



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 مورد بررسی 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، ایران. N_noorolahzade@azad.ac.ir

فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

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 پستی 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. به‌این ترتیب 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 مورد مطالعه با مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته یک‌طرفه را فیلترینگ ریسک یک‌طرفه و ریسک به‌دست‌آمده از طریق فیلتر نوسانات بازده شاخص‌های مورد مطالعه 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 مورد بررسی قرار دهیم و در مرحله بعد مشخص کنیم کدام روش برآورد ریسک این ارتباط را بهتر توضیح

خواهد داد. نوآوری این مقاله در روش 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، لیبی 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، لیبی 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، لیبی و ریچلین (b2000، 2001، 2004، 2005) ایجاد شده 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 ξ_{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 تعریف شده است) از اجزای مختلط ξ_{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

فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

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 قرار دادند. 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 تکمیل شده است، ترکیب می‌کند. در نهایت، 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 مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نشان دادند مزیت تعریف نقد شوندگی بازار به‌عنوان یک عامل پویا این است که برخلاف دیگر تعاریف، در عین حال 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

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

در مقاله حاضر، ما ابتدا با برآورد اجزا قابل مشاهده شروع می‌کنیم. پیش‌بینی هر یک از X ها را می‌توان به‌عنوان مجموع پیش‌بینی‌های اجزای رایج و منحصر به فرد به دست آورد که هر کدام بر اساس ارزش‌های گذشته خود است. اجزای فردی که متقابل هستند، می‌توانند با استفاده از روش‌های پیش‌بینی یکنواخت یا کم پیش‌بینی شده سنتی پیش‌بینی شوند؛ بنابراین، ما بر پیش‌بینی اجزای مشترک X_{it} متمرکز هستیم. در ادامه پیش‌بینی با در نظر گرفتن فضای عاملی، ترکیب خطی X 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. در نهایت پیش‌بینی کننده، با برآورد جزء مشترک سری‌های زمانی، ریسک را با طراحی ارزش‌های آینده X 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 از نظر 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 استفاده شده، از نظر بعد زمانی گذشته‌نگر و در گروه تحقیقات شبه آزمایشی طبقه‌بندی می‌گردد. همچنین این پژوهش از نظر 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 تعیین نمونه و داده‌های موردنیاز مدل‌های این پژوهش از روش نمونه‌گیری برش مقطعی طولی استفاده شده است. اطلاعات مربوط به بررسی مبانی نظری و ادبیات

فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

موضوع از طریق مطالعات کتابخانه‌ای و جستجوی اینترنتی جمع‌آوری گردیده است و به‌منظور پردازش داده‌ها از طریق مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته و تجزیه و تحلیل داده‌های این تحقیق از نرم‌افزار MATLAB & EVIEWS استفاده شده 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 دارایی نظیر اوراق بهادار را تغییر احتمال بازده آتی ناشی از دارایی 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. به‌این ترتیب 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).

$$R_i = c + \beta_1 \sigma_1 + \beta_2 \sigma_2 \quad \text{مدل تحقیق}$$

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

متغیرهای مستقل:

σ_1 : ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته

σ_2 : ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ دوطرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم‌یافته

ضرایب متغیرهای مستقل:

$$\beta_1: \text{ضریب توضیح دهندگی متغیر } \sigma_1$$

$$\beta_2: \text{ضریب توضیح دهندگی متغیر } \sigma_2$$

برآورد ریسک از طریق مدل عاملی پویای تعمیم یافته

با توجه به تحقیقات انجام شده توسط بای و انجی (۲۰۰۸)^{۱۲}، N تعداد واحدهای مقطع عرضی و T تعداد مشاهدات سری‌های زمانی خواهد بود. در نتیجه مدل عاملی پویا (DFM) را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$\begin{aligned} x_{it} &= \lambda_i(L)f_t + e_{it} \\ i &= 1, 2, \dots, N \\ t &= 1, 2, \dots, T \end{aligned} \quad (1)$$

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

$$\lambda_i(L) = 1 - \lambda_{i1}L - \dots - \lambda_{iS}L^S \quad (2)$$

زمانی که S متناهی است، از آن به صورت 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 طبق رابطه زیر تغییر می‌کنند: (پور بابا گل و کرد، ۱۳۹۳).

$$f_t = C(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

در رابطه فوق، ε_t خطاهای مستقل و یکسان توزیع شده هست. بُعد f_t علامت q مشخص شده است، حد آن با ε_t یکسان است. این پارامتر به تعداد عامل‌های پویا یا اولیه اشاره دارد (بای و انجی، ۲۰۰۸)^{۱۵}. مدل اشاره شده در رابطه (۲) رامی توان مجدداً در فرم استاتیک به راحتی با بازتعریف بردار عامل‌ها برای گنجاندن عامل‌های پویا و عقب ماندگی آن‌ها و ماتریس بارها بر اساس رابطه زیر نوشت:

$$\begin{aligned} X &= \Delta F + e \\ (N \times T) &= (N \times r)(r \times T) + (N \times T) \\ X &= (X1, \dots, XN) \\ F &= (F1, \dots, FT) \end{aligned} \quad (4)$$

فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

همان طور که مشخص است F و \square به صورت جداگانه قابل شناسایی نیستند. برای هر ماتریس معکوس دلخواه H با ابعاد $(r \times r)$ ، رابطه زیر برقرار است:

$$F\Lambda' = FHH^{-1}\Lambda' = F^*\Lambda'^* \quad (5)$$

در رابطه فوق پارامترهای F^* و Λ'^* را می توان به صورت زیر تعریف نمود:

$$\begin{aligned} F^* &= FA \\ \Lambda'^* &= \Lambda H^{-1} \end{aligned} \quad (6)$$

با توجه به معادله ۵، مدل عاملی از لحاظ مشاهداتی معادل با $X = F^*\Lambda'^* + e$ هست. براین، محدودیت های r^2 ثابت F و Λ به صورت منحصر به فرد مورد نیاز هست. توجه کنید که برآورد عامل ها توسط اجزای اصلی (PC) یا تجزیه مقدار واحد (SVD) مدل سازی را پیاده می کند که در آن $I_r = \frac{\Lambda\Lambda'}{N}$ و $F\square F$ قطری است، که بر ضمانت شناسایی (بسته به واریانس های نشانه ستون) کافی هست.

GDFM تعمیم DFM هست زیرا امکان ساختار پویای غنی تری را برای عامل ها فراهم می آورد. GDFM وزن های کوچک تری را بر روی متغیرها با اجزای ویژه (عدم قطعیت) بزرگ تر قرار می دهد؛ بنابراین، خطای ویژه موجود در ترکیب خطی به حداقل می رسد. در این مرحله واریانس های ویژه سری ها را از طریق رابطه $e_{it}^u = X_{it} - \widehat{C}_{it}$ برآورد می نماییم که در آن $\widehat{C}_{it} = \lambda_i(L)f_t$ هست. به واریانس های مشترک (به عنوان مثال واریانس \widehat{C}_{it}) می توان به عنوان ریسک اشاره کرد (چولیا و همکاران، ۲۰۱۶). (جهت دستیابی به توضیحات کامل تر در خصوص مدل استفاده شده در این مقاله به پژوهش فورنی و همکاران (۲۰۱۶) مراجعه گردد)

یافته های پژوهش

داده های استفاده شده 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 شاخص های تحت مطالعه هست. این تحقیق طی دو مرحله انجام شده است. در مرحله اول از طریق مدل عاملی پویا نسبت به فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ریسک به عنوان جزء مشترک سری های زمانی مورد مطالعه اقدام شد و در مرحله دوم نسبت به مقایسه ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی پویای تعمیم یافته اقدام شد. برای این مقایسه از مقدار توضیح دهندگی هر یک از ریسک های برآورد شده از بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، از مدل حداقل مربعات

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

تعمیم یافته (GLS) استفاده گردید. در ادامه نتایج آماری توصیفی و استنباطی هر یک از مراحل به صورت جداگانه ارائه می گردد.

آزمون مانایی سری شاخص های بورس تهران

نتایج چولگی و کشیدگی و همچنین آماره جاک برا نشان داد هیچ یک از سری های زمانی مورد مطالعه از توزیع نرمال پیروی نمی کند. لذا در این مطالعه قبل از انجام هرگونه فرایندی اقدام به نرمال و استاندارد کردن داده ها نمودیم. همچنین آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^{۱۶} را برای ارزیابی مانایی سری های زمانی به صورت گروهی انجام دادیم که نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است. همچنین مقادیر بحرانی آزمون دیکی فولر در سه سطح بحرانی ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۱: نتیجه آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته شاخص های مورد مطالعه 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 رشته ای	-۲۲.۰۰۳	۰۰۰
۲	شاخص ۵۰ شرکت فعال تر	-۲۰.۸۱۹	۰۰۰	۱۴	شاخص غذایی به جز 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 غیر فلزی	-۲۲.۳۴۹	۰۰۰
۸	شاخص محصولات فلزی	-۳۷.۱۴۷	۰۰۰	۲۰	شاخص سرمایه گذاری ها	-۲۱.۹۱۰	۰۰۰
۹	شاخص ماشین آلات	-۳۴.۷۰۷	۰۰۰	۲۱	شاخص بانک ها	-۲۳.۱۰۷	۰۰۰
۱۰	شاخص دستگاه های برقی	-۳۴.۲۴۴	۰۰۰	۲۲	شاخص سایر مالی	-۳۷.۱۷۷	۰۰۰
۱۱	شاخص خودرو	-۲۳.۲۵۸	۰۰۰	۲۳	شاخص حمل و نقل	-۳۳.۱۲	۰۰۰
۱۲	شاخص قند و شکر	-۳۳.۸۱۰	۰۰۰	۲۴	شاخص مالی	-۲۲.۱۴۱	۰۰۰

فیلتر بنگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

جدول ۲: مقادیر بحرانی آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

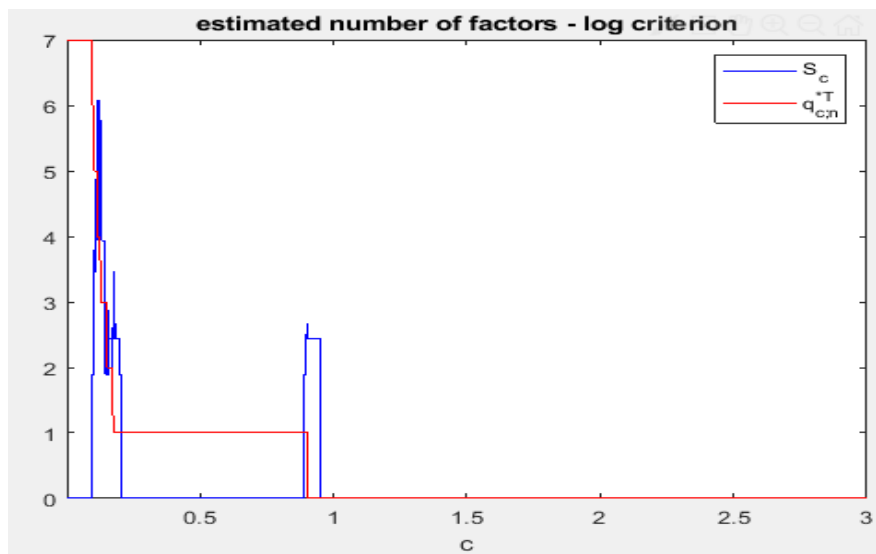
مقدار بحرانی در سطح ۱٪	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪
-۳.۴۳۲۶۶۶	-۲.۸۶۲۴۴۹	-۲.۵۶۷۲۹۹

همان طور که نتایج جدول ۱ و ۲ نشان می دهد در تمام سری های زمانی مقادیر اماره آزمون از مقدار بحرانی در هر سه سطح بحرانی بزرگ تر بوده و مقدار p-value به دست آمده برای هر سری نیز کمتر از ۵ درصد هست؛ بنابراین با توجه به ارزش p-value، فرض صفر مبنی بر نامانای بودن سری ها رد شده و فرض یک مبنی بر مانا بودن سری ها پذیرفته می گردد.

ریسک برآورد شده از طریق فیلتر یک طرفه و دوطرفه با رویکرد استفاده از مدل عاملی

پویای تعمیم یافته

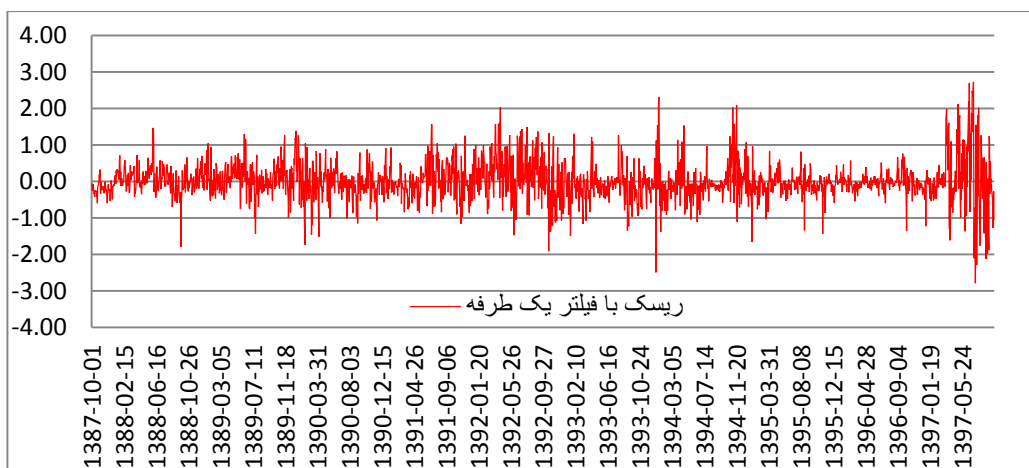
در اولین قدم از محاسبه ریسک از طریق مدل عاملی پویای تعمیم یافته ما نیاز داریم تا تعداد عوامل استاتیک و دینامیک مدل را مشخص کنیم. ما برای تعیین تعداد عوامل دینامیک و استاتیک از معیارهای پیشنهادی بای و انجی (۲۰۰۲) و بای و انجی (۲۰۰۷) استفاده نمودیم. شکل یک نتیجه خروجی این برآورد را نشان می دهد.



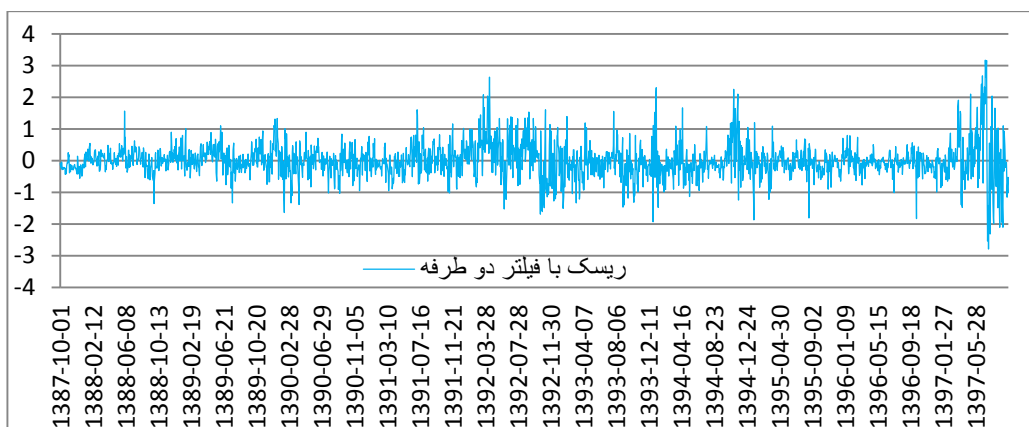
شکل ۱: تخمین تعداد عوامل استاتیک و دینامیک مدل عاملی پویای تعمیم یافته

خط قرمز یا q_{max} در شکل یک برابر است با تعداد کل عامل‌های مدل و خط آبی یا SC برابر است با تعداد عوامل استاتیک؛ بنابراین از آنجاکه 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.



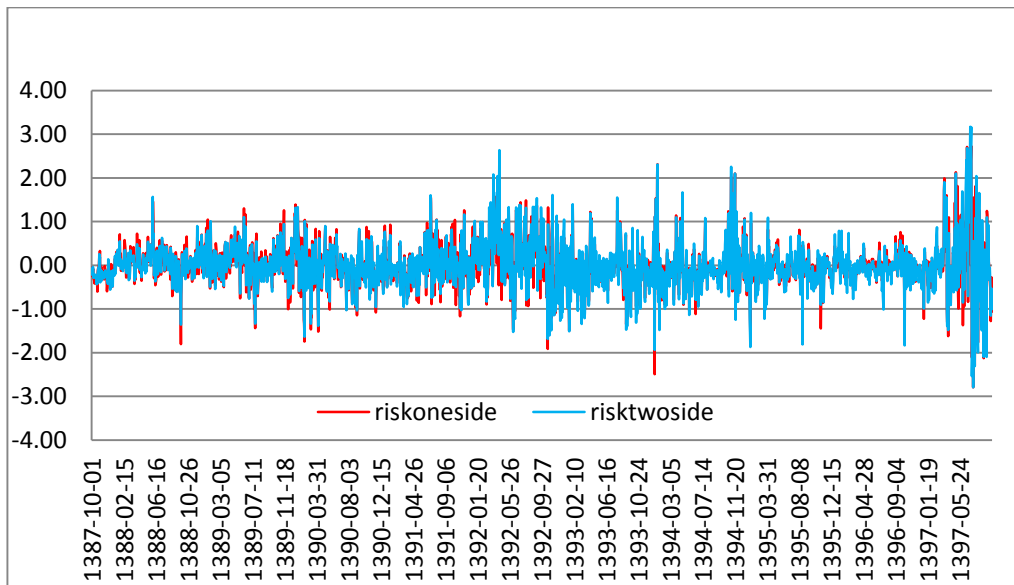
شکل ۲: ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک‌طرفه با استفاده از (GDFM)



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

فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

همچنین به منظور مقایسه شهودی در شکل ۴ هر یک از دو ریسک برآورد شده نشان داده شده است.



شکل ۴- مقایسه ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ یک طرفه 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 یک طرفه، به طور شهودی مشخص است که ریسک برآورد شده از طریق فیلتر دوطرفه توسط مدل عاملی پویای تعمیم یافته از ریسک برآورد شده از طریق فیلتر یک طرفه، نسبت به توضیح بازده عملکرد بهتری دارد. هر چند که نتایج شهودی از عملکرد بهتر ریسک فیلتر شده به روش دوطرفه نسبت به فیلترینگ یک طرفه حکایت دارد، لذا به منظور بررسی بهتر و آماری این عملکرد ما با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته^{۱۷} (GLS) نسبت به مقایسه ریسک برآورد شده با فیلتر یک طرفه و ریسک برآورد شده با فیلتر دوطرفه از طریق مدل عاملی پویای تعمیم یافته اقدام نمودیم. برای انجام این مقایسه ما از ریسک‌های محاسبه شده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نماینده ریسک بورس اوراق بهادار تهران استفاده کردیم. در ادامه در جدول شماره ۳ آماره توصیفی متغیرهای مرحله پایانی تحقیق را ارائه نمودیم.

جدول ۳: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

ردیف	نام سری	مشاهدات	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	چولگی	کسیدگی
۱	بازده شاخص کل	۲,۶۰۹	۰.۱۳۴	۰.۰۵۱۶	۵.۴۰۱۶	(۵.۵۱)	۰.۷۸۱۲	۰.۵۱۷۰	۸.۵۳۱۸
۲	ریسک با فیلتر یک طرفه	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 تعمیم یافته^{۱۸} برای ارزیابی مانایی سری‌های زمانی به صورت گروهی استفاده نمودیم که نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است. همان طور که در بخش قبل اشاره شد مقادیر بحرانی آزمون دیکی فولر در سه سطح بحرانی ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴: نتیجه آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مرحله دوم پژوهش

ردیف	نام سری	آماره آزمون	P-value	نتیجه آزمون
۱	بازده شاخص کل	-۲۰.۵۹۴۳۲	۰.۰۰۰	داده‌ها مانا هستند
۲	ریسک با فیلتر یک طرفه	-۱۹.۸۷۹۱۱	۰.۰۰۰	داده‌ها مانا هستند
۳	ریسک با فیلتر دوطرفه	-۲۰.۵۱۳۶۹	۰.۰۰۰	داده‌ها مانا هستند

همان طور 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 بزرگ تر بوده و مقدار p-value به دست آمده برای هر سری نیز کمتر از ۵ درصد هست؛ بنابراین با توجه به ارزش p-value، فرض صفر مبنی بر نامانای بودن سری‌ها رد شده و فرض یک مبنی بر مانای بودن سری‌ها پذیرفته می‌گردد.

نتایج برآورد مدل با روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

قبل انجام تخمین مدل با روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) باید بررسی کنیم که آیا امکان تخمین با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) وجود دارد یا خیر؟ از جمله مواردی که باعث استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) بجای روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌گردد وجود خودهمبستگی و همسانی واریانس در سری‌های مورد مطالعه 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.

فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

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 یک طرفه	۱۷.۴۹۶۲۰	۰.۲۲۴۲۶۵
۲	ریسک با فیلتر دوطرفه	۴۵.۷۴۱۲۵	۰.۵۶۸۴۲۸
۳	ضریب تعیین	۰.۹۶۲۴۹۲		
۴	آماره دوربین واتسون	۱,۵۸۷۴۱۷		

آماره جارك- برا نیز جهت بررسی نرمال بودن جملات پسماند مدل انجام شد. آماره به دست آمده آزمون جارك-برا کمتر از ۵٪ بود و این نشان از عدم نرمال بودن جملات اخلاص در مدل برآورد شده با روش حداقل مربعات تعمیم یافته (OLS) هست. البته با توجه به تعداد بالای نمونه در هر یک از متغیرها، عدم نرمال بودن جملات اخلاص مشکلی را در برآورد مدل ایجاد نخواهد کرد. لذا برای اطمینان از برآورد بهینه مدل خودهمبستگی نیز به صورت ویژه مورد بررسی قرار می گیرد. یکی از اشتباهات رایج در رابطه با تفسیر آماره دوربین- واتسون برای تعیین خودهمبستگی، استناد به این است که بیان می شود آماره DW باید بین ۱,۵ تا ۲,۵ باشد. البته این یک معیار سرانگشتی در نگاه اول به وجود یا عدم وجود خودهمبستگی است ولی معیار تصمیم گیری و کران بالا و پایین این آماره بسته به تعداد متغیر و تعداد مشاهدات است. در ضمن از این آماره برای خودهمبستگی مرتبه اول استفاده شده 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 استفاده شده است. نتایج این آزمون ها در جدول ۶ ارائه شده است.

در آزمون بریوش گادفری فرضیه ها به شکل زیر است:

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

H1: جمالت خطا دارای خودهمبستگی سریالی می باشند. (وجود خودهمبستگی سریالی)

و برای آزمون وایت فرضیه ها به شکل زیر است:

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

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

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

ردیف	نام آزمون	آماره آزمون	P-value	نتیجه آزمون
۱	آزمون خودهمبستگی LM (بریوش گادفری)	۱۰۰۰۵۳۵۹	۰۰۰۰	رد فرضیه صفر و اثبات وجود خودهمبستگی سریالی
۲	آزمون وایت	۶۲۰۰۷۴۹۳	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. به‌طور کلی 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-value
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-value	نتیجه آزمون
۱	آزمون خودهمبستگی LM (بریوش گادفری)	۰.۱۳۹۵۵	۰.۷۰۸۷	قبول فرضیه صفر و اثبات عدم وجود خودهمبستگی سریالی

فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

نتایج خروجی جدول ۷ و ۸ نشان می‌دهد آماره آزمون دوربین واتسون با مقدار $2,013999$ حاکی از این است که خودهمبستگی بین داده‌ها برطرف گردیده است و آزمون خودهمبستگی LM (برپوش گادفری) نیز عدم خودهمبستگی در مدل را تأیید می‌کند. همچنین از آنجاکه در روش 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 $0,244153$ می‌تواند بازده سری زمانی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را توضیح دهد. همچنین مقدار P-value آزمون نیز کمتر از $0,5\%$ 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 با وجود ضریب متغیر به مقدار $0,550043$ و مقدار P-value کمتر از $0,5\%$ مؤید رد فرضیه صفر این فرضیه و قبول فرضیه مقابل و در نتیجه پذیرش کلی فرضیه هست. همچنین با توجه به اینکه ضریب متغیر ریسک برآورد شده از فیلترینگ دوطرفه $0,550043$ و ضریب متغیر ریسک برآورد شده از فیلترینگ یک‌طرفه $0,244153$ هست، نشان می‌دهد ریسک برآورد شده از طریق فیلترینگ دوطرفه به مراتب 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 تأیید 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 قرار گرفته و بهترین روش برای تخمین آن مورد استفاده 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 مورد مطالعه، پس از حذف خودهمبستگی از روش حداقل مربعات

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

تعمیم‌یافته استفاده گردید. نتایج نشان داد ریسک برآورد شده از طریق فیلتر دو طرفه، توضیح بهتری از بازده را نشان می‌دهد و نسبت به ریسک برآورد شده از طریق فیلتر یک طرفه 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.

فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

منابع

- 1) 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.
- 2) 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 الزهراء، چاپ نشده.
- 3) رهنمای رود پستی؛ 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.
- 4) مختارزاده، نیما، کرامت، شاپور. (۱۳۹۴). ارائه مدلی برای تحلیل ریسک اتحادهای راهبردی و فناورانه. مدیریت نوآوری، دوره ۴ شماره ۳. ص ۱۱۹-۱۴۰.
- 5) 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.

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.

فیلترینگ یک طرفه و دوطرفه ... / سرآبادانی، باغانی، حمیدیان، امام وردی و نوراله زاده

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

14 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