Archive of SID

فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی – سال چهارم، شماره چهارم (پیاپی ۱۵)، پاییز ۱۳۹۸ (صفحات ۸۵ تا ۱۰۵)

تأثیر تبدیل داده‌ها بر حافظه بلندمدت سری‌های زمانی و پیامدهای آن "مطالعه موردی: داده‌های قیمت نفت"

مرتضی حسن‌شاهی (نویسنده مسئول)
استادیار، گروه اقتصاد، واحد ارسنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، ارسنجان، ایران
hasanshahi@iaua.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۸/۱۸

چکیده:

طی دهه گذشته، فرآیندهای با حافظه بلندمدت، بخش مهمی از تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی را به خود اختصاص داده است. وجود حافظه بلندمدت کاربردهای مهمی در تحلیل کارایی بازار و متغیرهای کلان‌اقتصادی، مالی و حسابداری دارد، این در حالی است که محقق در برخی موارد مجبور است دست به تبدیل داده‌ها یا به‌عبارت دیگر دستکاری (به‌عنوان مثال تفاضل‌گیری) داده‌ها بزند که این‌کار انتظار می‌رود برخی ویژگی‌های داده‌ها که در پیش‌بینی‌های اقتصادی مهم هستند را از بین ببرد لذا، در این تحقیق تأثیر تبدیل داده‌ها بر حافظه بلندمدت و وابستگی ساختاری و نهایتاً نتایج پژوهش، بررسی‌شده است .برای این‌کار ابتدا وجود حافظه بلندمدت در داده‌های خام و تبدیل‌شده، آزمون شده است. برای پی بردن به تأثیر حافظه بلندمدت بر وابستگی ساختاری، ضریب وابستگی دمی بین داده‌های خام و دستکاری شده (داده‌های فصلی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷) برآورد شده است؛ نتایج نشان می‌دهد، داده‌های خام دارای حافظه بلندمدت، وابستگی دمی بیشتری نسبت به داده‌های دستکاری شده هستند، به این معنا که تبدیل داده‌ها باعث تغییر ماهیت داده‌ها شده و نه تنها حافظه آن‌ها را کم می‌کند بلکه باعث کاهش وابستگی دمی بین آنها می‌گردد.

طبقه‌بندی JEL: C15، C22، C51، C53، O13

کلید واژه‌ها: حافظه بلندمدت، تبدیل داده‌ها، توابع مفصل، قیمت نفت

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

اکثر سری‌های زمانی اقتصادی و مالی ناپایا هستند و لازم است قبل از استفاده از آن‌ها در تحلیل‌های اقتصادی، پایا شوند. تحلیل پایایی سری زمانی اساساً به‌منظور چگونگی واکنش سری‌زمانی نسبت به شوک‌های وارده بر آن انجام می‌شود.

اثر یک شوک بر متغیّر در طول زمان ممکن است دائمی، بلندمدت و یا کوتاه‌مدت باشد. اگر اثر شوک دائمی باشد آن سری زمانی دارای ریشه واحد بوده و به آن حافظه‌کامل گفته می‌شود، چنانچه، اثر شوک برای مدت نسبتاً طولانی باقی بماند سری‌زمانی مربوطه ریشه کسری دارد و حافظه بلندمدت است (حافظه بلند یک سری‌زمانی بدین معناست که اثر شوک‌های وارده بر آن پایدار است و برای مدت نسبتاً طولانی باقی می‌ماند، یا به‌عبارت‌دیگر وجود حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی، بیانگر وجود خودهمبستگی میان مشاهدات با فاصله زمانی زیاد است؛ که در این شرایط (وجود حافظه بلندمدت) می‌توان از تجربیات گذشته به‌منظور پیش‌بینی آینده استفاده نمود (ثنایی و همکاران، ۱۳۸۷). اگر اثر شوک به‌سرعت از بین برود، آن سری‌زمانی، حافظه کوتاه دارد.

همان‌طور که گفته شد اگر یک سری زمانی ناپایا باشد باید قبل از به‌کارگیری آن در تحلیل اقتصادسنجی، پایا شود، یکی از روش‌های متداول پایا کردن یک سری‌زمانی ناپایا، روش تفاضل‌گیری (معمولاً تفاضل‌گیری مرتبه اول) است؛ با این روش، احتمال از دست رفتن بخشی از اطلاعات مهم موجود در سری‌زمانی وجود دارد، از طرف دیگر اگر از یک سری زمانی بیش از حد، تفاضل‌گیری شود (عمل بیش تفاضل‌گیری)[1] رفتار واریانس سری تحت تأثیر قرار خواهد گرفت، به‌طوری‌که قبل از دست‌یابی به پایایی سری زمانی، واریانس سری روند کاهشی و زمانی که بیش تفاضل‌گیری انجام شد، واریانس سری زمانی دوباره روند افزایشی به خود می‌گیرد (ایکسو و جین،[2] ۲۰۰۷)؛ بر این‌ساس چنانچه بخواهیم، هم پایایی سری زمانی را داشته باشیم و هم دچار مشکلات ناشی از بیش تفاضل‌گیری نشویم، باید تفاضل‌گیری کسری انجام داد.

علاوه بر موارد فوق، مطالعات سری‌های زمانی معمولاً با مشکلاتی نظیر، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی بین اجزا اخلال، همخطی و ... مواجه هستند که محقق برای رفع مشکلات فوق و تأمین شرایط لازم برای کاربرد رگرسیون، اقدام به تبدیل داده‌ها می‌نمایند که این‌کار نیز به از دست دادن برخی از ویژگی‌های داده‌ها منجر می‌شود، در چنین

[1]. Over-differencing
[2]. Xiu, Jin

www.SID.ir

Archive of SID

مواردی این سؤال مطرح می‌شود که آیا داده‌های تبدیل‌شده یا تفاضل‌گیری شده همه ویژگی‌های داده‌های اصلی را دارند یا خیر؟ درصورتی‌که جواب خیر باشد نمی‌توان به نتایج پژوهش و در نتیجه کاربرد آنها امید بست، پس بررسی این مسئله لازم است.

یکی از سری‌های زمانی که در پژوهش‌های اقتصادی زیاد کاربرد دارد، قیمت نفت خام است. نوسانات قیمت نفت مانند بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی، در بازارهای مالی، تأثیرگذار است و به‌نوعی عامل کلیدی مؤثر بر تعیین قیمت‌های اختیار معامله، مدیریت سبد دارایی و اندازه‌گیری ریسک، به شمار می‌رود (وانگ[1] و همکاران،۲۰۱۰)، به همین علل و با توجه به تأثیر بالای نوسانات قیمت نفت در اقتصاد جهانی، قیمت این کالا همواره مورد توجه مصرف کنندگان، تولیدکنندگان، دولت‌ها و تصمیم‌گیران کلان اقتصادی، بوده است (کمیجانی و همکاران،۱۳۹۱) به دلایل فوق در دهه‌های اخیر مطالعات زیادی در زمینه قیمت نفت خام و فرآورده‌های نفتی و تأثیرشان بر متغیرهای کلان اقتصادی انجام گرفته است (به علل حساسیت زیاد قیمت نفت به مسائل سیاسی، اقتصادی در سطح جهان و اثرگذاری قیمت‌های نفت، بر متغیرهای‌کلان اقتصادی) (کانگ[2] و همکاران، ۲۰۱۱).

عمده روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده در تحلیل سری‌های زمانی، روش‌های خطی است، اما با توجه به غیرخطی بودن برخی روابط اقتصادی و اینکه بعضاً الگوهای خطی در توصیف ماهیت واقعی داده‌ها ناکارآمد هستند، لذا چارچوب پایایی خطی مدل‌های ARMA و VAR که برای سال‌های متمادی، اساس مدل‌سازی اقتصادسنجی محسوب می‌شدند، جای خود را به مدل‌هایی دادند که ویژگی‌های ناپایایی و غیر خطی سری‌های زمانی اقتصادی و مالی را نیز مدنظر قرار می‌دادند. دو نوع از این مدل‌های رایج شامل ریشه واحد- هم جمعی برای سری‌های زمانی ناپایا (ARCH) و مدل‌های مرتبط با آن، برای ناهمسانی واریانس شرطی می‌باشند. اکثر این تحقیقات به‌جای داده‌های اصلی از داده‌های دستکاری شده استفاده کرده‌اند، لذا در این پژوهش تأثیر دستکاری کردن (تفاضل‌گیری مرتبه اول) آمارهای قیمت نفت، بر نتایج تحقیق بررسی شده است. اهمیت این تحقیق به علت وابستگی شدید اقتصاد ایران به قیمت نفت و تأثیر این قیمت‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست‌های اقتصادی ایران، بیشتر هویدا می‌شود.

[1]. Wang
[2]. Kang

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به مسائل فوق در این تحقیق تأثیر وجود حافظه بلندمدت بر وابستگی ساختاری بین قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شده است.

مراحل اجرای تحقیق به این صورت است: ۱- ابتدا مروری بر ادبیات موضوع، ۲- روش‌شناسی تحقیق، ۳- معرفی مدل‌های حافظه بلندمدت و توابع مفصل دمی[1]۴- آزمون (برآورد ضرایب مدل) ARFIMA برای کشف حافظه بلندمدت در داده‌های خام و داده‌های دستکاری شده، ۵- برآورد ضرایب تابع مفصل برای قیمت نفت و متغیرهای اقتصادی با استفاده از داده‌های خام و داده‌های دستکاری شده، ۶- مقایسه ضرایب وابستگی دمی[2]برای داده‌های خام و دستکاری شده و نهایتاً نتایج تحقیق، ارائه‌شده است.

۲. پیشینه تحقیق

از زمان وقوع اولین شوک نفتی تاکنون مطالعات زیادی جهت بررسی تأثیرات بلندمدت و کوتاه‌مدت این شوک‌ها بر اقتصاد کشورهای نفتی انجام‌شده که از آن جمله‌اند، مطالعه رایچه و تاتوم[3](۱۹۷۷) مورک و هال[4](۱۹۸۰) و دربی[5](۱۹۸۲) است. همچنین مهرگان و همکاران (۱۳۹۳) جهت بررسی شدت وابستگی بین متغیرهای کلان اقتصادی و شوک‌های نفتی و بیماری هلندی از روش وابستگی دمی استفاده کردند.

در ارتباط با کاربرد مدل‌های حافظه بلندمدت نیز مطالعات زیادی صورت گرفته که به منتخبی از آن‌ها اشاره می‌شود.

مانوئل و خالد[6](۲۰۱۹) نشان دادند، قیمت نفت، رابطه بین بازارهای سهام را در هر دو رژیم همبستگی بالا و پایین سهام به‌طور قابل توجهی متأثر می‌کند.

گگللو[7]و همکاران (۲۰۱۹) ضمن بررسی پایداری در سری‌های زمانی مالی، در سه حالت مختلف (روزانه، هفتگی و ماهانه) نشان دادند، در مقادیر پایین داده‌ها پایداری سری‌های زمانی بیشتر از مقادیر بالا است.

---

1. Detailed functions tail
2. Tail dependency
3. Rasche, Tatom
4. Mork, Hall
5. Darby
6. Manel, Khaled
7. Guglielmo

www.SID.ir

Archive of SID

کنستانتینوس[1]و همکاران (۲۰۱۸) ضمن بررسی ساختار وابستگی دمی متغیرها به‌طور همزمان، نشان دادند، همبستگی شدید صرفاً مربوط به نوسانات بازار نیست، بلکه به روند بازار مربوط می‌شود.

موکنی[2](۲۰۱۸) نشان داد، یک رابطه مثبت و نامتقارن بین قیمت نفت، نوسانات و ریسک بازار وجود دارد.

گرو-کارلس[3](۲۰۰۰) ضمن بررسی وجود حافظه‌بلندمدت، رفتار بازده روزانه شاخص‌سهام با استفاده از آزمون‌های R/S، R/S تعدیل‌شده، آزمون GPH و حداکثر درست نمایی نشان داد، شواهد قوی از ماندگاری نوسانات و شواهد ضعیف از وجود حافظه بلندمدت وجود دارد.

اولان[4](۲۰۰۲) ضمن بررسی وجود حافظه بلندمدت در بازده شاخص سهام بین‌المللی، وجود حافظه بلندمدت در بازارهای آلمان، ژاپن، کره جنوبی و تایوان را تائید کرد.

بهاردواج و سوانسون[5](۲۰۰۴) جهت مطالعه شاخص‌های سهام و ۲۱۵ متغیر کلان اقتصادی امریکا از تبدیلات مختلف متغیرها (قدر مطلق، توان دوم و لگاریتم توان دوم) استفاده کردند. این موضوع برای سری‌های زمانی با مشاهدات زیاد، برجسته‌تر بود. طبق نتایج، روش‌های مختلف برآورد پارامتر و درجه همبستگی کسری (d) برای سری‌های‌زمانی "با تعداد مشاهدات زیاد" بسیار نزدیک به هم بوده و برای سری‌های زمانی "با تعداد مشاهدات کم"، خطای پیش‌بینی پارامتر d زیاد بود؛ که این مسئله، تأثیر زیادی بر دقت پیش‌بینی مدل ARFIMA دارد.

ایکسو و جین (۲۰۰۷) نشان دادند، مدل‌های حافظه بلندمدت نشان‌دهنده ساختار غیرخطی بازارهای مالی و سرمایه هستند.

دمیلو مندز و کلو[6](۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های خام و دستکاری‌شده، نشان دادند، تا شدت، وابستگی ساختاری در بازارهای نوظهور ممکن است حافظه بلندمدت و کوتاه‌مدت را متأثر کند (تأثیر حافظه‌بلندمدت نوسانات واقعی بر وابستگی ساختاری).

---

1. Konstantinos
2. Mokni
3. Grau-Carles
4. Olan
5. Bhardwaj & Swanson
6. DeMelloMendes, Kolev

www.SID.ir

Archive of SID

بوباکر و سگیر[1](۲۰۱۳) نشان دادند، بهینه کردن پورتفولیو تحت تاثیر حافظه بلندمدت قرار دارد.

شعرایی و ثنایی (۱۳۸۸) با آزمون فرضیه وجود حافظه بلندمدت در سری‌زمانی بازده و نوسان‌های شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، وجود حافظه بلندمدت در بازده و نوسان‌های شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را تأیید کردند.

برزین‌پور، هاشمی‌نژاد و نصراصفهانی (۱۳۹۰) ضمن تائید وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی صنعت سیمان (با استفاده از دو آزمون، دامنه استانداردشده و GPH)، به مقایسه دقت مدل‌های پیش‌بینی سری‌های زمانی (ARMA و GARCH) و روش نوین فرا ابتکاری ارائه شده که ترکیبی از الگوریتم جستجوی هارمونی و سری‌های‌زمانی فازی وزن‌دار است را با استفاده از معیار ریشه میانگین توان دوم خطاها در بازه‌های زمانی پرداختند.

بوباکر و سگیر (۲۰۱۳) ضمن بررسی تأثیر حافظه بلندمدت بر وابستگی ساختاری، بازده سهام و نرخ مبادله، نشان دادند، حافظه بلندمدت، وابستگی ساختاری بین بازده‌های مالی و هم‌مرز کارا را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

زراءنژاد، بهرزی و حیدری بهنوییه (۱۳۹۱) ضمن بررسی وابستگی دمی بین دو متغیر شاخص قیمت سهام و قیمت جهانی نفت و همچنین قیمت جهانی طلا و شاخص قیمت سهام نشان دادند، بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام وابستگی دمی بالایی وجود دارد، به این معنی که در قیمت‌های بالای نفت، افزایش قیمت نفت باعث افزایش شاخص قیمت سهام می‌شود ولی بین قیمت جهانی نفت و شاخص قیمت سهام وابستگی دمی پایینی وجود ندارد یعنی در قیمت‌های پایین نفت، این قیمت‌ها وابستگی چندانی با شاخص قیمت‌سهام ندارد.

فرضیه‌های پژوهش:

- ✓ تبدیل داده‌ها به کاهش وابستگی بین آن‌ها می‌انجامد.
- ✓ تبدیل داده‌ها به کاهش حافظه بلند آن‌ها می‌انجامد.
- ✓ کاهش حافظه بلندمدت به کاهش وابستگی دمی بین داده‌ها می‌انجامد.

[1]. Boubaker & Sghaier

www.SID.ir

Archive of SID

۳ . روش تحقیق

۳-۱. تصریح مدل

این تحقیق از نوع همبستگی است که در آن از نرم‌افزار اقتصادسنجی OXMETRICS، نرم‌افزار R، نرم‌افزار مطلب و EVIEWS، برای آزمون فرضیه‌ها استفاده‌شده است.
داده‌ها به‌صورت فصلی و مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۰ است. داده‌های دستکاری شده که انتظار می‌رود بر حافظه بلندمدت اثر بگذارند به‌صورت زیر تولید شده‌اند.
اگر P_t را شاخص قیمت باشد، رشد شاخص قیمت‌ها یا تورم با رابطه (۱) محاسبه می‌شود.

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \qquad (۱)$$

فرم لگاریتمی رابطه (۱) به‌صورت رابطه (۲) نوشته می‌شود.

$$r_t = \ln(1 + R_t) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \qquad (۲)$$

و با فرض $p_t = \mathrm{Ln}(P_t)$، خواهیم داشت.

$$r_t = p_t - p_{t-1}$$

به‌منظور شناسایی نوع حافظه یک سری زمانی، فرض کنید، سری‌زمانی x_t را بتوان به‌صورت رابطه (۳) مدل‌سازی کرد.

$$(1-L)^d x_t = \varepsilon_t \text{ و } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \qquad (۳)$$

اگر $d=0$ باشد آنگاه سری‌زمانی x_t حافظه کوتاه دارد بدین معنا که همبستگی‌های بین مشاهدات متوالی به‌سرعت به صفر گراییده و سری زمانی به سمت میانگین ثابت خود بازگشت می‌کند و در این صورت واریانس این سری زمانی محدود و مستقل از زمان بوده و کوواریانس آن پایا است. این نوع سری زمانی را می‌توان با روش ARMA مدل‌سازی کرد.
اگر $d=1$ باشد، سری‌زمانی مربوطه ریشه واحد دارد و میانگین، واریانس و کوواریانس آن پایا نیست و واریانس آن نامحدود و وابسته به زمان است، بطوریکه اثر شوک وارده بر آن در طول زمان انباشته‌شده و سری زمانی به سمت میانگین ثابت خود بازگشت نمی‌کند. برای مدل‌سازی این‌گونه سری‌های زمانی باید ابتدا تفاضل‌گیری مرتبه اول انجام گیرد و سپس بر اساس مدل ARIMA مدل‌سازی شود.

www.SID.ir

Archive of SID

اگر ۰<d<۱ باشد آنگاه سری زمانی دارای حافظه بلند است، در این صورت این سری‌زمانی ممکن است هم ویژگی سری زمانی پایا را داشته باشد و هم ویژگی سری غیر پایا را.

اگر ۰<d<۰/۵ باشد، واریانس و کوواریانس سری زمانی محدود و پایا است که در این صورت سری مورد نظر به‌طور کلی پایا است.

اگر ۰/۵<d<۱ باشد، واریانس آن نامحدود و غیر پایا و کوواریانس آن غیر پایا و سری غیر پایا خواهد بود.

یکی از روش‌های متداول برای پایا کردن یک سری‌زمانی ناپایا، روش تفاضل‌گیری است اما این روش باعث از دست رفتن برخی از اطلاعات سری‌زمانی می‌شود، از طرفی اگر از یک سری‌زمانی بیش از حد تفاضل‌گیری شود رفتار واریانس سری تحت تأثیر قرار خواهد گرفت، به‌طوری‌که قبل از دست‌یابی به پایایی سری زمانی، واریانس سری روند کاهشی خواهد داشت و واریانس سری زمانی دوباره روند افزایشی به خود خواهد گرفت (ایکسو و جین،۲۰۰۷). برای پایا کردن سری زمانی در این شرایط (بیش تفاضل) باید تفاضل‌گیری‌کسری انجام داد.

اگر d پارامتر مربوط به تفاضل‌گیری کسری باشد، سری‌زمانی غیر پایای x_t را با روش زیر می‌توان پایا کرد، در این صورت، i امین سری تفاضل‌گیری کسری شده نه‌فقط با x_t و x_{t-1} رابطه دارد، بلکه تحت تأثیر تمامی مقادیر قبل از i سری‌زمانی x قرار خواهد گرفت. این ویژگی همان ویژگی حافظه بلند سری‌زمانی است.

$$w_t = (1-L)^d x_t \qquad (۴)$$

که در آن L: عملگر وقفه، w_t : سری‌زمانی، پایا شده است .بسط دوجمله‌ای$(1-L)^d$ به‌صورت رابطه (۵) نوشته می‌شود.

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \cdots \qquad (۵)$$

برای d >-۱، عبارت فوق را می‌توان بر اساس یک تابع گاما به‌صورت رابطه (۶) نوشت.

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\tau(k-d)}{\tau(k+1)\tau(-d)} L^d \qquad (۶)$$

اگر d=0 باشد، تابع خودهمبستگی سری‌زمانی x_t به‌سرعت به سمت صفر میل خواهد کرد. اگر d=1 باشد سری تحت بررسی گام تصادفی خواهد بود و مقدار تابع

www.SID.ir

Archive of SID

خودهمبستگی آن یک بوده و با اولین تفاضل‌گیری پایا می‌شود؛ اما اگر عامل تفاضل‌گیری d عددی غیر صحیح باشد، هرکدام از عناصر سری‌زمانی تفاضل‌گیری کسری (w_t) در واقع مجموع وزنی عناصر سری اولیه یعنی x_t خواهد بود. از نظر پیترز؛ حافظه‌بلندمدت ویژگی‌ای است که اثر آن برای مدّت طولانی باقی می‌ماند، هرچند که اثر مقادیر جاری بزرگ‌تر از مقادیر گذشته است .با توجه به همین ویژگی است که می‌توان برای مقدار تابع گاما سطح آستانه‌ای در نظر گرفت تا چنانچه مقدار تابع از آن کمتر شد، آن را صفر در نظر گیرد.

۳-۱-۱. مدل حافظه‌بلندمدت (ARFIMA)

مدل‌های حافظه بلند بیانگر ساختار غیرخطی متغیرها است و نشان می‌دهند، الگوهای خطی در توصیف ماهیت واقعی متغیرها ناکارآمد هستند و ساختار غیرخطی موجب می‌شود تا پیش‌بینی مشکل شود (ایکسو و جین، ۲۰۰۷).

انعطاف‌پذیرترین مدل حافظه بلندمدت، مدل ARFIMA است. در این مدل به درجه هم جمعی کسری (d)، پارامتر حافظه بلندمدت می‌گویند، چراکه ناظر بر ویژگی‌های بلندمدت سری‌زمانی موردنظر است (محمدی و طالب لو، ۱۳۸۹).

مهم‌ترین مرحله اجرای مدل ARFIMA، مرحله تفاضل‌گیری کسری است. وجود مشکلات فوق در این مرحله، در مدل‌های متداول (ARMA و ...) باعث شده مدل حافظه بلند[1]برخی ویژگی‌های نادیده گرفته‌شده سری زمانی را با تعمیق بیشتر موردتوجه قرار می‌دهد، این مدل، الگوهای ریشه‌واحد را بسط می‌دهند.

مدل‌های حافظه بلندمدت، جمعی کسری (FI)[2]را گرنجر و جویکس[3](۱۹۸۰) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی کردند.

معمولاً اقتصاددانان در تحلیل‌های تجربی خود از تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده می‌کنند. بدون شک این تبدیل منجر به بیش تفاضل‌گیری در سری‌زمانی خواهد شد (عرفانی، ۱۳۸۷)،

اما با تفاضل‌گیری کسری این مشکل برطرف خواهد شد (برای محاسبه d که به آن پارامتر تفاضل‌گیری‌کسری می‌گویند؛ از سه روش شامل: ۱- روش دامنه‌استانداردشده R/S، ۲- دامنه استانداردشده اصلاح‌شده MRS و ۳- روش نوسانات روندزدایی‌شده DFA)، استفاده می‌شود.

---

1. Long memory model
2. Fractional integration (FI)
3. Granger & Joyeux

www.SID.ir

Archive of SID

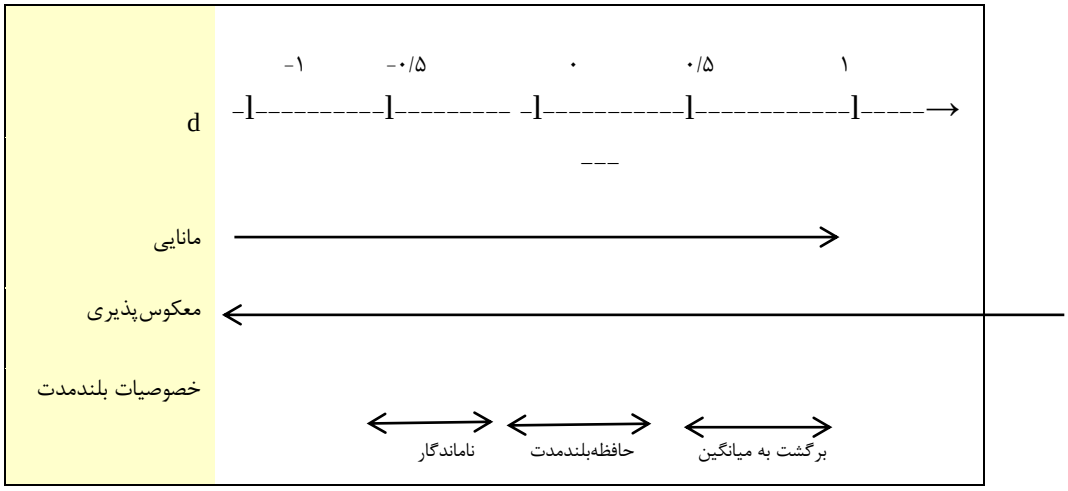
فرم ریاضی مدل ARFIMA(p,d,q) به‌صورت رابطه (۷) نوشته می‌شود:

$$\varphi(L)(1-L)^{d}(y_t-u)=\vartheta(L)\varepsilon_t \quad و \quad \varepsilon\sim N(o,\sigma^2_{\varepsilon_t}) \qquad (۷)$$

$\varphi(L)$: چندجمله‌ای خودهمبستگی L: عملگر وقفه، $\vartheta(L)$: چندجمله‌ای میانگین متحرک، p و q: اعداد صحیح و d: پارامتر تفاضل‌گیری است، فرض شده، این معادله معکوس‌پذیر است، $(1-L)^{d}$:معرف عملگر تفاضل کسری است که با رابطه (۸) محاسبه می‌شود.

$$(1-L)^{d}=\sum_{j=0}^{\infty}\delta_j L_j=\sum_{j=0}^{\infty}\binom{n}{k}(-L)^{j} \qquad (۸)$$

شکل ۱: ویژگی‌های پارامتر حافظه بلندمدت (d)



منبع: گرنجر و جویکس (۱۹۸۰)

همان‌طور که از شکل (۱) پیداست پارامتر d می‌تواند همه اعداد مثبت و منفی را اختیار کند. اگر d کمتر از ۰/۵ باشد به معنای مانایی داده‌ها و اگر d بین صفر و ۰/۵ باشد به معنای وجود حافظه‌بلندمدت در داده‌ها است.

۳- ۱- ۲. توابع مفصل

با توجه به اینکه در این تحقیق از توابع مفصل گامبل و کلایتون[1] نیز استفاده شده است، بنابراین به‌طور خلاصه این توابع تشریح می‌شوند.

[1]. Gumbel, Clayton

www.SID.ir

Archive of SID

جهت تشخیص میزان وابستگی بین متغیرهای تصادفی از ضرایب همبستگی پیرسون، کندال، اسپیرمن و رگرسیون استفاده می‌شود. طبق تحقیقات امبرتس[1] و همکاران (۲۰۰۳) در علوم اقتصادی، اندازه‌های مذکور (خصوصاً ضرایب وابستگی) بعضی مواقع نمی‌توانند وابستگی صحیح بین متغیرها را اندازه بگیرند چون شاخص‌های مذکور برای بررسی وابستگی مقادیر فرین[2](حدی) مناسب نیستند، لذا به نوع دیگری از اندازه (شاخص) نیازمندیم. اندازه وابستگی دمی به این علت مورد توجه است که می‌توان آن‌ها را برحسب تابع مفصل بیان کرد و بدون اطلاع از تابع توزیع توأم جامعه، قابل استفاده بوده و اطلاعاتی از وجود وابستگی داخلی مقادیر فرین (حدی) در اختیار محقق می‌گذارد. توابع مفصل، توابعی هستند که از طریق توزیع‌های حاشیه‌ای همبستگی بین متغیرها را مورد ارزیابی قرار می‌دهند و از آنجایی‌که این توابع، همبستگی بین متغیرها را در مقادیر حداکثر یا حداقل آن‌ها بررسی می‌کنند، می‌توان از این توابع در متغیرهای کلان اقتصادی و مدیریت ریسک استفاده کرد.

اسکلار[3](۱۹۵۹) برای اولین بار توابع مفصل را در قضیه‌ای به‌صورت زیر معرفی کرد.

اگر $H(x,y)$ تابع توزیع توأم برای دو متغیر تصادفی با $(x,y) \in R$ و با توابع توزیع حاشیه‌ای $F(x)$ و $G(y)$ باشد، در این صورت تابع مفصلی مانند C وجود دارد، به‌طوری‌که برای هر y و x داریم:

$$H(x,y)=C[F(x), G(y)] \qquad (۹)$$

مشتق رابطه (۹) به‌صورت رابطه (۱۰) نوشته می‌شود.

$$\frac{\partial^2 H(x,y)}{\partial x\,\partial y} = \frac{\partial^2 C[F(x), G(y)]}{\partial F(x).\partial G(y)} \qquad (۱۰)$$

دو نوع از توابع مفصل دوبعدی یک پارامتری، در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته‌اند: ۱- تابع مفصل کلایتون که وابستگی دمی پایینی و ۲- تابع مفصل گامبل که وابستگی دمی بالایی را نشان می‌دهد.

تابع مفصل‌کلایتون توسط کلایتون در سال ۱۹۷۸ و تابع مفصل‌گامبل توسط گامبل در سال ۱۹۶۰ معرفی شدند؛ که توابع توزیع و چگالی آن‌ها طی جدول (۱) ارائه‌شده است.

---

1. Embrechts
2. Outlying
3. Scholar

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱: فرم کلی توابع مفصل (گامبل و کلایتون) توابع توزیع و توابع چگالی آن‌ها

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

منبع: کلایتون[1] (۱۹۷۸)

تابع مفصل کلایتون با پارامتر θ دارای خصوصیات زیر است.

$-\theta \geq 0$

- اگر $\theta \leftarrow 0$ نشان‌دهنده استقلال بین توزیع‌های حاشیه‌ای است.
- اگر $\theta \leftarrow \infty$، آنگاه تابع مفصل کلایتون حدود بالایی فرچه - هافدینگ را نتیجه می‌دهد.
- تابع مفصل‌کلایتون، وابستگی دمی پایینی را بهتر نشان می‌دهد.

برای تابع مفصل‌گامبل با پارامتر θ نیز خصوصیات زیر بیان‌شده است.

$\theta \geq 1-$

- اگر $\theta = 1$ به معنای استقلال بین توزیع‌های حاشیه‌ای است.
- اگر $\theta \leftarrow \infty$، تابع مفصل‌گامبل نشان‌دهنده کران بالایی فرچه هافدینگ است.
- تابع مفصل‌گامبل وابستگی دمی بالایی را نشان می‌دهد.

انتخاب تابع مفصل مناسب

برای انتخاب تابع مفصل مناسب با استفاده از روش حداکثر راستنمایی کانونی[2] (CML) ، ابتدا باید پارامترهای توابع مفصل را به دست آورد، سپس مقادیر آماره آزمون را برآورد کرد و نهایتاً با مقایسه پارامتر d برآورد شده با مقادیر بحرانی آن در شکل (۱) در مورد وجود یا عدم وجود حافظه بلندمدت اظهار نظر نمود.

۳-۲. معرفی داده‌ها

داده‌ها بصورت فصلی و از آمارهای بانک مرکزی و سایت‌های اینترنتی تهیه شده‌اند.

۴. برآورد ضرایب مدل و آزمون فرضیه‌ها

[1]. Clayton
[2]. Caninocal Maximum Likelihood

www.SID.ir

Archive of SID

تجزیه و تحلیل داده‌ها در دو مرحله صورت گرفته است. ابتدا به آزمون وجود حافظه بلندمدت در داده‌های خام و دستکاری‌شده (تفاضل مرتبه اول) پرداخته و سپس از توابع گامبل و کلایتون برای بررسی میزان وابستگی فرین متغیرها در دو حالت داده‌های خام و دستکاری‌شده استفاده شده است، هدف از این‌کار مشخص کردن تأثیر دستکاری کردن داده‌ها بر حافظه بلندمدت و میزان وابستگی دمی آن‌ها است.

۴-۱. آزمون (برآورد ضرایب مدل) ARFIMA برای کشف حافظه‌بلندمدت در داده‌های‌خام

نتایج برآورد ضرایب مدل ARFIMA جهت کشف وجود حافظه بلندمدت در داده‌های خام طی جدول (۲) ارائه‌شده است.

جدول ۲: نتایج برآورد مدل ARFIMA برای داده‌های خام

	D		مقدار ثابت		MA(1)		AR(1)	
متغیر	ارزش t	ضریب	ارزش t	ضریب	ارزش t	ضریب	ارزش t	ضریب
قیمت‌نفت	۱۳	۰/۴۲	۱۴	۱۱۴۰	-۵/۱	-۰/۳۷	۲۱	۰/۲۸۱
رشداقتصادی	۸/۱	۰/۳۸	۱۶	۴۳۶۰	-۳/۹	-۰/۳۱	۴/۹	-۰/۲۷
مصرف	۱۱	۰/۴۷	۹/۷	۳۴۱۷	-۴/۱۴	-۰/۳۰	-۱/۷	-۰/۳۸
تورم	۹/۴	۰/۳۱	۱۱/۹	۲۸۰۱	-۴/۷۱	-۰/۲۵	۳/۷	۰/۲۶
واردات	۷/۸	۰/۲۷	۱۴	۳۹۰۹	-۵/۱	-۰/۱۸	۵/۹	۰/۲۵

منبع: محاسبات محقق

مقایسه ضرایب مدل ARFIMA (جدول، ۲) با پارامتر d (برای وجود حافظه بلندمدت و مانایی) در نمودار (۱) نشان می‌دهد، پارامتر d در همه متغیرها مقداری بین ۰ و ۰/۵ به خود گرفته است (ارزش ضرایب d برای متغیرهای: قیمت نفت (۰/۴۲)، رشد اقتصادی (۰/۳۸)، مصرف (۰/۴۷)، تورم (۰/۳۱) و واردات (۰/۲۷) هستند) بنابراین تمامی شاخص‌ها مانا و دارای حافظه بلندمدت هستند، به این معنا که خودهمبستگی بین داده‌های مذکور در فواصل زمانی زیاد وجود دارد؛ به عبارت دیگر هرکدام از متغیرهای مذکور نه‌تنها از زمان t و t-1 خود متأثر می‌شود بلکه از زمان‌های قبل‌تر نیز تأثیر می‌پذیرند.

۴-۲. آزمون (برآورد ضرایب مدل) ARFIMA برای کشف حافظه بلندمدت در داده‌های دستکاری شده

در بسیاری از مطالعات اقتصادی (داده‌های سری زمانی) برای حفظ فرضیات مدل رگرسیون (هم خطی، همسانی واریانس، عدم وجود خودهمبستگی) معمولاً به‌جای

www.SID.ir

Archive of SID

داده‌های اصلی (خام) از داده‌های تبدیل‌شده استفاده می‌شود. لذا در این قسمت جهت بررسی تأثیر تبدیل داده‌ها بر ماهیت و ویژگی آن‌ها، به آزمون وجود حافظه‌بلندمدت در داده‌های دستکاری (تبدیل) شده با مدل ARFIMA پرداخته‌شده تا پیامدهای تبدیل داده‌ها روشن گردد. نتایج آزمون وجود حافظه بلندمدت برای داده‌های دستکاری شده (تفاضل مرتبه اول) طی جدول (۳) ارائه‌شده است.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل ARFIMA برای داده‌های دستکاری‌شده

	D		مقدار ثابت		MA(1)		AR(1)	
متغیر	ارزش t	ضریب	ارزش t	ضریب	ارزش t	ضریب	ارزش t	ضریب
قیمت نفت	۱/۶۶	۰/۱۷	۰/۴	۳/۳	-۶/۷	۰/۶۱	۴/۴۷	۰/۳۶
رشد اقتصادی	-۱۳/۵	-۰/۶۷	۰/۷۱	۹/۴E	-۴/۳۵	-۴/۳۵	-۴/۸۲	-۰/۱۶
مصرف	۱/۴۳	۰/۲۳	۰/۴	۳/۲E	-۳/۷	۰/۷۱	۳/۳۲	۰/۴۱
تورم	-۷/۵	-۰/۷۵	۰/۷۱	۴/۴E	-۵/۳۵	-۵/۳۳	-۳/۹۶	-۰/۱۸
واردات	-۶/۸	-۰/۶۶	۰/۷۱	۶/۴E	-۴/۵۵	-۴/۱۱	-۳/۹۶	-۰/۱۵

منبع: محاسبات محقق

مقایسه ضرایب d برای داده‌های خام و دستکاری شده (جداول ۲ و ۳) حکایت از نتایج جالب دارد، ارزش d در تمامی موارد به دلیل تبدیل داده‌ها تغییر کرده است بطوریکه برعکس داده‌های خام که تماماً دارای حافظه بلندمدت هستند داده‌های دستکاری شده به‌جز یک مورد (قیمت نفت آن‌هم در سطح ۰/۱۰) سایر سری‌های زمانی شامل: رشد اقتصادی، واردات، تورم و مصرف، هرچند که مانا هستند ولی حافظه بلندمدت ندارند (مقدار پارامتر d برای رشد اقتصادی برابر با ۰/۶۷- ، تورم برابر با ۰/۷۵- و واردات برابر با ۰/۶۶- برآورد شده که طبق نمودار (۱) در دامنه ناماندگاری واقع می‌شوند برای متغیر مصرف نیز مقدار d برابر با ۰/۲۳ ولی معنی‌دار نیست یعنی نمی‌توان در مورد وجود یا عدم وجود حافظه بلندمدت در این سری زمانی اظهار نظر کرد). پس تبدیل داده‌ها به تغییر شدید در ضریب d یا کاهش حافظه منجر می‌شود. به عبارت دیگر حافظه داده‌های تبدیل‌شده کمتر از حافظه داده‌های خام است و این‌کار باعث تورش‌دار شدن نتایج پژوهش و پیش‌بینی غلط برای سیاست‌گذاری شود.

در قسمت بعد به بررسی شدت وابستگی دمی در داده‌های با حافظه بلندمدت و بدون حافظه بلندمدت پرداخته شده است، در این راستا ابتدا مفصل مناسب برای داده‌ها انتخاب شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۳. برآورد ضرایب تابع مفصل برای قیمت‌نفت و متغیرهای اقتصادی با استفاده از داده‌های خام

برای انتخاب مفصل مناسب، از ضرایب BIC و AIC استفاده می‌شود، هر چه این معیارها کوچک‌تر باشند، مفصل برازش داده‌شده، مناسب‌تر است؛ بنابراین با توجه به معیارهای مذکور مناسب‌ترین مفصل برای متغیرها انتخاب و نتایج مربوطه طی جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج انتخاب تابع مفصل مناسب- داده‌های خام –شاخص گامبل

سری‌زمانی	ضریب گامبل	حداکثر درستنمایی	BIC	AIC
قیمت نفت-رشد اقتصادی	۴/۳	۱۹۶۰	-۴۲۰۰	-۴۲۰۸
قیمت نفت-مصرف کل	۳/۳	۱۸۲۸	-۲۷۲۰	-۲۸۱۰
قیمت نفت-تورم	۲/۱۱	۲۰۰۲	-۳۰۱۰	-۳۱۰۰
قیمت نفت-واردات	۲/۶۷	۱۲۸۰	-۱۷۰۰	-۱۸۰۵

منبع: محاسبات محقق

جدول ۵: نتایج انتخاب تابع مفصل مناسب- داده‌های خام –شاخص کلایتون

سری‌زمانی	ضریب کلایتون	حداکثر درستنمایی	BIC	AIC
قیمت نفت-رشد اقتصادی	۱/۱	۱۸۳۳	-۳۶۵۷	-۳۶۶۳
قیمت نفت-مصرف کل	۱/۲	۱۸۷۲	-۴۰۵۸	-۴۰۸۸
قیمت نفت-تورم	۲/۳	۱۹۵۰	-۴۳۵۸	-۳۹۷۰
قیمت نفت-واردات	۱/۴	۱۸۲۳	-۴۱۱۲	-۴۳۰۴

منبع: محاسبات محقق

با مقایسه ضرایب BIC و AIC برای داده‌های خام در جداول (۴ و ۵)، برای قیمت نفت-رشد اقتصادی، شاخص گامبل "که وابستگی دمی پایین را نشان می‌دهد"، مناسب‌تر است و برای متغیرهای قیمت نفت-مصرف و قیمت نفت-واردات و قیمت نفت-تورم، شاخص کلایتون "که وابستگی دمی بالا را نشان می‌دهد"، مناسب‌تر است.

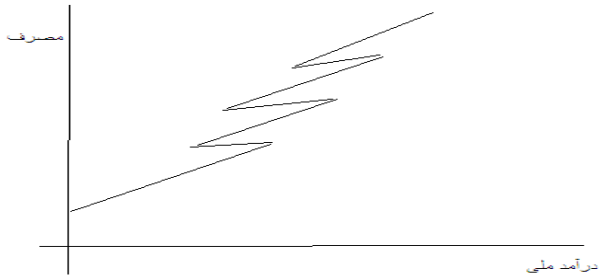
با توجه به نتایج ارائه شده در جداول (۴ و ۵)، قیمت‌نفت –رشد اقتصادی از شاخص گامبل تبعیت می‌کنند یعنی با کاهش قیمت نفت؛ رشد اقتصادی کاهش یافته ولی با افزایش قیمت نفت این متغیر با شدت کمتری افزایش می‌یابند. متغیرهای؛ قیمت نفت-مصرف، قیمت نفت-واردات و قیمت نفت-تورم، از شاخص کلایتون تبعیت می‌کنند، یعنی با افزایش قیمت نفت؛ مصرف، تورم و واردات بشدت افزایش یافته ولی با کاهش قیمت نفت این متغیر با شدت کمتری کاهش می‌یابند. این بخش از نتایج تائید فرضیه

www.SID.ir

Archive of SID

چسبندگی قیمت و دستمزدها است که بر اساس آن قیمت و دستمزد به‌راحتی افزایش یافته ولی به‌کندی کاهش می‌یابند. نتیجه رابطه مصرف و واردات با قیمت نفت، شبیه نظریه دوزنبری[1] و اسمیت-جانسون[2] (گپینسکی[3] ۱۹۸۲) در مورد رابطه درآمد-مصرف همسو است، بر اساس نظریه مذکور منحنی مصرف یک خط با شیب یکسان نبوده بلکه به‌صورت رعد و برقی (نمودار ۱) است.

نمودار ۱: منحنی مصرف دوزنبری



منبع: گپی‌نسکی، ۱۹۸۲

۴-۴. انتخاب (برآورد ضرایب) تابع مفصل برای قیمت‌نفت و متغیرهای‌اقتصادی با استفاده از داده‌های دستکاری‌شده

در این قسمت مفصل مناسب برای داده‌های دستکاری شده با استفاده از معیارهای، BIC و AIC انتخاب و نتایج طی جداول (۷ و ۸) ارائه شده است.

با مقایسه ضرایب BIC و AIC برای داده‌های دستکاری شده در جداول (۷ و ۸) برای قیمت نفت-تورم، قیمت نفت-مصرف و قیمت نفت-واردات شاخص کلایتون که وابستگی دمی بالا را نشان می‌دهد مناسب‌تر است و برای متغیر قیمت نفت-رشد اقتصادی، شاخص گامبل که وابستگی دمی پایین را نشان می‌دهد مناسب‌تر است.

جدول ۷: نتایج انتخاب تابع مفصل مناسب –داده‌های دستکاری‌شده-شاخص گامبل

سری‌زمانی	ضریب گامبل	حداکثر درستنمایی	BIC	AIC
قیمت نفت-رشد اقتصادی	۱/۸۳	۱۸۳۳	-۱۱۷۰	-۱۱۷۵
قیمت نفت-مصرف کل	۰/۳۲	۱۸۹۱	-۷۴۷	-۷۷۱
قیمت نفت-تورم	۰/۳۱	۱۹۵۰	-۱۱۰۰	-۹۸۶

[1]. Duesenberry
[2]. Smith- Johnson
[3]. Gapinski

www.SID.ir

Archive of SID

قیمت نفت-واردات	۰/۲۸	۱۱۸۲	-۶۷۲	۶۸۲

منبع: محاسبات محقق

جدول ۸: نتایج انتخاب تابع مفصل مناسب –داده‌های دستکاری‌شده-شاخص کلایتون

سری‌زمانی	ضریب کلایتون	حداکثر درستنمایی	BIC	AIC
قیمت نفت-رشد اقتصادی	۰/۴۱	۱۸۳۲	-۶۷۲	-۶۷۷
قیمت نفت-مصرف کل	۰/۴۳	۱۸۷۲	-۹۷۲	-۹۹۴
قیمت نفت-تورم	۱/۱۵	۲۱۱۱	-۱۲۰۸	-۱۲۱۷
قیمت نفت-واردات	۱/۱۶	۲۱۸۵	-۱۰۰۹	-۱۰۱۴

منبع: محاسبات محقق

با توجه به نتایج ارائه‌شده در جداول (۷ و ۸)، مربوط به داده‌های تبدیل شده؛ قیمت نفت و رشد اقتصادی از شاخص گامبل تبعیت می‌کنند یعنی با کاهش قیمت نفت؛ رشد اقتصادی به شدت کاهش یافته ولی با افزایش قیمت نفت این متغیر با شدت کمتری افزایش می‌یابند؛ اما متغیرهای؛ قیمت نفت-مصرف، قیمت نفت- تورم و قیمت نفت-واردات، از شاخص‌کلایتون تبعیت می‌کنند یعنی با افزایش قیمت نفت؛ مصرف و واردات و تورم، به‌شدت افزایش یافته ولی با کاهش قیمت نفت این متغیرها با شدت کمتری کاهش می‌یابند. نتیجه رابطه مصرف و واردات با قیمت نفت برای داده‌های دستکاری شده با نظریه دوزنبری، اسمیت و جانسون همسو است.

۴- ۵. مقایسه ضرایب وابستگی دمی برای داده‌های خام (با حافظه بلندمدت) و دستکاری‌شده (بدون حافظه‌بلندمدت)

بعد از تخمین ضرایب گامبل و کلایتون برای داده‌های خام و دستکاری‌شده (با و بدون حافظه بلندمدت) در این قسمت به تحلیل و تفسیر ضرایب مذکور پرداخته شده است.

با مقایسه ضرایب گامبل و کلایتون جداول (۴ و ۵) با جداول (۷ و ۸) مشخص است که ضرایب تابع مفصل درج شده در جداول (۴ و ۵) مربوط به داده‌های خام از ضرایب متناظر آن‌ها در جداول (۷ و ۸) مربوط به داده‌های دستکاری شده بزرگ‌تر هستند؛ بطوریکه متوسط ضرایب پارامترهای گامبل و کلایتون، برای داده‌های خام تقریباً ۲/۵ و برای داده‌های دستکاری شده برابر با ۰/۷۵ است. پس نتیجه می‌شود، تبدیل داده‌ها باعث کاهش وابستگی آن‌ها خواهد شد، به‌عبارت‌دیگر تبدیل داده‌ها می‌تواند منجر به از دست رفتن برخی ویژگی‌های آن‌ها گشته و بنابراین پیش‌بینی‌ها بر اساس این نتایج تورش‌دار و نتایج اجرای سیاست‌های اقتصادی نیز مبهم خواهد شد.

www.SID.ir

Archive of SID

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

۵- ۱. نتیجه‌گیری

در این تحقیق تأثیر تبدیل داده‌ها بر وجود حافظه بلندمدت و وابستگی دمی متغیرهای قیمت نفت، مصرف، رشد اقتصادی، واردات و تورم، با استفاده از مدل ARFIMA و توابع مفصل دمی آزمون شده است، در راستای هدف مقاله از داده‌های خام و دستکاری شده (تفاضل مرتبه اول داده‌ها) استفاده‌شده است.

طبق نتایج، وجود حافظه بلندمدت، وابستگی ساختاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بطوریکه وابستگی در داده‌های دستکاری شده (که حافظه بلندمدت آنها به علت تفاضل‌گیری‌کاهش یافته است) کمتر از داده‌های خام است پس تبدیل داده‌ها به کاهش حافظه بلندمدت آن‌ها منجر شده و کاهش حافظه بلندمدت به کاهش وابستگی دمی بین متغیرها می‌انجامد. این نتایج با یافته‌های بوباکر و سگیر (۲۰۱۳) همسو است. همچنین نتایج نشان می‌دهد:

- تبدیل داده‌های سری زمانی به کاهش حافظه بلندمدت آن‌ها منجر می‌شود.
- دستکاری داده‌های سری زمانی به کاهش وابستگی آن‌ها می‌انجامد.
ـ با کاهش قیمت نفت رشد اقتصادی کاهش می‌یابد ولی با افزایش قیمت نفت رشد اقتصادی زیاد افزایش نمی‌یابد.
ـ افزایش قیمت نفت، مصرف کل را به‌شدت افزایش داده ولی عکس آن صادق نیست.
ـ با افزایش قیمت نفت، تورم افزایش می‌یابد ولی با کاهش قیمت نفت تورم با شدت کمتر کاهش می‌یابد (این مؤید نظریه چسبندگی قیمت‌ها است).
ـ با افزایش قیمت نفت، واردات افزایش می‌یابد ولی با کاهش قیمت نفت واردات با شدت کمتر کاهش می‌یابد.
-در تبدیل داده‌ها برای کاهش خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس و هم خطی باید دقت کرد، چون حافظه بلندمدت و روابط بین داده‌ها با این‌گونه تبدیلات صدمه می‌بینند.

۵-۲. پیشنهادها

-طبق یافته‌های پژوهش بایستی سعی شود در پژوهش‌هایی که از داده‌های سری زمانی استفاده می‌کنند جهت رفع مشکل، ناپایایی، خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، همخطی و ... از تبدیل داده‌ها اجتناب ورزید، چون در صورت تبدیل داده‌ها، سیاست‌گذاری‌های اقتصادی که طبق نتایج این‌گونه پژوهش‌ها، طراحی و اجرا می‌شوند موفق نخواهند بود،

www.SID.ir

Archive of SID

چون دنیای واقعی بر اساس داده‌های واقعی واکنش نشان می‌دهد نه بر اساس داده‌های تبدیل‌شده.

-پیشنهاد می‌شود در تحقیقات و تحلیل‌های اقتصادسنجی از تبدیل داده‌ها اجتناب گردد.

با توجه به ویژگی‌ها و توانمندی‌های توابع مفصل پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی وابستگی دمی بین چند متغیر تصادفی به‌طور هم‌زمان (وابستگی دمی شرطی، وابستگی بین دو متغیر به‌شرط بقیه ثبات متغیرها) بررسی شود.

در پایان از کلیه دانشجویانی که در تهیه داده‌ها همکاری کرده‌اند تشکر به عمل می‌آید.

فهرست منابع:

برزین‌پور، فرناز، ابراهیمی، سیدبابک، هاشمی‌نژاد، سیدمحمد و نصراصفهانی، حامد (۱۳۹۰)، مقایسه دقت مدل‌های فراابتکاری و اقتصادسنجی در پیش‌بینی سری‌های‌زمانی مالی دارای حافظه بلندمدت، نشریه تحقیقات مالی، ۱۳(۳۱): ۱-۲۲.

ثنایی اعلم، محسن، زمانی، شیوا و سوری، داوود، (۱۳۸۷)، پیش‌بینی پذیری و تلاطم بازده و بررسی سرایت شاخص‌ها با استفاده از یک مدل دینامیک چند متغیره در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف.

زراءنژاد، منصور، کارگر برزی، علی و احمد، حیدری بهنوییه (۱۳۹۱)، تأثیر نوسانات شدید قیمت‌های جهانی نفت و طلا بر بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد وابستگی دمی، همایش بین‌المللی اقتصادسنجی روش‌ها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.

شعرایی، سعید و ثنایی‌اعلم، محسن (۱۳۸۹)، بررسی وجود حافظه‌بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران و ارزیابی مدل‌هایی که حافظه‌بلندمدت را در نظر می‌گیرند، مجله پژوهش‌های‌حسابداری‌مالی، ۲(۴): ۱۸۹-۱۷۳.

کمیجانی، اکبر، نادری، اسماعیل و نادیا، گندلی‌علیخانی (۱۳۹۱)، مقایسه انواع مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی در مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت‌نفت، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۹(۳۵): ۱۴۶-۱۲۱.

عرفانی، علیرضا (۱۳۸۷)، بررسی حافظه بلند بودن شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، ۸(۲۸): ۹۲-۷۷.

محمدی، تیمور و رضا، طالب‌لو (۱۳۸۹)، پویایی‌های تورم و رابطه تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA-GARCH، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۰(۱): ۱۳۷-۱۷۰.

www.SID.ir

Archive of SID

مهرگان، نادر ، دانشخواه، علیرضا، چترآگون، امید، احمدی، روح‌الله و تیشه‌کنی، فریبرز (۱۳۹۳)، بررسی پدیده بیماری هلندی و اثر شوک‌های نفتی در متغیرهای‌کلان اقتصادی ایران با استفاده از توابع مفصل دُمی، مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۹(۲): ۴۲۸-۴۱۱.

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, 131(1): 539-578.

Boubaker, H. & Sghaier, N. (2013), Portfolio optimization in the presence of dependent financial returns with long memory: a copula based approach, Journal of Banking & finance, 37 (2): 361-377.

Clayton, D. (1978), A model for association in bivariate life tables and its application in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence, Biometrika, 65(1):141-151.

Darby, M. (1982), The price of oil and world inflation and recession, American Economic Review, 72(4): 738-751.

DeMelloMendes, B. V. & Kolev, N. (2007), How long memory in volatility affects true dependence structure, International Review if financial Analysis 17(5): 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: 329-384.

Gapinski, H. (1982), Macrieconomic Theory, statics, Dynamics, Gpolicy. Lst printing 1982. MacGraw-Hill: 141.

Granger, C. W. & Joyeux, R. (1980), An introduction to long-memory time series models and fractional differencing, Journal of time series analysis, 1(1): 15-29.

Grau-Carles, P. (2000), Empirical Evidence of Long-Range Correlations in Stock Returns, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 287(3): 396-404.

Guglielmo, M. C., Luis, G. A. & Alex, P. (2019), Long memory and data frequency in financial markets, Journal of Statistical Computation and Simulation, 89(10): 1763-1779.

Gumbel, E. J. (1960), Bivariate exponential distributions, Journal of the American Statistical Association, 55(292): 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.

www.SID.ir

Archive of SID

Konstantinos, G., Stelios, B. & Costas, S. (2018), Extreme Correlation in Cryptocurrency Markets, Available at :http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3180934.

Manel, Y. & Khaled, M. (2019), Do Crude Oil Prices Drive the Relationship between Stock Markets of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries?, Economies, 7(70): 1-22.

Mokni, K. (2018), Empirical analysis of the relationship between oil and precious metals markets, Annals of Financial Economics 13(1): 1- 20.

Mork, K. A. & Hall, R. E. (1980), Energy prices an d the U.S. economy in 1979-1981, Energy Journal, 2: 41-54.

Olan, T. H. (2002), Long Memory in Stock Returns: Some International Evidence, Applied Financial Economics, 12(10): 725-729.

Rasche, R. H. & Tatom, J. (1977), Energy Resources and Potential GNP, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 59: 10-24.

Wang, Y., Wu, C. & Wei, Y. (2011), Can GARCH-Class Model capture Long Memory in WTI crude Oil Markets?, Economic Modeling, 28(3): 921-927.

Xiu, J. & Jin, Y. (2007), Empirical study of ARFIMA model based on fractional differencing. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 377(1): 138-154.

www.SID.ir