

## بررسی وجود سرایت بین سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل دینامیک چندمتغیره

شیوا زمانی

استادیار دانشگاه صنعتی شریف zamani@sharif.edu

داوود سوری

استادیار دانشگاه صنعتی شریف dsouri@sharif.edu

محسن ثنائی اعلم

کارشناس ارشد اقتصاد - دانشگاه صنعت شریف mohsen\_sana@yahoo.com

تاریخ دریافت: 88/8/16 تاریخ پذیرش: 89/3/5

### چکیده

وجود سرایت در بازده و تلاطم دارایی‌های مختلف اهمیت زیادی در مطالعه کارایی بازار، انتخاب سبد دارایی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها دارد. در این تحقیق سرایت بازده و نیز سرایت تلاطم بین سه شاخص اندازه - مرتب در بورس تهران با استفاده از یک مدل VAR-BEKK بررسی شده است. به نظر می‌رسد، بازده‌های روزانه شاخص شرکت‌های کوچک‌تر، با تأخیر، دنباله‌روی بازده‌های روزانه شاخص شرکت‌های بزرگ‌تر هستند (ویژگی تقدم - تأخر)؛ ولی چنین ویژگی در بازده‌های ماهانه و فصلی شاخص‌ها مشاهده نمی‌شود. در ضمن، هیچ‌گونه سرایتی بین تلاطم شاخص‌ها مشاهده نمی‌شود. این در حالی است که سرایت تلاطم در بسیاری از بازارهای مالی دنیا مشاهده شده است. وجود محدودیت دامنه نوسان قیمت‌ها و قانون حجم مبنا در دوره‌ی مورد مطالعه، می‌تواند مهم‌ترین دلیل مشاهده این پدیده باشد.

طبقه‌بندی JEL: C30, C32, G10

**کلید واژه:** سرایت بازده و تلاطم، مدل‌های واریانس ناهمسانی چند متغیره،

پیش‌بینی‌پذیری، اثر تقدم - تأخر، مدل خودهمبسته برداری - پک

## 1- مقدمه

امروزه شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد نوسانات قیمت دارایی‌های مالی، به دارایی‌ها و بازارهای دیگر سرایت<sup>1</sup> می‌کند. دامنه این سرایت‌ها با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر رو به افزایش است. شناسایی مکانیزم‌های سرایت بازده و سرایت تلاطم<sup>2</sup> (گشتاور دوم بازده) بین دارایی‌های مالی مختلف، به دلایل متعدد اهمیت دارد. سرایت نوسانات دارایی‌ها، اطلاعاتی در خصوص کارایی بازار به ما می‌دهد. در یک بازار کارا، بازدهی یک دارایی نباید با استفاده از بازده‌های قبلی دارایی‌های دیگر پیش‌بینی پذیر باشد. وجود سرایت بین بازده دارایی‌ها امکان استفاده از یک استراتژی معاملاتی سودآور را فراهم می‌کند، و اگر سود این استراتژی معاملاتی از هزینه‌های عملیاتی آن بیش‌تر باشد، به طور بالقوه، دلیلی بر عدم کارایی بازار است. شناسایی مکانیزم‌های سرایت در مدیریت سبد دارایی‌ها نیز نقش مهمی دارد، زیرا در انتخاب سبد سهام و کاهش ریسک می‌توان از آن استفاده کرد. به علاوه، سرایت تلاطم دارایی‌ها به پیش‌بینی تلاطم آینده دارایی‌ها کمک می‌کند و لذا در حوزه‌هایی از قبیل قیمت‌گذاری اختیار معاملات<sup>3</sup>، بهینه‌سازی سبد سهام، محاسبه ارزش در معرض خطر<sup>4</sup>، و مدیریت ریسک کاربرد دارد.

مطالعات زیادی همبستگی بازده سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک را تأیید کرده‌اند. در بسیاری از این مطالعات این همبستگی تقاطعی<sup>5</sup> به صورت نامتقارن مشاهده شده است، یعنی بازدهی سبد سهام شرکت‌های کوچک با بازده‌های تأخیری سبد سهام شرکت‌های بزرگ همبستگی دارد، در حالی که بازدهی سبد سهام شرکت‌های بزرگ همبستگی معناداری با بازده‌های تأخیری سبد سهام شرکت‌های کوچک ندارد. این همبستگی تأخیری نامتقارن بین سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک که حالت خاصی از سرایت دارایی‌ها می‌باشد، اثر تقدم-تأخر<sup>6</sup> نام دارد. به عبارت دیگر، اثر تقدم-تأخر بیان می‌کند که بازده‌های سبد سهام شرکت‌های کوچک، با تأخیر، دنباله‌روی بازده‌های سبد سهام شرکت‌های بزرگ هستند، ولی عکس این مطلب صادق نیست. برخی مطالعات دیگر وجود سرایت را در تلاطم (گشتاور دوم بازده) سهام نیز تأیید کرده‌اند. این

1- spillover.

2- volatility.

3- options.

4- Value at Risk (VaR).

5- cross correlation.

6- lead-lag effect.

مطالعات نشان می‌دهند که تلاطم سهام یک شرکت تا حد زیادی بستگی به تلاطم سهام شرکت‌های دیگر دارد، یعنی تلاطم زیاد بازدهی سهام یک شرکت، سهام شرکت‌های دیگر را نیز متلاطم می‌کند.

در این تحقیق سرایت بازده و هم‌چنین سرایت تلاطم بین شاخص‌های بورس تهران بررسی شده است. لازم به ذکر است که در ادامه هر جا کلمه بازده<sup>1</sup> آمده، منظور بازدهی مرکب پیوسته است. هم‌چنین تلاطم عبارت است از واریانس شرطی بازده با استفاده از کلیه اطلاعات در دسترس در زمان  $t-1$ <sup>2</sup>. این تحقیق شامل 5 بخش است. پس از این بخش مقدماتی، در بخش 2 ادبیات مربوط به سرایت دارایی‌های مالی را مرور می‌کنیم. در این بخش ابتدا شواهد تجربی موجود از سرایت بازده و تلاطم در بازارهای سهام مهم دنیا ارائه شده و سپس ادبیات نظری مرتبط با این شواهد مرور می‌شود. مدل و روش تخمین مورد استفاده در این تحقیق در بخش 3 معرفی می‌شوند. در بخش 4 ابتدا داده‌های تحقیق و دلایل انتخاب آن‌ها بیان شده و در ادامه ویژگی‌های آماری شاخص‌ها، نتایج آزمون ریشه‌ی واحد و آزمون حافظه‌ی بلندمدت ارائه شده است. این آزمون‌ها پیش‌نیاز مدل‌سازی داده‌ها هستند. در بخش 4-4 نیز نتایج آزمون وجود سرایت بین بازدهی شاخص‌ها و هم‌چنین بین تلاطم شاخص‌ها ارائه می‌شود. بخش 5 نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

## 2- پیشینه‌ی تحقیق

یکی از اولین مطالعات به منظور بررسی سرایت در سبدهای اندازه-مرتبه<sup>3</sup>، مطالعه لو و مک‌کنلی<sup>4</sup> (1990) است. آن‌ها تفاوت‌های قابل توجهی بین رفتار سبد سهام شرکت‌های کوچک و سبد سهام شرکت‌های بزرگ در دوره‌های کوتاه‌مدت مشاهده کردند. آن‌ها نشان دادند بازدهی فعلی سهام شرکت‌های کوچک همبستگی قابل توجهی با بازدهی تأخیری سبد سهام شرکت‌های بزرگ دارد. بنابراین، بازدهی سبد سهام شرکت‌های کوچک در مقایسه با سبد سهام شرکت‌های بزرگ پیش‌بینی‌پذیرتر است،

1- return.

2- تعریف ریاضی تلاطم به صورت زیر می‌باشد:  $\sigma_{t|t-1}^2 = \text{Var}[r_t | I_{t-1}] = E[(r_t - \mu_{t|t-1})^2 | I_{t-1}]$  بازده مشاهده شده در زمان  $t$ ،  $I_{t-1}$  مجموعه‌ی اطلاعات موجود در زمان  $t-1$  و  $\mu_{t|t-1}$  بازدهی مورد انتظار دوره‌ی  $t$  ام با استفاده از کلیه اطلاعات در دسترس در زمان  $t-1$  می‌باشد.

3- size-sorted.

4- Lo and MacKinlay.

زیرا می‌توان از بازده‌های گذشته سهام شرکت‌های بزرگ برای پیش‌بینی بازدهی آینده سهام شرکت‌های کوچک استفاده کرد. اما عکس این مطلب صادق نیست؛ یعنی از بازده‌های تأخیری سهام شرکت‌های کوچک نمی‌توان برای پیش‌بینی بازدهی آینده سهام شرکت‌های بزرگ بهره گرفت.

کنراد، گالتکین و کول<sup>1</sup> (1991) شواهدی از سرایت نامتقارن در تلاطم سهام ارائه کردند. این محققان نشان دادند که سرایت نامتقارن مشاهده شده بین بازدهی سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک در آمریکا، در تلاطم سهام نیز وجود دارد. ایشان دریافتند، تلاطم سهام شرکت‌های بزرگ تأثیر زیادی در تلاطم آینده سهام شرکت‌های کوچک دارد، ولی تلاطم سهام بنگاه‌های کوچک تأثیر کم یا ناچیزی در تلاطم آینده سهام بنگاه‌های بزرگ دارد. حسن و فرانسیس<sup>2</sup> (1998) نیز با مطالعه بازده‌های بلندمدت وجود سرایت بین تلاطم سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک در آمریکا را تأیید کردند، اما برخلاف یافته‌های کنراد، گولتکین و کول، مشاهدات آن‌ها دلالت بر تقارن سرایت‌ها دارد، یعنی تلاطم هم از سهام بنگاه‌های بزرگ به کوچک و هم از سهام بنگاه‌های کوچک به بزرگ سرایت می‌کند.

هریس<sup>3</sup> (2005) با استفاده از یک مدل گارچ<sup>4</sup> چندمتغیره، سرایت بازده و تلاطم را در میان سه شاخص اندازه-مرتب در بورس سهام انگلستان آزمود. نتایج تحقیق او اثر تقدم-تأخر را بورس سهام انگلستان تأیید می‌کند. به عبارت دیگر، بررسی‌های او نشان می‌دهد که سرایت قابل توجهی، هم در بازده و هم در تلاطم، از شاخص سهام شرکت‌های بزرگ به شاخص سهام شرکت‌های کوچک وجود دارد. در خصوص تلاطم، شواهدی از سرایت محدود شاخص سهام شرکت‌های کوچک به شاخص سهام شرکت‌های بزرگ نیز وجود دارد؛ البته این مطالعه در دوره‌های کوتاه‌تر (روزانه و کم‌تر) نشان می‌دهد که این مطلب (سرایت تلاطم از سهام شرکت‌های کوچک به سهام شرکت‌های بزرگ) فقط در دوره‌های خاصی دیده می‌شود. میلونوویچ<sup>5</sup> هم با استفاده از یک مدل VAR-MGARCH<sup>6</sup> ارتباط بین سه سبد سهام اندازه-مرتب در بورس سهام استرالیا را بررسی کرد. مشاهدات او اثر تقدم-تأخر را در بورس سهام استرالیا تأیید

1- Conrad, Gultekin, Koal

2- Hasan, Francis

3- Harris

4- GARCH

5- Milunovich

6- vector autoregressive-Multivariate GARCH

می‌کند. ضمن این‌که در بررسی همبستگی تلاطم سبدها نیز سرایت تأخیری نامتقارن تأیید می‌شود.

در توضیح پدیده تقدم - تأخر و سرایت نامتقارن تلاطم تاکنون دلایل مختلفی ارائه شده است. ادامه این بخش به مرور دلایل می‌پردازد.

**معاملات غیرهم‌زمان<sup>1</sup>:** سهم‌های مختلف در زمان‌های متفاوت معامله می‌شوند، ضمن این‌که تناوب معاملات یک سهام مشخص نیز ثابت نیست؛ در حالی که ما معمولاً سری‌های زمانی را در دوره‌های ثابتی مانند روز یا ماه تحلیل می‌کنیم (تسای<sup>2</sup>، 2002). وجود معاملات غیرهم‌زمان می‌تواند انحراف قابل توجهی در گشتاورها و گشتاورهای تقاطعی<sup>3</sup> بازدهی دارایی‌ها مانند میانگین، واریانس، کواریانس، خودهمبستگی، و همبستگی تقاطعی<sup>4</sup> ایجاد کند. به عنوان مثال، فرض کنید که بازدهی سهام الف و ب مستقل از یکدیگرند، اما سهام الف کمتر از سهام ب معامله می‌شود. اگر در یک روز خبری که بر کل بازار مؤثر است، اندکی قبل از زمان پایان معاملات در بازار پخش شود، احتمال زیادی دارد که این خبر در قیمت پایان روز سهام ب منعکس شود، ولی در قیمت سهام الف به دلیل عدم معامله تا پایان روز منعکس نشود. طبعاً این اطلاعات با یک تأخیر زمانی در سهام الف منعکس خواهد شد. بنابراین، سهام الف تأثیر اخبار جدید را با تأخیر نسبت به سهام ب نشان می‌دهد، که این امر منجر به مشاهده همبستگی تقاطعی غیرواقعی بین این دو سهام خواهد شد. در ضمن، عدم معامله سهام الف در برخی دوره‌ها خودهمبستگی کاذب در بازدهی روزانه سهام الف ایجاد می‌کند. در دوره‌ای که سهام الف معامله نمی‌شود، بازده مشاهده شده برابر صفر است، چون تغییری در قیمت آن ثبت نمی‌شود. حال اگر در دوره‌ی بعد معامله شود، بازده مشاهده شده مجموع بازدهی دو دوره‌ی گذشته است. این پدیده موجب می‌شود در بازده‌های سهام الف خودهمبستگی منفی مشاهده شود (کمپل<sup>5</sup>، لو، مک‌کنلی، 1997). این خودهمبستگی کاذب و گمراه‌کننده است، زیرا ناشی از عدم مشاهده قیمت در برخی از دوره‌ها است. البته لو و مک‌کنلی (1990) نشان دادند که معاملات غیرهم‌زمان نمی‌تواند پدیده تقدم - تأخر را توضیح دهد؛ زیرا سطوح نامحتملی از معاملات

1- nonsynchronous trading.

2- Tsay.

3- Co-moment.

4- Cross autocorrelation.

5- Campbell.

غیرهم‌زمان برای ایجاد این مقدار همبستگی تقاطعی که در عمل مشاهده می‌شود، لازم است.

**جریان اطلاعات<sup>1</sup>:** یکی از دلایل مهمی که برای توضیح همبستگی بازده‌ها ارائه می‌شود، جریان اطلاعات است. زمانی که اطلاعات جدیدی وارد بازار می‌شود، کلیه سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار جدید سریعاً واکنش نشان نمی‌دهند. بنابراین، تأثیر اطلاعات جدید به کندی به قیمت‌ها منتقل شده و موجب همبستگی مثبت بازده‌ها می‌شود (بودوخ، ریچاردسون و وایت‌لو<sup>2</sup>، 1994). این پدیده با نظریه کارایی بازار در تناقض است، زیرا یک بازار مالی در صورتی کاراست که کلیه اطلاعات فعلی در قیمت‌های آن منعکس شده باشد. فارقر و ویگارد<sup>3</sup> (1998) شواهدی از کاهش اثر تقدم-تأخر در سال‌های اخیر ارائه کردند. آن‌ها بهبود کارایی بازار و انتشار بهتر اخبار را دلیل اصلی یافته‌های خود معرفی کردند.

کنراد، گالتکین، و کول (1991) پس از مشاهده سرایت در تلاطم بازده‌ها، با استفاده از شبیه‌سازی دریافتند که وجود معاملات غیرهم‌زمان نمی‌تواند این مقدار سرایت در تلاطم بازده‌ها ایجاد کند. آن‌ها نشان دادند، زمانی که تلاطم قیمت‌های سهام کاملاً وابسته به جریان اطلاعات در بازار است، سرایت نامتقارن تلاطم بین سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک سازگار با بازاری است که در آن قیمت سهام شرکت‌های بزرگ سریعاً نسبت به اخبار جدید واکنش نشان می‌دهد، اما واکنش قیمت سهام شرکت‌های کوچک به این اخبار جدید با تأخیر همراه است.

مک‌کوین، پینگار و تورلی<sup>4</sup> (1996) تفاوت واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و بد را بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که سهام شرکت‌های کوچک با تأخیر نسبت به اخبار خوب واکنش نشان می‌دهند، در حالی که اخبار بد سریعاً در قیمت سهام این شرکت‌ها منعکس می‌شود. البته، چانگ، مک‌کوین و پینگار<sup>5</sup> (1999) پس از مشاهده اثر تقدم-تأخر در 6 بازار مالی آسیا شامل هنگ‌کنگ، ژاپن، سنگاپور، کره جنوبی، تایوان و تایلند، واکنش نامتقارن به اخبار خوب و بد را فقط در تایوان تأیید کردند.

1- Information flow.

2- Boudoukh, Richardson, Whitelaw.

3- Fargher and Weigard.

4- Macqueen, Pinegar, Thorley.

5- Chang, Macqueen, Pinegar.

اختلاف قیمت خرید و فروش<sup>1</sup>: در بورس‌های سهامی که معاملات توسط بازارگردانان انجام می‌شود<sup>2</sup>، سهام به قیمت خرید اعلام شده توسط بازارگردانان خریداری، و به قیمت فروش اعلام شده، که کم‌تر از قیمت خرید است، فروخته می‌شود. این اختلاف قیمت خرید و فروش بخشی از هزینه‌های معاملاتی محسوب می‌شود. اختلاف قیمت خرید و فروش رابطه‌ی معکوسی با حجم معاملات سهام دارد، یعنی این اختلاف قیمت برای سهام شرکت‌های پرمعامله معمولاً کم‌تر است. این رابطه‌ی معکوس بین حجم معاملات سهام و اختلاف قیمت خرید و فروش می‌تواند این‌گونه توجیه شود که این اختلاف قیمت پاداش بازارگردان برای ایجاد نقدینگی برای سرمایه‌گذار است. هرچه حجم معاملات کم‌تر باشد، بازارگردان در دوره‌های کم‌تری این اختلاف قیمت را به دست می‌آورد (با خرید و فروش سهام)؛ لذا، در مقایسه با سهام شرکت‌های پرمعامله، اختلاف قیمت بیش‌تری به عنوان پاداش طلب می‌کند (الکساندر، شارپ، بیلی<sup>3</sup>، 2001). میچ<sup>4</sup> (1993) نشان داد که پس از رسیدن اخبار جدید، سرعت تعدیل قیمت‌ها با اختلاف قیمت خرید و فروش رابطه معکوس دارد. با توجه به این‌که حجم معاملات سهام شرکت‌های بزرگ معمولاً زیاد است، اختلاف قیمت خرید و فروش آن‌ها کم است. بنابراین، مطابق یافته‌های میچ، قیمت آن‌ها پس از دریافت اخبار جدید سریع‌تر تعدیل می‌شود. لذا، بخشی از اثر تقدم - تأخر مشاهده شده بین بازدهی سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک می‌تواند ناشی از اختلاف قیمت خرید و فروش آن‌ها باشد.

کیفیت سیگنال: چان<sup>5</sup> (1993) تفاوت در کیفیت سیگنال<sup>6</sup> سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک را عامل همبستگی نامتقارن بازده آن‌ها معرفی کرد. وی این سیگنال‌ها را جریان سفارشات<sup>7</sup> در نظر می‌گیرد. سپس نشان می‌دهد، اگر کیفیت سیگنال سهام شرکت‌های بزرگ بهتر از کیفیت سیگنال سهام شرکت‌های کوچک فرض شود، کواریانس بازدهی سهام شرکت‌های کوچک با بازده‌های تأخیری سهام شرکت‌های بزرگ، بیش از کواریانس بازدهی سهام شرکت‌های بزرگ با بازده‌های تأخیری سهام شرکت‌های کوچک خواهد بود.

1- Bid-ask spread.

2- Dealer market.

3- Alexander, Sharpe, Bailey.

4- Mech.

5- Chan.

6- Signal.

7- Order flows.

توضیح این همبستگی تقاطعی می‌تواند با یک مثال ساده روشن شود. فرض کنید دو سهام الف و ب وجود دارند. در دوره‌ی اول، بازارساز سهام الف یک سیگنال مطلوب از سهام خود دریافت می‌کند، اما نمی‌تواند سیگنال مربوط به سهام ب را مشاهده کند. در دوره‌ی بعد، او تغییرات قیمت دوره‌ی قبل سهام ب را ارزیابی می‌کند، زیرا سهام ب نیز اطلاعات بازار را در خود دارد. اگر قیمت آن بالا رفته باشد، او به آن اطلاعات مطلوب بیش‌تر مطمئن و دل‌گرم شده و قیمت سهام خود را بالاتر خواهد برد؛ اما اگر کاهش یافته باشد، او به آن اطلاعات مطلوب کم‌تر اطمینان کرده و قیمت سهام الف را کاهش خواهد داد. بنابراین، تغییرات قیمت سهام الف در دوره‌ی دوم با تغییرات قیمت سهام ب در دوره‌ی اول همبستگی خواهد داشت (چان، 1993). این مدل چند کارکرد دارد. نخست این‌که، شرایطی را که سهم‌های انفرادی خودهمبستگی نداشته، ولی همبستگی تقاطعی مثبت داشته باشند را می‌تواند توضیح دهد. دوم، با فرض این‌که کیفیت سیگنال شرکت‌های بزرگ بهتر از شرکت‌های کوچک باشد، همبستگی بازدهی جاری سهام شرکت‌های کوچک با بازده‌های تأخیری سهام شرکت‌های بزرگ، بیش‌تر از همبستگی بازدهی جاری سهام شرکت‌های بزرگ با بازده‌های تأخیری سهام شرکت‌های کوچک خواهد بود (چان، 1993).

### 3- مدل VAR-BEKK و روش تخمین

در این تحقیق، برای بررسی سرایت میانگین شرطی و تلاطم بازدهی شاخص‌ها، از یک مدل ترکیبی VAR-BEKK استفاده شده است. جزء  $VAR^1$  مدل برای بررسی سرایت بازدهی شاخص‌ها، و جزء  $BEKK^2$  مدل برای بررسی سرایت تلاطم شاخص‌ها به کار می‌رود. با توجه به ارتباط میانگین شرطی و تلاطم بازده، این دو هم‌زمان از طریق یک مدل VAR-BEKK تخمین زده شده‌اند. مدل VAR توسعه یافته مدل‌های خودهمبسته  $(AR)^3$ ، و مدل BEKK یک گونه پرکاربرد از مدل‌های گارچ چند متغیره  $^4$  است. مدل‌های گارچ چند متغیره نیز توسعه یافته مدل‌های ساده گارچ می‌باشند. در ادامه به تشریح مدل می‌پردازیم.

فرض کنید بردار  $r_t$  بردار بازدهی  $N$  دارایی مالی در دوره‌ی  $t$ ام باشد. بنابراین می‌توان نوشت:

1- Vector Autoregressive.  
2- Baba-Engle-Kraft-Kroner.  
3- Autoregressive.  
4- Multivariate GARCH.



$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

در این مدل  $\varepsilon_t$  بردار پسماندها و  $\mu_t$  بردار میانگین شرطی بازده، یا به صورت دقیق‌تر، بردار بازدهی مورد انتظار دوره‌ی  $t$  ام با توجه به مجموعه‌ی اطلاعات گذشته است. به منظور نمایش ارتباط خطی بازدهی یک شاخص با بازده‌های قبلی خود و سایر شاخص‌ها،  $\mu_t$  را می‌توان به صورت یک مدل VAR در نظر گرفت:

$$\mu_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i r_{t-i} \quad (2)$$

که در آن برداری از مقادیر ثابت و  $A_i$  ماتریس ضرایب است. در ضمن، به منظور نمایش ارتباط تلاطم یک شاخص با تلاطم‌های قبلی خود و تلاطم سایر شاخص‌ها، توزیع بردار پسماندها ( $\varepsilon_t$ ) را به صورت ذیل تعریف می‌کنیم:

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t \quad (3)$$

که در آن  $H_t^{1/2}$  یک ماتریس مثبت معین  $N \times N$  و بردار تصادفی  $z_t$  دارای گشتاورهای اول و دوم زیر است:

$$E(z_t) = 0 \quad (4)$$

$$\text{Var}(z_t) = I_N \quad (5)$$

که  $I_N$  ماتریس واحد از مرتبه‌ی  $N$  است. براحتی می‌توان نشان داد که ماتریس واریانس شرطی  $r_t$  برابر  $H_t$  است، لذا باید مثبت معین باشد. با توجه به این‌که در یک مدل چندمتغیره واریانس شرطی، مثبت معین بودن  $H_t$  را بدون اعمال محدودیت‌های قوی نمی‌توان تضمین کرد، انگل و کرونر<sup>1</sup> (۱۹۹۵) برای رفع این مشکل مدل BEKK را پیشنهاد کردند که هم‌اکنون کاربرد وسیعی در مدل‌سازی چندمتغیره واریانس شرطی ( $H_t$ ) دارد. یک مدل BEKK(1,1) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_t = C^* C^* + A^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1} A^* + G^* H_{t-1} G^* \quad (6)$$

که در آن  $A^*, G^*$  و  $C^*$  ماتریس‌های  $N \times N$  هستند و  $C^*$  بالامثلثی است. با توجه به توضیحات ارائه شده، شکل باز شده مرتبه‌ی 3 مدل مورد استفاده به صورت ذیل است:

1- Kroner.

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \\ r_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{.,1} \\ \phi_{.,2} \\ \phi_{.,3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} & \phi_{1,13} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \phi_{1,23} \\ \phi_{1,31} & \phi_{1,32} & \phi_{1,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \\ r_{3,t-1} \end{bmatrix} + \quad (7)$$

$$\begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} & \phi_{2,13} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} & \phi_{2,23} \\ \phi_{2,31} & \phi_{2,32} & \phi_{2,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-2} \\ r_{2,t-2} \\ r_{3,t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{31,t} & h_{33,t} \end{bmatrix}^{1/2} \begin{bmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \\ z_{3,t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

که در آن بردار  $r_{i,t}$  نشان دهنده بازدهی شاخص نام در زمان  $t$ ،  $\phi_{ij}$  پارامترهای میانگین شرطی مدل، بردار  $\varepsilon_t$  بردار پسماندها، و عناصر بردار  $z_t$  نوفه سفید هستند. همچنین، ماتریس واریانس-کواریانس شرطی مدل مطابق یک مدل BEKK(1,1) به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{31,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ \cdot & c_{22} & c_{23} \\ \cdot & \cdot & c_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ \cdot & c_{22} & c_{23} \\ \cdot & \cdot & c_{33} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{31} & a_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{31} & a_{33} \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$+ \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{31} & g_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{31,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{31} & g_{33} \end{bmatrix}$$

که در آن ماتریس  $C$  مقادیر ثابت،  $A$  ماتریس ضرایب آرچ، و  $G$  ماتریس ضرایب گارچ می‌باشد.

اگر عناصر بردار بازدهی ( $r_t$ ) را اندازه - مرتب کنیم، یعنی سری‌های زمانی  $r_{1,t}$ ،  $r_{2,t}$  و  $r_{3,t}$  به ترتیب نشان‌دهنده سری زمانی بازدهی شاخص سهام شرکت‌های بزرگ، متوسط،

و کوچک باشند، و فرض شود که ویژگی تقدم - تأخر در سرایت بازدهها وجود دارد، بخش میانگین شرطی مدل به صورت پایین مثلثی در خواهد آمد و بخشهای دیگر تغییری نخواهند کرد. بنابراین با فرض برقراری اثر تقدم - تأخر بخش میانگین شرطی مدل به صورت ذیل خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \\ r_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{.,1} \\ \phi_{.,2} \\ \phi_{.,3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \cdot & \cdot \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \cdot \\ \phi_{1,31} & \phi_{1,32} & \phi_{1,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \\ r_{3,t-1} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$+ \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \cdot & \cdot \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} & \cdot \\ \phi_{2,31} & \phi_{2,32} & \phi_{2,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-2} \\ r_{2,t-2} \\ r_{3,t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix}$$

توضیح عناصر این مدل مانند مدل قبلی است.

پارامترهای مدل به روش حداکثر راستنمایی تخمین زده شده‌اند. برای این منظور تابع راستنمایی ساخته شده بر اساس فرض کمکی i.i.d بودن توزیع پسماندها حداکثر شده است. ساده‌ترین توزیعی که برای تابع چگالی  $Z_t$  در نظر می‌گیرند، توزیع نرمال چندمتغیره است؛ اما تجربه نشان داده است که فرض نرمال بودن پسماندها در بیش‌تر مطالعاتی که روی بازده‌های روزانه یا هفتگی انجام می‌شود رد می‌شود، زیرا ضریب کشیدگی<sup>1</sup> توزیع بازدهی بیش‌تر دارایی‌های مالی بیش از 3 است. ضمن این‌که توزیع غیرشرطی آن‌ها معمولاً دنباله پهن‌تری<sup>2</sup> نسبت به توزیع نرمال دارد. بنابراین، در این تحقیق از توزیع چندمتغیره  $t$  استیودنت برای تخمین پارامترها استفاده شده است.

#### 4- داده‌ها و تحلیل نتایج در بورس اوراق بهادار تهران

در این بخش ابتدا به معرفی داده‌ها پرداخته و سپس نتایج آزمون‌های انجام شده در بورس تهران ارائه شده است. بخش 4-1 داده‌ها و دلایل انتخاب آن‌ها را بیان می‌کند و در بخش 4-2 ویژگی‌های آماری این سری‌ها بررسی شده است. قبل از مدل‌سازی سری‌های زمانی باید از مانا بودن آن‌ها اطمینان حاصل کرد؛ لذا در بخش 4-3 وجود

1- Kurtosis.

2- Fat tail.

ریشه‌ی واحد و حافظه بلندمدت آزمون شده است. این آزمون‌ها پیش‌نیاز مدل‌سازی هستند. بخش 4-4 نیز به نتایج حاصل از مدل‌سازی VAR-BEKK اختصاص دارد.

### 5- داده‌ها

برای بررسی وجود اثر تقدم - تأخر و سرایت تلاطم در بازده‌های سهام بورس اوراق بهادار تهران، 3 شاخص انتخاب شده‌اند. در انتخاب شاخص‌ها 2 نکته مدنظر قرار گرفته است: (1) اندازه - مرتب باشند. یعنی این شاخص‌ها به ترتیب شامل سهام شرکت‌های بزرگ، متوسط، و کوچک باشند؛ و (2) وجود حداقل 3 شرکت در گروه مربوطه. در بورس تهران گروه‌هایی با تنها یک یا دو شرکت نیز وجود دارند. وجود تعداد بسیار کم شرکت‌ها در یک گروه صنعت موجب می‌شود شاخص صنعت مربوطه تحت تأثیر شدید نوسانات آن شرکت (ها) قرار گیرد.

با توجه به موارد اشاره شده، شاخص‌های روزانه، ماهانه و فصلی شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی، لاستیک و پلاستیک، و محصولات کاغذی انتخاب شده‌اند. بازه‌ی زمانی مورد تحقیق نیز برای داده‌های روزانه از مهر 84 تا آبان 87 (743 داده)، و برای داده‌های ماهانه و فصلی از بهمن 83 تا آبان 87 (178 داده روزانه و 43 داده ماهانه) در نظر گرفته شده است. ارزش بازار و سهم هر یک از شاخص‌ها از ارزش کل بازار در جدول (1) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، شاخص‌های شرکت‌های چند رشته‌ای صنعتی که مجموع ارزش شرکت‌های زیرمجموعه‌ی آن 6.91٪ از کل ارزش کل بازار را تشکیل می‌دهند، از بزرگ‌ترین شاخص‌های بورس محسوب می‌شود. به همین ترتیب، شاخص‌های لاستیک و پلاستیک، و محصولات کاغذی با 0.61٪، و 0.08٪ از ارزش کل بازار، به ترتیب شاخص‌هایی متوسط و بسیار کوچک محسوب می‌شوند. در جدول (2) شرکت‌های زیرمجموعه‌ی هر یک از این سه شاخص به همراه ارزش بازار هر یک و درصد سهم هر شرکت از صنعت مربوطه ارائه شده است.

جدول (1)

شاخص	ارزش بازار	درصد از بازار
محصولات کاغذی	343232	0/08
لاستیک و پلاستیک	2748333	0/61
شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی	31079600	6/91

جدول (2)

لاستیک و پلاستیک	ارزش بازار	درصد از صنعت	شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی	ارزش بازار	درصد از صنعت
تولیدی ایران تایر	65658	2/39	سرمایه‌گذاری امید	10012000	32/21
تولیدی لاستیک البرز	410713	14/94	سرمایه‌گذاری بانک ملی ایران	2959180	9/52
تولیدی لاستیک دنا	508352	18/5	سرمایه‌گذاری غدیر	8316675	26/76
گروه صنعتی بارز	925102	33/66	سرمایه‌گذاری بازنشستگی کشوری	9712800	31/25
ایران یاسا تایر و رابر	56520	2/06			
مجتمع صنعتی آرتاویل تایر	708750	25/79	محصولات کاغذی	ارزش بازار	درصد از صنعت
صنایع لاستیکی سهند	37450	1/36	صنایع کاغذسازی کاوه	126200	36/77
تولیدی و صنعتی ایران و غرب	18000	0/65	کارتن ایران	154062	44/89
تولیدی پلاستیک شاهین	66322	2/41	بسته‌بندی پارس	50310	14/66
کارخانجات تولیدی پلاستیران	79718	2/9	کارتن پارس	10536	3/07
پلاسکو کار	129398	4/71	کارتن مشهد	11700	3/41
تولیدی درخشان تهران	21324	0/78	کارتن البرز	4686	1/37
تولیدی تهران	63210	2/3	کاغذسازی قائمشهر	6900	2/01
تولیدی گاز لوله	79425	2/89			

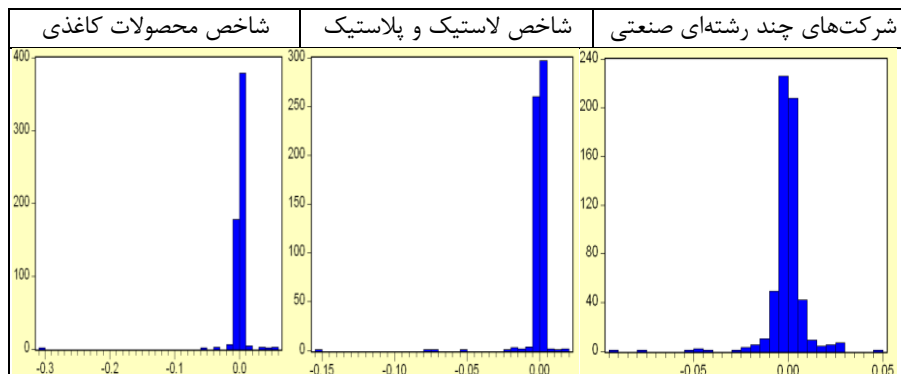
### ویژگی‌های آماری توزیع بازدهی شاخص‌ها

در این بخش به بررسی ویژگی‌های آماری داده‌ها می‌پردازیم. جدول (3) بیانگر این ویژگی‌ها می‌باشد. میانگین بازدهی همه سری‌ها جز بازده‌های فصلی لاستیک و پلاستیک و محصولات کاغذی منفی می‌باشد. در ضمن، توابع توزیع چگالی سری‌های زمانی بازده معمولاً دنباله پهن و قله بلند (نسبت به توزیع نرمال) دارند. یعنی بازده‌ها نسبت به توزیع نرمال با احتمال بیش‌تری می‌توانند نقاط غایی را بپذیرند. برآورد این ویژگی با محاسبه ضریب کشیدگی توزیع نمونه‌ای بازده انجام می‌شود. ضریب کشیدگی توزیع نرمال 3 است، در حالی که ضریب کشیدگی بیش‌تر سری‌های زمانی مالی بیش از 3 است. ویژگی‌های آماری توزیع بازده این سه شاخص برای دوره‌های روزانه، ماهانه و فصلی در جدول (3) ارائه شده است.

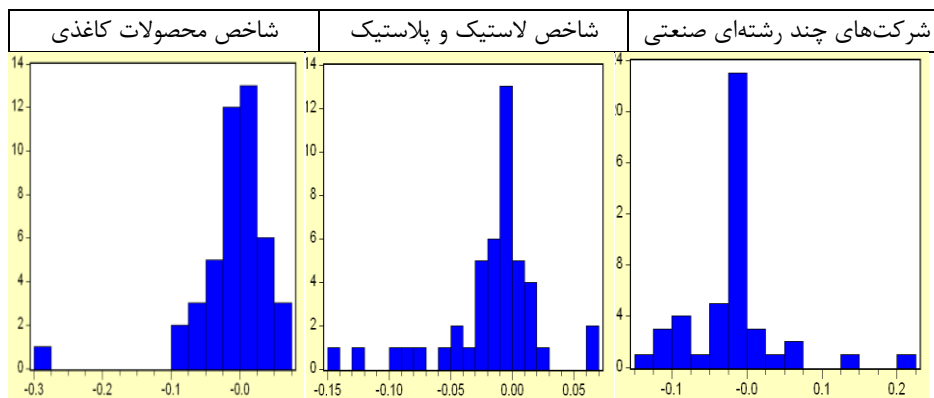
جدول 3- ویژگی‌های آماری توزیع بازدهی شاخص‌ها

شاخص	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	
روزانه	شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی	-۰,۰۰۰۰۵۰۱	۰,۰۰۰۹۱۳۲	-۳,۱۸۶۲۵	۳۴,۹۰۱۵۸
	لاستیک و پلاستیک	-۰,۰۰۰۰۷۹۴	۰,۰۰۰۹۱۳۲	-۳,۱۸۶۲۵	۳۴,۹۰۱۵۹
	محصولات کاغذی	-۰,۰۰۰۰۷۹۴	۰,۰۰۰۸۳۸۹	-۱۳,۲۳۴۱۸	۲۱۱,۷۲۲۸
ماهانه	شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی	-۰,۰۱۶۷۵۵	۰,۰۶۲۲۹۴	۱,۳۱۲۵۱۴	۷,۴۱۵۸۱۹
	لاستیک و پلاستیک	-۰,۰۱۶۶۹۴	۰,۰۳۹۸۸۴	-۱,۲۱۰۳۴۸	۵,۶۵۲۴۵۲
	محصولات کاغذی	-۰,۰۰۰۸۸۱۲	۰,۰۵۵۱۰۳	-۲,۷۸۲۹۲۵	۱۴,۸۸۳۲۱
فصلی	شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی	-۰,۰۰۴۱۵۰۳	۰,۰۸۱۳۱۲	۰,۴۳۸۴۲۶	۲,۵۴۰۲۵۵
	لاستیک و پلاستیک	۰,۰۱۶۱۳۲	۰,۱۲۳۳۹۹	۱,۱۴۶۹۲۲	۵,۱۱۰۳۶
	محصولات کاغذی	۰,۰۱۷۰۳۲	۰,۱۶۴۴۹۳	۱,۲۹۵۷۰۴	۸,۰۸۲۰۹۴

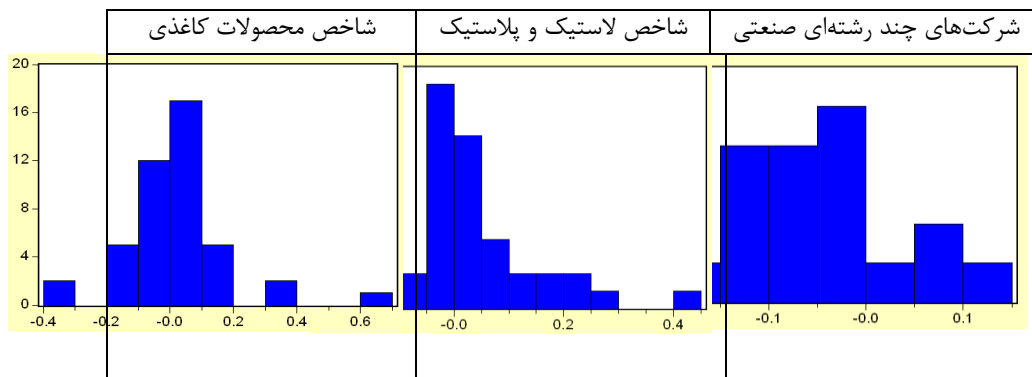
همان‌طور که مشاهده می‌شود، کشیدگی تابع توزیع نمونه‌ای بازده جز در مورد بازده‌های فصلی شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی بزرگ‌تر از 3 (کشیدگی توزیع نرمال) است، که نشان دهنده دنباله پهن و قله بلند توابع توزیع می‌باشد. در ضمن، هیستوگرام بازده برای این سه شاخص در نمودارهای (1) تا (3) آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، کشیدگی توزیع بازده با افزایش دوره کاهش یافته است.



نمودار 1- هیستوگرام بازدهی روزانه شاخص‌ها



نمودار 1- هیستوگرام بازدهی ماهانه شاخص‌ها



نمودار 2- هیستوگرام بازدهی فصلی شاخص‌ها

قبل از مدل‌سازی یک سری زمانی، باید اطمینان حاصل کرد که سری ماناست. در سری‌های زمانی مالی معمولاً نامانایی به این دلیل است که سطح ثابتی برای بازده‌ها وجود ندارد. در ادبیات سری‌های زمانی، چنین سری زمانی نامانایی سری زمانی نامانایی دارای ریشه‌ی واحد<sup>1</sup> نامیده می‌شود (تسای<sup>2</sup>، 2002). به منظور آزمون مانایی سری بازده از آزمون دیکی - فولر گسترش یافته<sup>3</sup> که یکی از پرکاربردترین آزمون‌های وجود ریشه‌ی واحد است، استفاده شده است. در این آزمون فرض صفر، وجود ریشه‌ی واحد و

1- Unit root..

2- Tsay.

3- Augmented Dickey-Fuller (ADF)

فرض مقابل، عدم وجود ریشه‌ی واحد در سری زمانی می‌باشد.<sup>1</sup> نتایج این آزمون در جدول (4) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار p-value برای هر سه شاخص در دوره‌های روزانه، ماهانه، و فصلی نزدیک به صفر برآورد شده است، لذا فرض صفر یعنی داشتن ریشه‌ی واحد برای هر سه شاخص و در هر سه دوره رد می‌شود. در یک سری زمانی مانا، معمولاً تابع خودهمبستگی با افزایش تأخیرهای زمانی به‌صورت نمایی به سمت صفر میل می‌کند. اما سری‌های زمانی وجود دارند که تابع خودهمبستگی آن‌ها با افزایش تأخیرها به کندی به سمت صفر میل می‌کند. چنین فرآیندهایی، سری‌های زمانی با حافظه بلندمدت<sup>2</sup> نامیده می‌شوند (تسای، 2002). قبل

جدول 4- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد به روش دیکی- فولر گسترش یافته

شاخص	مقدار آماره	p-value	معناداری در سطح:			
			۹۰٪	۹۵٪	۹۹٪	
روزانه	شرکت‌های چندرشته ای صنعتی	-۱۱,۲۱۲۱	۰,۰۰۰۰	خیر	خیر	خیر
	لاستیک و پلاستیک	-۲۳,۲۳۴۶	۰,۰۰۰۰	خیر	خیر	خیر
	محصولات کاغذی	-۲۳,۷۳۹۸	۰,۰۰۰۰	خیر	خیر	خیر
ماهانه	شرکت‌های چندرشته ای صنعتی	-۵,۹۵۰۶	۰,۰۰۰۰	خیر	خیر	خیر
	لاستیک و پلاستیک	-۶,۵۰۲۸	۰,۰۰۰۰	خیر	خیر	خیر
	محصولات کاغذی	-۶,۸۱۸۱	۰,۰۰۰۰	خیر	خیر	خیر
فصلی	شرکت‌های چندرشته ای صنعتی	-۲,۷۶۵۹	۰,۰۸۴۰	بله	خیر	خیر
	لاستیک و پلاستیک	-۴,۷۷۲۷	۰,۰۰۰۳	خیر	خیر	خیر
	محصولات کاغذی	-۴,۶۸۸۸	۰,۰۰۰۴	خیر	خیر	خیر

از مدل‌سازی سری‌های زمانی باید وجود حافظه بلندمدت در سری مورد نظر بررسی شود. وجود حافظه بلندمدت به روش تست GPH، ارائه شده توسط گیوک، پورتر، و هوداک<sup>3</sup> (1983)، آزمون شده است. نتایج این آزمون در جدول (5) ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، هیچ یک از این سه شاخص حافظه بلندمدت ندارند، لذا می‌توان با فرض مانا بودن سری‌ها، به سراغ مدل‌سازی آن‌ها برویم.

1- برای اطلاع از جزئیات آزمون دیکی-فولر گسترش یافته به بخش 17.7 کتاب "Time Series Analysis" تالیف جیمز همپلتن مراجعه شود.

2- long memory.

3- Geweke, Porter, Hudak.



جدول 5- نتایج آزمون حافظه بلندمدت

شاخص	مقدار آماره	معناداری در سطح:	
		۹۵%	۹۹%
روزانه	شرکت‌های چندرشته ای صنعتی	۱,۸۱۵۲	خیر
	لاستیک و پلاستیک	۰,۴۲۷۳	خیر
	محصولات کاغذی	-۰,۲۳۴۴	خیر
ماهانه	شرکت‌های چندرشته ای صنعتی	۰,۲۸۷۵	خیر
	لاستیک و پلاستیک	-۱,۶۵۴۶	خیر
	محصولات کاغذی	۰,۴۴۶۸	خیر
سه‌ماهه	شرکت‌های چندرشته ای صنعتی	-۰,۴۳۰۳	خیر
	لاستیک و پلاستیک	۰,۹۸۸۷	خیر
	محصولات کاغذی	-0.3655	خیر

### 6- نتایج بررسی وجود سرایت در بازدهی شاخص‌ها

وجود سرایت در بازده و تلاطم شاخص‌ها با استفاده از مدل VAR(1)-BEKK(1,1) برای دوره‌های روزانه، ماهانه، و فصلی بطور جداگانه آزمون شده است که نتایج تخمین به همراه نتایج آزمون‌های خودهمبستگی پسماندها و خودهمبستگی مجذور پسماندها پیوست شده است. لازم به ذکر است، با توجه به این که برای تخمین مدل‌ها از توزیع  $t$ -استیودنت استفاده شده است، و توزیع  $t$  دارای یک پارامتر درجه‌ی آزادی می‌باشد، قبل از هر تخمین، درجه‌ی آزادی توزیع بازده برآورد شده و سپس از آن توزیع برای تخمین مدل استفاده شده است. در این جداول،  $AR(i,j)$ ، نشان دهنده درایه سطر  $i$ ام و ستون  $j$ ام ماتریس ضرایب میانگین شرطی مدل (VAR)، و  $ARCH(i,j)$  و  $GARCH(i,j)$  نیز به ترتیب نشان دهنده درایه‌های سطر  $i$ ام و ستون  $j$ ام ماتریس‌های  $A$  و  $G$  (بخش تلاطم شرطی مدل) هستند. در ادامه این نتایج را تحلیل خواهیم کرد.

همان‌طور که در جدول الف-1 ملاحظه می‌شود، سرایت بازدهی شاخص شرکت‌های بزرگ‌تر به بازدهی شاخص شرکت‌های کوچک‌تر در دوره‌ی روزانه کاملاً معنادار است، که وجود اثر تقدم-تأخر را در بورس تهران تأیید می‌کند. در ضمن پسماندها و مجذور پسماندها نیز خودهمبستگی معناداری ندارند، که نشان از برازش خوب مدل دارد. اما همان‌طور که در جدول ب-1 ملاحظه می‌شود، برای بازده‌های ماهانه هیچ یک از ضرایب میانگین شرطی مدل معنی‌دار نیستند، لذا دلیلی بر وجود سرایت در بازدهی

ماهانه شاخص‌ها مشاهده نمی‌شود. این مطلب در خصوص بازده‌های فصلی نیز کاملاً صادق است. با توجه به جدول ج-1، شواهدی از وجود سرایت بین بازده‌های فصلی نیز مشاهده نمی‌شود.

نتایج مربوط به مدل‌سازی تلاطم برای داده‌های روزانه، ماهانه و فصلی به ترتیب در جداول الف-2، ب-2، و ج-2 ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، جز در یک مورد (سرایت تلاطم روزانه شاخص شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی به شاخص محصولات کاغذی)، سرایت شاخص‌ها در هیچ یک از دوره‌ها به لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

خلاصه نتایج مدل‌سازی در جدول (6) ارائه شده است. همان‌طور که بیان شد، وجود سرایت نامتقارن (ویژگی تقدم - تأخر) در بازده‌های روزانه کاملاً مشهود است، اما بازده‌های ماهانه و فصلی چنین ویژگی ندارند. بخشی از ویژگی تقدم - تأخر مشاهده شده در بازده‌های روزانه می‌تواند ناشی از ساختار خرد بازار<sup>1</sup> (مانند معاملات غیرهم‌زمان) باشد، زیرا معمولاً سهام شرکت‌های بزرگ‌تر، به دلیل حجم معاملاتی بالاتر، تأثیر اخبار جدید را زودتر نشان می‌دهند. البته، همبستگی مشاهده شده ناشی از معاملات غیرهم‌زمان، غیرواقعی و گمراه‌کننده است. توضیح دیگر وجود چنین پدیده‌ای، واکنش سریع‌تر سهام شرکت‌های بزرگ به اخبار جدید نسبت به سهام شرکت‌های کوچک است. این ایده توسط کنراد، گالتکین، و کول (1991) مطرح شده است. عدم تقارن در واکنش به اطلاعات بد و خوب که ایده آن توسط مک‌کویین، پینگر و تورلی (۱۹۹۶) مطرح شد، نیز می‌تواند در ایجاد ویژگی تقدم - تأخر نقش داشته باشد. البته، تحقیق اسماعیل زاده (1385) نشان می‌دهد، اخبار خوب و بد اثرات متقارنی روی قیمت سهام در بورس تهران دارند.

جدول 6- خلاصه نتایج بررسی وجود سرایت در بازده و تلاطم شاخص‌ها

بررسی وجود سرایت		دوره داده‌ها
در تلاطم	در بازده	
سرایت بسیار ضعیف است	سرایت نامتقارن (تقدم - تأخر) کاملاً مشهود است	روزانه
هیچ‌گونه سرایتی مشاهده نمی‌شود	هیچ‌گونه سرایتی مشاهده نمی‌شود	هفتگی
هیچ‌گونه سرایتی مشاهده نمی‌شود	هیچ‌گونه سرایتی مشاهده نمی‌شود	ماهانه

1- market microstructure.

اگر همبستگی مشاهده شده بین بازده‌ها هر علتی غیر از معاملات غیرهم‌زمان داشته باشد، دلیلی بر رد فرضیه گام تصادفی و به تبع آن دلیلی بر عدم کارایی بازار است. فدایی نژاد (1373) و مرادی سراج (1384) در تحقیقات جداگانه‌ای ضمن آزمون خودهمبستگی شاخص کل بورس تهران، فرضیه‌ی کارایی ضعیف بورس تهران را رد کردند. اما، اسماعیل زاده (1378) با بررسی شاخص صنایع کانی غیرفلزی دلیلی بر رد فرضیه کارایی ضعیف مشاهده نکرد.

### 7- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این تحقیق سرایت بازده و نیز سرایت تلاطم بین سه شاخص اندازه-مرتب در بورس تهران با استفاده از یک مدل ترکیبی VAR-BEKK بررسی شده است. همان‌طور که انتظار می‌رفت، توابع چگالی توزیع بازده‌ی شاخص‌های بورس تهران نرمال نیستند و نسبت به توزیع نرمال، دارای قله بلند و دنباله پهن هستند؛ یعنی، احتمال این‌که بازده‌ی شاخص‌ها مقادیر غایی را انتخاب کنند، از آن‌چه توزیع نرمال پیش‌بینی می‌کند بیش‌تر است. این ویژگی با افزایش دوره‌ی زمانی از روزانه به ماهانه، و از ماهانه به فصلی کاهش یافته است. این شواهد با دیگر شواهد موجود در مطالعات مربوط به بازارهای مالی (اعم از داخلی و خارجی) سازگار است. سرایت نامتقارن (ویژگی تقدم - تأخر) در بازده‌های روزانه کاملاً مشهود است، اما در بازده‌های ماهانه و فصلی هیچ‌گونه سرایتی تأیید نمی‌شود. بخش قابل توجهی از ویژگی تقدم-تأخر مشاهده شده در بازده‌های روزانه می‌تواند ناشی از ساختار خرد بازار مانند معاملات غیرهم‌زمان باشد. وجود شواهدی از همبستگی بین بازده‌ی یک سهام با بازده‌های قبلی همان سهام یا سهام شرکت‌های دیگر، دلیلی بر رد فرضیه گام تصادفی نوع سوم، و به تبع آن فرضیه‌های گام تصادفی نوع اول و دوم است. برخی مطالعات دیگر نیز با استناد به خودهمبستگی بازده‌ها، کارایی بورس تهران را در سطح ضعیف (و به تبع آن سطوح قوی و نیمه قوی) رد کرده‌اند. به اعتقاد نگارنده، با حضور هزینه‌های معاملاتی، تأثیر معاملات غیرهم‌زمان، قانون حجم مبنا و دامنه نوسان معلوم نیست بتوان از همبستگی‌های (اعم از خودهمبستگی یا سرایت بازده‌ها) مشاهده شده در بازده‌های روزانه بهره‌برداری کرد. لذا اظهارنظر در خصوص کارایی بازار با استناد به این شواهد دشوار است.

در هیچ یک از دوره‌های روزانه، ماهانه و یا فصلی، سرایت در تلاطم شاخص‌ها مشاهده نمی‌شود. این در حالی است که سرایت تلاطم در بیش‌تر بازارهای مالی دنیا مشاهده شده است. محدودیت در دامنه نوسان قیمت‌ها و حجم مینا در دوره‌ی مورد مطالعه، می‌توانند مهم‌ترین دلایل مشاهده این پدیده باشند، زیرا مانع نوسان قیمت‌ها مطابق سازوکار بازار می‌شوند.

### فهرست منابع

- 1- اسماعیل زاده، ابوالفضل؛ 1378، بررسی بازار سرمایه ایران در تعیین قیمت سهام شرکت‌های صنایع کانی غیرفلزی، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق(ع).
- 2- اسماعیل زاده، موسی؛ 1385، مدل‌سازی تلاطم بازدهی سهام سیمان تهران، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه مفید.
- 3- مرادی سراج، حسین؛ 1384، سنجش کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطوح ضعیف و نیمه قوی، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات.
- 4- فدایی نژاد، اسماعیل؛ بررسی کارایی بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران، 1373، پایان‌نامه‌ی دکتری، دانشگاه تهران.
- 5- Alexander G., Sharpe W., Bailey J., 2001, Fundamentals of Investments, Third Edition, Prentice-Hall.
- 6- Ang A., Bekaert G., 2007. "Stock Return Predictability: Is it There?", Review of Financial Studies 20(3), 651-707.
- 7- Bauwens L., Laurent S., V. K. Rombouts J., 2006, Multivariate GARCH Models: a survey, Journal of Applied Econometrics.
- 8- Bollerslev T., 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics 31, 307.
- 9- Bollerslev T., Engle RF, Wooldridge JM., 1988, A capital asset pricing model with time varying covariances, Journal of Political Economy 96: 116-131.
- 10- Boudoukh J., Richardson M., Whitelaw R., 1994, A Tale of Three Schools: Insights on Autocorrelations of Short-Horizon Stock Returns

- 11- Campbell J. Y., Lo, A. W., and MacKinlay A. C., 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- 12- Chan K., 1993, Imperfect Information and Cross-Autocorrelation Among Stock Prices
- 13- Chang E., McQueen G., Pinegar J., 1999, Cross-autocorrelation in Asian stock markets, *Pacific-Basin Finance Journal* 7, 471-493.
- 14- Conrad J., Kaul G., 1989, Mean Reversion in Short-Horizon Expected Returns
- 15- Conrad J., Gultekin M., Kaul G., 1991, Asymmetric Predictability of Conditional Variances
- 16- Cotter J., Stevenson S., 2005, Multivariate Modeling of Daily REIT volatility
- 17- Cowles A., Jones H., 1937, "Some A Posteriori probabilities in stock market action" *Econometrica*, 5, 280-294
- 18- Engle R., 1982, Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* 50, 987.
- 19- Engle R., Kroner FK., 1995, Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory* 11: 122-150.
- 20- Engle R., Rothschild M., 1990b, Asset pricing with a factor-ARCH covariance structure: empirical estimates for treasury bills. *Journal of Econometrics* 45: 213-238.
- 21- Fama, E. F., 1991, "Efficient Capital Markets: II: A review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, vol.25, pp.383-417
- 22- Fama, E. F., 1995, "Random Walks in Stock Market Prices", *Financial Analyst Journal*, January/February, pp.55-59
- 23- Fama, E. F., 1998, "Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance", *Journal of Financial Economics*, vol.49, pp.283-309
- 24- Fama, E. F., French, K. R. 1988a, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp.246-273.
- 25- Fargher N., Weigand R., 1998, Changes in the stock price reaction of small firms to common information, *The Journal of Financial Research* 21, 105 - 121.
- 26- Grinblatt M., Titman Sh., Wermers R., 1995, Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior

- 27- Harris R., 2005, Return and Volatility Spillovers Between Large and Small Stocks in the UK
- 28- Lo A. W., MacKinlay A. C., 1990, When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?
- 29- Lo A. W., MacKinlay A. C., 1988, "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walk: Evidence from a simple specification test", Review of Financial Studies
- 30- Mech T., 1993, Portfolio return autocorrelation, Journal of Financial Economics 34, 307-344.
- 31- McQueen G., Pinegar M., Thorley S., 1996, Delayed Reaction to Good News and the Cross-Autocorrelation of Portfolio Returns
- 32- Milunovich G., Modelling dependence structure in size-sorted portfolios: A structural multivariate GARCH model, Journal of Economic Literature
- 33- Pesaran M. H., Timmerman A., 1995, "Predictability of Stock Returns: Robustness and Economic Significance", Journal of Finance, vol. L, no. 4, pp.1201-1228
- 34- Poon S. H., W. J. Granger C., 2003, Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review , Journal of Economic Literature, pp. 478-539
- 35- Rey D., 2004, "Stock Market Predictability: Is it there? A Critical Review", WWZ/Department of Finance, Working Paper No. 12/03
- 36- Ross S. A., 1989, Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy
- 37- Tsay R. S., 2002, Analysis of Financial Time Series, John Wiley & Sons.

پیوست‌ها

پیوست الف) نتایج تخمین مدل  $VAR(1)-BEKK(1,1)$  برای داده‌های روزانه

جدول الف-1- نتایج تخمین پارامترهای میانگین شرطی مدل VAR-BEKK و آزمون معناداری هر یک

پارامتر	مقدار	p-value آماره t
AR (1,1)	۰,۴۶۱۷۲۰۴۹	۰,۰۰۰۰۰۰
AR (2,1)	۰,۰۱۷۱۳۵۳۹	۰,۰۰۰۵۰۷۳
AR (3,1)	۰,۰۳۸۰۵۶۹۱	۰,۰۰۰۷۷۴۴
AR (2,2)	۰,۰۹۰۱۰۵۵۶	۰,۰۰۰۰۰۰
AR (3,2)	۰,۱۸۶۴۴۵۵۱	۰,۰۰۰۰۰۰
AR (3,3)	۰,۱۶۴۹۰۰۸۴	۰,۰۰۰۰۰۰

جدول الف-2- نتایج تخمین پارامترهای تلاطم مدل VAR-BEKK و آزمون معناداری هر یک

پارامتر	مقدار	p-value آماره t
ARCH (1,1)	۳,۲۹۲۰۱۲۶۱	۰,۴۰۰۷۰
ARCH (2,1)	-۰,۰۳۸۰۴۵۷	۰,۶۵۵۵۰
ARCH (3,1)	-۰,۲۷۲۲۳۸۸	۰,۴۸۵۴۰
ARCH (1,2)	-۰,۵۹۹۹۳۲۶	۰,۴۹۵۱۰
ARCH (2,2)	۱,۳۲۲۲۹۷۲۶	۰,۴۱۲۹۰
ARCH (3,2)	۱,۳۸۸۲۰۹	۰,۴۴۲۸۲
ARCH (1,3)	-۰,۲۸۴۴۵۶	۰,۵۰۰۵۳
ARCH (2,3)	-۰,۱۸۳۲۰۵	۰,۴۴۵۲۵
ARCH (3,3)	۰,۴۸۳۱۷۲	۰,۴۵۱۵۸
GARCH (1,1)	۰,۸۳۵۴۱۲	۰,۰۰۰۰۰
GARCH (2,1)	-۰,۰۰۳۱۸۱	۰,۸۱۱۸۷
GARCH (3,1)	۰,۰۱۲۳۱۷	۰,۶۱۴۹۹
GARCH (1,2)	۰,۰۳۳۰۱۷	۰,۷۵۴۰۵
GARCH (2,2)	۰,۷۱۷۵۸۳	۰,۰۰۰۰۰
GARCH (3,2)	-۰,۲۹۲۷۵۵	۰,۰۱۲۳۱
GARCH (1,3)	-۰,۰۰۵۷۵۵	۰,۸۰۶۳۶
GARCH (2,3)	۰,۰۰۳۲۴۶	۰,۸۸۴۳۷
GARCH (3,3)	۰,۹۲۸۷۲۲	۰,۰۰۰۰۰

جدول الف-3- نتایج آزمون خودهمبستگی بانگ-باکس روی پسماندهای مدل VAR-BEKK

گشتاور دوم پسماندها		گشتاور اول پسماندها		شاخص
p-value	مقدار آماره	p-value	مقدار آماره	
1	0/3714	0/9964	2/861	شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی
1	0/135	0/9529	5/147	لاستیک و پلاستیک
1	0/2489	0/4959	11/389	محصولات کاغذی

بیوست ب) نتایج تخمین مدل VAR-BEKK برای داده‌های ماهانه

جدول ب-1- نتایج تخمین پارامترهای میانگین شرطی مدل VAR-BEKK و آزمون معناداری هر یک

p-value آماره t	مقدار	پارامتر
۰,۸۰۱۸	۰,۰۹۹۱۸	AR (1,1)
۰,۸۰۸۳	-۰,۰۵۴۶۲۱	AR (2,1)
۰,۸۱۵۲	۰,۱۱۶۷۲۴	AR (3,1)
۰,۸۱۸۳	۰,۱۴۸۹۰۹	AR (1,2)
۰,۹۷۶۳	۰,۰۱۲۴۱۲	AR (2,2)
۰,۹۰۰۰	-۰,۰۷۹۳۰۵	AR (3,2)
۰,۹۷۴۶	-۰,۰۳۷۷۱۳	AR (1,3)
۰,۸۸۹۸	۰,۰۵۹۵۱۸	AR (2,3)
۰,۹۹۸۶	۰,۰۰۱۸۴۳	AR (3,3)

جدول ب-2- نتایج تخمین پارامترهای تلاطم مدل VAR-BEKK و آزمون معناداری هر یک

p-value آماره t	مقدار	پارامتر
۰,۶۲۴۱	۰,۲۶۹۷۰۶	ARCH (1,1)
۰,۹۵۷۰	-۰,۰۶۲۱۵۵	ARCH (2,1)
۰,۹۹۴۱	-۰,۰۱۰۵۴۱	ARCH (3,1)
۰,۹۶۶۸	۰,۰۵۱۹۲	ARCH (1,2)
۰,۷۶۷۳	۰,۲۷۶۷۷	ARCH (2,2)
۰,۹۹۰۵	-۰,۰۱۱۴۷۵	ARCH (3,2)
۰,۹۲۲۷	-۰,۱۴۵۶۷۴	ARCH (1,3)
۰,۹۶۷۰	-۰,۰۶۳۳۰۴	ARCH (2,3)
۰,۸۰۷۰	۰,۳۱۸۰۸	ARCH (3,3)
۰,۳۳۸۰	۰,۹۰۲۷۶۳	GARCH (1,1)
۰,۹۵۴۵	۰,۰۶۹۵۸۴	GARCH (2,1)
۰,۹۸۱۵	۰,۰۳۱۳۶	GARCH (3,1)
۰,۹۹۹۹	-۰,۰۰۰۰۴۴	GARCH (1,2)
۰,۵۳۸۶	۰,۹۰۹۷۳۹۲	GARCH (2,2)
۰,۹۸۸۳	۰,۰۲۲۴۵۱۴	GARCH (3,2)
۰,۹۸۳۵	۰,۰۳۵۸۳۶۵	GARCH (1,3)
۰,۹۷۴۵	۰,۰۵۹۲۴۶۷	GARCH (2,3)



۰,۷۲۴۶	۰,۷۹۴۹۰۹۴	GARCH (3,3)
--------	-----------	-------------

جدول ب-3- نتایج آزمون خودهمبستگی یانگ-باکس روی پسماندهای مدل VAR-BEKK

گشتاور دوم پسماندها		گشتاور اول پسماندها		شاخص
p-value	مقدار آماره	p-value	مقدار آماره	
0/5416	10/8519	0/7504	8/433	شرکت‌های چندرشته ای صنعتی
0/1243	0/135	0/3833	12/805	لاستیک و پلاستیک
1/00	0/5226	0/9637	4/819	محصولات کاغذی

بیوست ج) نتایج تخمین مدل VAR-BEKK برای داده‌های فصلی

جدول ج-1- نتایج تخمین پارامترهای میانگین شرطی مدل VAR-BEKK و آزمون معناداری هر یک

t	p-value	مقدار	پارامتر
۱,۰۰۰۰		۰,۴۶۷۶	AR (1,1)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۱۴۵	AR (2,1)
۱,۰۰۰۰		-۰,۴۳۷۵	AR (3,1)
۱,۰۰۰۰		-۰,۲۹۲۱	AR (1,2)
۱,۰۰۰۰		-۰,۳۳۱۴	AR (2,2)
۱,۰۰۰۰		۰,۱۷۸۳	AR (3,2)
۱,۰۰۰۰		۰,۲۶۱۸	AR (1,3)
۱,۰۰۰۰		۰,۱۱۶۳	AR (2,3)
۱,۰۰۰۰		-۰,۰۷۰۸	AR (3,3)

جدول ج-2- نتایج تخمین پارامترهای تلاطم مدل VAR-BEKK و آزمون معناداری هر یک

t	p-value	مقدار	پارامتر
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	ARCH (1,1)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	ARCH (2,1)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	ARCH (3,1)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	ARCH (1,2)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	ARCH (2,2)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	ARCH (3,2)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	ARCH (1,3)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	ARCH (2,3)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	ARCH (3,3)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	GARCH (1,1)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	GARCH (2,1)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	GARCH (3,1)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	GARCH (1,2)
۱,۰۰۰۰		۰,۹۰۰	GARCH (2,2)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	GARCH (3,2)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	GARCH (1,3)
۱,۰۰۰۰		۰,۰۰۰	GARCH (2,3)

GARCH (3,3)      ۰,۹۰۰      ۱,۰۰۰۰

جدول ج-3- نتایج آزمون خودهمبستگی یانگ - باکس روی پسماندهای مدل VAR-BEKK

گشتاور دوم پسماندها		گشتاور اول پسماندها		شاخص
p-value	مقدار آماره	p-value	مقدار آماره	
0/5701	10/524	0/8504	7/109	شرکت‌های چندرشته ای صنعتی
0/6594	9/504	0/0386	21/902	لاستیک و پلاستیک
0/9662	4/736	0/9371	0/549	محصولات کاغذی