فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال چهارم/ شماره چهاردهم/ تابستان ۱۳۹٤

بررسی تأثیر حافظه بلندمدت بر وابستگی بین نرخ مبادله دلار و شاخص فرآورده های نفتی در بورس اوراق بهادار تهران: توابع مفصل

مهدی صالحی
استادیار گروه حسابداری دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران (مسئول مکاتبات)
Mehdi.salehi@um.ac.ir

سمانه زمانی مقدم
کارشناس ارشد حسابداری، داننشگاه علوم و تحقیقات، بیرجند، ایران

صادق نکوئی
کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات آیت الله آملی
acc_nekooyi@ymail.com

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۲/۲ تاریخ پذیرش: ۹۴/۳/۸

چکیده

طی دهه گذشته، فرآیندهای با حافظه بلندمدت بخش مهمی از تجزیه و تحلیل سری های زمانی را به خود اختصاص داده اند. وجود حافظه بلند مدت در بازده دارایی ها کاربردهای مهمی در بررسی کارایی بازار، قیمت گذاری اوراق مشتقه و انتخاب سبد دارایی دارد. در این تحقیق ما تأثیر حافظه بلندمدت بر وابستگی ساختاری را بررسی نموده ایم. برای اینکار ابتدا وجود حافظه بلندمدت با آزمون های ARFIMA بررسی شده است و در ادامه، برای پی بردن به تأثیر حافظه بلندمدت بر وابستگی ساختاری، ما از دو نوع داده های خام و فیلتر شده (داده های تغییرات نرخ مبادله دلار و شاخص فرآورده های نفتی مربوط به دوره زمانی ۱۳۸۸/۱/۱ تا ۱۳۹۲/۱/۱) استفاده نموده ایم. که نتایج نشان داد، داده های خام دارای حافظه بلند مدت، وابستگی دمی بیشتری نسبت به داده های فیلتر شده دارند.

واژه‌های کلیدی: حافظه بلندمدت، وابستگی ساختاری، توابع مفصل.

۱- مقدمه

در سال های اخیر مطالعات زیادی در زمینه ی قیمت نفت خام و فرآورده های نفتی در سراسر دنیا انجام گرفته است، که علت آن را می توان از یک سو در حساسیت زیاد قیمت نفت به مسائل سیاسی، اقتصادی در سطح جهان و در نتیجه پر تلاطم بودن آن و از سوی دیگر در اثرگذاری قابل توجه این قیمت های پر تلاطم بر متغیرهای کلان اقتصادی، جست و جو کرد (کانگ و همکاران[۱]، ۲۰۱۱). نوسانات قیمت نفت، در بازارهای مالی نیز بسیار تاثیرگذار بوده و به نوعی عامل کلیدی موثر بر تعیین قیمت های اختیار معامله، مدیریت سبد دارایی و اندازه گیری ریسک، به شمار می رود (وی و همکاران[۲]،۲۰۱۰). بنابراین به علت نقش اساسی قیمت نفت در اقتصاد جهانی است که نوسانات قیمت این کالا همواره مورد توجه مصرف کنندگان، تولیدکنندگان، دولت ها و نیز تصمیم گیران کلان اقتصادی، بوده است (وانگ و همکاران[۳]، ۲۰۱۱). (اکبر کمیجانی و همکاران ۱۳۹۱).

وجود حافظه بلند مدت در بازده دارائی ها بیانگر وجود خودهمبستگی میان مشاهدات با فاصله زمانی زیاد است. بنابراین، می توان از بازده های گذشته به منظور پیش بینی بازده آینده استفاده نمود که این امر امکان استفاده از یک استراتژی سوداگرایانه سودآور را فراهم می کند(زمانی،سوری و ثنایی،۱۳۸۷).

توابع مفصل توابعی هستند که از طریق توزیع های حاشیه ای همبستگی بین متغیرها را مورد ارزیابی قرار می دهند و از آنجایی که همبستگی بین متغیرها را در مقادیر ماکسیمم یا مینیمم آنها مورد بررسی قرار می دهند می توان از این توابع در مدیریت ریسک سهام استفاده کرد (نوینا[۴]،۲۰۱۲).

در این تحقیق ما تاثیر حضور حافظه بلند مدت را بر وابستگی ساختاری بین نرخ مبادله دلار و شاخص فرآورده های نفتی در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نموده ایم.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

گرو-کارلیس (۲۰۰۰) به مطالعه رفتار بازده روزانه پنج شاخص سهام داوجونز، FTSE، NIKKEI و شاخص سهام بورس مادرید (IGBM) پرداخته است. در این تحقیق برای بررسی وجود حافظه بلندمدت از آزمون های R/S,R/S تعدیل شده، آزمون GPH و همچنین تخمین حداکثر درست نمایی ARFIMA استفاده کرده اند. نتایج نشان داده که توان دوم و همچنین قدر مطلق بازده بیانگر وجود شواهد قوی از ماندگاری نوسانات بوده اما در سری زمانی بازده شواهد ضعیفی از حافظه بلندمدت یافتند.

اولان(۲۰۰۲) در تحقیقی به بررسی وجود حافظه بلندمدت در بازده نه شاخص سهام بین المللی پرداخته است نتایج تحقیق وی نشان داده که در بازارهای آلمان، ژاپن، کره جنوبی و تایوان وجود حافظه بلندمدت تایید می شود اما در بازارهای آمریکا، انگلستان، هنگ کونک، سنگاپور و استرالیا نشانه هایی از حافظه بلندمدت یافت نشده است.

بهاردواج و سوانسون(۲۰۰۴) به مطالعه شاخص های S&P500، FTSE100 ، DAX، NIKKE1225 و Hang Seng و همچنین ۲۱۵ متغیر کلان اقتصادی ماهیانه ایالات متحده پرداختند. در تحقیق خود از تبدیلات مختلفی از بازده(قدر مطلق بازده، توان دوم بازده و لگاریتم توان دوم بازده) استفاده کردند. نتایج نشان داده که

در تخمین فرآیند تولید داده ها برای دوره های زمانی طولانی مدت، مدل ARFIMA معمولا بسیار بهتر از مدل های AR، ARMA، ARIMA، گام تصادفی و GARCH عمل می کند. این موضوع برای سری های با مشاهدات زیاد برجسته تر بود. ضمن اینکه نتایج روش های مختلف برآورد پارامتر d برای سری های زمانی با تعداد مشاهدات زیاد بسیار نزدیک به هم بود، در حالی که برای سری های با تعداد مشاهدات کم، همچون سری زمانی داده های کلان اقتصادی، خطای پیش بینی پارامتر d زیاد بود و تاثیر زیادی بر دقت پیش بینی مدل ARFIMA داشت.

ایکسو و جین [۵](۲۰۰۷) در تحقیقی بیان کردند که مدل های حافظه بلند نشان دهنده ی ساختار غیر خطی بازارهای سرمایه است و در نتیجه نشان می دهد که الگوهای خطی در توصیف ماهیت واقعی این بازارها ناکارامد هستند. ساختار غیر خطی بازار سرمایه موجب می شود تا پیش بینی آن مشکل شود.

بیتریزواز دمیلو مندز و نیکلای کلو [۶](۲۰۰۷) در مقاله خود به تاثیر حافظه بلند مدت در نوسانات واقعی بر وابستگی ساختاری پرداخته است. در این تحقیق به بررسی اینکه تا چه حد وابستگی ساختاری در بازارهای نوظهور ممکن است حافظه بلند مدت و کوتاه مدت را تغییر دهد پرداخته و از داده های خام و فیلتر شده استفاده نموده اند با استفاده از نتایج تحقیق به ایجاد پورتفوی مطلوب دارایی با رفتار مورد انتظار مانند وابستگی نزدیک به سطوح مثبت پرداخته اند.

محمد بوتاهر و رابع خالفای[۷](۲۰۱۱)به تخمین پارامترهای حافظه بلند مدت در مدل های نامانا پرداختند آنها در تحقیق خود از روش مونت کارلو استفاده نمودند.

شعرایی و ثنائی (۱۳۸۸) وجود حافظه بلند مدت در سری زمانی بازده و نوسان های شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. نتایج آزمون های آماری، وجود حافظه بلند مدت را در بازده و نوسان های شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران تا سطح اطمینان بالایی تایید می کنند.

برزین پور، هاشمی نژاد و نصر اصفهانی(۱۳۹۰) ابتدا وجود حافظه بلند مدت در سری زمانی صنعت سیمان را بررسی کردند و وجود آن در سطح اصمینان بالایی توسط دو آزمون R/S و GPH معتبر خواندند. در ادامه، دقت مدل های پیش بینی سری های زمانی مالی نظیر ARMA و GARCH که ویژگی را مدنظر قرار می دهند ، یا روش نوین فراابتکاری ارائه شده که ترکیبی از الگوریتم جستجوی هارمونی و سری های زمانی فازی وزن دار می باشد به روش پنجره غلتان و با استفاده از معیار ریشه میانگین توان دوم خطاها (RMSE) در بازه های زمانی مختلف مورد مقایسه قرار می گیرد. نتایج حاصل نشان می دهند که روش فراابتکاری ارایه شده در تمامی بازه های زمانی نتیجه بهتری از مدل های متداول اقتصاد سنجی ارائه می دهد.

نوینا و بتی(۲۰۱۱) به بررسی رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام در چین و ویتنام با استفاده از توابع مفصل و روش های پارامتریک و ناپارامتریک پرداختند. آنها دریافتند بین قیمت جهانی نفت و شاخص بازار سهام ویتنام وابستگی دمی پایین وجود دارد، در حالی که این رابطه برای بازار سهام چین نتیجه ای عکس دارد.

بوباکر، هنی و نادیا[8] اسقیر در سال(۲۰۱۳) در مقاله ای تاثیر حافظه بلند مدت را بر وابستگی ساختاری بین یک جفت بازده بازار سهام و یک جفت بازده نرخ مبادله بررسی کردند و نتیجه گرفتند که وجود حافظه بلند مدت هم وابستگی ساختاری بین بازده های مالی و هم مرز کارا را تحت تاثیر قرار می دهد.

امبرچت[9](۲۰۰۱) در تحقیق خود با نام مدل وابستگی تابع مفاصل و روش های مدیریت ریسک از مفهوم وابستگی دمی در کاربردهای مالی برای بررسی روابط بین بازارها یا اعتبار ریسک پذیری استفاده کرد.

کاربردهای زیادی از توابع مفصل و اندازه های دمی در مسائل مالی وجود دارد، فریس[10]و همکاران(۱۹۹۶)، فریس و والدز[11](۱۹۹۸)، کلوگمن[12]و پارسا[13] (۱۹۹۹)، هورلیمن[14](۲۰۰۳)، مندز[15]و سوزا[16](۲۰۰۴)از این توابع برای تحلیل مسائل پیشرفته مالی و مدیریت ریسک استفاده کردند.

زراء نژاد، برزی و حیدری بهنوییه(۱۳۹۱) با استفاده از تابع مفصل به بررسی وابستگی دمی بین دو متغیر شاخص قیمت سهام و قیمت جهانی نفت، و همچنین قیمت جهانی طلا و شاخص قیمت سهام پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام وابستگی دمی بالایی وجود دارد، به این معنی که قیمت بسیار زیاد نفت باعث افزایش شدید شاخص قیمت سهام شده است ولی بین قیمت جهانی نفت و شاخص قیمت سهام وابستگی دمی پایینی وجود ندارد یعنی قیمت بسیار پایین نفت وابستگی چندانی با شاخص قیمت سهام ندارد. نتایج حاصل از بررسی قیمت جهانی طلا با روش یاد شده نیز مشابه نتایج قیمت جهانی نفت است.

۳- روش شناسی پژوهش

این تحقیق از لحاظ همبستگی و روش شناسی از نوع شبه تجربی و در حوزه تحقیقات پس رویدادی و اثباتی حسابداری قرار دارد. این تحقیق با استفاده از اطلاعات واقعی صورت می گیرد و چون می تواند در فرآیند استفاده از اطلاعات کاربرد داشته باشد، لذا نوعی تحقیق کاربردی محسوب می شود. اطلاعات مورد نیاز این تحقیق از گزارش های بورس اوراق بهادار ایران جمع آوری شده است. جمع آوری داده ها با استفاده از نرم افزار پایگاه های داده ای رهآورد نوین صورت گرفته است. پس از جمع آوری اطلاعات مربوطه، با استفاده از نرم افزاراقتصادسنجی oxmetrics، نرم افزار R، نرم افزار مطلب و EVIEWS اقدام به آزمون فرضیه ها گردیده است.

فرآیندهای ARFIMA

معروفترین و انعطاف پذیرترین مدل حافظه ی بلند مدت مدل ARFIMA می باشد. در این مدل به درجه ی هم جمعی کسری (d) پارامترحافظه ی بلندمدت می گویند، چرا که ناظر بر ویژگی های بلندمدت سری زمانی متغیر مورد نظر است(محمدی و طالب لو،۱۳۸۹). مهمترین مرحله ی اجرای مدل ARFIMA، مرحله ی تفاضل گیری کسری است. به دلیل مشکل بودن آن معمولا اقتصاددانان در تحلیل های تجربی خود از تفاضل گیری مرتبه ی اول استفاده می کنند. بدون شک جایگزینی اس منجر به بیش تفاضل گیری و در پی آن از دست رفتن بخشی از اطلاعات موجود در سری زمانی خواهد شد(عرفانی،۱۳۸۷). مدل((ARFIMA(p,d,q به صورت زیر نوشته می شود:

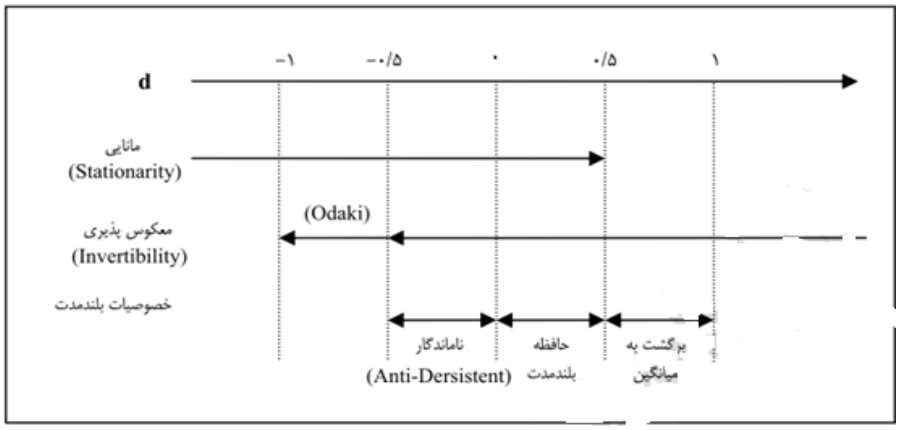
$$\Phi(L)(1-L)^{d}(y_t-\mu)=\Theta(L)\varepsilon_t$$

رابطه(۱)

که در آن(L)چند جمله ای خود همبستگی، (L) چند جمله ای میانگین متحرک، L عملگر وقفه و میانگین Yt می باشد.p و q اعداد صحیح هستند و d پارامتر تفاضل گیری می باشد. $(1-L)^d$، معرف عملگر تفاضل کسری است که با استفاده از فرمول زیر محاسبه می شود:

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \delta_j \; L_j = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{d}{j} (-L)^j$$ رابطه(۲)

در این معادله فرض شده است که $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2)$ و همچنین بخش ARFIMA آن، معکوس پذیر می باشد. نگاره ی۱ خصوصیات متفاوت برای مقادیر مختلف d را نشان می دهد.



نگاره ۱ . خصوصیات متفاوت مقادیر مختلف d (محمودی و همکاران ،۱۳۸۹)

بدست آوردن داده های فیلتر شده

اگر P_t را به عنوان ارزش در نظر بگیریم، می‌توانیم تغییر قیمت نسبی (رشد) را به صورت زیر تعریف نماییم:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$ رابطه(۳)

بنابراین، می توان رشد قیمت را با استفاده از لگاریتم به صورت زیر تعریف نماییم:

$$r_t = \ln(1+R_t) = \ln(\frac{P_t}{P_{t-1}}) = \ln P_t - \ln P_{t-1}$$ رابطه(۴)

حال با تعریف نمودن $p_t=\ln(P_t)$ خواهیم داشت:

$$r_t = p_t - p_{t-1}$$ رابطه(۵)

از آنجایی که ارزش شاخص تمایل به افزایش و کاهش دارد در نتیجه می‌توانیم لگاریتم ارزش شاخص p_t را به صورت گام تصادفی زیر در نظر بگیریم:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t$$ رابطه(۶)

با استفاده از معادلات بالا داریم:

$$r_t = p_t - p_{t-1} = \mu + \varepsilon_t$$ رابطه(۷)

که در آن $\varepsilon_t = \delta z_t$ و z_t توزیع نرمال استاندارد دارد. معادله بالا نشان می‌دهد که رشدها دارای توزیع نرمال با میانگین μ و واریانس ثابت σ^2 هستند. در این تحقیق همانند مطالعات گذشته از r_t به عنوان سری بازدهی استفاده می‌شود، لذا خواهیم داشت.

$$r_t = \ln(P_t / P_{t-1}) = \ln p_t - \ln p_{t-1}$$ رابطه(۸)

توابع مفصل

اسکلار(۱۹۵۹) برای اولین بار توابع مفصل را در قضیه‌ی به صورت زیر معرفی کرد.

قضیه اسکلار: فرض کنید که $H(x,y)$ تابع توزیع توأم برای دو متغیر تصادفی X و Y با توابع توزیع حاشیه‌ای $F(x)$ و $G(y)$ باشد. در این صورت تابع مفصلی مانند C وجود دارد، به طوریکه برای هر x و y در R داریم:

$$H(x,y) = C\big(F(x), G(y)\big)$$ رابطه(۹)

با مشتق گرفتن از دو طرف معادله (۱) داریم:

$$\frac{\partial^2 H(x,y)}{\partial_x \partial_y} = \frac{\partial^2 C(F(x),G(y))}{\partial F \partial G} f(x) f(y)$$ رابطه(۱۰)

توابع مفصل ارشمیدسی:

تابع مفصل کلایتون[۱۷]:

این تابع مفصل برای اولین بار توسط کلایتون (۱۹۷۸) معرفی شد که توابع توزیع و چگالی آن به صورت زیر می‌باشند:

$$C(u,v) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{\frac{-1}{\theta}} \qquad \theta \geq 0$$ رابطه(۱۱)

$$c(u,v) = (\theta + 1)\big(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1\big)^{\frac{-2}{\theta}} (uv)^{-\theta-1} \qquad \theta \geq 0$$ رابطه(۱۲)

کلایتون (۱۹۷۸) برای تابع مفصل کلایتون با پارامتر θ خصوصیات زیر را بیان کرد.

۱- اگر $\theta \to 0$، آن گاه نشان دهنده استقلال بین توزیع‌های حاشیه‌ای است.

۲- اگر $\theta \to \infty$، آن گاه تابع مفصل کلایتون حدود بالایی فرچه - هافدینگ را نتیجه می‌دهد.

۳- تابع مفصل کلایتون وابستگی دمی پایینی را به خوبی نشان می‌دهد.

تابع مفصل گامبل[۱۸]:

این تابع مفصل برای اولین بارتوسط گامبل (۱۹۶۰) معرفی شد، که توابع توزیع و چگالی آن به صورت زیر می‌باشند.

رابطه(۱۸)

$$C(u,v) = exp\left(-\left((-logu)^{\theta} + (logv)^{\theta}\right)^{\frac{1}{\theta}}\right)$$

$$c(u,v) = \frac{\left(-[(-logu)(-logv)]^{\theta-1}\right)}{uv}\left\{(\theta-1)\left[\left((-logu)^{\theta} + (-logv)^{\theta}\right)^{\frac{1}{\theta}}\right] + 1\right\}$$

گامبل (۱۹۶۰) برای تابع مفصل گامبل با پارامتر θ خصوصیات زیر را بیان کرد.

۱- اگر $\theta = 1$ استقلال بین توزیع‌های حاشیه‌ای را نشان می‌دهد.

۲- اگر $\theta \to \infty$ تابع مفصل گامبل نشان دهنده کران بالایی فرچه - هافدینگ است.

۳- تابع مفصل گامبل وابستگی دمی بالایی را به خوبی نشان می‌دهد.

به دست آوردن ضریب همبستگی دمی با استفاده از توابع مفصل

دو نوع از توابع مفصل دو بعدی یک پارامتری مرسوم که در این مقاله مورد استفاده قرارگرفته‌اند به همراه تابع چگالی احتمال مربوطه در جدول ۱ آورده شده‌اند. تابع مفصل کلایتون وابستگی دمی پایینی، تابع مفصل گامبل وابستگی دمی بالایی را نشان می دهد. (کلایتون، ۱۹۷۸ و گامبل، ۱۹۶۰) .

جدول ۱. توابع مفصل مورد استفاده و توابع توزیع و توابع چگالی آنها

تابع مفصل	تابع توزیع	تابع چگالی	محدودیت
کلایتون	$C(u,v) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{\frac{-1}{\theta}}$	$c(u,v) = (\theta+1)(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{\frac{-2}{\theta}}(uv)^{-\theta-1}$	$\theta \geq 0$
گامبل	$C(u,v) = exp\left(-((-logu)^{\theta} + (logv)^{\theta})^{\frac{1}{\theta}}\right)$	$c(u,v) = \frac{(-[(-logu)(-logv)]^{\theta-1})}{uv}\{(\theta-1)\left[((-logu)^{\theta} + (-logv)^{\theta})^{\frac{1}{\theta}}\right] + 1\}$	$\theta \geq 1$

۴- فرضیه های پژوهش

فرضیه اصلی

رفتار حافظه بلند مدت بر وابستگی ساختاری بین بازده های مای تاثیر گذار است.

فرضیات فرعی

نرخ مبادله دلار در بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلند مدت می باشد.

شاخص فرآورده های نفتی در بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلند مدت می باشد.

۵- یافته های پژوهش

آزمون ARFIMA با استفاده از داده های خام

با توجه به توضیحات مدل ARFIMA و با توجه به نگاره ۱ می توان از تفسیر پارامتر d در بررسی وجود حافظه بلند مدت و همچنین مانایی سری اظهار نظر نمود. در خروجی های زیر مشاهده می شود که پارامتر d در همه مدل ها مقداری بین ۰ و ۰/۵ گرفته است بنابراین میتوان گفت تمامی شاخص مانا است و دارای حافظه بلند مدت نیز می باشد.

جدول۲. نتایج برآورد مدل ARFIMA برای داده های خام

	D		Constant		MA(1)		AR(1)	
شاخص	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب
نرخ مبادله دلار	۱۵	۰/۴۷	۲۱/۳	۱۰۲۳۲	-۴/۶۳	-۰/۲۷	۲۳	۰/۸۲
شاخص فرآورده نفتی	۸/۰۲	۰/۳۸	۶/۳۸	۴۴۶۰۲	-۴/۶۹	-۰/۳۱	-۴/۹۴	-۰/۲۶

آزمون ARFIMA با استفاده از داده های فیلتر شده

با توجه به پارامتر d سری های زیر ملاحظه می شود که هیچکدام از سری های بازدهی شاخص ها در سطح ۵ درصد حافظه بلندمدت ندارند ولی سری بازدهی نرخ مبادله دلار در سطح ۱۰ درصد حافظه بلندمدت دارند.

جدول۳. نتایج برآورد مدل ARFIMA برای داده های فیلترشده

	D		Constant		MA(1)		AR(1)	
شاخص	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب
نرخ مبادله دلار	۱/۶۷	۰/۱۷	۰/۰۴	۳/۵۸e	-۶/۲۷	-۰/۶۵	۴/۴۶	۰/۳۶
شاخص فرآورده نفتی	-۱۳/۶	-۰/۶۷	۰/۶۴	۹/۳e	-۴/۲۵	-۴/۲۵	-۴/۷۳	-۰/۲۴

برآورد تابع مفصل با استفاده از داده های خام

توابع مفصل برای داده های خام با استفاده از برنامه نویسی در نرم افزار R انجام شده است و نتایج زیر حاصل شده است.

جدول۴. برآورد تابع مفصل با استفاده از داده های خام

تابع مفصل	برآورد پارامتر تابع مفصل	ماکسیمم درستنمایی	BIC	AIC
کلایتون	۱/۱۰۳	۱۸۳۲	-۳۶۵۶/۷۸۵	-۳۶۶۱/۶۴۹
گامبل	۴/۱۳۳	۱۹۵۰	-۴۱۸۸/۸۵۸	-۴۱۹۳/۷۲۲
فرانک	۲۹/۸۱۳	۲۰۹۸	-۳۸۹۳/۰۷۸	-۳۸۹۷/۹۴۲

برآورد تابع مفصل با استفاده از داده های فیلتر شده

برآورد دوباره تابع مفصل با استفاده از داده هایی که حافظه بلندمدت ندارند، نشان می دهد که وابستگی ها تحت تاثیر قرار میگیرند.

جدول۴. برآورد تابع مفصل با استفاده از داده های فیلتر شده

تابع مفصل	برآورد پارامتر تابع مفصل	ماکسیمم درستنمایی	BIC	AIC
کلایتون	۰/۳۸۵۳۹۴۴	۱۸۳۲	-۶۷۱/۹۴۰۷	۶۷۶/۸۹۰۵
گامبل	۱/۸۱۹۹۴۸	۱۸۳۲	-۱۱۶۹/۵۱۴	-۱۱۷۴/۴۶۴
فرانک	۵/۹۷۴۸۷۵	۱۸۳۲	-۱۵۱۹/۹۵۵	-۱۵۲۴/۹۰۵

برآورد ضرایب وابستگی دمی

در این بخش به کمک مطالب گفته شده ضرایب وابستگی دمی را بدست می آوریم.

جدول۵. ضرایب وابستگی دمی پایینی و بالایی

توابع مفصل	θ	λ_L	λ_U
کلایتون	۱/۱۰۳	۰/۵۳۳	۰
گامبل	۴/۱۳۳	۰	۰/۸۱۷
فرانک	۲۹/۸۱۳	۰	۰

۶- نتیجه گیری و بحث

در این تحقیق، وجود حافظه بلند مدت در بازده و نوسان های نرخ مبادله دلار و فرآورده های نفتی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون های ARFIMA بررسی شده است. نتیجه آزمون وجود حافظه بلندمدت را تایید می کند. پس از آن برای اثبات تاثیر حافظه بلندمدت بر وابستگی ساختاری از داده های فیلتر شده استفاده نموده ایم که نتایج این پژوهش نتایج حاصل از مقاله بوباکر هنی و نادیا اسقیر (۲۰۱۳) را تایید نموده که نشان می دهد که وجود حافظه بلندمدت وابستگی ساختاری را تحت تاثیر قرار می دهد.

وابستگی در داده ای فیلتر شده که حافظه بلند مدت ندارد کمتر از داده ای خام می باشد همچنین نتایج نشان می دهد که بین نرخ مبادله دلار و شاخص فرآورده نفتی وابستگی دمی پایینی قوی تری نسبت به وابستگی دمی بالایی دارد (یعنی با کاهش نرخ مبادله دلار، شاخص فرآورده های نفتی کاهش اما افزایش نرخ مبادله دلار افزایش نسبتا کمتری در شاخص فرآورده نفتی دیده میشود) وجود وابستگی قوی بین نرخ مبادله دلار و شاخص فرآورده های نفتی نتایج حاصل از مقاله نوینا و بتی (۲۰۱۳) را تایید می کند.

با توجه به ویژگی ها و توانمندی های توابع مفصل پیشنهاد می شود در مطالعات بعدی وابستگی دمی بین چند متغیر تصادفی به طور همزمان (وابستگی دمی شرطی، وابستگی بین دو متغیر به شرط بقیه متغیرها) بررسی شود.

به علاوه پیشنهاد می شود در تحقیقات آتی میزان وابستگی شاخص ها با طلا و یا نفت با استفاده از توابع مفصل بررسی شود.

فهرست منابع

* برزین پور،فرناز، ابراهیمی، سید بابک، هاشمی نژاد، سید محمد و حامد نصر اصفهانی، ۱۳۹۰، مقایسه دقت مدل های فراابتکاری و اقتصاد سنجی در پیش بینی سری های زمانی مالی دارای حافظه بلند مدت، نشریه تحقیقات مالی، دوره ۱۳، شماره ۳۱، صفحه ۱ تا ۲۲.
* ثنایی اعلم، محسن، زمانی، شیوا و داوود سوری، ۱۳۸۷، پیش بینی پذیری و تلاطم بازده و بررسی سرایت شاخص ها با استفاده از یک مدل دینامیک چند متغیره در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف.
* زراء نژاد، منصور،کارگر برزی، علی و احمد حیدری بهنوییه، ۱۳۹۱، تاثیر نوسانات شدید قیمت های جهانی نفت و طلا بر بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد وابستگی دمی، همایش بین المللی اقتصاد سنجی روش ها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.
* شعرایی، سعید، ثنایی اعلم، محسن، ۱۳۸۹، بررسی وجود حافظه بلند مدت در بورس اوراق بهادار تهران و ارزیابی مدل هایی که حافظه بلند مدت را در نظر میگیرند، مجله پژوهش های حسابداری مالی، سال دوم، شماره چهارم، صص۱۷۳-۱۸۶.
* کمیجانی، اکبر، نادری، اسماعیل و نادیا گندلی علیخانی، ۱۳۹۱، مقایسه ی انواع مدل های واریانس ناهمسان شرطی در مدل سازی و پیش بینی نوسانات قیمت نفت، فصل نامه ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال نهم، شماره ی ۳۵، صص ۱۲۱-۱۴۶.
* عرفانی، علیرضا، ۱۳۸۷،پیش بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با مدل ARFIMA، پژوهش نامه ی علوم انسانی و اجتماعی (علوم اقتصادی)، سال هشتم، شماره ی ۲۸، صفحات ۹۲-۷۶.
* محمدی، تیمور و طالبلو، رضا، ۱۳۸۹، پویایی های تورم و رابطه ی تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA-GARCH، پژوهش نامه ی اقتصادی، سال دهم، شماره ی اول، صفحات ۱۳۷-۱۷۰.
* محمودی، وحید، محمدی، شاپور و هستی چیت سازان، ۱۳۸۹، بررسی روند حافظه ی بلندمدت در بازارهای جهانی نفت، فصل نامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی شماره ۱، صفحات ۲۹-۴۸.

* Boubaker, Heni&Sghaier, nadia.(2013) Portfolio optimization in the presence of dependent financial returns with long memory: a copula based approach. Journal of Banking&finance,361-377.

* Bhardwaj, G., & Swanson, N. R. (2004). An Empirical Investigation of the Usefulness of ARFIMA Models for Predicting Macroeconomic and Financial Time Series. Journal of Econometrics , 539-578.
* Clayton DG (1978) "A model for association in bivariate life tables and its application in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence".Biometrika 65:141-151.
* De Mello Mendes, B.V.,& Kolev,N. (2007). How long memory in volatility affects true dependence structure. International Review if financial Analysis 17,1070-1086.
* Embrechts P, Lindskog F, McNeil A (2003). " Modelling dependence with copulas and applications to risk management". In: Rachev S (ed) Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance. Elsevier, New York, pp. 329-384.
* Frank MJ (1979). "On the simultaneous associativity of F(x,y) and x + y– F(x,y) ".Aequationes Math 19:194-226.
* Grau-Carles, P. (2000). Empirical Evidence of Long-Range Correlations in Stock Returns . Physica A: Statistical Mechanics and its Applications , 396-404.
* Greene, M., & Fielitz, B. (1977). Long Term Dependence in Common Stock Returns. Journal of Financial Economics , 339-349.
* Gumbel EJ (1960). " Bivariate exponential distributions". J Amer Statist Assoc 55:698-707.
* Kang,S.H., Cheong, C.,Yoon, S.M., (2011), Structural changes and Volatility Transmission in crude Oil Markets. Physica A, 390, 4317-4324.
* Nguyen, C.,& Bhatti , M I. (2013).Copula model dependency between oil prices and stock marketd: Evidence from china and Vietnam. Journal of International financial Markets Institutions and money , 758-773.
* Olan, T. H. (2002). Long Memory in Stock Returns: Some International Evidence. Applied Financial Economics , 725-729.
* Wang, Y., Wu, c., Wei, Y., (2011). Can GARCH-Class Model capture Long Memory in WTI crude Oil Markets? . Economic Modeling, 28, 921-927.
* Wei, Y., Wang, Y., Huang, D., (2010). Forecasting crude Oil Market Volatility: Further Evidence Using GARCH-Class Models,. Energy Economics, 32, 1477-1484.
* Xio J.,Jin, Y., (2007), Empirical study of ARFIMA Model Based on Fractional Differencing., Physica: A-377

یادداشت‌ها

1. Kang et al.
2. Wei et al.
3. Wang et al.
4. Nguyna.
5. Jin Xiu and Yao Jin
6. Beatriz Vaz de Melo Mends, Nikolai Kolev
7. Mohamed Boutahar and Rabeeh khalfaouo
8. Heni Boubaker and Nadia Sghaier
9. Embrecht
10. Frees
11. Valdez
12. Klugman

13. Parssa
14. Hurlimann
15. Mendes
16. Souza
17. Clayton
18. Gumbel