تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۰، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۳۹۴ / ص ۳۸۷-۳۵۹

بررسی همبستگی نامتقارن بین بازده سهام، حجم معاملات و تلاطم بازار سهام تهران (رویکرد DCC-GARCH)

محمدنبی شهیکی تاش[۱]، محمد میرباقری جم[۲*]

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان Mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان Mohammad.mirbagherijam@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۱۹

چکیده

در این تحقیق همبستگی نامتقارن و غیرخطی بین متغیرهای بازده بازار و حجم معاملات با رویکرد DCC-GARCH مدل‌سازی و تأثیر شوک‌های وارد بر بازار سهام، تعطیلات آخر هفته، و آثار تقویمی بر بازده سهام و حجم معاملات بررسی شده است. نتایج تخمین پارامترهای مدل به روش حداکثر درست‌نمایی نشان می‌دهد که بازده روز قبل بازار تأثیر مثبت بر رشد حجم معاملات دارد، ولی تأثیر رشد حجم معاملات دورهٔ قبل بر تغییر بازده بازار منفی است. شوک‌های وارد بر بازار سهام، تعطیلات آخر هفته، آثار تقویمی، و پخش اخبار بد تلاطم بازده سهام و رشد حجم معاملات را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین، یافته‌های تحقیق بیانگر آن است که تأثیر شوک‌های مثبت و منفی و اخبار خوب و بد بر تلاطم نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار و همبستگی بین آن‌ها نامتقارن است و همبستگیِ بین تغییرات بازده بازار و رشد حجم معاملات غیرخطی و تابعی از زمان است.

طبقه‌بندی JEL: G12, C58

واژگان کلیدی: آثار تقویمی، بازده سهام، تلاطم بازار، حجم معاملات، مدل دومتغیرهٔ DCC-GARCH، همبستگی نامتقارن.

* نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۹۱۲۷۵۸۵۰۱۵

مقدمه

سرمایه‌گذاران بازار سهام به دلایل مختلف به خرید و فروش سهام اقدام می‌کنند. عواملی مانند تعدیل پورتفوی سهام، ملاحظات چرخهٔ زندگی، مالیات و هزینه‌های مبادلهٔ سهام در بازار، دریافت اطلاعات جدید از بازدهی انتظاری بازار سهام و غیره بر تصمیم‌گیری سهام‌داران در خرید و فروش سهام مؤثر است. تعداد کل سهام مبادله‌شده در بازار[1] (یا حجم معاملات) به تصمیم همهٔ سهام‌داران بالفعل و بالقوهٔ بازار بستگی دارد. تفاوت ترجیحات سهام‌داران و عدم تقارن اطلاعات بین آن‌ها باعث شکل‌گیری فرایند مبادلهٔ سهام و اجرای معاملات در بازار می‌شود. حال این پرسش مطرح می‌شود: تغییرات حجم معاملات بازار سهام ناشی از چیست؟ در پاسخ به این پرسش ادبیات بسیار گسترده و نظریه‌های گوناگونی وجود دارد. بازده سهام و تلاطم بازده سهام از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کنندهٔ تغییرات حجم معاملات است.

از دو دههٔ گذشته تا کنون نظریه‌های متعددی دربارهٔ بازده سهام، تلاطم بازار، و حجم معاملاتِ بازار سهام مطرح شده است. جدول ۱ خلاصهٔ این نظریه‌ها را با تأکید بر نوع رابطهٔ علیت گرنجری بین آن‌ها و نقش اطلاعات در بازار سهام نشان می‌دهد. در اکثر نظریه‌ها اطلاعات منشأ تغییرات حجم معاملات بازار سهام است، زیرا اطلاعات نقش اساسی در تصمیم‌گیریِ سرمایه‌گذاران بازار سهام دارد و تغییرات بازده بازار و حجم معاملات بسته به تصمیم همهٔ فعالان بازار است.

یونگ[2] (۱۹۶۶) نظریهٔ نامتقارن‌بودن رابطهٔ بین حجم معاملات با تغییرات قیمت سهام را مطرح کرد. سپس، کارپوف[3] (۱۹۸۷) نشان داد، به علت رابطهٔ غیرخطی بین بازده بازار و حجم معاملات، هنگامی که روند بازار رو به بالاست همبستگیِ آن‌ها مثبت است و هنگامی که روند بازار رو به پایین است همبستگیِ آن‌ها منفی است. بنابراین، کارپوف در مدل‌سازی همبستگی بین بازده بازار و حجم معاملات کاربردِ مدل‌های غیرخطی یا مدل‌های آستانهٔ[4] تغییر را پیشنهاد داد[5]. چوردیا و سوامیناتان[6] (۲۰۰۰)

1. trading volume
2. Ying
3. Karpoff
4. threshold models
۵. برای مطالعهٔ بیشتر مدل‌های آستانهٔ تغییر ← Gerlach et al., 2006.
6. Chordia & Swaminathan

فرضیهٔ هم‌زمان‌بودن یا تقدم و تأخر تأثیر بازده سهام و حجم معاملات بر یکدیگر را مطرح کردند.

جدول ۱. خلاصهٔ نظریه‌ها در زمینهٔ رابطهٔ بین بازده سهام، تلاطم بازار، و حجم معاملات

نظریه‌ها	پیش‌بینی شواهد تجربی		V=>R	V≠>R	R=>V	R≠>V	Var=>V	Var≠>V	V=>Var	V≠>Var
Sequential Information Arrival (SIA):	با فاصله و پی‌درپی رسیدن اطلاعات در بازار	۱	+		+		+		+	
	بی‌فاصله و یک‌دفعه رسیدن اطلاعات به بازار	۲		+		+				
Mixture of distributions (MD):	اختلاف نظر دربارهٔ خبر	۳	+		+		+		+	
	توافق دربارهٔ خبر	۴				+		+		+
Harris & Raviv (1993):	بی‌تفاوت‌بودن در برابر خطرها با توجه به چارچوب‌های مختلف	۵	+		+					
Kandel & Pearson (1995):	اجتناب از خطر با توجه به چارچوب‌ها و اطلاعات پیشین مختلف	۶		+						
Kyle (1985):	معاملاتی با اطلاعات پُرمحتمل اطلاع‌رسانی‌شده	۷	+							
	معاملاتی با اطلاع از وضعیت عمومی و نقدینگی سهام	۸		+						
He & Wang (1995):	معاملهٔ سهام بر اساس اطلاعات جدید	۹	+		+		+		+	
	معاملهٔ سهام بر اساس اطلاعات موجود	۱۰		+				+		
Schneider (2009):	اختلاف نظر در ناهمگنی سیگنال‌های خصوصی	۱۱	+				+		+	
Brennan & Cao (1997):	اطلاع‌رسانی یکسان سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی از وضعیت بازار	۱۲			+					
	اطلاع‌رسانی نامتقارن سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی از وضعیت بازار	۱۳				+				
De Long et al. (1990):	گرفتن بازخورد از مبادلهٔ سهام در بازار	۱۴			+					
	نگرفتن بازخورد از مبادلهٔ سهام در بازار	۱۵				+				
Suominen (2001):	اطلاعات نامتقارن اولیه و پیشین	۱۶							+	
	اطلاعات متقارن اولیه و پیشین	۱۷								+

منبع: Gebka, 2013: 71. توضیح: فرضیه‌های مرتبط با رابطهٔ بین بازده (R)، تلاطم بازده (Var)، و حجم معاملات (V) با گزاره‌های منطقی X→Y و X ≠>Y بیان شده است. علامت + در ستون‌ها نشانهٔ تأیید فرضیهٔ نظریهٔ مربوطه است.

کاپلند[1] (۱۹۷۶)، با ارائهٔ نظریهٔ دنبالهٔ اطلاعات رسیده، ورود اطلاعات جدید به بازار را در افزایش هم‌زمان بازده سهام و حجم معاملات مؤثر می‌داند. از نظر کلارک[2] (۱۹۷۳) و ایپس[3] (۱۹۷۶)، ارتباطِ هم‌زمانِ مثبت بین حجم معاملات و قدر مطلق بازده سهام در بررسی توزیع مشترک بازده سهام و حجم معاملات ناشی از عدم توافق سهام‌داران دربارهٔ اثر اطلاعات رسیده به بازار و تأثیر آن بر قیمت سهام است. کیل[4] (۱۹۸۵) استدلال می‌کند که با اطلاع‌رسانی و افزایش اطلاعات از وضعیت بازار و اقدام آگاهانه در مبادلهٔ سهام، رابطهٔ علیت گرنجری از حجم معاملات به بازده سهام خواهد بود. با توجه به اختلاف‌نظرِ سرمایه‌گذاران ریسک خنثی دربارهٔ خبرهای جدید، هریس و رایو[5] (۱۹۹۳) رابطهٔ بین حجم معاملات و بازده سهام را متقابل و مثبت می‌دانند.

منابع اطلاعات دریافتی سرمایه‌گذاران دو گونه است: ۱. منابع عمومی (شاخص قیمت و حجم مبادلات بازار که در منظر همگانی قرار دارد)؛ ۲. منابع خصوصی. کندل و پرسون[6] پرسون[6] (۱۹۹۵) نشان دادند که افراد حتی با داشتن اطلاعات یکسان تفاسیر گوناگونی از بازار به‌دست می‌دهند. هی و ونگ[7] (۱۹۹۵) ناهمگنی اطلاعات دریافتی از منابع خصوصی خصوصی را دلیل وابستگی حجم معاملات سهام به تلاطم بازده بازار می‌دانند. اشنایدر[8] (۲۰۰۹) نشان داد که اطلاعات خصوصی و نحوهٔ تفسیر آن‌ها بر تصمیم‌گیری سهام‌داران در خرید و فروش سهام مؤثر است و حجم معاملات در بازار کمک خواهد کرد تا افراد صحت و سقم اخبار و اطلاعات دریافتی خصوصی خود را دربارهٔ بازار محک بزنند و در تصمیم خود وزن‌های متفاوتی به اطلاعات دریافتی از منابع خصوصی و عمومی (بازار) بدهند. برینان و کائو[9] (۱۹۹۷) تأثیرپذیری بازارهای داخلی از خارج و مازاد اطلاعات سرمایه‌گذاران داخلی از بازار داخل را دلیل رابطهٔ علیت گرنجری از بازده به حجم معاملات می‌دانند.

1. Copeland
2. Clark
3. Epps & Epps
4. Kyle
5. Harris & Raviv
6. Kandel & Pearson
7. He & Wang
8. Schneider
9. Brennan & Cao

در این تحقیق رابطهٔ بین بازده سهام، حجم معاملات، و تلاطم بازار سهام تهران با رویکردهای DCC-GARCH[1] و CCC-GARCH بررسی می‌شود. مطالعهٔ همبستگی بین بازده سهام، حجم معاملات، و تلاطم بازار از چندین منظر مهم است: نخست آنکه دانستن رابطهٔ بین تلاطم بازار و حجم معاملات در شناخت ساختار بازار مالی، یعنی آگاهی از نرخ جریان و اشاعهٔ اطلاعات در بازار[2] و اندازهٔ بازار بسیار مفید خواهد بود؛ دوم، از آنجا که رقابت گسترده‌ای بین نظریه‌های مدل‌سازی بازده قیمت سهام و عوامل تعیین‌کنندهٔ آن در بازار سهام وجود دارد، با استفاده از توزیع مشترک ارتباط بازده سهام با حجم معاملات، امکان تشخیص نظریهٔ برتر در مدل‌سازی بازده سهام و پیش‌بینی قیمت سهام از نظریه‌های رقیب فراهم می‌شود.[3]

هدف از این تحقیق تحلیل رابطهٔ بازده سهام، حجم معاملات و تلاطم بازار سهام است. بدین منظور، بازده بازار سهام به صورت لگاریتم نسبت شاخص قیمت بازار یک دوره به دورهٔ قبل محاسبه می‌شود و با استفاده از مدل‌های DCC-GARH و CCC-GARCH همبستگی متغیرهای بازده بازار و حجم معاملات سهام مدل‌سازی می‌شود.[4]

سهام‌داران، سیاست‌گذاران، و مدیران مالی شرکت‌ها از نتایج تحقیق حاضر در بازار سهام استفاده خواهند کرد. با تحلیل رابطه بین شاخص قیمت سهام و حجم معاملات در بازار سهام جهت حرکت بازار، درجهٔ ریسک، و نقدینگی بازار به شکل صحیح پیش‌بینی خواهد شد. بنابراین، سهام‌داران قادر خواهند بود در خرید و فروش حجم مشخصی از سهام در زمان معین استراتژی صحیحی به‌کار ببرند. همچنین، سیاست‌گذاران شرکت‌ها قادر خواهند بود در افزایش سرمایه و تقسیم سود سهام استراتژی مناسبی اتخاذ کنند.

پرتال جامع علوم انسانی

1. Dynamic Conditional Correlation GARCH
2. information dissemination

۳. برای مطالعهٔ بیشتر در این زمینه ← Campbell, Grossman & Wang, 1992.

۴. محاسبهٔ انحراف معیار شاخص قیمت بازار بر اساس مشاهدات گذشته اطلاعات صحیح و کاملی از تلاطم بازده بازار سهام به‌دست نمی‌دهد. بنابراین، استفاده از مدل‌های واریانس‌های شرطی (GARCH) به جای انحراف معیار در مدل‌سازی نوسانات بازده دارایی‌ها بسیار سودمند خواهد بود.

ادامهٔ تحقیق بدین صورت است: پیشینهٔ پژوهش؛ ارائهٔ الگوی تحلیلی تحقیق؛ معرفی داده‌های مورد استفادهٔ تحقیق و توصیف آماری آن‌ها؛ بیان نتایج تجربی حاصل از تخمین الگو با تفسیر؛ جمع‌بندی نتایج و محدودیت‌های تحقیق.

پیشینهٔ پژوهش

امروزه، استفاده از انواع مدل‌های واریانس‌های شرطی در تحلیل مسائل اقتصادی در حوزه‌های گوناگون رو به گسترش است؛ در ایران پژوهش‌های انجام‌یافته با مدل‌های GARCH در حوزهٔ مالی و بازار سهام بسیار متعدد است، مطالعاتی مانند «پیش‌بینی شاخص کل بازدهی سهام تهران با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی» (مشیری و مروت، ۱۳۸۵)، «شناسایی و مدل‌سازی آثار تقویمی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH» (راعی و باجلان، ۱۳۸۷)، «مدل‌سازی رابطهٔ بین ریسک و بازده بورس تهران» (محمدی و همکاران، ۱۳۸۸)، «مقایسهٔ دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر؛ برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران با استفاده از مدل‌های خانوادهٔ FIGARCH» (کشاورز حداد و صمدی، ۱۳۸۸)، «مدل‌سازی نوسانات بازدهی روزانهٔ سهام در بورس تهران» (تک‌روستا و همکاران، ۱۳۹۰)، «بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن» (کشاورز حداد و همکاران، ۱۳۹۰)، «مقایسهٔ نتایج استفاده از مدل‌های عمومی FAGARCH و MSM در مدل‌سازی تأثیر اخبار سیاسی بر تلاطم بازار سهام» (کشاورز حداد و حیدری، ۱۳۹۰)، «مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی قارچ مارکف» (نظیفی نایینی و همکاران، ۱۳۹۱)، «بررسی سرایت تلاطم بین شاخص‌های بورس تهران، بورس دبی، و شاخص قیمت جهانی نفت با استفاده از مدل‌های GARCH چندمتغیره» (سیدحسینی و ابراهیمی، ۱۳۹۲). در برخی از مطالعات اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازارهای مالی و برعکس، یعنی اثر بازارهای مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی با مدل‌های GARCH، بررسی شده است: کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴) با استفاده از مدل‌های GARCH نشان دادند که بازار سهام ایران کانالی برای سازوکار سرایت سیاست‌های پولی نیست. حیدری و بشیری (۱۳۹۱)، بر پایهٔ مدل VAR-GARCH، نشان دادند که بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ

ارز رابطهٔ معنی‌داری وجود ندارد، ولی بین نااطمینانی نرخ ارز و شاخص بورس رابطهٔ معکوس وجود دارد.

با اینکه در خارج از کشور مطالعات متعددی در زمینهٔ رابطهٔ بین بازده سهام و حجم معاملات صورت گرفته است، در داخل کشور، به غیر از مطالعهٔ نجارزاده و زیودار (۱۳۸۵) در بررسی رابطهٔ بین حجم معاملات و بازده سهام، تا کنون مطالعه‌ای با موضوع رابطهٔ بازده سهام، حجم معاملات، و تلاطم بازار سهام با رویکرد مدل‌های DCC-GARCH انجام نشده است. بنابراین، این تحقیق رهیافتی جدید در تحلیل رابطهٔ بین بازده سهام، تعداد سهام مبادله‌شده، و تلاطم بازده بازار سهام به‌شمار می‌رود. نجارزاده و زیودار با داده‌های ۱۴ شرکت منتخب از بورس از تاریخ ۱۳۸۳/۱/۸ تا ۱۳۸۴/۳/۱۱ و با استفاده از مدل VAR نشان دادند که یک رابطهٔ بازخوردی بین حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. آن‌ها تأثیر تلاطم بازار بر بازده سهام و حجم معاملات را در بررسی خود نادیده گرفتند. علاوه بر این، تا کنون در مطالعات خارجی از رویکرد مدل‌های DCC-GARCH در تحلیل رابطهٔ بین بازده سهام، حجم معاملات، و تلاطم بازار استفاده نشده است. بنابراین، این پژوهش با مطالعات خارجی، که در ادامهٔ مقاله به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود، متفاوت است.

گرلش و همکاران[1] (۲۰۰۶) فرضیهٔ وجود رابطهٔ نامتقارن بین بازدهی و تلاطم و رابطهٔ غیرخطی حجم مبادلات سهام با بازده سهام را در چهار بورس بین‌المللی امریکا با مدل‌های GARCH به روش MCMC[2] آزمون کردند. آن‌ها نشان دادند که با افزایش شاخص قیمت سهام در بازار تعداد معاملات سهام افزایش و با کاهش شاخص قیمت تعداد مبادلات سهام کاهش می‌یابد. همچنین، با افزایش حجم معاملات بازارهای بورس تلاطم بیشتری از خود نشان می‌دهند.

دژخمان و فستیک[3] (۲۰۱۲) حرکت هم‌زمان بازده و تلاطم بازار سهام اسلوونی با بازار سهام کشورهای اروپایی را با استفاده از مدل‌های DCC-GARCH مدل‌سازی کردند و نشان دادند که سرایت بازده در بین بازارها وجود دارد.

1. Gerlach, Chen, Lin & Huang
2. Markov Chain Monte Carlo (MCMC) methods
3. Dajcman & Festic

چوانگ و همکاران[1] (۲۰۱۲) با استفاده از مدل‌های GJR-GARCH دومتغیرهٔ علیت گرنجری بین بازده سهام و حجم مبادلات هر یک از بازارهای بورس ده کشور منتخب از قارهٔ آسیا- شامل بازار سهام هنگ‌کنگ، ژاپن، کره، سنگاپور، تایوان، چین، اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند- را بررسی کردند. نتایج مطالعات آن‌ها نشان داد بین بازده بازار و حجم معاملات سهام در هر یک از بازارهای مذکور رابطهٔ علّی وجود دارد. همچنین، رابطهٔ بین تلاطم بازده بازار و حجم معاملات سهام در بازار سهام در بازارهای هنگ‌کنگ، کره، سنگاپور، چین، اندونزی، و تایلند مثبت است، در حالی که در بازارهای ژاپن و تایوان این رابطه منفی و معکوس است.

چن[2] (۲۰۱۲) با استفاده از مدل‌های مارکوف- سویچینگ نشان داد که رابطهٔ بین بازده سهام و حجم معاملات در بازارها با روند قیمت‌های فزاینده (گاوی) و کاهنده (خرسی)[3] متقارن نیست و در هر دو نوع بازار قابلیت پیش‌بینی حجم معاملات با بازده سهام وجود دارد، ولی قابلیت پیش‌بینی بازده روزانهٔ سهام با حجم معاملات بسیار ضعیف است.

الواریز و رودریگوز[4] (۲۰۱۲) با روش‌های نوسان‌زدایی از روند سری‌های زمانی تعداد سهام مبادله‌شده در بازار سهام ایالت متحدهٔ امریکا طی دورهٔ ۱۹۲۹ ـ ۲۰۱۱ به بررسی تغییرات همبستگی پیاپی حجم معاملات روزانهٔ بازار سهام پرداختند و نتیجه گرفتند که ممکن است چرخه‌های تجاری به تغییر همبستگیِ حجم معاملات و بازده سهام طی زمان منجر شود.

گپکا[5] (۲۰۱۱) رابطهٔ دینامیک بین بازده بازار، تلاطم بازار و حجم معاملات در بازار سهام امریکا و هشت کشور منتخب از آسیا را با روش GMM بررسی کرد. گپکا نشان داد که سرایت دوطرفهٔ تلاطم قدر مطلق بازده بین امریکا و کشورهای آسیایی وجود دارد. حجم معاملات، به‌ویژه در آسیا، به شوک‌های داخلی و خارجی و تلاطم بازارهای داخلی و خارجی بستگی دارد. در آسیا حجم معاملات بر بازده و تلاطم بازار مؤثر است،

1. Chuang, Liu & Susmel
1. Chen
3. Bull Market and Bear Marke
4. Alvarez-Ramírez & Rodríguez
5. Gebka

ولی در امریکا، به علت اعتماد به نفس قوی سهام‌داران و دنبال‌کردن استراتژی‌های بازخوردی از بازار، تأثیر حجم معاملات بر بازده و تلاطم بازار ضعیف است.

گپکا و هوار[1] (۲۰۱۳) با روش رگرسیون کوانتیل‌ها نشان دادند که بین بازده شاخص سهام و حجم معاملات در بازارهای بورس کشورهای حوزهٔ اقیانوس آرام رابطهٔ علیت گرنجری غیرخطی وجود دارد؛ یعنی برای سطح بازده‌های بالا رابطهٔ علیت گرنجری مثبت و برای سطح بازده‌های کم رابطهٔ علیت گرنجری منفی بوده است و برای دوره‌هایی که تلاطم بازده شدید بوده رابطهٔ علیت گرنجری معنی‌دار نبوده است.

الگوی تحلیلی تحقیق

همان طور که در بخش پیشین اشاره شد، اطلاعات نقشی اساسی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بازار سهام در انتخاب استراتژی خرید و فروش سهام دارد و ممکن است استراتژی سرمایه‌گذاران با گذر زمان و تغییر اطلاعات تغییر یابد. در نتیجهٔ تغییر استراتژی سهام‌داران سطح حجم معاملات و بازده بازار تغییر خواهد کرد. بنابراین، این احتمال وجود دارد که همبستگی بین حجم معاملات و بازده بازار با گذر زمان ثابت نباشد و با تغییر اطلاعات تغییر کند. از طرف دیگر، ممکن است همبستگی بین حجم معاملات و بازده بازار غیرخطی و وابسته به زمان باشد. بنابراین، کاربرد مدل‌های DCC-GARCH در تحلیل رابطه بین حجم معاملات و بازده بازار و آزمون فرضیهٔ همبستگی نامتقارن بین آن‌ها بسیار مفید خواهد بود؛ در ادامهٔ مقاله به آن پرداخته می‌شود.

۱. معرفی مدل‌های DCC-GARCH

نخستین بار بولرسلو[2] (۱۹۹۲) فرض ثابت‌بودن همبستگی شرطی بین متغیرها را برای مدل‌های GARCH دومتغیره مطرح کرد؛ مدل‌سازی واریانس‌های شرطی چندمتغیره با این فرض به مدل‌های CCC-GARCH معروف است. در کارهای تجربی، فرض ثابت‌بودن همبستگی شرطی فرض محدودکننده‌ای است، بنابراین، انگل و شپارد[3] (۲۰۰۱) مدل‌های بولرسلو را گسترش دادند و مدل‌های DCC-GARCH را مطرح

1. Gebka & Wohar
2. Bollerslev
3. Engle & Sheppard

کردند. در مدل‌ها DCC-GARCH همبستگی‌های شرطی بین سری‌های زمانی متغیر وابسته به زمان فرض می‌شود.

معادلات میانگین شرطی و واریانس‌های شرطی خانواده‌ای از فرایندهای CC-GARCH مدل n متغیره به صورت معادلات ۱ و ۲ مفروض است. بردار متغیرهای تصادفی $\boldsymbol{\varepsilon_t} = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \ldots, \varepsilon_{nt})'$ را در نظر بگیرید و فرض کنید که ماتریس واریانس-کواریانس شرطی آن‌ها به ماتریس مجموعه اطلاعات موجود و قابل دسترس ξ_{t-1} در زمان t-۱ بستگی دارد و امید ریاضی آن‌ها مشروط به مجموعه اطلاعات ξ_{t-1}، صفر بوده و دارای توزیع مشترک نرمال چندمتغیره باشند؛ یعنی:

$$\boldsymbol{\varepsilon_t} \left| \xi_{t-1} \sim \boldsymbol{N}(\boldsymbol{O}, \boldsymbol{H_t}) \right. , \quad \mathbf{E}\left[\boldsymbol{\varepsilon_t} \left| \xi_{t-1} \right.\right] = 0 , \quad \mathbf{E}\left[\boldsymbol{\varepsilon_t}'\boldsymbol{\varepsilon_t} \left| \xi_{t-1} \right.\right] = \boldsymbol{D_t P_t D_t} = \boldsymbol{H_t}$$

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

$$\varepsilon_t = D_t z_t \qquad (2)$$

که در آن بردار y_t با ابعاد $n \times 1$ مقادیر مشاهده‌شدهٔ متغیرها (مثلاً بازده بازار و رشد حجم معاملات انجام‌یافته) در زمان t است. بردار μ_t با ابعاد $n \times 1$ میانگین انتظاری شرطی بردار y_t مشروط به مجموعه اطلاعات ξ_{t-1} است؛ یعنی $\mu_t = E\left[y_t \left|_{t-1} \right.\right]$. بردار ε_t با ابعاد $n \times 1$ خطای پیش‌بینی متغیرها با اطلاعات ξ_{t-1} از مقادیر واقعی آن‌ها در زمان t است.

ماتریس قطری $D_t = diag\left[\sqrt{h_{1t}}, \sqrt{h_{2t}}, \ldots, \sqrt{h_{nt}}\right]$، انحراف استاندارد شرطی ε_t است. واریانس شرطی h_{it} از یک فرایند GARCH تک‌متغیره (معادلهٔ ۳) تبعیت می‌کند[۱]:

$$\boldsymbol{h_{it}} = \boldsymbol{\alpha_{i.}} + \sum_{j=1}^{q} \boldsymbol{\alpha_{ij}} \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t-j}^{2} + \sum_{j=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{ij}} \boldsymbol{h_{i,t-j}} \qquad (3)$$

شوک‌های وارده بر سیستم در زمان t بردار z_t با ابعاد $n \times 1$ است. امید ریاضی شرطی بردار z_t مشروط به مجموعه اطلاعات ξ_{t-1} برابر صفر است و ماتریس واریانس-کواریانس آن P_t است؛ یعنی $E\left[z_t \left| \xi_{t-1} \right.\right] = 0$ و $E\left[z_t' z_t \left| \xi_{t-1} \right.\right] = P_t = \left[\rho_{ij,t}\right]$

---

۱. با اعمال قیود غیرمنفی‌بودن و مانایی فرایند GARCH معمولی در معادله h_{it} داریم: $\sum_{j=1}^{q} \alpha_{ij} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{ij} < 1$

ماتریس واریانس- کواریانس وابسته به زمان فرایند ε_t ماتریس H_t است که درایه ij ام آن عبارت است از: $[H_t]_{ij} = h_{it} h_{jt} \rho_{ij,t}$, $i \neq j$ که در آن $1 \leq i, j \leq n$

ماتریس همبستگی شرطی وابسته به زمان فرایند ε_t، ماتریس P_t است که درایه ij ام آن عبارت است از:

$$\rho_{ij,t} = E\left[z_t' z_t \mid \xi_{t-1}\right] = \frac{E\left[z_{it} z_{jt} \mid \xi_{t-1}\right]}{\sqrt{E\left[z_{it}^2 \mid \xi_{t-1}\right] E\left[z_{jt}^2 \mid \xi_{t-1}\right]}} = \frac{E\left[s_{it} s_{jt} \mid \xi_{t-1}\right]}{\sqrt{E\left[s_{it}^2 \mid \xi_{t-1}\right] E\left[s_{jt}^2 \mid \xi_{t-1}\right]}}$$
$$= Corr\left[\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt} \mid \xi_{t-1}\right]$$

از سیستم معادلات ۱ و ۲، بسته به عناصر ماتریس P، دو نوع مدل متفاوت CCC-GARCH و DCC-GARCH قابل تمایز است: در حالتی که عناصر ماتریس P طی زمان مقادیر ثابتی به خود گیرند؛ یعنی $P_t=P$ باشد، مدل CCC-GARCH داریم و در غیر این صورت مدل DCC-GARCH خواهد بود. از مدل‌های DCC-GARCH انواع مختلفی وجود دارد، ولی در شکل عمومی آن، که انگل و شپارد (۲۰۰۱) مطرح کرده‌اند، ماتریس P به صورت معادلات ۴ و ۵ بیان شده است:

$$P_t = [Q_t \otimes I_N]^{-1/2} Q_t [Q_t \otimes I_N]^{-1/2} \quad (۴)$$

$$Q_t = (1-\alpha-\beta)\bar{Q} + \alpha z_{t-1} z_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \quad (۵)$$

که در آن $\alpha+\beta<1$ و $\alpha>0$ و $\beta>0$ است؛ و $I_N = E[z_t' z_t]$ ؛ و $\bar{Q}$ ماتریس کواریانس نمونه z_t است و $\otimes$ ضرب هادمارد دو ماتریس است.[1] در این فرایند همبستگی بین متغیرها با دو پارامتر α و β تعیین می‌شود و محدودیت‌های اعمال‌شده روی این پارامترها نقش بسزایی در همگرایی ماتریس Q_t و شکل ماتریس P دارد.

۲. تخمین پارامترهای مدل DCC-GARCH

با توجه به اینکه فرض شده توزیع مشترک جملات جزء اخلال شرطی ε_t در معادلات میانگین شرطی نرمال چندمتغیره است، لگاریتم تابع درست‌نمایی مدل DCC-GARCH ارائه‌شده با معادله‌های ۱ تا ۵ به صورت معادلهٔ ۶ است:

---

۱. Hadmard به ضرب نقطه‌ای درایهٔ یک ماتریس در همان درایهٔ ماتریس دیگر گویند.

$$\varrho(\boldsymbol{\theta}) = \boldsymbol{ln}\left[\boldsymbol{L}(\boldsymbol{\theta})\right] = -\frac{\boldsymbol{N}}{۲}\boldsymbol{ln}(۲\boldsymbol{\pi}) - \frac{۱}{۲}\boldsymbol{ln}\left(|\boldsymbol{H_t}|\right) - \frac{۱}{۲}\boldsymbol{\varepsilon_t'}\boldsymbol{H_t^{-۱}}\boldsymbol{\varepsilon_t}$$
$$= -\frac{\boldsymbol{N}}{۲}\boldsymbol{ln}(۲\boldsymbol{\pi}) - \frac{۱}{۲}\boldsymbol{ln}\left(|\boldsymbol{D_t}\boldsymbol{P_t}\boldsymbol{D_t}|\right) - \frac{۱}{۲}\boldsymbol{\varepsilon_t'}\boldsymbol{D_t^{-۱}}\boldsymbol{P_t^{-۱}}\boldsymbol{D_t^{-۱}}\boldsymbol{\varepsilon_t} \quad (۶)$$

لگاریتم تابع درست‌نمایی مدل در معادلهٔ ۶ به دو مؤلفهٔ ۷ و ۸ قابل تجزیه است:

$$\varrho_{V,t}(\boldsymbol{\omega}) = -\frac{\boldsymbol{N}}{۲}\boldsymbol{ln}(۲\boldsymbol{\pi}) - \frac{۱}{۲}\boldsymbol{ln}\left(|\boldsymbol{V_t}|\right) - \frac{۱}{۲}\boldsymbol{\varepsilon_t'}\boldsymbol{V_t^{-۱}}\boldsymbol{\varepsilon_t} \quad (۷)$$

$$\varrho_{c,t}(\boldsymbol{\omega},\boldsymbol{\varphi}) = -\frac{\boldsymbol{N}}{۲}\boldsymbol{ln}\left(|\boldsymbol{P_t}|\right) - \frac{۱}{۲}\boldsymbol{z_t'}\boldsymbol{P_t^{-۱}}\boldsymbol{z_t} + \frac{۱}{۲}\boldsymbol{z_t'}\boldsymbol{z_t} \quad (۸)$$

در معادلهٔ ۷، $V_t = D_t^{۲}$ است. معادله‌های ۷ و ۸ به‌ترتیب بـه مؤلفـهٔ تلاطـم و مؤلفـهٔ همبستگی متغیرها معروف‌اند. تجزیهٔ لگاریتم تابع درست‌نمایی مـدل در معادلـهٔ ۶ ایـن امکان را می‌دهد تا بتوان پارامترهای سیستم معادلات میانگین و واریـانس‌هـای شـرطی مدل DCC-GARCH را در دو مرحله تخمین زد: در مرحلهٔ اول، با حداکثرسازی معادلهٔ ۷ نسبت به بردار پارامترهای ω، پارامترهای مؤلفهٔ تلاطم، که شامل پارامترهای معادلات میانگین و واریانس شرطی است، به‌دست می‌آیـد.[۱] در مرحلـهٔ دوم تخمـین پارامترهـای مؤلفهٔ همبستگی با حداکثرسازی معادلهٔ ۸ نسبت به بردار پارامترهـای φ و بـا توجـه بـه تخمین پارامترهای مؤلفهٔ تلاطم در مرحلهٔ اول انجام می‌شود.

۳. ساخت الگوی تحلیلی تحقیق

به منظور تحلیل رابطهٔ عِلّی بین بازده بازار و حجم معاملات و نیز تعیـین تـأثیر متقابـل تلاطم بازده بازار بر تلاطم حجم معاملات سهام در بورس، معادلات میـانگین و واریـانس شرطی مدل دومتغیرهٔ بازده بازار و حجم معاملات و همبسـتگی بـین آن‌هـا بـه صـورت معادلهٔ ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، و ۱۴ مدل‌سازی شده است:

$$\boldsymbol{RETURN_t} = \phi_{۰} + \sum_{\boldsymbol{k}=۱}^{\boldsymbol{m}} \phi_{۱\boldsymbol{k}} \boldsymbol{RETURN_{t-k}} + \sum_{\boldsymbol{k}=۱}^{\boldsymbol{m}} \phi_{۲\boldsymbol{k}} \boldsymbol{VOLUME_{t-k}} + \varepsilon_{۱,t} \quad (۹)$$

$$\boldsymbol{VOLUME_t} = \varphi_{۰} + \sum_{\boldsymbol{k}=۱}^{\boldsymbol{m}} \varphi_{۱\boldsymbol{k}} \boldsymbol{RETURN_{t-k}} + \sum_{\boldsymbol{k}=۱}^{\boldsymbol{m}} \varphi_{۲\boldsymbol{k}} \boldsymbol{VOLUME_{t-k}} + \varepsilon_{۲,t} \quad (۱۰)$$

---

۱. برای مطالعهٔ بیشتر در این زمینه ← صفحات ۱۳۹ و ۱۴۰ مقالهٔ زیر:

A DCC-GARCH model to estimate, Romanian Journal of Economic Forecasting (2013).

$$h_{11,t} = \alpha_{1.} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{1j} \varepsilon_{1,t-j}^{2} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} h_{11,t-j} + {}_{1} S_{1,t-1}^{-} \varepsilon_{1,t-1}^{2} \quad (11)$$

$$h_{22,t} = \alpha_{2.} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{2j} \varepsilon_{2,t-j}^{2} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{2j} h_{22,t-j} + {}_{2} S_{2,t-1}^{-} \varepsilon_{2,t-1}^{2} \quad (12)$$

$$P_t = \left[Q_t I_N\right]^{-1/2} Q_t \left[Q_t I_N\right]^{-1/2} \quad (13)$$

$$Q_t = (1-\alpha-\beta)\bar{Q} + \alpha z_{t-1} z_{t-1}^{'} + \beta Q_{t-1} \quad (14)$$

در معادلات فوق $RETURN_t$ ، $VOLUME_t$ ، $h_{11,t}$ ، و $h_{22,t}$ به‌ترتیب بازده بازار، حجم معاملات، تلاطم بازده بازار، و حجم معاملات در زمان t است. تعداد وقفه‌ها در معادلات ۹ تا ۱۰ بر اساس معیار آکائیک نوشته می‌شود. در معادلهٔ ۱۱ و ۱۲ اثر شوک‌ها و خبرهای مثبت و منفی از طریق پارامترهای λ_1 و λ_2 بر تلاطم بازده و حجم معاملات در بازار سهام وارد می‌شود و اگر مقدار آن‌ها صفر برآورد شود، اثر شوک‌ها بر تلاطم بازده متقارن خواهد بود. متغیرهای مجازی $S_{1,t-1}^{-}$ و $S_{2,t-1}^{-}$ در صورتی که $\varepsilon_{1,t-1} < 0$ و $\varepsilon_{2,t-1} < 0$ باشد، مقدار یک به خود می‌گیرند، در غیر این صورت، مقدار صفر اختیار می‌کنند. فرض عدم تقارن اثر شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس‌های شرطی را گلستن و همکارانش[1] (۱۹۹۳) مطرح کردند و مدل‌های GARCH با این ویژگی به مدل‌های GJR-GARCH مشهور است. با توجه به اینکه در دنیای واقعی اخبار خوب و بد بر شاخص بازار سهام کشور تأثیر یکسانی ندارند، در مدل‌سازی تلاطم بازار سهام و حجم معاملات از مدل‌های GJR-GARCH استفاده می‌شود.[2]

1. Glosten, Jagannathan & Runkle

۲. برای نشان‌دادن عدم تقارن اثر هم‌زمان اندازهٔ شوک و نوع شوک بر تلاطم بازده پورتفولیو از مدل‌های EGARCH استفاده می‌شود. منظور از اندازهٔ شوک بزرگی و کوچک‌بودن آن است و منظور از نوع شوک خوب و بدبودن خبر است. معادلهٔ واریانس شرطی EGARCH(1,1) به صورت مقابل است: $\ln\left(\sigma_t^2\right) = \omega + \alpha \left|\frac{r_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}}\right| + \gamma \frac{r_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}} + \beta \ln\left(\sigma_{t-1}^2\right)$. از آنجا که مشخص‌نمایی این‌گونه مدل‌ها لگاریتمی‌بودن آن‌هاست، واریانس شرطی مقداری مثبت خواهد بود. برای مطالعهٔ بیشتر ← Nelson, 1991.

فرض ثابت‌بودن و نبودن همبستگی بین متغیرهای بازده بازار و حجم معاملات با آزمون نسبت درست‌نمایی LR یا DCC-test تعیین می‌شود[۱]؛ در مدل‌های DCC-GARCH پارامترهای β و α باید مثبت و مجموع آن‌ها کمتر از یک باشد. عناصر ماتریس P_t معادلهٔ ۱۳ در مدل‌های CCC-GARCH طی زمان مقادیر ثابتی هستند.

داده‌ها و نتایج تجربی

۱. معرفی داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به شکل روزانه است و از سایت بورس اوراق بهادار تهران برای بازهٔ زمانی ۱۳۸۰/۱/۲۱ تا ۱۳۹۲/۹/۱۹ استخراج شده است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق بازده بازار[۲] و حجم معاملات روزانهٔ بازار سهام است. نمودار ۱ روند بازده بازار و لگاریتم حجم معاملات را نشان می‌دهد.

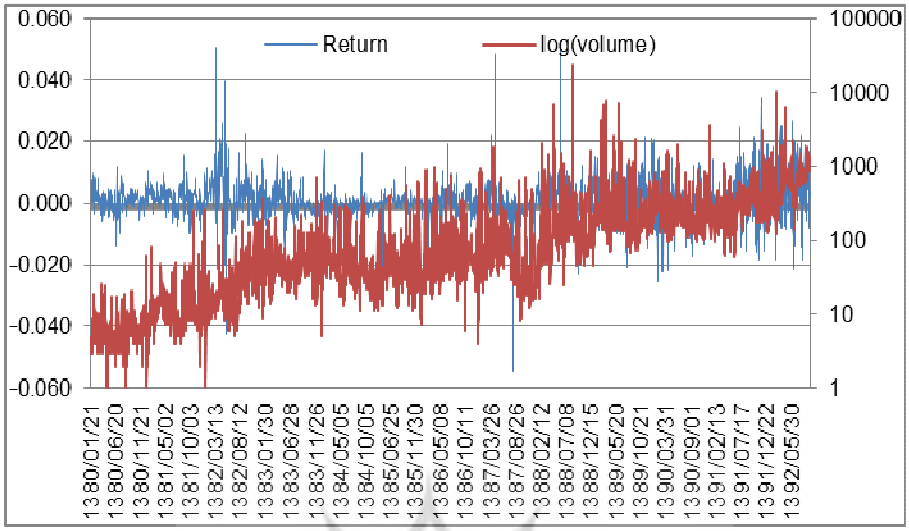
جدول ۱ آمارهای توصیفی متغیرهای فوق را به صورت خلاصه نشان می‌دهد. این جدول تعداد مشاهدات، بیشینه، کمینه، میانگین، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی، آمارهٔ جارکیو- برا، و احتمال مربوط به آن را نشان می‌دهد. دامنهٔ تغییرات بازده بازار ۱۱۰ و پراکندکی آن ۰٫۰۱ است. کمترین و بیشترین تعداد سهام مبادله‌شده در بازهٔ زمانی مورد بررسی به‌ترتیب یک میلیون و ۲۳۱۱۹ میلیون سهم است.[۳] چولگی مثبت بازده بازار و حجم معاملات نشان می‌دهد که در بیشتر زمان‌ها شاخص بازار و حجم معاملات افزایش داشته است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. برای مطالعهٔ بیشتر ← Engle & Sheppard, 2001.

۲. بازده بازار به صورت تفاضل لگاریتم شاخص کل در نظر گرفته شده است.

۳. در سایت بورس اوراق بهادار تهران گزارش حجم معاملات بر حسب تعداد میلیون سهم است. در بازهٔ مورد بررسی بیشترین تعداد سهام مبادله‌شده مربوط به روز ۱۳۸۸/۸/۱۸ است و علت آن ناشی از عرضهٔ سهام شرکت مخابرات است. منبع: خبرنامهٔ بازار اوراق بهادار، ش ۸۱، هفتهٔ منتهی به ۱۳۸۸/۸/۱۸



نمودار ۱. روند بازده بازار سهام و لگاریتم حجم معاملات

منبع: یافته‌های محققان

فرضیهٔ H0 مبنی بر نرمال‌بودن توزیع هر دو متغیر حجم معاملات و بازده بازار با توجه به مقدار p-value آمارهٔ جارگ- برا برای هر دو سری رد می‌شود.[۱] نتایج آزمون دیکی-فولر برای هر دو متغیر نشان از مانایی آن‌ها در تفاضل مرتبهٔ اول دارد. آماره‌های باکس-جینگ در آزمون خودهمبستگی پیاپی سری‌های زمانی بازده و مجذور بازده بازار نشان‌دهندهٔ وجود همبستگی پیاپی مرتبهٔ اول در آن‌هاست. سری زمانی حجم معاملات دارای همبستگی پیاپی مرتبهٔ اول است، ولی مجذور سری دارای همبستگی پیاپی نیست. آزمون ARCH-LM برای تفاضل مرتبهٔ اول هر دو متغیر بازده بازار و حجم معاملات نشان‌دهندهٔ وجود آثار ARCH تا مرتبهٔ ۱۲ است.[۲]

---

۱. دقت کنید در همهٔ جداول این تحقیق اعداد داخل پرانتز p-value آمارهٔ آزمون‌ها را نشان می‌دهد.

۲. برای تفاضل مرتبهٔ اول متغیرهای بازده بازار و حجم معاملات مرتبهٔ ARCH را نرم‌افزار ۱۲ محاسبه کرده است. دقت کنید یک فرایند GARCH(?,1) را با توجه به قضیهٔ تجزیهٔ والد می‌توان به صورت یک فرایند ARCH(∞) نوشت. کد برنامه‌های تشخیص وجود آثار ARCH بازده بازار به صورت زیر است:

library(FinTs) ArchTest(diff(return),1)

جدول ۱. آماره‌های توصیفی بازده بازار و حجم معاملات

	بازده بازار	حجم معاملات (میلیون سهم)
تعداد مشاهدات	۲۹۸۷	۲۹۸۷
حداکثر مقدار	۰٫۰۵	۲۳۱۱۹
حداقل مقدار	-۰٫۰۵	۱
میانگین نمونه	۰/۰۰	۱۸۸٫۷۹
انحراف استاندارد	۰٫۰۱	۶۱۹٫۱۳
چولگی	۰٫۴۳	۲۱٫۴۷
کشیدگی	۸٫۶۵	۶۷۹٫۱۲
آمارهٔ جارکیو- برا	۹۴۲۷٫۳۹	۵۷۷۳۹۴۱۳٫۴۰
	(۰٫۰۰۰)	(۰٫۰۰۰)
آزمون دیکی- فولر	-۹٫۶۴	-۱۰٫۹۸
	(۰٫۰۱۰) ♦	(۰٫۰۱۰)♦
آزمون باکس- جینگ: کای مربع و df=10	۱۰۴۹٫۲۳	۴۹۳٫۳۵
	(۰٫۰۰۰)	(۰٫۰۰۰)
data (series ^2): X-squared, df=10	۳۳۲٫۹۹	۰٫۶۲
	(۰٫۰۰۰)	(۰٫۹۹۹)
ARCH LM-test: ARCH(12) Chi-squared ♣	۷۳۷٫۵۰	۱۲۱۳٫۰۳
	(۰٫۰۰۰)	(۰٫۰۰۰)

توضیحات: ♦ نتایج آزمون دیکی- فولر برای تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها تا وقفهٔ ۱۴ را نشان می‌دهد. ♣ آزمون ARCH LM برای تفاضل متغیرها انجام شده، چون متغیرها در تفاضل مرتبهٔ اول مانا هستند.
منبع: یافته‌های محققان

۲. نتایج تجربی تخمین

پارامترهای معادلات میانگین و واریانس شرطی مدل دومتغیرهٔ بازده بازار و حجم معاملات و همبستگی بین آن‌ها در معادله‌های ۹ تا ۱۴ در دو مرحله تخمین زده می‌شود: در مرحلهٔ اول، نخست مرتبهٔ خودهمبستگی پیاپی و واریانس شرطی سری زمانی هر متغیر جداگانه برآورد می‌شود. سپس، پارامترهای سیستم VAR معادلات میانگین و واریانس شرطی بازده بازار و حجم معاملات به صورت هم‌زمان با حداکثرسازی تابع درست‌نمایی مؤلفهٔ تلاطم مشابه معادلهٔ ۷ محاسبه می‌شود. در مرحلهٔ دوم، پارامترهای معادلات همبستگی بین متغیرهای بازده بازار و حجم معاملات در معادله‌های ۱۳ و ۱۴ با روش

حداکثر درست‌نمایی و با حداکثرسازی تابع درست‌نمایی مؤلفهٔ همبستگی مشابه معادلهٔ ۸ و با توجه به تخمین پارامترهای مؤلفهٔ تلاطم در مرحلهٔ اول تخمین زده می‌شود. با توجه به اینکه بازده بازار و لگاریتم حجم معاملات سری‌های نامانا هستند و تفاضل مرتبهٔ اول آن‌ها ماناست، جدول ۲ نتایج تخمین مرتبهٔ همبستگی پیاپی سری‌های رشد حجم معاملات، تغییرات بازده بازار، و تلاطم آن‌ها را با نرم‌افزار R 3.0.2 نشان می‌دهد.

جدول ۲. تعیین مرتبهٔ همبستگی پیاپی سری‌های رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار و تلاطم آن‌ها

نام سری زمانی	نوع فرایند	intercept	AR1	MA1	MA2
تفاضل مرتبهٔ اول بازده بازار	ARIMA(1,0,1)	-----	۰٫۳۲۵۲ [۰٫۰۲۰۹]	-۰٫۹۶۲۴ [۰٫۰۰۹۱]	-----
تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم حجم معاملات بازار	ARIMA(1,0,2)	۰٫۰۰۱۷ [۰٫۰۰۰۸]	۰٫۶۷۱۳ [۰٫۰۵۵۶]	-۱٫۴۰۵۵ [۰٫۰۶۴۳]	۰٫۴۲۵۴ [۰٫۰۵۹۷]
تلاطم تغییرات بازده بازار	GARCH(1,2)	۰٫۰۰۰۰ (۰٫۰۰۰)	۰٫۲۵۴۸ (۰٫۰۰۰)	۰٫۰۹۹۳ (۰٫۰۲۶)	۰٫۶۰۹۲ (۰٫۰۰۰)
تلاطم رشد حجم معاملات بازار	GARCH(1,1)	۰٫۰۸۲۲ (۰٫۰۰۰)	۰٫۱۲۶۰ (۰٫۰۰۰)	۰٫۷۰۸۲ (۰٫۰۰۰)	-----

توضیحات: خطای استاندارد ضرایب برآوردشده در براکت و p-value داخل پرانتز است.
منبع: یافته‌های محققان

در تعیین نوع فرایند سری زمانی تلاطم هر متغیر مدل‌های GARCH(p, q) گوناگونی با مرتبهٔ (p, q) برای سری‌های مذکور به‌ترتیب با فرایندهای ARIMA(1,0,1) و ARIMA(1,0,2) تخمین زده شده و از بین آن‌ها مدل مناسب GARCH(p*, q*) بر اساس معیار کمترین مقدار آکائیک و آزمون‌های تشخیصی انتخاب شده است. بدین ترتیب، فرایندهای مناسب سری‌های زمانی تلاطم تغییرات بازده بازار و رشد حجم معاملات مدل‌های GARCH(1,2) و GARCH(1,1) تعیین شده است.

آزمون علیت گرنجری بین متغیرها نشان می‌دهد که بازده بازار علیت گرنجری حجم معاملات در بازار سهام است. همچنین، علیت دوطرفه (آنی) بین متغیرهای R و V وجود ندارد. جدول ۳ تخمین ضرایب سیستم VAR معادلات میانگین غیرشرطی بازده

بازار و حجم معاملات و آزمون علیت گرنجری را بین آن‌ها نشان می‌دهد.[۱] مطابق نتـایج جدول ۳، با توجه به معنی‌داربودن ضریب وقفهٔ دوم متغیر بـازده بـازار در معادلـهٔ حجـم معاملات بازار و آزمون علیت گرنجری، می‌توان استدلال کرد که وضـعیت شـاخص بـازار سهام در دو روز قبل تأثیر بسزایی در تصمیم‌گیری افراد در خرید و فروش سهام دارد.

جدول ۳. آزمون علیت گرنجری بازده بازار و حجم معاملات و برآورد معادلات میانگین غیرشرطی آن‌ها

نام متغیرها	عرض از مبدأ	$R_{t-۱}$	$R_{t-۲}$	$V_{t-۱}$	$V_{t-۲}$
بازده بازار R_t	۴٫۹۶۸e-۰۴(۰٫۰۰۰)	۳٫۷۲۷e-۰۱(۰٫۰۰۰)	۶٫۰۸۱e-۰۲(۰٫۰۰۰)	۳٫۶۰۰e-۰۷(۰٫۰۴۰)	۳٫۷۴۴e-۰۷(۰٫۰۳۳)
حجم معاملات بازار V_t	۱٫۳۳۶e+۰۲(۰٫۰۰۰)	۱٫۷۸۳e+۰۳(۰٫۳۴۷)	۵٫۵۲۳e+۰۳(۰٫۰۲۱)	۱٫۵۸۶e-۰۱(۰٫۰۰۰)	۹٫۸۰۰e-۰۲(۰٫۰۰۰)
نیست. V_t علیت گرنجری متغیر R_t : متغیر H0فرضیهٔ	F-Test = ۶٫۲۲۶, df1 = ۲, df2 = ۵۹۶۰, p-value = ۰٫۰۰۰				
وجود ندارد.[۲] V_t و R_t : علیت آنی بین متغیرهای H0فرضیهٔ	Chi-squared = ۰٫۶۸۸۴, df = ۱, p-value = ۰٫۴۰۶۷				

منبع: یافته‌های محققان

جدول ۴ نتایج تخمین سیستم معادلات میانگین و واریانس شرطی تغییرات بازده بـازار و رشد حجم معاملات سهام و همبستگی بین آن‌ها را نشان می‌دهـد.[۳] بـا توجـه بـه اینکـه داده‌های مورد استفاده در تحقیق روزانه است، برای بررسی آثار تعطـیلات پایـان هفتـه در الگوی تحقیق، متغیر مجازی D1 با مقادیر یک برای روز شنبه و صفر برای بقیـهٔ روزهـا در

۱. نرم‌افزار R مرتبهٔ وقفهٔ بهینهٔ سیستم VAR بر اساس معیار آکائیک را دو گزارش کرده است.

۲. H0: No instantaneous causality between: R and V

۳. توزیع آماری سری زمانی بـازده بـازار و حجـم معـاملات نرمـال نیسـت، بنـابراین، از توزیـع t-student در تخمـین ضـرایب پارامترهای این فرایندها استفاده شد. بر این اسـاس، توزیـع مشـترک معـادلات VAR برآوردشـده در جـدول ۴ توزیـع t-student چندمتغیره خواهد بود. برای مطالعهٔ بیشـتر توزیـع مشـترک شـرطی چنـدمتغیرهٔ t-student ← Bollerslev, 1987.

معادلات میانگین و تلاطم سری‌های رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار وارد شده است.[۱]

جدول ۴. تخمین پارامترهای سیستم معادلات میانگین و واریانس شرطی سری‌های رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار و همبستگی بین آن‌ها

	توضیح پارامترها	تغییرات بازده بازار		رشد حجم معاملات	
		پارامتر	برآورد ضرایب	پارامتر	برآورد ضرایب
معادلات میانگین شرطی	تعداد وقفه‌های متغیر تغییرات بازده بازار	m	۱	m	۱
	تعداد وقفه‌های متغیر رشد حجم معاملات	m	۱	m	۱
	عرض از مبدأ معادلهٔ میانگین	ϕ_0	۰٫۰۰۰۰	φ_0	۰٫۰۳۹۹
	مجموع آثار وقفه‌های تغییرات بازده بازار	$\sum_{k=1}^{m}\phi_{1k}$	-۰٫۳۴۴۱	$\sum_{k=1}^{m}\varphi_1$	۲٫۳۳۸۹
	مجموع آثار وقفه‌های رشد حجم معاملات	$\sum_{k=1}^{m}\phi_{1k}$	-۰٫۰۰۰۲	$\sum_{k=1}^{m}\varphi_2$	-۰٫۴۳۱۰
	متغیر مجازی- اثر تعطیلات آخر هفته	D1	۰٫۰۰۰۳	D1	-۰٫۱۸۷۷
	نوع فرایند معادلهٔ تلاطم هر سری	GARCH(1,2)		GARCH(1,1)	
معادلات واریانس شرطی GARCH	عرض از مبدأ معادلهٔ تلاطم	α_{10}	۰٫۰۰۰۰ (۰٫۰۲۷)	α_{20}	۰٫۱۰۴۱ (۰٫۰۰۰)
	ARCH مرتبهٔ اول	α_{11}	۰٫۴۴۶۲ (۰٫۰۰۰)	α_{21}	۰٫۵۱۹۵ (۰٫۰۰۰)
	GARCH مرتبهٔ اول	β_{11}	۰٫۶۲۳۰ (۰٫۰۰۰)	β_{21}	۰٫۶۰۸۴ (۰٫۰۰۰)
	GARCH مرتبهٔ دوم	β_{12}	۰٫۰۱۹۶ (۰٫۸۱۵)	-----	-----
	اثر اخبار بد بر تلاطم	λ_1	۰٫۰۷۹۰ (۰٫۲۵۴)	λ_2	-۰٫۴۲۹۴ (۰٫۰۰۰)
	متغیر مجازی- اثر تعطیلات آخر هفته	D1	۰٫۰۰۰۰۴ (۰٫۰۷۰)	D1	۰٫۰۰۰۰ (۰٫۰۰۰)
	shapeشکل توزیع آماری-	t-student	۳٫۲۸۲۲ (۰٫۰۰۰) ♦	t-student	۳٫۳۵۰۷ (۰٫۰۰۰) ♦

۱. به همین ترتیب، با واردکردن متغیر مجازی D2 با مقادیر یک برای روز چهارشنبه و صفر برای سایر روزها می‌توان آثار تعطیلی پایان هفته (پنجشنبه‌ها و جمعه‌ها) را در مدل دید.

ادامهٔ جدول ۴. تخمین پارامترهای سیستم معادلات میانگین و واریانس شرطی سری‌های رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار و همبستگی بین آن‌ها

ARCHمرتبهٔ اول	α	۰٫۰۳۷۱ (۰٫۰۳۷۴)
GARCHمرتبهٔ اول	β	۰٫۶۴۸۰ (۰٫۰۰۰۰)
اثر اخبار بد بر همبستگی متغیرها	λ_3	۰٫۰۸۸۱ (۰٫۱۰۱۶)
shapeشکل توزیع آماری-	دومتغیرهٔt-student	۴٫۰۰۰۰ (۰٫۰۰۰۰) ♦
از مدل DCC-GARCHآزمون تشخیص‌پذیری مدل Likelihood Ratio با آمارهٔ CCC-GARCH	LR	۹٫۸۵۵۵ (۰٫۵۴۳۳)

توضیحات: اعداد داخل پرانتز p-value است. وقفهٔ بهینهٔ متغیرها در معادلات میانگین شرطی بر اساس معیار آکائیک یک است.
♦ ضریب پارامترهای محاسبه‌شده برای توزیع آماری استفاده‌شده در برآورد پارامترهای معادلات واریانس شرطی است. هر توزیع آماری دارای پارامترهای آماری خاص خود است و معنی‌داربودن ضریب shape به معنای معنی‌داربودن همهٔ پارامترهای آن توزیع است. برای مطالعهٔ بیشتر در این زمینه ← Stasinopoulos et al., 2009.
منبع: یافته‌های محققان

۳. تفسیر نتایج تخمین

نتایج تخمین سیستم معادلات میانگین شرطی جدول ۴ نشان می‌دهد که افزایش بازده بازار در روز قبل تأثیر مثبت بر رشد حجم معاملات روز جاری دارد، ولی رشد حجم معاملات روزهای قبل تأثیر منفی بر تغییرات بازده بازار و حجم معاملات روز جاری دارد. مثبت‌بودن ضریب پارامتر $\sum_{k=1}^{m}\varphi_{1k}$ و منفی‌بودن ضرایب پارامترهای $\sum_{k=1}^{m}\phi_{1k}$ و $\sum_{k=1}^{m}\varphi_{1k}$ مؤید این مطلب است. تغییرات بازده بازار در دورهٔ قبل و نرخ رشد حجم معاملات دورهٔ قبل بر خودشان در دورهٔ جاری تأثیر منفی دارند. این موضوع رفتارهای گذشته‌نگر[1] را در میان سرمایه‌گذاران بازار سهام تأیید می‌کند.

تعطیلات روزهای آخر هفته (پنجشنبه‌ها و جمعه‌ها) تأثیر مثبت و هرچند ناچیز (حدود 0.0003) بر افزایش بازده بازار و تأثیر منفی بر رشد حجم معاملات در روزهای

1. backward looking

شنبه دارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که سهام‌داران باتجربه، برخلاف سهام‌داران و سرمایه‌گذاران بی‌تجربه، خرید و فروش سهام خود را به روزهای پس از تعطیلات موکول نمی‌کنند. معنی‌داربودن ضریب متغیر مجازی D1 در معادلات تلاطم سری‌های رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار نشان می‌دهد که، به هر حال، تعطیلات آخر هفته و آثار تقویمی یکی از منابع تلاطم در بازده سهام و رشد حجم معاملات است.

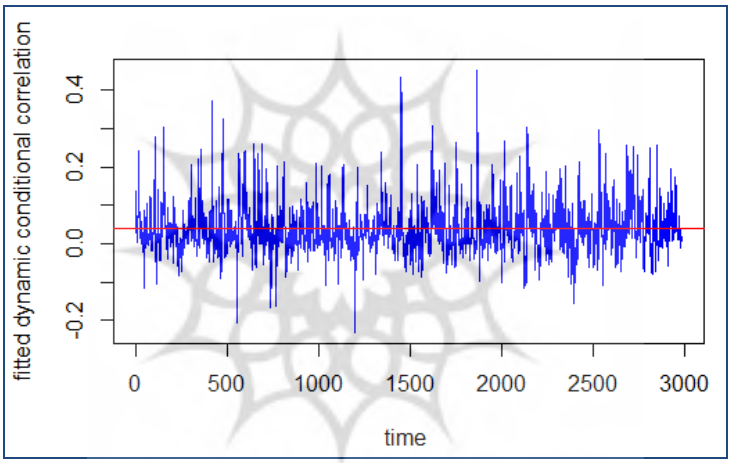
عرض از مبدأ معادلات میانگین و تلاطم سری نرخ رشد حجم معاملات مقداری مثبت و معنی‌دار است. تغییر دائم استراتژی برخی از سرمایه‌گذاران بازار سهام در خرید و فروش سهام باعث ایجاد تلاطم در نرخ رشد حجم معاملات خواهد شد، حتی اگر بازده بازار در کل تغییر نیابد. علاوه بر این، انتظار می‌رود با ورود روزافزون سرمایه‌گذاران و سهام‌داران جدید به بازار و افزایش حجم سرمایه و تعداد شرکت‌های سهامی در بورس عرض از مبدأ رشد حجم معاملات در معادلهٔ میانگین بزرگ‌تر از صفر باشد. دلایلی مانند دسترسی برخی سهام‌داران به منابع اطلاعات خصوصی، تفسیرهای متفاوت افراد از اطلاعات رسیده از بازار (اطلاعات عمومی)، ورود سرمایه‌گذاران جدید به بازار، و نیز ملاحظات چرخهٔ زندگی متفاوت افراد به تغییر استراتژی سرمایه‌گذاران بازار در خرید و فروش سهام منجر می‌شود.

علاوه بر دلایل فوق، که بر تلاطم نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار دورهٔ جاری مؤثرند، تلاطم (نوسانات) دورهٔ قبل و شوک‌های وارد بر بازار نیز در میزان تلاطم دورهٔ جاری نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار مؤثر خواهد بود. با این حال، شدت تأثیر شوک‌ها بر تلاطم نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار یکسان نیست. مثبت‌بودن ضرایب پارامترهای α_{11}، α_{21}، β_{11}، و β_{21} در جدول ۴ مؤید این موضوع است. معنی‌داربودن ضرایب پارامترهای shape سری‌ها نشان می‌دهد که توزیع آماری t-student استفاده‌شده در مدل‌سازی از لحاظ آماری معنی‌دار است.

معنی‌داربودن ضریب پارامتر λ_1 و منفی‌بودن آن نشان می‌دهد که اخبار بد باعث کاهش تلاطم نرخ رشد حجم معاملات می‌شود. این موضوع بدیهی است که، با پخش اخبار بد در بازار، افراد به علت پرهیز از زیان احتمالی سطح حجم معاملات خود را

کاهش می‌دهند و در نتیجه تلاطم نرخ رشد حجم معاملات کاهش می‌یابد. اخبار بد تأثیر معناداری در تلاطم تغییرات بازده بازار ندارد.

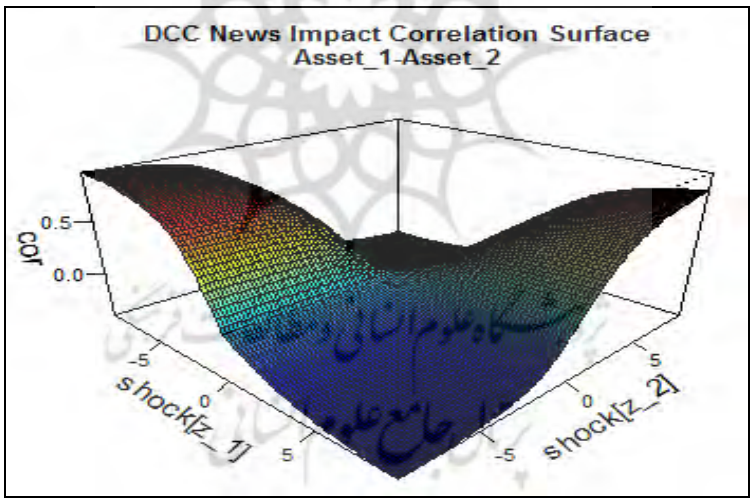
همبستگی بین متغیرهای نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار طی زمان ثابت نیست و از یک فرایند DCC(1, 1) تبعیت می‌کند. همبستگی بین متغیرها تابعی از مقادیر دورهٔ گذشتهٔ خود و شوک‌های وارد بر بازار است. با توجه به بزرگ‌تربودن تخمین ضریب β از تخمین ضریب α، می‌توان گفت شدت تأثیر شوک‌های بازار بر همبستگی بین متغیرهای نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار بیشتر است. نمودار ۲ همبستگی غیرخطی و وابسته به زمان بین متغیرها را نشان می‌دهد.



نمودار ۲. همبستگی شرطی نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار
منبع: یافته‌های محققان

نمودار ۳ تأثیر شوک‌های وارد بر همبستگی بین نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار را نشان می‌دهد. نوع شوک وارد به بازار، از نظر اینکه این شوک بر متغیر حجم معاملات باشد یا بر بازده سهام باشد یا از نظر مثبت و منفی‌بودن، تأثیر متفاوت و غیرمتقارنی بر همبستگی شرطی بین متغیرها خواهد گذاشت. همچنین، اندازه و بزرگی شوک اثر یکسان و متقارن بر همبستگی بین متغیرهای نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده نخواهد داشت. نمودار ۳ نشان می‌دهد که با افزایش مقدار شوک

همبستگی بین متغیرهای رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بیشتر می‌شود، زیرا، با ورود شوک‌های بزرگ به بازار، افراد بلافاصله و به‌سرعت اطلاعات دریافتی از منابع خصوصی را اصلاح می‌کنند و در تصمیم‌گیری وزن بیشتر را به اطلاعات دریافتی از بازار (که در حجم مبادلات سهام و بازده بازار نهفته است) می‌دهند و بر آن اساس تصمیم می‌گیرند. بنابراین، در محدودهٔ زمانی که افراد با تکیه بر اطلاعات بازار تصمیم می‌گیرند همبستگی بین نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار افرایش خواهد یافت؛ معنی‌دار و مثبت‌بودن ضریب پارامتر β در معادلات همبستگی متغیرها دلیل تجربی این بحث است. آزمون تشخیص‌پذیری مدل DCC-GARCH از مدل‌های CCC-GARCH با آمارهٔ آزمون LR تعیین می‌شود. فرضیهٔ H0 (پوچ) مبنی بر عدم ثبات عناصر ماتریس P طی زمان در معادلهٔ ۱۳ است، که در اینجا این فرضیه با توجه به p-value برآوردشده پذیرفته می‌شود. بنابراین، مدل انتخابی از بین خانواده‌های CC-GARCH مدل DCC(1,1)-GARCH(1,2) است.[۱]



نمودار ۳. تأثیر اخبار بر همبستگی شرطی متغیرها

منبع: یافته‌های محققان

۱. البته، با توجه به نمودار همبستگی بین متغیرها و برآورد پارامترهای β و α، که مجموع آن‌ها کمتر از واحد است، می‌توان نتیجه گرفت که تشخیص مدل DCC(1,1)-GARCH(1,2) صحیح است.

نتیجه‌گیری

اطلاعات و ابعاد گستردهٔ آن[1] در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بازار سهام در انتخاب استراتژی خرید و فروش سهام نقشی اساسی دارد. ممکن است، با گذر زمان و تغییر اطلاعات استراتژی خرید و فروش، سهام سرمایه‌گذاران تغییر یابد و، در نتیجه، سطح حجم معاملات و بازده بازار تغییر کند. بنابراین، این احتمال وجود دارد که همبستگی بین حجم معاملات و بازده بازار طی زمان ثابت نباشد و با تغییر اطلاعات تغییر یابد. از طرف دیگر، همبستگی بین حجم معاملات و بازده بازار ممکن است غیرخطی و وابسته به زمان باشد. بنابراین، در این تحقیق برای مدل‌سازی همبستگی نامتقارن و غیرخطی بین متغیرهای بازده بازار و حجم معاملات از مدل‌های DCC-GARCH و GJR-GARCH استفاده شد و با تخمین پارامترهای آن با روش حداکثر درست‌نمایی و با نرم‌افزار R رابطهٔ بین بازده بازار، حجم معاملات، و تلاطم آن‌ها تحلیل شد و نتایج زیر به‌دست آمد:

ـ نتایج تخمین معادلات میانگین غیرشرطی و آزمون علیت گرنجری متغیرهای بازده بازار و حجم معاملات نشان می‌دهد که بازده بازار علیت گرنجری حجم معاملات است.

ـ نتایج تجربی حاصل از تخمین معادلات میانگین و تلاطم شرطی متغیرهای نرخ رشد حجم معاملات و تغییرات بازده بازار[2] نشان می‌دهد که افزایش بازده روز قبل بازار، به منزلهٔ سیگنال مثبت از جهت حرکت بازار، باعث افزایش رشد حجم معاملات در روز جاری می‌شود و، برعکس آن، افزایش رشد حجم معاملات دورهٔ قبل باعث کاهش تغییرات بازده بازار می‌شود. شوک‌های وارد بر بازار سهام، تعطیلات آخر هفته، آثار تقویمی، پخش اخبار خوب و بد، و تلاطم خود متغیرها در دورهٔ قبل منابع تلاطم دورهٔ جاری تغییرات بازده سهام و رشد حجم معاملات است. علاوه بر این، عوامل دیگری مانند تغییر دائم استراتژی برخی از سرمایه‌گذاران بازار سهام در خرید و فروش سهام،

---

۱. نحوهٔ دریافت اطلاعات (یک‌دفعه یا با فاصلهٔ زمانی)، منابع کسب اطلاعات (همگانی یا خصوصی)، چگونگی توزیع اطلاعات (متقارن یا نامتقارن) در بین فعالان بازار، و نحوهٔ تفسیر آن توسط افراد موضوعات گستردهٔ اطلاعات است.

۲. تفاضل مرتبهٔ اول سری‌های بازده بازار و لگاریتم حجم معاملات سری‌های مانا هستند. بنابراین، در تحلیل همبستگی از آن‌ها برای تخمین‌زنی استفاده شده است.

ورود سرمایه‌گذاران بی‌تجربهٔ جدید به بازار، و افزایش حجم سرمایه و تعداد شرکت‌های سهامی در بورس باعث ایجاد تلاطم در نرخ رشد حجم معاملات می‌شود، حتی اگر بازده بازار تغییر نیابد.

ـ نتایج تخمین ضرایب پارامترهای معادلات همبستگی و نتایج آزمون LR در تشخیص مدل DCC(1,1)-GARCH(1,2) نشان می‌دهد که همبستگی بین متغیرهای تغییرات بازده بازار و نرخ رشد حجم معاملات غیرخطی است، طی زمان ثابت نیست، و همبستگی بین آن‌ها از یک فرایند DCC(1,1) تبعیت می‌کند. همبستگی بین متغیرهای تغییرات بازده بازار و نرخ رشد حجم معاملات تحت تأثیر شوک‌های وارد بر بازار است. بنابراین، توجه بیش از حد سهام‌داران بازار سهام، به‌ویژه سرمایه‌گذاران تازه‌وارد و کم‌تجربه به بازار، به حجم معاملات و روند شاخص (بازده) بازار سهام و همبستگیِ بین آن‌ها به اتخاذ تصمیم نادرست در تعیین استراتژی خرید و فروش سهام منجر خواهد شد.

بنابراین، با توجه به متغیربودن همبستگی بین تغییرات بازده بازار و نرخ رشد حجم معاملات، سهام‌داران و سرمایه‌گذاران بازار سهام باید، علاوه بر توجه بر همبستگی بین بازده بازار و حجم معاملات، بر اطلاعات جدید رسیده از بازار و منابع خصوصی بسیار توجه کنند تا بتوانند استراتژیِ مناسبی اتخاذ کنند و در خرید و فروش سهام تصمیمِ مناسبی بگیرند. بررسی صورت‌های مالی شرکت‌ها، استفاده از تحلیل‌های بنیادی، توجه به اخبار منتشره از بازار، و دریافت اطلاعات خصوصی از منابع معتبر به جای توجه بیش از حد به روند و حجم معاملات بازار و تحلیل‌های تکنیکی در تصمیم‌گیریِ صحیح و اتخاذ استراتژی مناسب بسیار سودمند خواهد بود.

منابع

۱.تک‌روستا، علی، مروت، حبیب و تک‌روستا، حسین (۱۳۹۰). «مدل‌سازی نوسانات (تلاطم) بازدهی روزانهٔ سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه)، ۱۸(۲): ۶۱ ـ ۸۴.

۲.حیدری، حسن و بشیری، سحر (۱۳۹۱). «بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایهٔ مدل VAR-GARCH»، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۹): ۷۱ ـ ۹۲.

۳.سیدحسینی، سیدمحمد و ابراهیمی، سیدبابک (۱۳۹۲). «مدل‌سازی و سنجش سرایت تلاطم با استفاده از مدل‌های GARCH چندمتغیره (مطالعهٔ موردی ایران، امارات، و شاخص قیمت جهانی نفت)»، فصلنامهٔ بورس اوراق بهادار، ۶(۲۱): ۱۳۷ ـ ۱۵۷.

۴.راعی، رضا و باجلان، سعید (۱۳۸۷). «شناسایی و مدل‌سازی اثرات تقویمی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH»، پژوهش‌های اقتصادی، ۴، ۲۱ ـ ۴۷.

۵.کشاورز حداد، غلامرضا و حیدری، هادی (۱۳۹۰). «بررسی تأثیر اخبار سیاسی بر تلاطم بازار سهام تهران (مقایسهٔ مدل‌های عمومی FAGARCH و MSM)»، تحقیقات اقتصادی، ۹۴، ۱۱۱ ـ ۱۳۶.

۶.کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی، باقر (۱۳۸۸). «برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسهٔ دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانوادهٔ FIGARCH»، تحقیقات اقتصادی، ۸۶، ۱۹۳ ـ ۲۳۵.

۷.کشاورز حداد، غلامرضا، ابراهیمی، سیدبابک و جعفر عبدی، اکبر (۱۳۹۰). «بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۶(۷): ۱۲۹ ـ ۱۶۲.

۸.کشاورز حداد، غلامرضا و مهدوی، امید (۱۳۸۴). «آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟»، تحقیقات اقتصادی، ۱۴۷ ـ ۱۷۰.

۹.محمدی، شاپور، راعی، رضا، تهرانی، رضا و فیض‌آباد، آرش (۱۳۸۸). «مدل‌سازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران»، تحقیقات مالی، ۲۷، ۹۷ ـ ۱۱۰.

۱۰. مشیری، سعید و مروت، حبیب (۱۳۸۵). «پیش‌بینی شاخص کل بازدهی سهام تهران با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی»، پژوهشنامهٔ بازرگانی، ۴۱، ۲۴۵ ـ ۲۷۶.

۱۱. نجارزاده، رضا و زیودار، مهدی (۱۳۸۵). «بررسی رابطهٔ تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بازار سهام اوراق بهادار تهران»، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی، ۶(۲): ۱ ـ ۲۱.

۱۲. نظیفی نایینی، مینو، فتاحی، شهرام و صمدی، سعید (۱۳۹۱). «مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی قارچ مارکف»، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۹): ۱ ـ ۲۰.

13. Acatrinei, M., Gorun, A. & Marcu, N. (2013). A DCC-GARCH MODEL TO ESTIMATE, Romanian Journal of Economic Forecasting, 136.

14. Alvarez-Ramírez, J. & Rodríguez, E. (2012). Temporal variations of serial correlations of trading volume in the US stock market, Physica A, 4128-4135.

15. Bollerslev, T. (1987). A conditional heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return, Review of Economics and Statistics, 542-547.

16. Bollerslev, T. & Wooldridge, J.M. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances, Econometric Reviews, 143-172.

17. Brennan, M. & Cao, H. (1997). International Portfolio Investment Flows, The Journal Of Finance, 5, 1851-1880.

18. Campbell, J.Y., Grossman, S.J. & Wang, J. (1992). Trading volume and serial correlation in stock returns (No. w4193), National Bureau of Economic Research.

19. Chen, S.S. (2012). Revisiting the empirical linkages between stock returns and trading volume, Journal of Banking & Finance, 1781-1788.

20. Chordia, T., & Swaminathan, B. (2000). Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns, The Journal of Finance, 55(2): 913-935.

21. Chuang, W.I., Liu, H.H. & Susmel, R. (2012). The bivariate GARCH approach to investigating the relation between stock returns, trading volume, and return volatility, Global Finance Journal, 23(1): 1-15.

22. Clark, P. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices, Econometrica, 135-155.

23. Copeland, T. (1976). A model of assets trading under the assumption of sequential information arrival, Journal of Finance, 1149-1168.

24. De Long, J., Shleifer, A., Summers , L., & Waldmann, R. (1990). Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation, The Journal of Finance, 45(2): 379-395.

25. Dajcman , S. & Festic, M. (2012). Interdpendence between the Slovenan and European stock markets– A DCC-GARCH analysis, Economic Research - Ekonomska istraživanja, 25, 379-396.

26. Engle, F.R. & Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, NBER Working Paper, No. 8554, (Retrieved on February 05, 2011: http://www.nber.org/papers/w8554.pdf)

27. Epps, T. & Epps, M. (1976). The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis, Econometrica, 44, 305-321.

28. Gębka, B. (2012). The dynamic relation between returns, trading volume, and volatility: lessons from spillovers between Asia and the United States, Bulletin of Economic Research, 64(1): 65-90.

29. Gebka, B. & Wohar, M. (2013). Causality between trading volume and returns: Evidence from quantile regressions, International Review of Economics and Finance, 144-159.

30. Gerlach, R., Chen, C.W., Lin, D.S. & Huang, M.H. (2006). Asymmetric responses of international stock markets to trading volume, Physica A, 422-444.

31. Glosten, L.R., Jagannathan, R. & Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, Journal of Finance, 1779-1801.

32. Harris, M. & Raviv, A. (1993). Differences of opinion make a horse race, The Review of Financial Studies, 6(3): 473-506.

33. He, H. & Wang, J. (1995). Differential Information and Dynamic Behavior of Stock Trading Volume, The Review of Financial Studies, 8(4): 919-972.

34. Kandel, E. & Pearson, N. (1995). Differential interpretation of public signals and trade in speculative markets, Journal of Political Economy, 103(4): 831-872.

35. Karpoff, J. (1987). The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 22(1): 109-126.

36. Kyle, A. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading, Econometrica, 53(6): 1315-1335.

37. Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 347-370.

38. Schneider, J. (2009). A rational expectations equilibrium with informative trading volume, The Journal of Finance, 64(6): 2783-2805.

39. Stasinopoulos, D.M., Rigby, B.A. & Akantziliotou, C. (2009). Gamlss: Generalized additive models for location, scale and shape, 1.11 editions.

40. Suominen, M. (2001). Trading Volume and Information Revelation in Stock Market, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 36(4): 545-565.

41. Ying, C.C. (1966). Stock Market Prices and Volumes of Sales, Econometrica, 34, 676-685.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی