Archive of SID

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و چهارم / پائیز ۱۳۹۹

# فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ریسک با استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم یافته در بورس اوراق بهادار تهران

امیر سرآبادانی[۱]، علی باغانی[۲]، محسن حمیدیان[۳]، قدرت الله امام وردی[۴]، نوروز نوراله زاده[۵]

چکیده تاریخ دریافت مقاله : ۹۸/۰۹/۲۶ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۸/۱۲/۱۷

برآورد ریسک بدون در نظر گرفتن عوامل مرتبط و فقط با تمرکز بر روی چند سری معادلات، پیش‌بینی‌های غیرمعمولی را ایجاد می‌کند. در این مطالعه از اطلاعات یک صفحه بزرگ‌سری‌های زمانی و روشی جدید برای برآورد ریسک استفاده نمودیم. این برآورد با استفاده از بازده داده‌های روزانه سری زمانی ۲۵ شاخص مختلف بورس اوراق بهادار تهران در بازه ده‌ساله از ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۷ بر اساس یک مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته (GDFM) انجام شد. ابتدا با استفاده از مدل عاملی پویای توسعه‌یافته توسط فورنی و همکاران نسبت به تعیین تعداد عوامل استاتیک و دینامیک مدل عاملی اقدام نموده و در ادامه نوسانات جزء مشترک سری‌های تحت مطالعه را با کمک نرم‌افزار MATLAB فیلتر نموده و به‌عنوان ریسک بورس اوراق بهادار تهران برآورد نمودیم. در ادامه از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)، تأثیر ریسک‌های فیلتر شده را بر روی بازده شاخص کل بورس موردبررسی قراردادیم. نتایج نشان داد اگر چه ریسکهای برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه و فیلترینگ دوطرفه به‌صورت معنی‌داری تغییرات بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را توضیح می‌دهند، اما ریسک برآورد شده از طریق فیلتر دوطرفه با استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته، تغییرات بازده را بسیار بهتر از فیلتر یک‌طرفه با استفاده از همان مدل توضیح می‌دهد.

**کلمات کلیدی**

فیلترینگ یک‌طرفه و دوطرفه ریسک، مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته، جزء ویژه سری‌های زمانی، جزء مشترک سری‌های زمانی.

۱-گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Amir59sa@gmail.com
۲-گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) a_baghani@azad.ac.ir
۳-گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.hamidian_2002@yahoo.com
۴-گروه اقتصاد نظری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Ghemamverdi@iauctb.ac.ir
۵-گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایرانN_noorolahzade@azad.ac.ir



www.SID.ir

Archive of SID



**مقدمه**

بحران‌های مالی اخیر نشان داد که باید تأثیر عواقب عدم مدیریت ریسک را جدی گرفت (کیلس و همکاران، ۲۰۱۹). امروزه هزینه‌ها و درآمدهای بنگاه‌ها از یکسو با ریسک‌های پیچیده حاصل از تعاملات کسب‌وکار جهانی و تصمیم‌گیری‌های مالی و از سوی دیگر با عدم اطمینان از قیمت‌های کالا و نرخ‌های ارز و نرخ‌های بهره و ارزش‌های سهام مواجه هستند (مختار زاده و کرامت، ۱۳۹۴). این ریسک‌ها تصمیم‌گیری را در کسب‌وکار پیچیده می‌نماید و بنگاه‌ها را مواجه با وقایعی می‌کند که می‌تواند ارزش بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار دهد (نیکو مرام و زمردیان، ۱۳۹۳). فهم درک صحیح از ریسک‌ها و مدیریت آن‌ها می‌تواند تصمیم‌گیری را بهبود بخشیده و ارزش بنگاه‌ها را حفظ نماید (رهنمای رود پشتی و قندهاری،۱۳۹۴).

یک نمایش رسمی از مدل‌های ریسک را می‌توان در مدل عامل پویای تعمیم‌یافته[۱] (GDFM) جستجو کرد که با فرض این‌که داده توسط چند عامل هدایت می‌شود، ابعاد را به‌طور چشمگیری کاهش داده و شناسایی را امکان‌پذیر می‌کند. این عوامل نقش شاخص را در مدل برنز و میچل بر عهده‌دارند (فورنی و همکاران[۲]، ۲۰۰۵). تحت رویکرد مدل عاملی، هر سری زمانی به‌عنوان مجموع دو جزء متعامد نشان داده می‌شود: جزء مشترک که قویاً با بقیه پانل همبسته است و ترکیبی خطی از عوامل هست و مؤلفه دوم جزء ویژه است (نیو ون هیوزی[۳]، ۲۰۰۶).

مدل‌های GDFM یک‌طرفه و دوطرفه به مدل‌های غیرخطی گفته می‌شوند که با توجه به سری‌های زمانی و در نظر گرفتن پارامترهای دیگر، مدل‌های پیش‌بینی کننده‌ای را مهیا می‌سازند. در این راستا، مدل GDFM دوطرفه یک منحنی در بازه زمانی است که متشکل از بخش‌های مثبت و منفی هست. به‌این‌ترتیب بخش مثبت نشان‌دهنده اطلاعاتی است که بر پایه داده‌های گذشته هست. این در حالی است که بخش منفی، پیش‌بینی‌ها را در برمی‌گیرد؛ بنابراین، تنها تفاوت GDFM یک‌طرفه با دوطرفه در این هست که GDFM یک‌طرفه بخش منفی یا همان اطلاعات پیش‌بینی‌شده را در نظر نمی‌گیرد (فورنی و همکاران، ۲۰۱۵). ریسک به‌دست‌آمده از طریق فیلتر نوسانات بازده شاخص‌های موردمطالعه با مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته یک‌طرفه را فیلترینگ ریسک یک‌طرفه و ریسک به‌دست‌آمده از طریق فیلتر نوسانات بازده شاخص‌های موردمطالعه با مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته دوطرفه را فیلترینگ ریسک دوطرفه می‌نامیم. ما در این مقاله به دنبال این موضوع هستیم که در مرحله اول ارتباط بین ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه و دوطرفه با بازده سری شاخص کل بورس را به‌صورت معنی‌دار موردبررسی قرار دهیم و در مرحله بعد مشخص کنیم کدام روش برآورد ریسک این ارتباط را بهتر توضیح



www.SID.ir

Archive of SID



خواهد داد. نوآوری این مقاله درروش برآورد فضای عاملی و مقایسه پیش‌بینی‌های این فضا انجام می‌شود. ما این فرایند را در دو مرحله انجام می‌دهیم. اولین گام از تکنیک‌های پویای فورنی، هالین، لیپی و ریچلین[۴] (۲۰۰۰، ۲۰۰۴). برای به دست آوردن تخمینی از ماتریس‌های کوواریانس اجزاء رایج و فردی استفاده می‌شود. در مرحله دوم، ابتدا برخلاف روش فورنی، هالین، لیپی و ریچلین، (۲۰۰۰) با استفاده از ترکیب خطی کوواریانس‌ها برای برآورد جدید فضای عاملی استفاده می‌شود. ترکیب خطی که به‌عنوان اجزاء اصلی تعمیم شده از x هم‌زمان با حداقل نسبت واریانس معمول مشترک است؛ آنگاه در ادامه مرحله دوم برآورد جدیدی از پیش‌بینی ارزش‌های آینده از x در فضای عامل، بر اساس ماتریس‌های تخمینی کوواریانس تخمینی X به دست می‌آید.

**مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش**

اخیراً پیشرفت جدی در تئوری مدل‌های عاملی از طریق مدل عاملی پویا تعمیم‌یافته[۵] فورنی، هالین، لیپی و ریچلین (۲۰۰۰b ، ۲۰۰۱، ۲۰۰۴، ۲۰۰۵) ایجادشده است. با توجه به اینکه این مدل به خطاهای ویژه اجازه می‌دهد تا به‌طور پیوسته و مقطعی البته به‌طور ضعیف با برخی موارد همبستگی مقطعی داشته باشند با مدل عاملی کلاسیک متفاوت است. همین امر سبب شده است این مدل به‌طور گسترده در اقتصادسنجی مالی مثلاً تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و سارجنت و سیمز[۶] (۱۹۷۷) استفاده می‌شود (نیو ون هیوزی، ۲۰۰۶). این مدل پویا است چون شوک‌های مشترک می‌تواند سری‌های زمانی را در برابر مدل استاتیک موردحمله قرار دهد. شوک‌ها و مؤلفه‌های مشترک که ترکیبی خطی از آن‌ها هستند، ذاتاً غیرقابل مشاهده هستند و به‌وسیله مؤلفه‌های اصلی دینامیک تخمین زده می‌شوند. درحالی‌که مؤلفه‌های اصلی استاتیکی، مبتنی بر تجزیه مقادیر ویژه ماتریس کوواریانس هم‌زمان هستند. از طرفی اجزاء اصلی پویا مبتنی بر ماتریس چگالی طیفی یعنی کوواریانس پویا هستند.

ویژگی‌های اصلی مدل‌های عاملی پویا عبارت‌اند از: (الف) تعداد نامحدود واحدهای مقطعی، (ب) تجزیه هر متغیر مشاهده‌شده $X_{it}$ در صفحه به دو اجزای غیرقابل تعویض شامل اجزای مشترک $X_{it}$ و مؤلفه خاص $\xi_{it}$ ، (پ) یک بعد پویا کوچک از اجزای مشترک $X_{it}$ که توسط بارگذاری یک تعداد محدود q از عوامل مشترک تعیین می‌شود و (د) یک ساختار ضریب همبستگی ضعیف (یک مفهوم که دقیق‌تر تعریف‌شده است) از اجزای مختلط $\xi_{it}$ که نیازی نیست در مدل‌های عامل سنتی، در سراسر صفحه متقارن متعامد باشند (فورنی و همکاران، ۲۰۰۵).

چولیا و گالین[۷] (۲۰۱۷) با استفاده از مدل عاملی تعمیم‌یافته و با رویکرد فیلترینگ یک‌طرفه و



www.SID.ir

Archive of SID



دوطرفه ریسک توانستند، عدم قطعیت بورس نیویورک را با استفاده از ۲۵ پرتفولیو سهام برآورد نمایند. همچنین آن‌ها نشان دادند عدم قطعیت مالی می‌تواند، عدم قطعیتی از کل اقتصاد کلان باشد (چولیا و گلین، ۲۰۱۷).

باریگوزی و هالین[۸] (۲۰۱۷) به برآورد و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام از طریق مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته پرداختند. چولیا و گالین (۲۰۱۶) با استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته برای پیش‌بینی میزان مرگ‌ومیر و برآورد ریسک طول عمر و مرگ‌ومیر در کشور انگلستان استفاده کردند. آن‌ها عملکرد پیش‌بینی خود را با مدل‌های برآورد ریسک مقایسه کردند. آن‌ها همچنین معیارهای ریسک را با استفاده از شبیه‌سازی‌های وین-کاپولا[۹] محاسبه نمودند (چولیا و همکاران، ۲۰۱۶).

جین و دسیمون[۱۰] (۲۰۱۴) طی پژوهشی آسیب‌پذیری‌های سیستماتیک در بانکداری را با استفاده از از رویکرد بهینه‌سازی تراکم چند متغیری (CIMDO) و مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته (GDFM) مورد مطالعه قراردادند. مطالعه آن‌ها چارچوبی جدید ارائه داد که احتمالات نهایی عدم پرداخت بدهی از یک مدل ریسک اعتباری ساختاری را با استفاده از روش بهینه‌سازی تراکم چند متغیری (CIMDO) و مدل عامل پویای تعمیم‌یافته (GDFM) که توسط یک t پویا تکمیل‌شده است، ترکیب می‌کند. درنهایت، چارچوب ارائه‌شده توسط آن‌ها پیش‌بینی‌های نمونه قوی از معیارهای ریسک اعتباری سیستمی بانکی را تولید نمود (جین و دسیمون، ۲۰۱۴).

هالین و همکاران (۲۰۱۱) نقد شوندگی بازار به‌عنوان عاملی پویا را با استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته موردبررسی قراردادند. آن‌ها نشان دادند مزیت تعریف نقد شوندگی بازار به‌عنوان یک عامل پویا این است که برخلاف دیگر تعاریف، درعین‌حال وابستگی به زمان و عامی بودن را بدون هیچ فرضی محدود می‌کند (هالین و همکاران، ۲۰۱۱).

هالین و لیسکا[۱۱] (۲۰۰۷) طی مطالعه‌ای به تعیین تعداد عامل‌ها در مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته پرداختند. معیار آن‌ها بر اساس این واقعیت بود که تعداد عامل‌ها برابر تعداد مقادیر ویژه‌ای از ماتریس تراکم طیفی مشاهدات است و به‌عنوان تعداد سری به سمت بی‌نهایت می‌رود. آن‌ها نشان دادند که چگونه این روش می‌تواند در پیش‌بینی و شبیه‌سازی‌ها استفاده گردد (هالین و لیسکا، ۲۰۰۷).

نیو ون هیوزی (۲۰۰۵) با استفاده از یک مدل عاملی پویا برای شاخص‌های چرخه تجاری سودمند اقتصاد بلژیک، به پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی پرداختند. هدف آن‌ها استخراج تغییرات مشترک در مجموعه داده‌ای ۵۰۹ سری به‌عنوان نشانه‌ای از چرخه تجاری بلژیک بود. آن‌ها وابستگی مدل‌ها را روی مجموعه داده‌ها بررسی کرده و از طریق فرآیند کاهش، نشان دادند که جزء ویژه رشد تولید ناخالص



www.SID.ir

Archive of SID



داخلی می‌تواند به‌طور چشمگیری کاهش یابد. بااین‌حال، این امر پیش‌بینی‌ها را بهبود نمی‌بخشد (نیو ون هیوزی، ۲۰۰۵).

در مقاله حاضر، ما ابتدا با برآورد اجزا قابل‌مشاهده شروع می‌کنیم. پیش‌بینی هر یک از $\chi$ ها را می‌توان به‌عنوان مجموع پیش‌بینی‌های اجزای رایج و منحصربه‌فرد به دست آورد که هرکدام بر اساس ارزش‌های گذشته خود است. اجزای فردی که متقابل هستند، می‌توانند با استفاده از روش‌های پیش‌بینی یکنواخت یا کم پیش‌بینی‌شده سنتی پیش‌بینی شوند؛ بنابراین، ما بر پیش‌بینی اجزای مشترک $X_{it}$ متمرکز هستیم. در ادامه پیش‌بینی با در نظر گرفتن فضای عاملی، ترکیب خطی $\chi$ به دست می‌آید. با توجه به اینکه اندازه مقطع عرضی به بی‌نهایت می‌رسد، اجزاء خاصی که ضعیف هستند، از بین می‌روند و به فضای عاملی نزدیک می‌شوند. درنهایت پیش‌بینی کننده، با برآورد جزء مشترک سری‌های زمانی، ریسک را با طراحی ارزش‌های آینده $\chi$ در فضای عاملی تخمین میزند.

**فرضیه‌های پژوهش**

**فرضیه اول:** ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی تعمیم‌یافته با بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌داری دارد.

**فرضیه دوم:** ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی تعمیم‌یافته با بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنی‌داری دارد.

**فرضیه سوم:** با رویکرد استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته ریسک برآورد شده از طریق فیلتر دوطرفه دقت بیشتری نسبت به ریسک برآورد شده از طریق فیلتر یک‌طرفه دارد.

**روش‌شناسی تحقیق و متغیرهای آن**

پژوهش حاضر که در حوزه نظریه‌های اثباتی علوم انسانی هست ازنظر هدف پژوهشی کاربردی بوده، در زمره تحقیقات کمی در محیط بازار سرمایه و جزء تحقیقات توصیفی مدیریت مالی به شمار می‌رود. به‌علاوه با توجه به اینکه از اطلاعات تاریخی در آزمون فرضیه در آن استفاده‌شده، ازنظر بعد زمانی گذشته‌نگر و در گروه تحقیقات شبه آزمایشی طبقه‌بندی می‌گردد. همچنین این پژوهش ازنظر ماهیت، پژوهش توصیفی-همبستگی است. در این پژوهش از بازده داده‌های روزانه سری زمانی ۲۵ شاخص مختلف بورس اوراق بهادار تهران در بازه ده‌ساله ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۷، به‌عنوان نماینده بازار سرمایه و شرایط اقتصادی ایران استفاده گردید. به‌منظور تعین نمونه و داده‌های موردنیاز مدل‌های این پژوهش از روش نمونه‌گیری برش مقطعی طولی استفاده‌شده است. اطلاعات مربوط به بررسی مبانی نظری و ادبیات



www.SID.ir

Archive of SID



موضوع از طریق مطالعات کتابخانه‌ای و جستجوی اینترنتی جمع‌آوری گردیده است و به‌منظور پردازش داده‌ها از طریق مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته و تجزیه‌وتحلیل داده‌های این تحقیق از نرم‌افزار MATLAB & EVIEWS استفاده‌شده است. در این پژوهش ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه و دوطرفه به‌عنوان متغیر مستقل و بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان متغیر وابسته معرفی می‌شوند.

**بازده شاخص کل بورس تهران:** بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران عبارت است از تغییرات شاخص کل در بازه زمانی موردنظر (دمبرچی، ۱۳۸۹)

**ریسک:** وستون بریگام، ریسک یک دارائی نظیر اوراق بهادار را تغییر احتمال بازده آتی ناشی از دارائی می‌داند؛ بنابراین با معیار پراکندگی بازده دارایی، ریسک را می‌توان انحراف معیار نرخ بازده تعریف نمود. پس می‌توان پراکندگی بازده‌های ممکنه از بازده مورد انتظار را با واریانس محاسبه و به‌عنوان یک معیار از ریسک تلقی نمود (دمبرچی، ۱۳۸۹)

**ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه:** به ریسک برآورد شده از طریق مدل GDFM یک‌طرفه غیرخطی گفته می‌شود. در این راستا، مدل GDFM یک‌طرفه یک منحنی در بازه زمانی است که متشکل از بخش‌های مثبت بوده و نشان‌دهنده اطلاعاتی است که بر پایه داده‌های گذشته هست (فورنی و همکاران، ۲۰۱۵).

**ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ دوطرفه:** به ریسک برآورد شده از طریق مدل GDFM دوطرفه غیرخطی گفته می‌شود. در این راستا، مدل GDFM دوطرفه یک منحنی در بازه زمانی است که متشکل از بخش‌های مثبت و منفی هست. به‌این‌ترتیب بخش مثبت نشان‌دهنده اطلاعاتی است که بر پایه داده‌های گذشته هست. این در حالی است که بخش منفی، پیش‌بینی‌ها را در برمی‌گیرد (فورنی و همکاران، ۲۰۱۵).

**مدل تحقیق**

$$R_i = c + \beta_1\sigma_1 + \beta_2\sigma_2$$

**متغیر وابسته:** $R_i$: بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

**متغیرهای مستقل:**

$\sigma_1$: ریسک‌برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه با رویکرد استفاده از مدل‌عاملی‌پویای تعمیم‌یافته

$\sigma_2$: ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ دوطرفه با رویکرد استفاده از مدل‌عاملی‌پویای تعمیم‌یافته



www.SID.ir

Archive of SID



**ضرایب متغیرهای مستقل:**

$\beta_1$: ضریب توضیح دهندگی متغیر $\sigma_1$

$\beta_2$: ضریب توضیح دهندگی متغیر $\sigma_2$

**برآورد ریسک از طریق مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته**

با توجه به تحقیقات انجام‌شده توسط بای و انجی (۲۰۰۸)[۱۲]، N تعداد واحدهای مقطع عرضی و T تعداد مشاهدات سری‌های زمانی خواهد بود. درنتیجه مدل عاملی پویا (DFM) را می‌توان به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$x_{it} = \lambda_i(L) f_t + e_{it}$$
$$i=1,2,...,N \qquad (۱)$$
$$t=1,2,\ldots,T$$

با توجه به معادله بالا، $\lambda_i(L)$ بردار بارگذاری عامل‌های پویا از ترتیب S هست که می‌توان آن را به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$\lambda_i(L) = 1 - \lambda_{i1}L -, \ldots, -\lambda_{iS}L^S \qquad (۲)$$

زمانی که s متناهی است، از آن به‌صورت DFM اشاره می‌کنیم. در مقابل، یک GDFM به s امکان می‌دهد تا نامتناهی باشد. استاک و واتسون (۲۰۰۲، ۲۰۱۱)[۱۳] مثال‌هایی از مورد DFM و فورنی و ریچلین (۱۹۹۸) و فورنی و همکارانش (۲۰۰۰)[۱۴] GDFM را معرفی می‌کنند. در هر مورد، عامل‌های (پویا) $f_t$ بر طبق رابطه زیر تغییر می‌کنند: (پور بابا گل و کرد، ۱۳۹۳).

$$f_t = C(L)\varepsilon_t \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، $\varepsilon_t$ خطاهای مستقل و یکسان توزیع‌شده هست. بُعد $f_t$ علامت q مشخص‌شده است، حد آن با $\varepsilon_t$ یکسان است. این پارامتر به تعداد عامل‌های پویا یا اولیه اشاره دارد (بای و انجی، ۲۰۰۸)[۱۵].

مدل اشاره‌شده در رابطه (۲) رامی توان مجدداً در فرم استاتیک به‌راحتی با بازتعریف بردار عامل‌ها برای گنجاندن عامل‌های پویا و عقب‌ماندگی آن‌ها و ماتریس بارها بر اساس رابطه زیر نوشت:

$$\underset{(N\times T)}{X} = \underset{(N\times r)}{\Lambda}\underset{(r\times T)}{F} + \underset{(N\times T)}{e} \qquad (۴)$$
$$X = (X1, \ldots, XN)$$
$$F = (F1, \ldots, FT)$$



www.SID.ir

Archive of SID



همان‌طور که مشخص است $F$ و □ به‌صورت جداگانه قابل‌شناسایی نیستند. برای هر ماتریس معکوس دلخواه H با ابعاد $(r \times r)$، رابطه زیر برقرار است :

$$F\Lambda' = FHH^{-1}\Lambda' = F^*\Lambda'^* \quad (۵)$$

در رابطه فوق پارامترهای $F^*$ و $\Lambda^*$ را می‌توان به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$F^* = F\Lambda$$
$$\Lambda^* = \Lambda H^{-1} \quad (۶)$$

با توجه به معادله ۵، مدل عاملی ازلحاظ مشاهداتی معادل با $X = F^*\Lambda'^* + e$ هست. براین، محدودیت‌های $r^2$ ثابت F و $\Lambda$ به‌صورت منحصربه‌فرد موردنیاز هست. توجه کنید که برآورد عامل‌ها توسط اجزای اصلی (PC) یا تجزیه مقدار واحد (SVD) مدل‌سازی را پیاده می‌کند که در آن $I_r = \frac{\Lambda\Lambda'}{N}$ و $F$□$F$ قطری است، که بر ضمانت شناسایی (بسته به واریانس‌های نشانه ستون) کافی هست.

GDFM تعمیم DFM هست زیرا امکان ساختار پویای غنی‌تری را برای عامل‌ها فراهم می‌آورد. GDFM وزن‌های کوچک‌تری را بر روی متغیرها با اجزای ویژه (عدم قطعیت) بزرگ‌تر قرار می‌دهد؛ بنابراین، خطای ویژه موجود در ترکیب خطی به حداقل می‌رسد. در این مرحله واریانس‌های ویژه سری‌ها را از طریق رابطه $e_{it}^u = X_{it} - \widehat{C_{it}}$ برآورد می‌نماییم که در آن $\widehat{C_{it}} = \lambda_i(L)f_t$ هست. به واریانس‌های مشترک (به‌عنوان‌مثال واریانس $\hat{C}_{it}$) می‌توان به‌عنوان ریسک اشاره کرد(چولیا و همکاران، ۲۰۱۶). ( جهت دستیابی به توضیحات کامل‌تر در خصوص مدل استفاده‌شده در این مقاله به پژوهش فورنی و همکاران (۲۰۱۶) مراجعه گردد)

### یافته‌های پژوهش

داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش بازده روزانه طی ۲۵ شاخص مهم بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۰ ساله از تاریخ ۱۳۸۷/۱۰/۰۱ الی ۱۳۹۷/۰۹/۳۰ و شامل ۲۶۰۹ نمونه برای هر یک از شاخص‌های تحت مطالعه هست. این تحقیق طی دو مرحله انجام‌شده است. در مرحله اول از طریق مدل عاملی پویا نسبت به فیلترینگ یک‌طرفه و دوطرفه ریسک به‌عنوان جزء مشترک سری‌های زمانی موردمطالعه اقدام شد و در مرحله دوم نسبت به مقایسه ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه و دوطرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته اقدام شد. برای این مقایسه از مقدار توضیح دهندگی هر یک از ریسک‌های برآورد شده از بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، از مدل حداقل مربعات



www.SID.ir

Archive of SID



تعمیم‌یافته (GLS) استفاده گردید. در ادامه نتایج آماری توصیفی و استنباطی هر یک از مراحل به‌صورت جداگانه ارائه می‌گردد.

### آزمون مانایی سری شاخص‌های بورس تهران

نتایج چولگی و کشیدگی و همچنین آماره جارک برا نشان داد هیچ‌یک ازسری‌های زمانی موردمطالعه از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند. لذا در این مطالعه قبل از انجام هرگونه فرایندی اقدام به نرمال و استاندارد کردن داده‌ها نمودیم. همچنین آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[۱۶] را برای ارزیابی مانایی سری‌های زمانی به‌صورت گروهی انجام دادیم که نتایج آن در جدول ۱ ارائه‌شده است. همچنین مقادیر بحرانی آزمون دیکی فولر در سه سطح بحرانی ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ در جدول ۲ ارائه‌شده است.

**جدول ۱: نتیجه آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم‌یافته شاخص‌های موردمطالعه بورس اوراق بهادار تهران**

| ردیف | نام سری | آماره آزمون | P-value | ردیف | نام سری | آماره آزمون | P-value |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | شاخص کل | -۲۰.۵۹۴ | ۰۰۰ | ۱۳ | شاخص چند رشته‌ای | -۲۲.۰۰۳ | ۰۰۰ |
| ۲ | شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر | -۲۰.۸۱۹ | ۰۰۰ | ۱۴ | شاخص غذایی به‌جز قند | -۲۶.۸۰۵ | ۰۰۰ |
| ۳ | شاخص کانه فلزی | -۳۴.۷۱۰ | ۰۰۰ | ۱۵ | شاخص مواد دارویی | -۱۴.۵۰۹ | ۰۰۰ |
| ۴ | شاخص محصولات کاغذی | -۳۶.۵۵۳ | ۰۰۰ | ۱۶ | شاخص شیمیایی | -۲۲.۷۶۸ | ۰۰۰ |
| ۵ | شاخص فراورده نفتی | -۴۰.۲۶۲ | ۰۰۰ | ۱۷ | شاخص کاشی و سرامیک | -۱۸.۸۶۶ | ۰۰۰ |
| ۶ | شاخص لاستیک | -۴۳.۱۹۸ | ۰۰۰ | ۱۸ | شاخص سیمان | -۱۳.۸۳۰ | ۰۰۰ |
| ۷ | شاخص فلزات اساسی | -۲۳.۲۱۱ | ۰۰۰ | ۱۹ | شاخص کانی غیرفلزی | -۲۲.۳۴۹ | ۰۰۰ |
| ۸ | شاخص محصولات فلزی | -۳۷.۱۴۷ | ۰۰۰ | ۲۰ | شاخص سرمایه‌گذاری‌ها | -۲۱.۹۱۰ | ۰۰۰ |
| ۹ | شاخص ماشین‌آلات | -۳۴.۷۰۷ | ۰۰۰ | ۲۱ | شاخص بانک‌ها | -۲۳.۱۰۷ | ۰۰۰ |
| ۱۰ | شاخص دستگاه‌های برقی | -۳۴.۲۴۴ | ۰۰۰ | ۲۲ | شاخص سایر مالی | -۳۷.۱۷۷ | ۰۰۰ |
| ۱۱ | شاخص خودرو | -۲۳.۲۵۸ | ۰۰۰ | ۲۳ | شاخص حمل‌ونقل | -۳۳.۱۲ | ۰۰۰ |
| ۱۲ | شاخص قند و شکر | -۳۳.۸۱۰ | ۰۰۰ | ۲۴ | شاخص مالی | -۲۲.۱۴۱ | ۰۰۰ |



www.SID.ir

Archive of SID



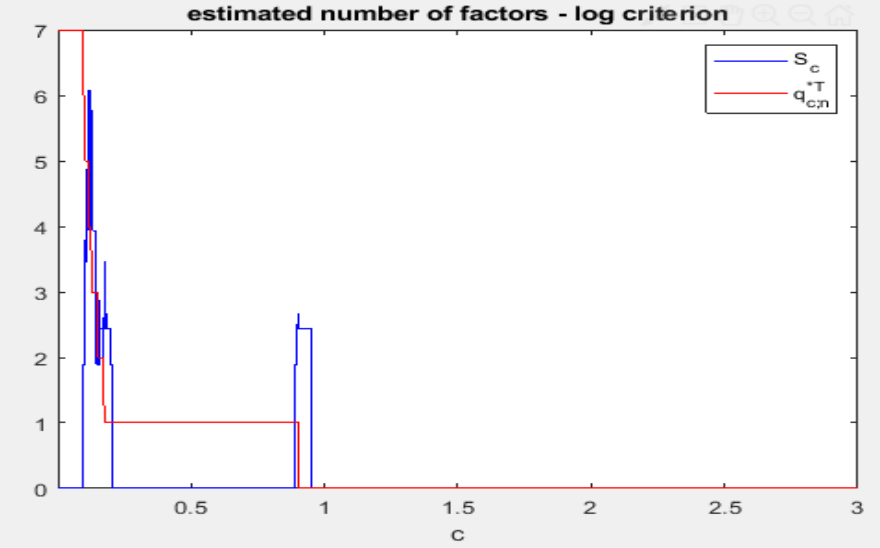
**جدول ۲ : مقادیر بحرانی آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته**

| مقدار بحرانی در سطح ۱٪ | مقدار بحرانی در سطح ۵٪ | مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪ |
|---|---|---|
| -۳.۴۳۲۶۶۶ | -۲.۸۶۲۴۴۹ | -۲.۵۶۷۲۹۹ |

همان‌طور که نتایج جدول ۱ و ۲ نشان می‌دهد در تمام سری‌های زمانی مقادیر اماره آزمون از مقدار بحرانی در هر سه سطح بحرانی بزرگ‌تر بوده و مقدار p-value به‌دست‌آمده برای هر سری نیز کمتر از ۵ درصد هست؛ بنابراین با توجه به ارزش p-value، فرض صفر مبنی بر نامانا بودن سری‌ها رد شده و فرض یک مبنی بر مانا بودن سری‌ها پذیرفته می‌گردد.

**ریسک برآورد شده از طریق فیلتر یک‌طرفه و دوطرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته**

در اولین قدم از محاسبه ریسک از طریق مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته ما نیاز داریم تا تعداد عوامل استاتیک و دینامیک مدل را مشخص کنیم. ما برای تعیین تعداد عوامل دینامیک و استاتیک از معیارهای پیشنهادی بای و انجی (۲۰۰۲) و بای و انجی (۲۰۰۷) استفاده نمودیم. شکل یک نتیجه خروجی این برآورد را نشان می‌دهد.




**شکل ۱: تخمین تعداد عوامل استاتیک و دینامیک مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته**



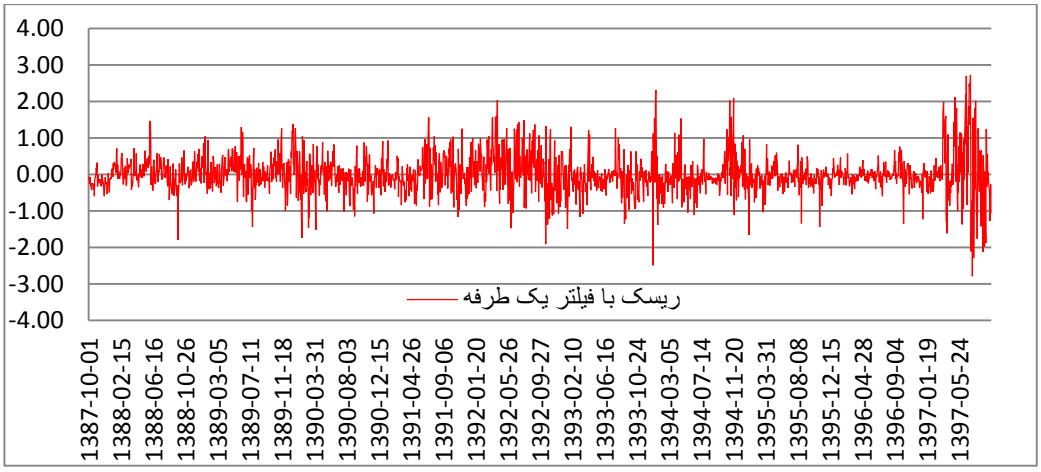
www.SID.ir

Archive of SID

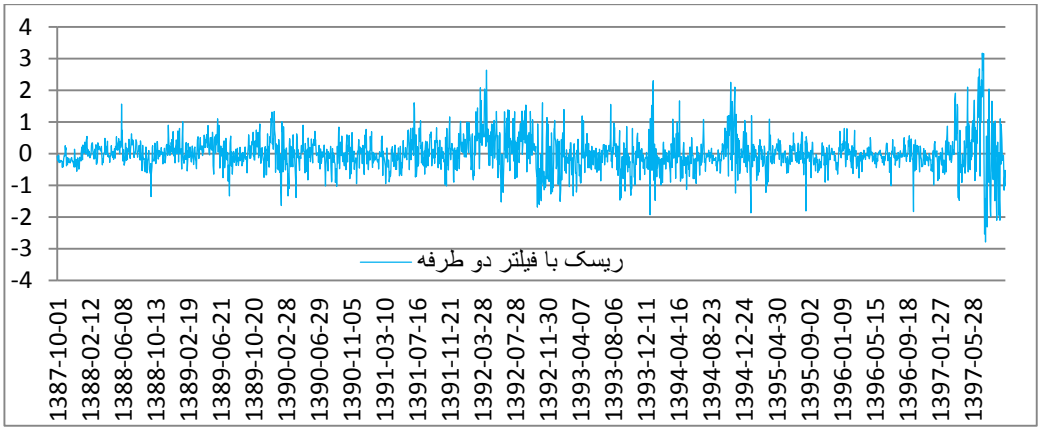


خط قرمز یا qmax در شکل یک برابر است با تعداد کل عامل‌های مدل و خط آبی یا sc برابر است با تعداد عوامل استاتیک؛ بنابراین ازآنجاکه بیشینه تعداد عوامل برابر ۷ و بیشینه تعداد عوامل استاتیک برابر ۷ هست، این مدل را با یک عامل دینامیک می‌توان برآورد نمود.

در ادامه فیلترینگ یک‌طرفه و دوطرفه ریسک با استفاده از مدل‌های عاملی پویای تعمیم‌یافته (GDFM) در بورس اوراق بهادار تهران برآورد می‌کنیم. شکل ۲ و ۳ به ترتیب ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه و دوطرفه ریسک با استفاده از مدل‌های عاملی پویای تعمیم‌یافته (GDFM) هست.




**شکل ۲ : ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه با استفاده از (GDFM)**




**شکل ۳ : ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ دوطرفه با استفاده از (GDFM)**

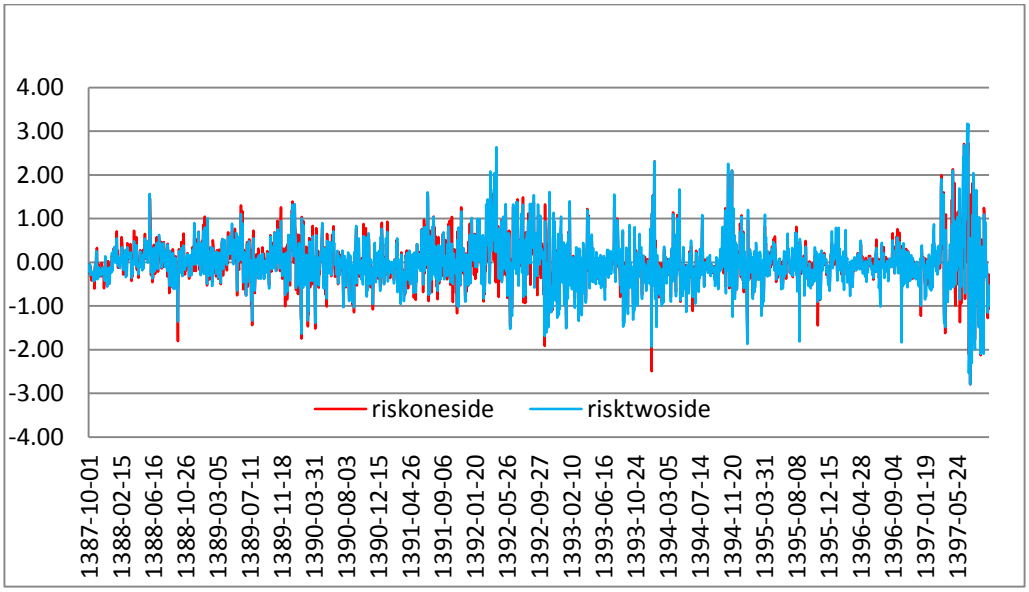


www.SID.ir

Archive of SID



همچنین به‌منظور مقایسه شهودی در شکل ۴ هر یک از دو ریسک برآورد شده نشان داده‌شده است.




**شکل۴- مقایسه ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه و دوطرفه با استفاده از (GDFM)**

خروجی شکل ۴ نشان می‌دهد با توجه به پوشش حداکثری ریسک برآورد شده از طریق فیلتر دوطرفه بر روی ریسک برآورد شده از طریق فیلتر یک‌طرفه، به‌طور شهودی مشخص است که ریسک برآورد شده از طریق فیلتر دوطرفه توسط مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته از ریسک برآورد شده از طریق فیلتر یک‌طرفه، نسبت به توضیح بازده عملکرد بهتری دارد. هرچند که نتایج شهودی از عملکرد بهتر ریسک فیلتر شده به روش دوطرفه نسبت به فیلترینگ یک‌طرفه حکایت دارد، لذا به‌منظور بررسی بهتر و آماری این عملکرد ما با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[۱۷] (GLS) نسبت به مقایسه ریسک برآورد شده با فیلتر یک‌طرفه و ریسک برآورد شده با فیلتر دوطرفه از طریق مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته اقدام نمودیم. برای انجام این مقایسه ما از ریسک‌های محاسبه‌شده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نماینده ریسک بورس اوراق بهادار تهران استفاده کردیم. در ادامه در جدول شماره ۳ آماره توصیفی متغیرهای مرحله پایانی تحقیق را ارائه نمودیم.



www.SID.ir

Archive of SID



**جدول ۳ : آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش**

| ردیف | نام سری | مشاهدات | میانگین | میانه | بیشترین | کمترین | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | بازده شاخص کل | ۲,۶۰۹ | ۰.۱۳۴ | ۰.۰۵۱۶ | ۵.۴۰۱۶ | (۵.۵۱) | ۰.۷۸۱۲ | ۰.۵۱۷۰ | ۸.۵۳۱۸ |
| ۲ | ریسک با فیلتر یک‌طرفه | ۲,۶۰۹ | ۰.۰۱۶ | (۰.۰۷) | ۵.۰۶۲۰ | (۵.۱۸) | ۰.۹۵۱۲ | ۰.۴۱۸۲ | ۶.۶۶۱۲ |
| ۳ | ریسک با فیلتر دوطرفه | ۲,۶۰۹ | ۰.۰۱۵ | (۰.۰۸) | ۵.۳۵۶۱ | (۵.۹۲) | ۰.۹۸۱۲ | ۰.۴۷۳۸ | ۷.۲۶۹۷ |

از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[18] برای ارزیابی مانایی سری‌های زمانی به‌صورت گروهی استفاده نمودیم که نتایج آن در جدول ۴ ارائه‌شده است. همان‌طور که در بخش قبل اشاره شد مقادیر بحرانی آزمون دیکی فولر در سه سطح بحرانی ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ در جدول ۴ ارائه‌شده است.

**جدول ۴ : نتیجه آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای مرحله دوم پژوهش**

| ردیف | نام سری | آماره آزمون | P-val ue | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|---|
| ۱ | بازده شاخص کل | -۲۰.۵۹۴۳۲ | ۰۰۰۰ | داده‌ها مانا هستند |
| ۲ | ریسک با فیلتر یک‌طرفه | -۱۹.۸۷۹۱۱ | ۰۰۰۰ | داده‌ها مانا هستند |
| ۳ | ریسک با فیلتر دوطرفه | -۲۰.۵۱۳۶۹ | ۰۰۰۰ | داده‌ها مانا هستند |

همان‌طور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد در این مرحله نیز در تمامی سری‌های زمانی مقادیر اماره آزمون از مقدار بحرانی در هر سه سطح بحرانی بزرگ‌تر بوده و مقدار p-value به‌دست‌آمده برای هر سری نیز کمتر از ۵ درصد هست؛ بنابراین با توجه به ارزش p-value، فرض صفر مبنی بر نامانا بودن سری‌ها رد شده و فرض یک مبنی بر مانا بودن سری‌ها پذیرفته می‌گردد.

**نتایج برآورد مدل با روش حداقل مربعات معمولی (OLS)**

قبل انجام تخمین مدل با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) باید بررسی کنیم که آیا امکان تخمین با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) وجود دارد یا خیر؟ ازجمله مواردی که باعث استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) بجای روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌گردد وجود خودهمبستگی و همسانی واریانس در سری‌های موردمطالعه است. لذا ابتدا پس از تخمین به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، نسبت به آزمون وایت جهت مشخص شدن ناهمسانی واریانس و آزمون دوربین واتسون جهت مشخص شدن خودهمبستگی می‌کنیم. جدول ۵ نتایج تخمین اولیه مدل با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) را نشان می‌دهد.



www.SID.ir

Archive of SID



**جدول ۵ : نتایج تخمین اولیه مدل با روش حداقل مربعات معمولی (OLS)**

| ردیف | نام سری متغیر | آماره آزمون | ضرایب متغیر | P-val ue |
|---|---|---|---|---|
| ۱ | ریسک با فیلتر یک‌طرفه | ۱۷.۴۹۶۲۰ | ۰.۲۲۴۲۶۵ | ۰۰۰۰ |
| ۲ | ریسک با فیلتر دوطرفه | ۴۵.۷۴۱۲۵ | ۰.۵۶۸۴۲۸ | ۰۰۰۰ |
| ۳ | ضریب تعیین | ۰.۹۶۲۴۹۲ | | |
| ۴ | آماره دوربین واتسون | ۱,۵۸۷۴۱۷ | | |

آماره جارک- برا نیز جهت بررسی نرمال بودن جملات پسماند مدل انجام شد. آماره به‌دست‌آمده آزمون جارک-برا کمتر از ۵٪ بود و این نشان از عدم نرمال بودن جملات اخلال در مدل برآورد شده با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (OLS) هست. البته با توجه به تعداد بالای نمونه در هر یک از متغیرها، عدم نرمال بودن جملات اخلال مشکلی را در برآورد مدل ایجاد نخواهد کرد. لذا برای اطمینان از برآورد بهینه مدل خودهمبستگی نیز به‌صورت ویژه موردبررسی قرار می‌گیرد. یکی از اشتباهات رایج در رابطه با تفسیر آماره دوربین- واتسون برای تعیین خودهمبستگی، استناد به این است که بیان می‌شود آماره DWباید بین ۱,۵ تا ۲,۵ باشد. البته این‌یک معیار سرانگشتی در نگاه اول به وجود یا عدم وجود خودهمبستگی است ولی معیار تصمیم‌گیری و کران بالا و پایین این آماره بسته به تعداد متغیر و تعداد مشاهدات است. در ضمن از این آماره برای خودهمبستگی مرتبه اول استفاده‌شده و برای بررسی خودهمبستگی سریالی کاربرد ندارد. در این پژوهش برای آزمون خودهمبستگی سریالی از آزمون خودهمبستگی LM (بریوش گادفری) و برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون وایت استفاده‌شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۶ ارائه‌شده است.

در آزمون بریوش گادفری فرضیه‌ها به شکل زیر است:

H0: جملات خطا دارای خودهمبستگی سریالی نمی‌باشند. (عدم وجود خودهمبستگی سریالی)

H1: جمالت خطا دارای خودهمبستگی سریالی می‌باشند. (وجود خودهمبستگی سریالی)

و برای آزمون وایت فرضیه‌ها به شکل زیر است:

H0: مقادیر جملات خطا دارای واریانس‌های نابرابر هستند. (عدم وجود همسانی واریانس)

H1: مقادیر جملات خطا دارای واریانس‌های برابر هستند. (وجود همسانی واریانس)



www.SID.ir

Archive of SID



**جدول ۶ : نتایج آزمون خودهمبستگی LM (بریوش گادفری) و آزمون وایت**

| ردیف | نام آزمون | آماره آزمون | P-val ue | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|---|
| ۱ | آزمون خودهمبستگیLM (بریوش گادفری) | ۱۰.۰۵۳۵۹ | ۰۰۰۰ | رد فرضیه صفر و اثبات وجود خودهمبستگی سریالی |
| ۲ | آزمون وایت | ۶۲.۰۷۴۹۳ | ۰۰۰۰ | رد فرضیه صفر و اثبات وجود همسانی واریانس |

همان‌طور که نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد داده‌های سری زمانی موضوع تحقیق دارای خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس بوده و برای اینکه رگرسیون ما با نتایج تخمین کاذب مواجه نگردد ما از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) استفاده می‌کنیم. به‌طورکلی در این روش چنانچه مدل OLS را با یک وقفه انجام دهیم، مدل را به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) تخمین زده‌ایم. معمولاً تخمین با یک وقفه، مشکل خودهمبستگی در داده‌ها و ناهمسانی واریانس آن‌ها برطرف می‌گردد. چنانچه تخمین با یک وقفه، این مشکل برطرف نگردد، می‌توان این فرایند را برای دو و سه مرتبه تکرار کرد تا به نتیجه مطلوب برسیم. نتیجه تخمین GLS در جدول ۷ و نتایج آزمون خودهمبستگی LM (بریوش گادفری) و آزمون ناهمسانی واریانس وایت در جدول ۸ ارائه می‌گردد.

**جدول ۷ : نتایج تخمین مدل با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)**

| ردیف | نام سری متغیر | آماره آزمون | ضرایب متغیر | P-val ue |
|---|---|---|---|---|
| ۱ | ریسک با فیلتر یک‌طرفه | ۱۸.۲۷۱۸۹ | ۰.۲۴۴۱۵۳ | ۰۰۰۰ |
| ۲ | ریسک با فیلتر دوطرفه | ۴۲.۶۱۵۴۴ | ۰.۵۵۰۰۴۳ | ۰۰۰۰ |
| ۳ | ضریب تعیین | ۰,۹۵۸۳۴۱ | | |
| ۴ | آماره دوربین واتسون | ۲,۰۱۳۹۹۹ | | |

**جدول ۸ : نتایج آزمون خودهمبستگی LM (بریوش گادفری)**

| ردیف | نام آزمون | آماره آزمون | P-val ue | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|---|
| ۱ | آزمون خودهمبستگیLM (بریوش گادفری) | ۰.۱۳۹۵۵ | ۰.۷۰۸۷ | قبول فرضیه صفر و اثبات عدم وجود خودهمبستگی سریالی |



www.SID.ir

Archive of SID



نتایج خروجی جدول ۷ و ۸ نشان می‌دهد آماره آزمون دوربین واتسون با مقدار ۲,۰۱۳۹۹۹ حاکی از این است که خودهمبستگی بین داده‌ها برطرف گردیده است و آزمون خودهمبستگی LM (بریوش گادفری) نیز عدم خودهمبستگی در مدل را تائید می‌کند. همچنین ازآنجاکه درروش حداقل مربعات تعمیم‌یافته تخمین با وقفه ناهمسانی واریانس در نظر گرفته نمی‌شود، می‌توان نتایج تخمین را در جدول ۷ قابل‌اتکا دانست و بر اساس اطلاعات آن نسبت به بررسی فرضیه اقدام کرد.

نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی تعمیم‌یافته با بازده ارتباط معنی‌داری دارد به‌طوری‌که این ریسک به مقدار ۰,۲۴۴۱۵۳ می‌تواند بازده سری زمانی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را توضیح دهد. همچنین مقدار P-value آزمون نیز کمتر از ۵٪ هست و مؤید این مطلب است که فرض صفر مبنی بر عدم مرتبط رد و فرض مقابل آن مبنی بر وجود ارتباط معنی‌دار پذیرفته می‌شود. همچنین نتایج در خصوص ارتباط معنی‌دار ریسک برآورد شده از فیلترینگ دوطرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی تعمیم‌یافته باوجود ضریب متغیر به مقدار ۰,۵۵۰۰۴۳ و مقدار P-value کمتر از ۵٪ مؤید رد فرضیه صفر این فرضیه و قبول فرضیه مقابل و درنتیجه پذیرش کلی فرضیه هست. همچنین با توجه به اینکه ضریب متغیر ریسک برآورد شده از فیلترینگ دوطرفه ۰,۵۵۰۰۴۳ و ضریب متغیر ریسک برآورد شده از فیلترینگ یک‌طرفه ۰,۲۴۴۱۵۳ هست، نشان می‌دهد ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ دوطرفه به‌مراتب از ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه، بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران را توضیح می‌دهد و این نشان از این دارد که ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ دوطرفه عملکرد بهتری نسبت به ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه دارد و این تائید فرضیه صفر هست.

## نتیجه‌گیری

در شرایط فعلی اقتصاد، رفتار سرمایه‌گذاران متأثر از عوامل بسیاری است که یکی از اصلی‌ترین علل این ابهامات رفتاری، وجود ریسک بالای سرمایه‌گذاری است. در چنین شرایطی بهتر است روش‌های مختلف برآورد ریسک مورد آزمون قرارگرفته و بهترین روش برای تخمین آن مورداستفاده قرار گیرد. در این مطالعه ما به برآورد ریسک بورس اوراق بهادار تهران از طریق فیلتر یک‌طرفه و دوطرفه ریسک با رویکرد استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته (GDFM) توسعه‌یافته توسط فورنی و همکاران (۲۰۰۰)، پرداختیم. برای مقایسه ریسک‌های برآورد شده از ضریب توضیح هر یک از ریسک‌ها بر بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نماینده بازده کل بورس استفاده نمودیم. به دلیل وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس بین سری‌های موردمطالعه، پس از حذف خودهمبستگی از روش حداقل مربعات



www.SID.ir

Archive of SID



تعمیم‌یافته استفاده گردید. نتایج نشان داد ریسک برآورد شده از طریق فیلتر دوطرفه، توضیح بهتری از بازده را نشان می‌دهد و نسبت به ریسک برآورد شده از طریق فیلتر یک‌طرفه از عملکرد بهتری برخوردار است. نتایج این مطالعه نشان داد، خروجی پژوهش با مطالعات فورنی و همکاران (۲۰۰۵) و همچنین مطالعه چولیا و همکاران (۲۰۱۷) همخوانی دارد.



www.SID.ir

Archive of SID



**منابع**


۱) پورباباگل، حمزه، نیری، محمد حسین. (۱۳۹۳). کاربرد تحلیل عاملی در مدل ترکیبی DEA فازی با مدل مارکوویتز در تعیین پرتفویی از کاراترین شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۷(۲۴)، ۱۱۷-۱۴۵.

۲) دمیرچی؛ فاطمه. (۱۳۸۹). بهینه سازی سبد سرمایه گذاری با استفاده از معیار ارزش در معرض ریسک شرطی (CVaR) در بورس اوراق بهادار تهران .پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی گرایش مدیریت مالی، دانشگاه الزهرا، چاپ نشده.

۳) رهنمای رود پشتی؛ فریدون، قندهاری ؛ شراره. (۱۳۹۴) . برآورد ارزش در معرض خطر مبتنی بر محدودیت بر ارزیابی عملکرد مدیریت پرتفوی فعال در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهش مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، دوره ۶، شماره ۲۴ .

۴) مختارزاده، نیما، کرامت، شاپور. (۱۳۹۴). ارائه مدلی برای تحلیل ریسک اتحادهای راهبردی و فناورانه. مدیریت نوآوری، دوره ۴ شماره ۳. ص ۱۱۹-۱۴۰.

۵) نیکومرام، هاشم و زمردیان، غلامرضا. (۱۳۹۳). بررسی توان تبیین مدل های شبکه عصبی درسنجش میزان ارزش در معرض خطر. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار, ۵(۱۹), ۱۹-۳۸.

6) Barigozzi, M., & Hallin, M. (2017). Generalized dynamic factor models and volatilities: estimation and forecasting. *Journal of Econometrics*, *201*(2), 307-321.

7) Chulia, H., Guillen, M., & Uribe, J. M. (2016). Modeling longevity risk with generalized dynamic factor models and vine-copulae. *ASTIN Bulletin: The* Journal of the IAA, 46(1), 165-190.

8) Chuliá, H., Guillén, M., & Uribe, J. M. (2017). Measuring uncertainty in the stock market. *International Review of Economics & Finance*, 48, 18-33.

9) Forni, M., & Lippi, M. (2001). The generalized dynamic factor model: representation theory. *Econometric theory*, *17*(6), 1113-1141.

10) Forni, M., & Reichlin, L. (1998). Let's get real: a factor analytical approach to disaggregated business cycle dynamics.*The Review of Economic Studies*,*65*(3),453-473.

11) Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L. (2000). The generalized dynamic-factor model: Identification and estimation. *Review of Economics and statistics*, *82*(4), 540-554.




www.SID.ir

Archive of SID



12) Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L. (2004). The generalized dynamic factor model consistency and rates. *Journal of Econometrics*, *119*(2), 231-255.

13) Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L. (2005). The generalized dynamic factor model: one-sided estimation and forecasting. *Journal of the American Statistical Association*, *100*(471), 830-840.

14) Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Zaffaroni, P. (2015). Dynamic factor models with infinite-dimensional factor spaces: One-sided representations. *Journal of econometrics*, *185*(2), 359-371.

15) Gao, Q., & Hu, C. (2009). Dynamic mortality factor model with conditional heteroskedasticity. *Insurance: Mathematics and Economics*, *45*(3), 410-423.

16) Gkillas, K., Tsagkanos, A., & Vortelinos, D. I. (2019). Integration and risk contagion in financial crises: Evidence from international stock markets. *Journal of Business Research*, *104*, 350-365.

17) Hallin, M., & Liška, R. (2007). Determining the number of factors in the general dynamic factor model.*Journal of the American Statistical Association,102*(478),603-617.

18) Hallin, M., Mathias, C., Pirotte, H., & Veredas, D. (2011). Market liquidity as dynamic factors. *Journal of econometrics*, *163*(1), 42-50.

19) Jin, X., & De Simone, F. D. A. N. (2014). Banking systemic vulnerabilities: A tail-risk dynamic CIMDO approach. *Journal of Financial Stability*, *14*, 81-101.

20) Nieuwenhuyze, C. V. (2005). A Generalized Dynamic Factor Model for the Belgian Economy. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, *2005*(2), 213-247.

21) Nieuwenhuyze, C. V. (2006). A generalised dynamic factor model for the Belgian economy-Useful business cycle indicators and GDP growth forecasts. *National Bank of Belgium Working Paper*, (80).

22) Sargent, T. J., & Sims, C. A. (1977). Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory. *New methods in business cycle research*, *1*, 145-168.

23) Stock, J.H., and M.W. Watson (2002b), "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147-162.

24) Stock, J.H., and M.W. Watson, (2002a), "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors," *Journal of the American Statistical Association,* 97, 1167-1179.



www.SID.ir

Archive of SID



25) Stock, J.H., and M.W. Watson. (2011). Dynamic factor models. *Oxford handbook on economic forecasting*, 2011.

**یادداشت‌ها :**

1 GDFM به یک رگرسیون غیر پارامتری متکی است و تفاوت بین عوامل پویا و مقادیر عقب مانده آنها را محاسبه می کند.
2 Forni et al
3 Nieuwenhuyze
4 Forni & Hallin & Lippi & Zaffaroni
5 Generalised Dynamic Factor Model (GDFM)
6 Sargent & Sims
7 Chuliá & Guillén
8 Barigozzi & Hallin
9 Vine - Copula
10 Jin & DeSimone
11 Hallin & Liška
12 Bai and Ng
13 Stock and Watson
1414 Forni and Reichlin (1998) and Forni et al
15 Bai and Ng
16 Augmented Dickey-Fuller test statistic
17 Generalized least squares
18 Augmented Dickey-Fuller test statistic



www.SID.ir