌های مرجع با رنگ مشکی نمایش داده شده‌اند. پنجره‌های غلتان با طول ۵ الی ۱۰ مشاهده با رنگ‌های مختلف نشان داده شده است. در تمامی افق‌های پیش‌بینی ۱۰ مشاهده اول برای تعیین ضرایب تبدیل خطی به صورت درون نمونه‌ای کنار گذاشته شده است.



شکل ۴. نتایج مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل تبدیل خطی قیمت‌های آتی با پنجره غلتان (۶ مشاهده) با سایر
مدل‌های مرجع توسط آزمون DM نسخه b-ثابت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]

توضیحات: شکل‌های ردیف اول تا چهارم به ترتیب مربوط به مقایسه پیش‌بینی مدل تبدیل خطی قیمت‌های آتی با پنجره غلتان (۶ مشاهده) با مدل‌های گام تصادفی با دریفت، AR(1)، MA(1) و ARMA(1) هستند. شکل‌های ستون اول تا سوم نیز به ترتیب مربوط به پنجره غلتان ۶ و ۱۲ ماه و پنجره افزایشی هستند. در همه شکل‌ها نمودار آبی آماره آزمون و نمودارهای قرمز مقادیر بحرانی را نشان می‌دهند. آزمون DM نسخه b-ثابت مجانبی به صورت دو طرفه است. اگر نمودار آبی مقدار بحرانی را از پایین قطع کند، پیش‌بینی این مدل قیمت‌های آتی بهتر بوده است و برعکس.



شکل ۵. نتایج مقایسه عملکرد پیش‌بینی قیمت‌های آتی با میانگین مدل‌های مرجع توسط آزمون DM نسخه b-ثابت

توضیحات: نمودار آبی آماره آزمون و نمودارهای قرمز مقادیر بحرانی هستند. آزمون DM نسخه b-ثابت مجانبی به صورت دو طرفه است. اگر نمودار آبی مقدار بحرانی را از پایین قطع کند، پیش‌بینی قیمت‌های آتی بهتر بوده است و برعکس.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.104.147]