



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال هفتم / شماره بیست‌وهفتم / پاییز ۱۳۹۷

بررسی اثر نا اطمینانی نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام و میزان سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران (با استفاده از مدل‌های GARCH و VAR)

محمد حسین رنجبر

استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندر عباس، گروه مدیریت و حسابداری، بندر عباس، ایران
mhranjbar54@gmail.com

میرفیض فلاح شمس

دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، گروه مدیریت و حسابداری، تهران، ایران
fallahshams@gmail.com

روح اله رضازاده

دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات و مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد یادگار امام (ره)، گروه حسابداری، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
Rohollah Rezazadeh2016@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۵/۱۰

چکیده

با توجه به اهمیت موضوع، تحقیق حاضر به مطالعه حجم معاملات، نوسانات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران و روابط آنها با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیون چند متغیره مدل (GARCH, ARCH) و مدل های اتورگسیو (VAR) بر روی داده های مربوط به سال های ۱۳۹۳-۱۳۷۰ پرداخته است. نتایج تحقیق حاضر نشان می دهد که نوسانات نرخ سود بانکی، ثبات قوانین، نوسانات بازدهی، حجم معاملات بورس، نرخ تورم، نرخ ارز رسمی و بازار آزاد و سرمایه گذاری در کل اقتصاد، بیشترین تأثیر را در جذب سرمایه گذاری بخش مالی اقتصاد داشته است. از طرف دیگر در بلندمدت از یک رابطه خطی که در آن تأثیر متغیرهای تغییر نرخ سود بانکی، نرخ ارز بازار آزاد و نوسانات بازدهی بورس منفی بوده و تأثیر داراییهای جایگزین، نرخ ارز بازار رسمی، شاخص ثبات قوانین، حجم معاملات و موجودی سرمایه مثبت می باشد. و دلیل این تأثیرات بیانگر وجود مقررات زائد، مداخله دولت در اقتصاد، سیاست های رقابتی، موانع بوروکراسی و قانون و مقررات دولتی در دسترسی به بازارهای سرمایه است. لذا با وضع مقررات کارا، در جهت افزایش جذب سرمایه در بورس بوسیله دولت، تا حدودی این مشکلات را با هزینه کمتر می توان رفع نمود.

واژه های کلیدی: مدل های اتورگسیو (VAR)، مدل های آرچ و گارچ، نوسان پذیری، بازده سهام، حجم معاملات.

۱- مقدمه

بررسی رابطه حجم معاملات، نوسانات و بازده سهام از موضوعاتی است که از سال ۱۹۵۹ تا کنون مورد توجه شدید محققان مالی و اقتصادی قرار گرفته شده است. اهمیت این رابطه به گونه‌ای است که در وال‌استریت ضرب‌المثل‌هایی درباره ارتباط حجم معاملات و نوسانات قیمت و بازدهی سهام شکل گرفته است. بورس اوراق بهادار و بازار سرمایه در ایران جوانی است، اماگاهی دیده‌شده است که بسیاری از مبادله‌گران جزء در بازار سرمایه از حرکات حجم معاملات و یا تغییرات قیمت برای تصمیمات آنی و کوتاه‌مدت خود چشم‌پوشی نمی‌کنند و تغییرات قیمت و حجم معاملات را ناشی از اخبار و اطلاعاتی می‌دانند که ممکن است به گوش آنها نرسیده باشد. بانک، بورس و بیمه به ترتیب نماد مجسم سه بازار پول، سرمایه و تامین اطمینان هستند. بانک وظیفه تسهیل گردش پول و بورس وظیفه تسهیل گردش سرمایه را به عهده دارد. حساسیتهای بازارهای پول و سرمایه و نوسانات وضربه پذیری این بازارها تحت تاثیر تحولات اقتصادی و غیر اقتصادی، نیازمند سازوکار مناسب برای توسعه ریسک پذیری است. بیمه در مدیریت شرکتهای، موسسات واسطه‌گری، مدیریت بدهی و آسیب پذیری ناشی از تغییر قیمت سهام کارساز و تامین کننده است. بیمه گر ضمن تعهد پرداخت خسارت، چون موقعیت مالی بیمه گذار را تثبیت می‌کند لذا غیر مستقیم اعتبار او را در برابر افراد مورد معامله اش تقویت می‌نماید. بنابراین باتامین اطمینان و کاهش خطراتی که سرمایه گذاری ها را تهدید می‌کند، موجبات ارتقاء سرمایه گذاری رافراهم می‌کند.

تجربه دنیا بیانگر آنست که بخش بیمه به مثابه بخشی از صنعت مالی، باید رابطه متقابل صحیحی با کل بازار سرمایه برقرار کند. این رابطه از دو مجرا برقرار می‌شود؛ از یک طرف توسعه فعالیت‌های بیمه‌ای، به بازار سرمایه کارآمدی نیازمند است. و از طرف دیگر رشد بازار سرمایه در گرو نقش فعال بیمه است. روند همگرایی دو بازار سنتی در نظام مالی، یعنی بازار بیمه و بازار سرمایه، در جهان کاملاً ملموس است. سلامت بازار مالی ایران درگرو توسعه خدمات بیمه‌ای و بازار سرمایه و درک عمیق رابطه متقابل بین این دو است. برای ایجاد چنین رابطه متقابل مستحکمی، بازار سرمایه باید متحول شود. از تجربه جهانی به طور گسترده استفاده و محصولات جدیدی در صنعت بیمه ایران تولید شود. به ویژه محصولاتی که از طریق کاهش ریسک سرمایه گذاری باعث رونق بازار سرمایه گردد. از آغاز فعالیت سازمان بورس اوراق بهادار تهران، موضوع حفظ حقوق سهامداران، به ویژه سهامداران جزء که از ناحیه ریسک‌های استاتیک در معرض تهدید قرار می‌گیرند از جمله مسائلی بود که مطرح گشت و اقداماتی چون ارائه خدمت مشاوره و سبد گردانی در این زمینه صورت گرفت، ولی وجود ریسک حاصل از نوسانات قیمت سهام همچنان یکی از عوامل مهم عدم استقبال افراد از سرمایه گذاری در بازار بورس می‌باشد. از آنجا که این مشکل با ایجاد یک بازار تامین اطمینان تا حد زیادی قابل حل است، شایسته است مدیران بازار سرمایه به این موضوع توجه بیشتری داشته باشند.

در نهایت، در پایان این تحقیق به این سوال می‌خواهیم پاسخ دهیم که آیا اثر نااطمینانی نرخ ارز بر بازده سهام و میزان سرمایه گذاری در بورس تاثیر دارد؟

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه تحقیق

چوانگ و همکاران (۲۰۱۲)، با عنوان روش دومتغیره گارچ برای بررسی رابطه بین درآمد یا بازده سهام، حجم معاملات و نوسانات بازده با استفاده از یک مدل دومتغیره GJR GARCH به بررسی همزمان روابط علت و معلولی بین حجم معاملات و بازده سهام و رابطه علی بین حجم معاملات و نوسانات سود (بازده) در یک رویه برآورد یک مرحله ای می پردازیم، که منجر به برآوردهای کارآمدتری گشته و تطابق بیشتری با نظریه مالی دارد. در این طرح روش خود را در مورد بازار سهام آسیا به کار می برده اند: هنگ کنگ، ژاپن، کره، سنگاپور، تایوان، چین، اندونزی، مالزی، فیلیپین، و تایلند. یافته های عمده به شرح زیر هستند: نخست آنکه، ارتباط همزمان بین بازده سهام و حجم معاملات و رابطه حاصل از بازده سهام و حجم معاملات در تمام بازارهای سهام نمونه قابل توجهه وقوی هستند. دوم آنکه، یک رابطه علیتی دوسویه مثبت بین بازده سهام و حجم معاملات در بازارهای تایوان و چین و بین حجم معاملات و نوسانات بازده در بازارهای ژاپن، کره، سنگاپور و تایوان وجود دارد. سوم آنکه، یک رابطه مثبت همزمان بین حجم معاملات و نوسانات بازده در بازارهای هنگ کنگ، کره، سنگاپور، چین، اندونزی و تایلند وجود دارد، اما در بازارهای ژاپن و تایوان این رابطه منفی است. چهارم اینکه، یک اثر نامتقارن قابل توجهه به ترتیب بر روی نوسانات حجم معاملات و بازده (سود) در تمامی کشورهای نمونه و در کره و تایلند یافت شده است.

کیم و ژانگ (۲۰۱۰) به بررسی ریسک سقوط قیمت سهام و شیوه های محافظه کاری در رویه های حسابداری پرداختند. برای محاسبه متغیر وابسته ریسک سقوط قیمت سهام از دو معیار Crash (متغیر موهومی احتمال سقوط قیمت سهام) و معیار Nskew (چولگی منفی بازده سهام) استفاده کرده اند. معیار اول، معیار اصلی پژوهش است که به دلیل ماهیت موهومی آن در آزمونها از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. معیار دوم بنا به ماهیت آنکه از نوع کمی پیوسته است، صرفاً برای انجام آزمون اضافی و برای تأیید بیشتر نتیجه حاصل از مدل رگرسیون اول به کاررفته است؛ از اینرو، برای بررسی آنالیز رگرسیون خطی استفاده کرده اند. نتایج پژوهش رابطه معنی دار منفی بین محافظه کاری و ریسک سقوط قیمت سهام را نشان می دهد.

وی و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی قدرت پیش بینی قیمت نفت خام با استفاده از مدل های مختلف کلاس (FI-GARCH) و داده های روزانه در دو دور هزمانی مختلف پرداختند. در طول دوره (۲۰۰۹-۲۰۰۷) و به دلیل بحران مالی جهانی، قیمت نفت خام به ازای هر بشکه، تغییرات معناداری از حدود ۳۰ تا ۱۴۵ دلار رداشته است. در چنین بازه پرتلاطمی مدل های غیرخطی کلاس (MFI-GARCH) نسبت به مدل های خطی، برای پیش بینی تلاطم بلندمدت نوسان قیمت نفت خام، مؤثرتر هستند.

سامونتاری (۲۰۱۰) در تحقیقی با عنوان "بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس هندوستان" با در نظر گرفتن ۱۹ ساز و کار حاکمیت شرکتی در ۵۰ شرکت در بورس هند طی دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۸ به این نتیجه رسید که حاکمیت شرکتی تأثیر قابل توجهی بر قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس هند دارد و از این رو اهمیت زیادی در پیش بینی قیمت سهام شرکت ها دارد. او همچنین

دریافت که عایدی هر سهم^۱ و فروش، همواره بر قیمت سهم تأثیرگذار است و خالص دارایی‌های ثابت نیز اثر قابل توجهی بر قیمت سهام شرکت دارد.

متنوروسولانگ (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان "ساز و کارهای راهبری شرکتی و ارزش شرکت"، به بررسی تأثیر ساز و کارهای راهبری شرکتی شامل سود تقسیمی، تمرکز مالکیت، مالکیت نهادی، مالکیت خارجی، درصد سهام هیأت مدیره، دوگانگی وظیفه مدیرعامل و درصد اعضای غیرموظف هیأت مدیره بر ارزش ۴۰۳ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار مالزی در سالهای ۲۰۰۲-۲۰۰۵ پرداختند. آنها برای آزمون فرضیه‌ها از مدل رگرسیون چند متغیره و برای تعیین ارزش شرکت از کیوتوبین استفاده کرده‌اند. آنها همچنین اندازه شرکت‌های مورد بررسی از مدل ساده شده (لگاریتم طبیعی مجموع دارایی شرکت) و نسبت بدهی (نسبت کل بدهی به دارایی شرکت) به عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد رابطه منفی و معنادار بین دوگانگی وظیفه مدیرعامل به عنوان یکی از ساز و کارهای راهبری شرکتی و ارزش شرکت وجود دارد.

بخشی و همکاران^۲ (۲۰۱۱) در تحقیق خود پیرامون تأثیر حاکمیت شرکتی بر دامنه‌ی پیشنهادی-درخواستی^۳ با در نظر گرفتن ساختار مالکیت و هیأت مدیره بعنوان معیارهای حاکمیت شرکتی با بررسی ۱۳۴ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۸ به این نتیجه رسیدند که کاهش در مالکیت مدیریتی با کاهش در دامنه پیشنهادی-درخواستی همراه است. با این حال مالکیت سهامداران عمده و مالکیت دولت بعنوان ساز و کارهای ساختار مالکیت با دامنه‌ی پیشنهادی-درخواستی رابطه‌ای ندارد و افزایش در مدیران غیرموظف دامنه پیشنهادی-درخواستی را کاهش می‌دهد.

هانگ و همکاران^۴ (۲۰۱۱) در بررسی اثرات حاکمیت شرکتی و عملکرد بر قیمت سهام و فراواکنش^۵ در دوره بحران سیاسی ناشی از انتخابات بحث برانگیز ریاست جمهوری تایوان در سال ۲۰۰۴ به این نتیجه رسیدند شرکت‌هایی که حاکمیت شرکتی بهتر یا عملکرد بهتری داشتند نوسان قیمتی کمتر و افزایش کمتری در نوسان در طی این دوره داشته‌اند. آنها با در نظر گرفتن نسبت مدیران مستقل، تفکیک پست مدیرعامل از هیأت رئیسه و مدیران خانوادگی به عنوان ویژگی‌های هیأت مدیره و سهامداران نهادی، مالکیت درونی به عنوان جنبه‌های ساختار مالکیت؛ به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی که رئیس هیأت مدیره همزمان مدیر عامل شرکت بوده، نوسان بیشتری داشته‌اند. شرکت‌هایی که دارای مدیران مستقل بوده نسبت به شرکت‌هایی که فاقد مدیران مستقل بوده، نوسان قیمت کمتری دارا بوده‌اند. شرکت‌های با کنترل خانوادگی نوسان قیمت بیشتری نسبت به شرکت‌هایی فاقد مدیران خانوادگی داشته‌اند. نوسان قیمت در شرکت‌های با درصد بالای سرمایه‌گذاران نهادی بطور قابل توجهی کمتر از شرکت‌های با درصد پایین سرمایه‌گذاران نهادی بوده است. همچنین شرکت‌هایی که سهامداران داخلی بیشتری داشته‌اند نوسان قیمتی کمتری تجربه کرده‌اند.

رانتی^۶ (۲۰۱۳) به بررسی رابطه حاکمیت شرکتی و قیمت سهام در بورس نیجریه پرداخت. او با بررسی ۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس نیجریه بین سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۹ به نتایج زیر دست یافت. بین تعداد سهامداران اعضای هیأت مدیره و قیمت سهام رابطه منفی وجود دارد، بدین معنی که تعداد بالای اعضای هیأت مدیره که سهام شرکت را در اختیار دارند تأثیر منفی بر قیمت سهام دارد. بین ترکیب کمیته حسابرسی و قیمت

سهام رابطه‌ی مثبتی وجود دارد، به این صورت که ترکیب مناسب کمیت‌ه حسابرسی تأثیر مثبتی بر قیمت دارد. همچنین بین متغیر کنترل این تحقیق یعنی عایدی هر سهم و قیمت سهام رابطه منفی ضعیفی وجود دارد. آلودری و همکاران (۱۳۹۰)، در تحقیق خود با عنوان « بررسی ارتباط همزمان و پویای حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل های خودرگرسیون برداری» به بررسی ارتباط همزمان و پویای حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهرانی پرداخت. این تحقیق سری زمانی بازده ماهانه سهام و حجم معاملات ماهانه طی دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۷۹ تا مهرماه سال ۱۳۹۰ را بررسی می‌کند. برخلاف مطالعات انجام شده در بازارهای توسعه یافته، شواهد حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که در روابط همزمان بین حجم معاملات و بازده سهام همبستگی مثبت و معنی‌دار وجود ندارد. این یافته‌ها منجر به رد فرضیه ترکیب توزیع‌ها (MDH) در بورس اوراق بهادار تهران می‌شود. همچنین بررسی ارتباط پویا بین دو متغیر با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری نشان می‌دهد که حجم معاملات علت گرنجر بازده سهام است. ولی بازده علت گرنجر حجم معاملات نیست.

مشکی و فتاحی (۱۳۹۰) در پژوهشی عوامل مؤثر بر ریکس سقوط قیمت سهام را بررسی نمودند. در تحقیق فوق، ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک کاهش قیمت سهام با استفاده از داده‌های تاریخی ۱۱۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طول سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ بررسی شده است. نتایج، حاکی از وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین دوره‌های کاهش قیمت سهام و درجه محافظه‌کاری شرکت‌های نمونه آماری مورد مطالعه می‌باشد. به عبارت دیگر، در طول دوره تحقیق شرکت‌هایی که رویه‌های محافظه‌کارانه تری را در گزارشگری مالی خود اعمال نموده‌اند، کمتر با ریسک کاهش قیمت سهام مواجه شده‌اند. در تحقیق حاضر اندازه شرکت به عنوان متغیر کنترلی در الگوی آزمون فرضیه وارد گردید که رابطه معنی‌داری بین آن با متغیر وابسته تحقیق مشاهده نشد.

۳- روش شناسی پژوهش

روش تحقیق حاضر از نوع آماری و تحلیلی می‌باشد. تحلیلی به این دلیل که هدف آن تحلیل کردن رابطه بین متغیرها در شرایط معین یا پدیده‌های مورد بررسی است و برای شناخت بیشتر شرایط موجود و بررسی رابطه بین متغیرهای مورد نظر در این تحقیق است. تحقیق حاضر به بررسی روابط بین متغیرها پرداخته و در پی اثبات وجود این رابطه در شرایط کنونی براساس داده‌های تاریخی می‌باشد. روش مورد نظر برای بررسی همبستگی بین متغیرها، رگرسیون اتورگرسیو (VAR) و بررسی نوسان‌پذیری متغیرها با مدل (GARCH) می‌باشد. در این نوع تحقیق رابطه میان متغیرها براساس هدف تحقیق، تحلیل می‌گردد. این تحقیقات دارای یک متغیر وابسته و یک یا چند متغیر مستقل هستند که میزان اثر متغیرهای مستقل در متغیر وابسته از طریق آزمون‌های رگرسیون برازش می‌شود. روش تحقیق از نظر هدف، کاربردی است. زیرا به بررسی روابط متغیرها در بورس اوراق بهادار پرداخته می‌شود.

جامعه آماری مورد بررسی در این تحقیق، بورس اوراق بهادار تهران می باشد که منابع آماری سایت بورس، بانک مرکزی و مرکز آمار ایران می باشد.

۴- فرضیه‌های پژوهش

فرضیات اصلی

(۱) نااطمینانی نرخ ارز رسمی و بازار آزاد بر میزان سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تاثیر معنی داری دارد.

(۲) نااطمینانی نرخ ارز رسمی و بازار آزاد بر شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تاثیر معنی داری دارد.

فرضیات فرعی

(۱) بین بازده سهام و نوسانات بازده سهام در بورس اوراق بهادار رابطه معنی داری وجود دارد.

(۲) بین بازده سهام و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار رابطه معنی داری وجود دارد.

(۳) بین متغیرهای کنترلی و میزان سرمایه‌گذاری در بورس رابطه معنی داری وجود دارد.

(۴) بین متغیرهای کنترلی و شاخص قیمت سهام در بورس رابطه معنی داری وجود دارد.

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها و ارائه مدل تحقیق

۱-۱- مدل‌های مختلف اندازه‌گیری ریسک

در گذشته برای اندازه‌گیری و شاخص بندی ریسک و نااطمینانی از ساختارهای بسیار ساده مثل انحراف معیار، واریانس، ضریب تغییرات و برخی دیگر از این نوع استفاده می شد. که بسیاری مواقع مورد انتقاد بودند، که این شاخصها بیشتر تغییر متغیر مورد نظر را در نمونه در دسترس نشان می دهد و نه ریسک و نااطمینانی آن متغیر را. در موضوع ریسک و نااطمینانی، علی‌الخصوص در بازارهای مالی و سرمایه، از تصریح اقتصادسنجی جدید بنام واریانس شرطی خودبازگشتی (GARCH) استفاده می شود. که در این مقاله نیز جهت استخراج شاخصهای نااطمینانی برای مدل مورد نظر از این تصریح استفاده می شود. برای اولین بار این تصریح اقتصادسنجی مدل‌های نااطمینانی توسط بالرسلو در ۱۹۸۶ ارائه شد. (جانستون، ۲۰۰۵):

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_1 y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\sigma_{it}^2 = \gamma_{i0} + \gamma_{i1} \varepsilon_{i,t-1}^2 - \delta_i \sigma_{i,t-1}^2$$

بطوریکه σ^2 واریانس ε_t در دوره t را نشان می دهد. برای هر یک از پنج متغیر تورم، قیمت نسبی کالاهای سرمایه‌ای، نرخ رشد اقتصادی، نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله، ما دو معادله فوق را جداگانه برآورد نموده، سپس $\hat{\sigma}_{it}^2$ های برازش شده از معادله (۲) بعنوان شاخص نااطمینانی y_{it} استفاده می - شود.

۵-۲- انواع مدل‌های آرچ-گارچ

طی دهه گذشته راجع به مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان‌پذیری به‌ویژه در بازار سهام، نرخ ارز، تورم و ... مطالعات تجربی و نظری متعددی انجام شده است. نوسان‌پذیری یکی از مفاهیم مهم در مباحث اقتصادی و مالی می‌باشد. نوسان‌پذیری را اغلب به صورت انحراف معیار یا واریانس تعریف می‌کنند، که در هر مثال و موضوعی دارای مفهوم خاصی است به‌عنوان مثال در رابطه با بازدهی سهام، انحراف معیار بیانگر ریسک می‌باشد.

ساده‌ترین تعبیر راجع به نوسان‌پذیری، بر مبنای برآورد تاریخی آن قرار دارد. نوسان‌پذیری تاریخی به سادگی مستلزم محاسبه واریانس (یا انحراف معیار) متغیر مورد نظر در طول دوره مورد بررسی است که آن را به عنوان معیاری برای نوسان‌پذیری آینده بکار می‌برند. واریانس تاریخی به‌عنوان معیاری از نوسان‌پذیری تاریخی، روش مفیدی برای مقایسه توانایی پیش‌بینی مدل‌ها می‌باشد.

همه مدل‌هایی که برای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی طرح می‌شوند، نیازمند برآورد و پیش‌بینی تغییرپذیری می‌باشند، زیرا از یک طرف، پیش‌بینی بازدهی اهمیت دارد و از طرف دیگر نوساناتی که این بازدهی در آینده خواهد داشت نیز از اهمیت زیادی برخوردار است.

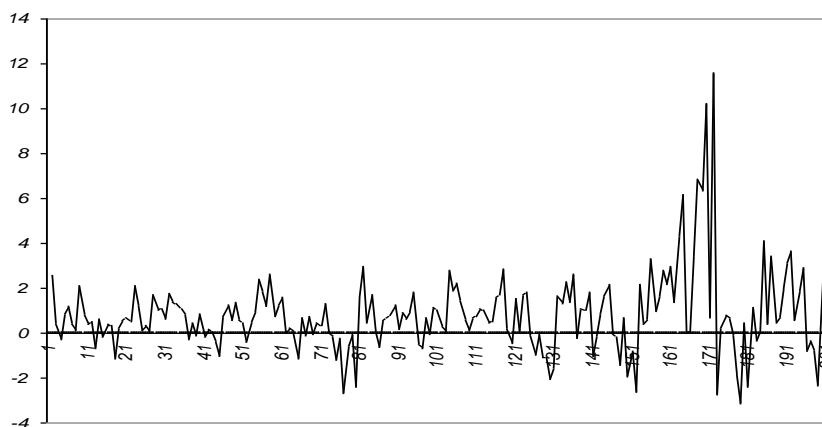
سری زمانی y_t را در نظر بگیرید که y_t مقدار آن را در زمان t نشان می‌دهد. در مباحث مرسوم رگرسیون، یک معادله برای y_t معرفی می‌کنیم که در ساده‌ترین حالت به صورت $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$ است. آنچه در اینجا برآورد می‌شود، معادله میانگین شرطی y_t است که به صورت $E(y_t | x_t) = \alpha + \beta x_t$ می‌باشد که برآورد آن را $\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ نشان می‌دهیم. در این شرایط فرض ضمنی این است که واریانس شرطی y_t ثابت است. در مباحث رگرسیون یک متغیره دیدیم که تغییرات y شامل دو قسمت است: یکی تغییرات توضیح داده شده که توسط $\hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ تبیین می‌شود و دیگری تغییرات توضیح داده نشده که توسط \hat{u}_t یا e_t توصیف می‌شود. یعنی در زمان t بخشی از y_t توسط $\hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ تبیین می‌شود که برای ما قابل پیش‌بینی است و هیچ نااطمینانی راجع به آن وجود ندارد و بخشی نیز توسط جزء اختلال تبیین می‌شود که فرض بر این است که این قسمت از تغییرات y_t در هر زمانی برابر با مقدار ثابت $\hat{\sigma}^2$ است. بنابراین در اینجا ما یک جزء نامطمئن داریم که آن را ثابت فرض کرده‌ایم. یعنی فرض کرده‌ایم که تغییرات غیرقابل پیش‌بینی y_t که ناشی از عوامل تصادفی است، ثابت است.

به‌هرحال در این مباحث تغییرات غیرقابل پیش‌بینی را که ناشی از عوامل تصادفی است، معادل با نااطمینانی راجع به y_t در نظر می‌گیریم و همان طور که ملاحظه شد، معیار نااطمینانی، واریانس جمله خطا (σ^2) می‌باشد. حال موضوع دیگری که راجع به نااطمینانی یا تغییرات پیش‌بینی نشده y_t مطرح است این است که σ^2 به عنوان معیار نااطمینانی لزوماً نمی‌تواند ثابت باشد. به عنوان مثال در مورد بازدهی سهام، همچنان که مقدار بازدهی به طور متوسط افزایش می‌یابد، ممکن است نااطمینانی راجع به آن (مثلاً واریانس یا انحراف معیار آن، که بیانگر ریسک است) نیز افزایش یابد. در چنین حالتی، σ^2 نمی‌تواند ثابت باشد که آن را با σ_t^2 نشان می‌دهیم. بدین ترتیب σ_t^2 بیانگر تغییرات y_t است که ناشی از عوامل تصادفی می‌باشد که معیاری از

نوسان‌پذیری یا نااطمینانی راجع به y_t است. بنابراین همانطور که برای میانگین شرطی y_t یک معادله رگرسیون تعریف و برآورد می‌کنیم، لازم است که برای واریانس شرطی آن نیز یک معادله تعریف و برآورد نماییم.

۵-۳- مدل آرچ (ARCH)

مدلهای ARCH مدلهایی هستند که در آنها واریانس شرطی خودرگرسیون^۷، ثابت نمی‌باشد. اینها نوعی از مدل‌های غیرخطی هستند که موارد استفاده بسیاری دارند. راجع به اینکه چرا این مدلها می‌توانند مفید باشند، به خاطر بیاورید که یک مدل رگرسیون، جمله اختلال دارای ویژگی $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ می‌باشد. فرض ثابت بودن واریانس u_t باعث می‌شد تا برآوردکننده‌های OLS بدون تورش و کارا باشند. همان طور که می‌دانیم، اگر واریانس خطاها ثابت نباشد اما فرض کنیم که ثابت هستند، باعث می‌شود که تخمین σ^2 با مشکل مواجه شود. ویژگی دیگر برخی از سری‌های اقتصادی این است که دارای تغییرپذیری خوشه‌ای هستند. یعنی تغییرات بزرگ در متغیر مورد نظر منجر به تغییرات بزرگ، و تغییرات کوچک منجر به تغییرات کوچک می‌شود. به عبارت دیگر سطح جاری تغییرپذیری، رابطه مثبت با مقادیر گذشته آن دارد. این پدیده در نمودار زیر برای نرخ رشد هفتگی شاخص قیمت سهام در بورس نشان داده شده است.



نمودار ۳-۱- نرخ رشد هفتگی شاخص قیمت سهام در بورس

سؤال این است که این پدیده را چگونه مدل‌سازی کنیم؟ یک روش استفاده از مدل ARCH است. برای توصیف این مدل، تعریف واریانس شرطی متغیر تصادفی u_t را باید بررسی کنیم. تمایز بین واریانس شرطی و غیر شرطی یک متغیر تصادفی، دقیقاً مشابه با میانگین شرطی و غیر شرطی است. واریانس شرطی u_t که با σ_t^2 نشان داده می‌شود، عبارت است از:

$$\sigma_t^2 = V(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[(u_t - Eu_t)^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \quad (1)$$

با فرض $E(u_t) = 0$ ، خواهیم داشت:

$$\sigma_t^2 = V(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) \quad (2)$$

معادله فوق بیان می‌کند که واریانس شرطی u_t برابر با امید ریاضی شرطی مجذور u_t است. لذا σ_t^2 که در زمان t محاسبه می‌شود به شرط معلوم بودن مقدار خطاها در زمانهای گذشته است. به عبارت دیگر به شرط معلوم بودن خطاهای گذشته، واریانس خطا را در زمان فعلی (t) حساب می‌کنیم.

در مدل ARCH «خودهمبستگی در تغییرپذیری»^۱ توسط واریانس شرطی جمله خطا بیان می‌شود که در ساده‌ترین حالت، بستگی به مجذور خطای دوره قبل دارد:

$$\sigma_t^2 = \alpha + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (3)$$

مدل فوق را تحت عنوان ARCH(1) می‌شناسند، زیرا واریانس شرطی فقط بستگی به خطای دوره قبل دارد. توجه شود که مدل (3) فقط بخشی از کل مدل است، زیرا درباره میانگین شرطی متغیر وابسته که همان معادله اصلی است، چیزی را بیان نمی‌کند. در مدل ARCH، معادله میانگین شرطی یا معادله اصلی را که بیانگر تغییرات متغیر وابسته y_t در طول زمان می‌باشد، به هر شکلی که محقق بخواهد، می‌تواند در نظر بگیرد. به عنوان مثال، مدل زیر را در نظر بگیرید:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (5)$$

مدل 4 و 5 را می‌توان گسترش داد و در حالت کلی آن را صورت ARCH(q) نشان داد:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad , \quad u_t \sim N(0, h_t) \quad (6)$$

$$h_t = \alpha + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (7)$$

که برای سادگی بجای σ_t^2 از h_t استفاده شده است.

اما این مدل را می‌توان به صوت دیگری نیز نشان داد. بدین منظور مدل ARCH(1) را در نظر بگیرید:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad (8)$$

$$u_t = v_t \sigma_t, \quad v_t \sim N(0, 1) \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (10)$$

مدلی که توسط ۴ و ۵ نشان داده شده با مدل فوق یکسان است. بدین منظور مدل زیر را در نظر بگیرید که طبق آن v_t توزیع نرمال دارد:

$$E(u_t) = E(v_t \sigma_t) = E(v_t) E(\sigma_t) = 0$$

$$V(u_t) = V(v_t \sigma_t) = \sigma_t^2 V(v_t) = \sigma_t^2$$

توجه شود که از آنجا که h_t واریانس شرطی است، الزاماً مقدار آن باید مثبت باشد. لذا واریانس منفی در هر لحظه از زمان غیر معقول است و لازم است که تمام ضرایب معادله فوق غیر منفی باشند.

۴-۵- محدودیت‌های و مزیت‌های مدل ARCH

مدل ARCH چهارچوب مناسبی برای تحلیل تغییرپذیری در سری‌های زمانی ارائه می‌کند. اما این مدل دارای محدودیتها و مشکلاتی است. یکی از مشکلات آن مربوط به تعیین q است، یعنی تعداد وقفه‌هایی که باید به باقیمانده‌ها بدهیم. البته یکی از روش‌ها استفاده از آزمون نسبت درستنمایی است که در ادامه این فصل بحث خواهد شد. از طرف دیگر ممکن است فرض غیرمنفی بودن نقض شود که در این صورت برای تخمین مدل ARCH مشکلاتی را ایجاد می‌کند. برای حل این مشکلات از مدل دیگری استفاده می‌شود که موسوم به ARCH تعمیم یافته یا GARCH^۱ می‌باشد.

۵-۵- مدل ARCH تعمیم یافته (GARCH)

مدل GARCH توسط Taylor (1986) و Bollerslev (1986) توسعه داده شد. حالت ساده این مدل عبارت است از:

$$\sigma_t^2 = \alpha + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (11)$$

مدل فوق با GARCH(1,1) نشان داده می‌شود که بیانگر این است که باقیمانده‌ها با یک وقفه و واریانس شرطی نیز با یک وقفه وارد شده‌اند. بدیهی است که اگر (11) را با یک وقفه نوشته و بجای σ_{t-1}^2 جایگذاری کنیم، خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \alpha + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta (\alpha + \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta \sigma_{t-2}^2) \\ &= \alpha (1 + \beta) + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta^2 \sigma_{t-2}^2 \end{aligned} \quad (12)$$

حال اگر این جایگذاری‌ها را تکرار کنیم، نتیجه زیر بدست می‌آید:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \alpha.(1 + \beta + \beta^2 + \dots) + \alpha.(u_{t-1}^2 + \beta u_{t-2}^2 + \beta^2 u_{t-3}^2 + \dots) \\ &= \alpha' + \alpha' u_{t-1}^2 + \alpha' u_{t-2}^2 + \alpha' u_{t-3}^2 + \dots \quad (13) \\ \alpha' &= \alpha \cdot \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i, \quad \alpha' = \alpha \cdot \beta^i \end{aligned}$$

اما در حالت کلی، $GARCH(q, p)$ عبارت است از:

$$\sigma_t^2 = \alpha + \alpha_q u_{t-q}^2 + \dots + \alpha_p \sigma_{t-p}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (14)$$

بدین ترتیب در حالت کلی، واریانس شرطی u_t توسط معادله 14 توصیف می‌شود، هر چند که در اغلب موارد، معادله $GARCH(1,1)$ کفایت می‌کند. بدیهی است که واریانس شرطی u_t در طول زمان در حال تغییر است، ولی واریانس غیر شرطی ثابت می‌باشد. برای محاسبه واریانس غیر شرطی که با فرض همسانی واریانس می‌باشد، امید ریاضی معادله (14) را حساب کنیم.

اگر واریانس ثابت باشد در این صورت $E(\sigma_t^2) = E(\sigma_{t-1}^2) = E(u_{t-1}^2) = \sigma^2$ است و لذا بر اساس معادله (14) واریانس برابر است با:

$$V(u_t) = \frac{\alpha}{1 - (\alpha_1 + \beta)} \quad (15)$$

عبارت فوق در صورتی قابل تعریف است که $\alpha_1 + \beta < 1$ باشد. اگر $\alpha_1 + \beta > 1$ باشد در این صورت واریانس غیر شرطی u قابل تعریف نمی‌باشد و با افزایش افق پیش‌بینی، واریانس شرطی پیش‌بینی، به بی‌نهایت گرایش خواهد داشت. اما اگر $\alpha_1 + \beta = 1$ باشد اصطلاحاً گفته می‌شود که ریشه واحد وجود دارد و آن را با $IGARCH^1$ نشان می‌دهند.

۵-۶- تخمین مدل‌های ARCH و GARCH

از آنجا که مدل‌های ARCH و GARCH خطی نیستند. لذا نمی‌توان آنها را با روش‌های معمول مانند OLS برآورد نمود. توجه داریم که روش OLS بدنبال حداقل نمودن مجموع مربعات باقیمانده (خطا) است. همچنین در روش OLS مجموع مربعات باقیمانده (RSS) فقط بستگی به پارامترهای معادله میانگین شرطی دارد و هیچ وابستگی به واریانس شرطی ندارد. لذا روش OLS را نمی‌توان برای تخمین مدل‌های ARCH و GARCH بکار برد. برای تخمین مدل‌های GARCH روش دیگری که تحت عنوان حداکثر درست‌نمایی می‌باشد بکار برده می‌شود. برای کاربرد روش حداکثر درست‌نمایی جهت تخمین مدل‌های GARCH فرض کنید که مدل ما شامل معادله میانگین شرطی (y_t) و معادله واریانس شرطی باشد:

$$y_t = a + by_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (16)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

چون u_t توزیع نرمال با میانگین 0 و واریانس σ_t^2 دارد، لذا تابع احتمال آن عبارت است از:

$$f(u_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_t} e^{-\frac{u_t^2}{2\sigma_t^2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_t} e^{-\frac{(y_t - a - by_{t-1})^2}{2\sigma_t^2}} \quad (17)$$

حال تابع درست‌نمایی را تشکیل می‌دهیم:

$$L = f(u_1) \times \dots \times f(u_n) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^n \sigma_1 \times \dots \times \sigma_n} e^{-\sum_{t=1}^n \frac{(y_t - a - by_{t-1})^2}{2\sigma_t^2}} \quad (18)$$

لگاریتم تابع درست‌نمایی عبارت است از:

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{n}{2} \sum_{t=1}^n \ln \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \frac{(y_t - a - by_{t-1})^2}{\sigma_t^2} \quad (19)$$

حال ضرایب مدل 19 که شامل a ، b ، α_1 ، α_0 و β است به گونه‌ای باید تعیین شود که مقدار تابع 18 یا 19 حداکثر شود.

۵-۷- مدل GARCH نامتقارن

در مدل *GARCH* متقارن که تاکنون بررسی شد تغییرپذیریها که با واریانس نشان داده می‌شود برای شوکهای مثبت و منفی یکسان است. به‌عنوان مثال اثر شوکهای مثبت و منفی که به بازدهی سهام وارد می‌شود، به‌صورت متقارن در نظر گرفته می‌شود. یا اثر کاهش و افزایش قیمت نفت برای یک اقتصاد، متقارن است. یا اثر کاهش و افزایش نرخ رشد پول بر تورم یا بر رشد اقتصادی به‌صورت متقارن در نظر گرفته می‌شود. اما هیچ دلیلی ندارد که اثرات این شوکها، متقارن باشند. بدین منظور مدل‌های *GARCH* به‌گونه‌ای توسعه داده شده‌اند تا بتوانند اثرات شوکهای مثبت و منفی را به‌صورت نامتقارن نیز در نظر بگیرند. در اینجا دو نوع از این مدلها را بررسی می‌کنیم که یکی مدل *GJR*^{۱۱} و دیگر مدل *GARCH* نامی یا *EGARCH*^{۱۲} می‌باشد که توسط نلسون (۱۹۹۱)^۳ ارائه شده است.

۵-۸- مدل GJR

مدل *GJR* ساده‌ترین نوع مدل‌های *GARCH* نامتقارن است. در این مدل، واریانس شرطی به‌صورت زیر فرمول بندی می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \alpha + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma u_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (20)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} I_{t-1} = 1 \quad \text{اگر } u_{t-1} < 0 \text{ باشد} \\ = 0 \quad \text{در غیر این صورت} \end{array} \right.$$

در این مدل اگر γ معنی دار نباشد بدین معنی است که اثر شوک‌ها بر تغییرپذیری، کاملاً متقارن است. به‌عنوان مثال تغییرپذیری تورم برای حالتی که به آن شوک منفی یا شوک مثبت وارد شده است یکسان می‌باشد. اما اگر γ معنی دار باشد مدل نامتقارن است و اثر شوک‌های مثبت و منفی نمی‌تواند یکسان باشد. اگر γ معنی دار و مثبت باشد در این صورت اثر شوک‌های منفی (یعنی زمانی که باقیمانده‌ها منفی هستند) بیشتر از شوک‌های مثبت است. در این حالت اثر شوک‌های منفی برابر با $\alpha_1 + \gamma$ است که بزرگتر از اثر شوک‌های مثبت (α_1) می‌باشد. اگر γ منفی باشد، در این صورت اثر شوک‌های منفی که برابر با $\alpha_1 + \gamma$ است کمتر از اثر شوک‌های مثبت (α_1) خواهد بود.

۹-۵- مدل TARCH^{۱۳}

مدل *TARCH* یا مدل *ARCH* آستانه به دنبال تبیین اثرات وقایعی است که در گذشته اتفاق افتاده است ولی اثر آنها در زمان حال ظاهر می‌شود.^{۱۴} می‌توان این وقایع را همچنان که در بازارهای مالی مرسوم است تحت عنوان اخبار بد بکار برد. در واقع این مدل حالت عمومی مدل *GJR* است. در حالت کلی این مدل به صورت زیر فرمول‌بندی می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^p \alpha_k u_{t-k}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k u_{t-k}^2 I_{t-k} \quad (21)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} I_{t-k} = 1 \quad \text{اگر } u_{t-k} < 0 \text{ باشد} \\ = 0 \quad \text{اگر } u_{t-k} \geq 0 \text{ باشد} \end{array} \right.$$

در این مدل $u_{t-k} > 0$ بیانگر اخبار خوب و $u_{t-k} < 0$ بیانگر اخبار بد می‌باشد. بنابراین اخبار خوب ضریب α_i و اخبار بد ضریب $\alpha_i + \gamma_i$ را دارد. اگر $\gamma_k > 0$ باشد، اخبار بد تغییرپذیری را افزایش می‌دهد. همچنین اگر γ_k معنی دار نباشد، مدل متقارن خواهد بود.

۱۰-۵- مدل EGARCH

مدل *EGARCH* یا *GARCH* نمایی توسط نلسون (۱۹۹۱) پیشنهاد گردید. این مدل روش دیگری برای فرمول‌بندی واریانس شرطی است که یکی از حالت‌های آن عبارت است از:

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (22)$$

این مدل دارای چند مزیت است. اولاً در این مدل، متغیر وابسته یعنی σ_t^2 بصورت لگاریتمی می‌باشد و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می‌توانند مثبت یا منفی باشد که در هر حالت σ_t^2 مثبت می‌باشد. بدین ترتیب نیازی به اعمال این محدودیت که ضرایب الزاماً باید غیرمنفی باشند وجود ندارد. ثانیاً در این مدل اگر اثر شوکها نیز نامتقارن باشد آنها را در نظر می‌گیرد. زیرا γ ضریب u_{t-1} است که u_{t-1} می‌تواند مثبت یا منفی باشد. به‌عنوان مثال اگر σ_t^2 بیانگر تغییرپذیری بازدهی سهام باشد، γ اثر شوکهای منفی و مثبت را بیان می‌کند در حالی که α ضریبی است که فقط قدرمطلق $|u_{t-1}|$ را در نظر می‌گیرد. در اینجا نیز اگر $\gamma = 0$ باشد، حالت متقارن وجود دارد و در غیر این صورت نامتقارن می‌باشد. اگر γ مثبت باشد نشان می‌دهد که اثر شوکهای منفی بیشتر از اثر شوکهای مثبت است. به عبارت دیگر اثر شوکهای مثبت برابر با γ و اثر شوکهای منفی برابر با $\gamma + \alpha$ است.

۵-۱۱- وارد نمودن GARCH در معادله میانگین شرطی (GARCH-M)

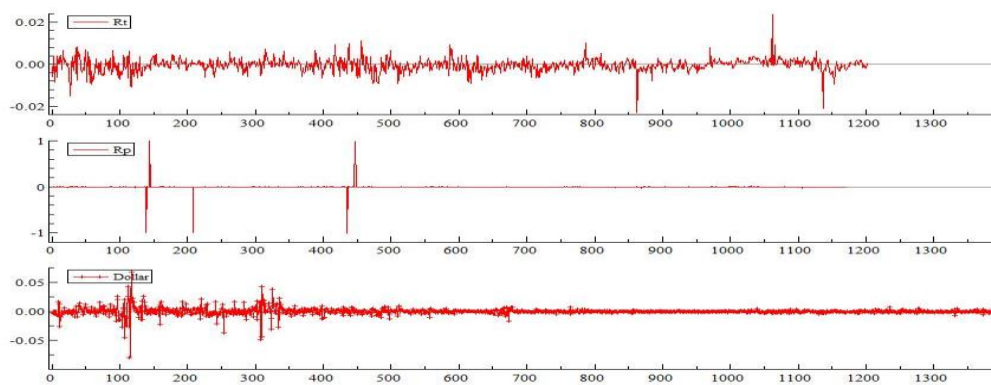
در مواردی ممکن است نیاز باشد که انحراف معیار یا واریانس شرطی را بعنوان یکی از متغیرهای توضیحی وارد معادله میانگین شرطی (معادله اصلی) کنیم. به‌عنوان مثال اگر معادله میانگین شرطی بیانگر بازدهی سهام باشد، در این صورت انحراف معیار شرطی بیانگر تغییرپذیری بازدهی سهام یا ریسک سهام است. در چنین حالتی وارد نمودن انحراف معیار در معادله میانگین شرطی بدین معنی است که می‌خواهیم رابطه بازدهی سهام را با ریسک (انحراف معیار شرطی) بررسی کنیم. در چنین شرایطی مدل زیر را خواهیم داشت:

$$y_t = \mu + \delta \sigma_{t-1} + u_t \quad (23)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \alpha u_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2$$

اگر δ معنی‌دار باشد بیانگر این است که بین میانگین بازدهی (y) و ریسک (σ) رابطه وجود دارد. با توجه به نوسانات شاخص‌های مختلف قیمتی (R_p)، بازده سهام (R_t) و داراییهای جایگزین (دلار) (Dollar) نوسانات آنها در طول زمان به صورت روزانه براساس داده‌های موجود مشاهده می‌شود، که میزان نوسانات در دو شاخص کل و دلار بیشتر از شاخص قیمتی سهام می‌باشد و این حاکی از وجود ریسک بیشتر در دو شاخص فوق‌الذکر بوده و اقتصاد دارای وضعیت نا اطمینانی می‌باشد که نوسانات این متغیرها نیز تابعی از اتفاقات و اثرات روانی اقتصادی در روزها و ماههای گذشته و عوامل تاثیرگذار غیرمستقیم بر بورس و دلار بوده است و از طرف دیگر با بررسی مانایی و نامانایی این متغیرها نیز مشخص شد این نوسانات طبیعی بوده و رگرسیون مدل

برای بررسی حافظه بلندمدت در بین این شاخص ها دارای رگرسیون کاذب نبوده و صحت تحلیل های اقتصادسنجی را اثبات می کند.



نمودار ۱- تحلیل نوسانات و روند شاخص های تحقیق (محور افقی روزانه - عمودی رشد متغیرها)

۱۲-۵- تحلیل نمودار هیستوگرام شاخص های تحقیق

با توجه به تحلیل نمودار داده های ذیل در مورد شاخص بازده نقدی سهام و بازده نوسانات داراییهای جایگزین (دلار) در طول زمان و بصورت روزانه، می توان گفت که این دوشاخص دارای نوسان پذیری کمتری و در یک راستای همراه با واریانس کمتری نسبت به بازده قیمتی سهام در بورس می باشند که دلیل آن را هم می توان تأثیرپذیری شاخص قیمتی از تورم موجود در جامعه، که تأثیر منفی در جابجایی سرمایه های موجود بورس اوراق بهادار و بازار سفته بازی دلار دارد، دانست. لذا همانطور که در قسمت بعدی نمودار دیده می شود می توان گفت این شاخص ها دارای روند تغییرات تقریباً مشابهی بوده ولی دامنه تغییرات روندی شاخص قیمتی علیرغم تغییرات روندی بیشتر دارای راستای حرکت باثباتی در طول زمان نسبت به سایر شاخص ها بوده است.

۱۳-۵- نتایج مدل نوسانات شاخص کل حجم معاملات سهام و سایر شاخص ها با استفاده از مدل E-

(GARCH)

بررسی مدل نوسانات شرطی با استفاده از رویکرد مدل گارچ نمایی چندمتغیره (E-GARCH) براساس جدول ذیل که برآورد آن با استفاده از متغیرهای مستقل وقفه دار (شاخص بازدهی و شاخص قیمت داراییهای جایگزین (دلار)) و با دو وقفه در متغیر وابسته می باشد، که تحلیل ضرایب متغیرهای مستقل در وقفه های اول و دوم به صورت جدول (۱) دارای اثرات منفی و معنی دار (آماره آزمون بزرگتر از آماره جدول) بر بازده کل سهام بوده است. و از طرفی با معنی دار بودن و منفی بودن ضرایب واریانس متغیر وابسته، حاکی از وجود حافظه بلندمدت نامتقارن در بازار بورس با لحاظ متغیرهای مستقل در کنار نوسانات متغیرهای وابسته می باشد و با

توجه به نتایج جدول ذیل، بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلندمدت و دارای ارتباط بین نوسانات سهام و بازده و حجم معاملات آنها می‌باشد. و از طرفی براساس برآورد جدول ذیل مقدار تأثیر پذیری متغیرها از نوسان پذیری بازده سهام، حجم معاملات و داراییهای جایگزین نشان می‌دهد که طبق فرضیات تحقیق بین بازده سهام و نوسانات بازده و حجم معاملات به طور همزمان رابطه معنادار (براساس آماره z جدول و آماره احتمال) وجود دارد.

جدول ۱- برآورد مدل نوسانات شاخص کل حجم معاملات سهام و سایر شاخص‌ها از طریق مدل (E-)

GARCH)

Title	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
نتیجه Constant	-164.8186	48889.01	-2.003371	0.0073
Rt_1 شاخص کل حجم معاملات با وقفه یک	-0.098590	0.077406	-1.273669	0.00020
Rt_2 شاخص کل حجم معاملات با وقفه دو	-166.7228	1691.768	-3.098549	0.0015
Rp شاخص قیمت سهام	-9.051875	1851.294	-4.004889	0.0001
Rp_1 شاخص قیمت سهام با وقفه یک	7.532848	685.7254	3.010985	0.0002
Rp_2 شاخص قیمت سهام با وقفه دو	0.001522	0.291912	2.005213	0.0002
Dollar شاخص قیمت ارز	-2048.090	11260.40	-2.181884	0.0003
Dollar_1 شاخص قیمت ارز با وقفه یک	-1.127432	56.00026	-3.020133	0.0039
Dollar_2 شاخص قیمت ارز با وقفه یک	1319.910	29780.73	5.044321	0.0046
EPS[-1] شاخص بازده سهام با وقفه یک	-0.042922	0.178218	-4.240839	0.0001
EPS[[-1]] شاخص بازده سهام با وقفه دو	-1.33E-06	5.49E-06	-2.242997	0.0002
beta_1 شاخص ریسک	-0.162506	0.042454	-3.827843	0.0001
Alpha_0 شاخص وقفه دار ریسک	-0.008737	0.035397	-0.246824	0.00021

۵-۱۴- مدل نوسانات شاخص کل قیمت سهام و سایر شاخص ها با مدل (BEKK-GARCH)

بررسی مدل نوسانات شرطی با استفاده از رویکرد مدل قارچ نمایی چند متغیره (BEKK-GARCH) که برآورد آن با استفاده از متغیرهای مستقل وقفه دار (شاخص کل حجم معاملات و شاخص قیمت دلار) و با سه وقفه در متغیر وابسته می باشد، که تحلیل ضرایب متغیرهای مستقل در وقفه های اول تا سوم مطابق جدول (۲) دارای اثرات منفی و معنی دار بر بازده قیمت سهام بوده است. و از طرفی با معنی دار بودن و منفی بودن ضرایب واریانس متغیر وابسته، حاکی از وجود حافظه بلندمدت نامتقارن در بازار بورس با لحاظ متغیرهای مستقل در کنار نوسانات متغیرهای وابسته می باشد و با توجه به نتایج ذکر شده و فرضیات تحقیق بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلند مدت است.

جدول ۲- برآورد مدل نوسانات شاخص قیمت سهام از طریق مدل (BEKK-GARCH)

Title	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Cst1	-124.8186	2541.01	-0.0041524	0.00073
Cst2	0.032976	0.012240	2.694193	0.0071
Cst3	2.90E-07	1.06E-06	2.272119	0.0005
Rt_1 (X)-1	-0.153106	0.749621	-4.204244	0.0002
Rt_2 (X)-1	-0.000279	0.000622	-5.448787	0.0006
Rt_1 (X)-1	0.221759	0.513922	3.431504	0.0001
Rt_2 (X)-1	-0.002132	0.118522	-2.017991	0.0006
Dollar_1 (X)-1	2.40E-07	1.29E-06	۳.185571	0.0008
Dollar_2 (X)-1	0.060402	0.005078	11.89437	0.0000
Rt_2 (X)-2	0.005431	0.044543	4.121938	0.0009
Rp_1 (X)-2	-0.010863	0.004132	-2.629313	0.0086
Rp_2 (X)-2	-0.162506	0.042454	-3.827843	0.0001
Dollar_1 (X)-2	-0.008737	0.035397	-5.246824	0.0002
Dollar_2 (X)-2	-110.0179	465.6081	-8.236289	0.0002
Rt_1 (X)-3	0.001507	0.039163	2.038480	0.0003
Rt_2 (X)-3	-2496.688	11025.54	-4.226446	0.0009
Rp_1 (X)-3	-1.181744	63.11350	-5.018724	0.0001
Rp_2 (X)-3	-1400.386	18812.44	-6.074439	0.0007
Dollar_1 (X)-3	-0.012496	0.075310	-8.165927	0.0002
Dollar_2 (X)-3	-3.41E-07	3.81E-06	-9.089360	0.0001
C(11)	-0.039110	0.036585	-1.069017	0.0001

Title	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(12)	0.000276	0.007944	11.034749	0.0003
C(13)	0.052150	0.013555	3.847172	0.0001
C(22)	1.26E-07	5.75E-07	2.219634	0.0002
C(23)	0.611731	0.622711	4.982368	0.0002
C(33)	-2048.090	11260.40	-6.181884	0.0007
C(17)	-1.127432	56.00026	-8.020133	0.0001
b_1	1319.910	29780.73	9.044321	0.0002
b_2	-1.127432	56.00026	-3.020133	0.0003

۵-۱۵- مدل شاخص ارزش داراییهای جایگزین (دلار) و بازده سهام و حجم معاملات سهام با مدل (M-GARCH)

در مواردی ممکن است نیاز باشد که انحراف معیار یا واریانس شرطی را بعنوان یکی از متغیرهای توضیحی وارد معادله میانگین شرطی (معادله اصلی) کنیم. به عنوان مثال اگر معادله میانگین شرطی بیانگر بازدهی سهام باشد، در این صورت انحراف معیار شرطی بیانگر تغییرپذیری بازدهی سهام یا ریسک سهام است. در چنین حالتی وارد نمودن انحراف معیار در معادله میانگین شرطی بدین معنی است که می‌خواهیم رابطه بازدهی سهام را با ریسک (انحراف معیار شرطی) بررسی کنیم. در چنین شرایطی مدل زیر را خواهیم داشت:

$$y_t = \mu + \delta \sigma_{t-1} + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

اگر δ معنی‌دار باشد بیانگر این است که بین میانگین بازدهی (y) و ریسک (σ) رابطه وجود دارد. بررسی مدل نوسانات شرطی با استفاده از رویکرد مدل گارچ چندمتغیره (M-GARCH) که یکی از متغیرهای توضیحی را وارد معادله میانگین شرطی (معادله اصلی) و فرض کرده که برآورد آن با استفاده از متغیرهای مستقل وقفه‌دار (نوسانات شاخص قیمت دارایی‌های جایگزین) (دلار) (Cst(M)) و با دو وقفه در متغیر وابسته شاخص دارایی‌های جایگزین (قیمت دلار) می‌باشد که تحلیل ضرایب متغیرهای مستقل در وقفه‌های اول تا دوم دارای اثرات منفی و معنی‌دار مطابق جدول ذیل (۳) بر شاخص دارایی‌های جایگزین (قیمت دلار)، نوسانات بازده سهام و حجم معاملات بوده است. و از طرفی با معنی‌دار بودن و منفی بودن ضرایب واریانس متغیر وابسته حاکی از وجود حافظه بلندمدت متقارن در بازار بورس با لحاظ متغیرهای مستقل در کنار نوسانات متغیرهای وابسته می‌باشد و با توجه به نتایج ذکر شده و فرضیات تحقیق بین شاخص ارز (Cst(M)) و بازده سهام (Cst(R_t)) و حجم معاملات (Cst(H)) رابطه معنادار (آماره بزرگتر از جدول) وجود دارد.

جدول ۳- برآورد مدل نوسانات شاخص قیمتی دارایی‌های جایگزین (دلار) از طریق مدل (M-GARCH)

Title	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Cst(M) شاخص قیمت دلار	-0.003088	0.004155	-2.020374	0.0416
Cst(H) حجم معاملات	-0.417426	0.004068	-6.125426	0.0000
Cst(R _i) شاخص قیمت سهام	-0.12310	0.000411	-2.12521	0.0002
ARCH(Alpha1)	-0.004758	0.053651	-۲.714822	0.0008
GARCH(Beta1)	-0.039499	0.069336	-2.070251	0.0403

۵-۱۶- تخمین الگوی مدل به روش الگوی خودرگرسیون (VAR)

در این قسمت، ابتدا مدلها و متغیرهای مربوط به تحقیق را معرفی می‌نماییم. سپس به تخمین و برآورد مدلها می‌پردازیم و اثر متغیرهای معرفی شده در مدل را بر رابطه بین حجم معاملات، نوسانات و بازده سهام در بورس و جذب سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران را به طور کامل بررسی می‌کنیم. همانطور که قبلا توضیح داده شده برای تخمین مدلها از الگوی VAR استفاده می‌نماییم که در ادامه در مورد این روش نیز توضیح خواهیم داد.

همچنین با استفاده از توابع عکس العمل تحریک، اثر شوکهای وارده به متغیرهای درونزای سیستم را تحلیل خواهیم کرد. طبق تعریف، یک تابع عکس العمل تحریک، نشان دهنده پاسخی است که متغیر درون زای سیستم به شوکهایی به اندازه یک انحراف معیار نشان میدهد. ما تأثیر این شوکها را در طی یک دوره ۲۰ ساله مورد بررسی قرار خواهیم داد.

مدل پژوهش

در اینجا دوره مورد بررسی برای تحلیل ۲۰ سال در نظر گرفته شده و جهت برآورد و تخمین مدلها از نرم افزار Eviews استفاده شده است.

لذا با توجه به مباحث نظری ذکر شده در خصوص تعامل بین بررسی رابطه بین حجم معاملات، نوسانات و بازده سهام در بورس و جذب سرمایه گذاری در بورس، متغیرهایی که روی جذب سرمایه گذاری در بورس تأثیر می‌گذارند، مشخص و الگوی مناسب در پژوهش حاضر به صورت زیر قابل بیان می‌باشد:

$$LEI_t = f(LIB_t, LEXER_t, LEXERN_t, LHB_t, LNEB_t, LCPI_t, LST_t, LK_t)$$

$$t = 1, 2, 3, \dots$$

به طوری که:

$$LEI_t: \text{لگاریتم میزان بازدهی سهام در سال } t$$

- LK_t : لگاریتم سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار در سال t
 $LEXERN_t$: لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی (بازار آزاد) در سال t
 $LEXER_t$: لگاریتم نرخ ارز رسمی در سال t
 $LEXE_t$: لگاریتم نرخ ارز مؤثر در سال t
 $LNEB_t$: لگاریتم نوسانات نرخ سود بانکی در سال t
 $LCPI_t$: لگاریتم نوسانات بازدهی سهام در سال t
 LHB_t : لگاریتم حجم معاملات بورس اوراق بهادار در سال t
 LIB_t : لگاریتم شاخص قیمتی داراییهای جایگزین (دلار) در سال t
 LST_t : لگاریتم شاخص ثبات قانون در کشور در سال t

۶- نتایج آزمون فرضیه‌های تحقیق

۶-۱- نتیجه آزمون فرضیه اول تحقیق

بررسی مدل نوسانات شرطی با استفاده از رویکرد مدل گارچ چندمتغیره (M-GARCH) بوده که برآورد آن با استفاده از متغیرهای مستقل وقفه‌دار (نوسانات شاخص قیمت دارایی‌های جایگزین (دلار)) (Cst(M)) و با دو وقفه در متغیر وابسته شاخص داراییهای جایگزین (قیمت دلار) می‌باشد که تحلیل ضرایب متغیرهای مستقل در وقفه‌های اول تا دوم دارای اثرات منفی و معنی دار بر شاخص داراییهای جایگزین (قیمت دلار)، نوسانات بازده سهام و حجم معاملات بوده است. و از طرفی با معنی دار بودن و منفی بودن ضرایب واریانس متغیر وابسته حاکی از وجود حافظه بلندمدت متقارن در بازار بورس با لحاظ متغیرهای مستقل در کنار نوسانات متغیرهای وابسته می‌باشد و با توجه به نتایج بدست آمده و فرضیه اول تحقیق بین شاخص ارز (Cst(M)) و بازده سهام (Cst(R_t)) و حجم معاملات (Cst(H)) رابطه معنادار (آماره بزرگتر از جدول) وجود دارد.

۶-۲- نتیجه آزمون فرضیه دوم تحقیق

بررسی مدل نوسانات شرطی شاخص قیمت سهام با استفاده از رویکرد مدل فارچ نمایی چندمتغیره (BEKK-GARCH) که برآورد آن با استفاده از متغیرهای مستقل وقفه‌دار (شاخص کل حجم معاملات و شاخص قیمت دلار) و با سه وقفه در متغیر وابسته می‌باشد که تحلیل ضرایب متغیرهای مستقل در وقفه‌های اول تا سوم دارای اثرات منفی و معنی دار بر بازده قیمت سهام بوده است و از طرفی با معنی دار بودن و منفی بودن ضرایب واریانس متغیر وابسته حاکی از وجود حافظه بلندمدت نامتقارن در بازار بورس با لحاظ متغیرهای مستقل در کنار نوسانات متغیرهای وابسته می‌باشد و با توجه به نتایج بدست آمده از فرضیه دوم تحقیق بازده شاخص سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلند مدت است.

۶-۳- نتایج آزمون فرضیات فرعی تحقیق

آزمون فرضیه‌ها با استفاده از نوسانات کل حجم معاملات سهام حاکی از آن بوده که متغیرها با لحاظ معنی‌دار بودن و منفی بودن ضرایب واریانس متغیر وابسته حاکی از وجود حافظه بلندمدت نامتقارن (اثرات سرایت پذیری) در بازار بورس با لحاظ متغیرهای مستقل در کنار نوسانات متغیرهای وابسته می‌باشد و با توجه به نتایج بدست آمده از تحقیق، بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلندمدت و دارای ارتباط بین نوسانات سهام و بازده و حجم معاملات آنها می‌باشد. و از طرفی براساس برآورد انجام شده مقدار تأثیر پذیری متغیرها از نوسان پذیری بازده سهام، حجم معاملات و داراییهای جایگزین نشان می‌دهد که فرضیات فرعی تحقیق یعنی بین بازده سهام و نوسانات بازده و حجم معاملات به طورهمزمان رابطه معنادار (براساس آماره Z جدول و آماره احتمال) وجود دارد.

۷- نتیجه گیری و بحث

این تحقیق در زمینه کاهش نوسانات سرمایه گذاری در بازار بورس و ثبات سیاستی در این بازار و سایر بازارهای مالی، در کوتاه مدت و بلندمدت مورد تحلیل قرار گرفته است، که از سه رویکرد بررسی روند نموداری، برآورد با مدل‌های نا اطمینانی و در نهایت با مدل اتورگرسیو، به بررسی آنها در کوتاه مدت و بلندمدت و رابطه علیت آنها پرداخته شده، که در هیچ مطالعه‌ای این انجام نشده است که مزید بر انجام این کار در این تحقیق شده است.

الف) ایجاد زمینه های لازم جهت کاهش نوسانات و ثبات اقتصادی در بازار بورس و شوکهای وارد شده از طرف متغیرهای اقتصادی.

ب) دستوری بودن نرخ سود بانکی در اقتصاد ایران و تعیین مقدار آن با نرخ تورم در جامعه

ج) کاهش سرایت پذیری سایر بازارهای سرمایه بالخصوص بازار دارایی‌های جایگزین با سهام

د) هدف گذاری سیاست گذاران کلان کشور با لحاظ هماهنگی در سیاستها و شوک های وارده از سایر متغیرهای اقتصادی در کشور

در این تحقیق به دلیل گستردگی کار، مواجهه با مدل‌های مختلف گارچ (GARCH) چند متغیره و عاملی و تحلیل نتایج فرضیه ها در کوتاه مدت و بلندمدت جزو محدودیت و سختی هایی بود، که باید به مدل‌های مختلف آماری و اقتصاد سنجی و آمار پیشرفته تسلط کامل داشتیم که در تحلیل نتایج با مشکل مواجه نباشیم.

فهرست منابع

- * رهنمای رودپشتی، فریدون، قندهاری، شراره، برآورد ارزش در معرض خطر مبتنی بر محدودیت بر ارزیابی عملکرد مدیریت پرتفوی فعال در بورس اوراق بهادار تهران، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۲۴، (۱۳۹۴).
- * کریم زاده، مصطفی، بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌جمعی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶، (۱۳۸۵).
- * Geske R. and R. Roll. The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation // Journal of Finance, 1983, Vol. 38, No. 1, pp. 7-33.
- * Ghysels, E., Gouriéa, C., & Jasiak, J. (2000). Causality between returns and traded volumes. *Annales d'Economie et d. Statistique*, 60, 189-206.
- * Graham, Fed C. "Inflation, Real Stock Returns, and Monetary Policy", *Applied Financial Economics*, February 1996, PP. 29-35.
- * Griffin, J. M., Nardari, F., & Stulz, R. M. (2007). Do investors trade more when stocks have performed well? Evidence from ۶ countries. *Review of Financial Studies*, 20, 905-951.
- * Gultekin, N. Bulent, "Stock Market Returns and Inflation", Evidence From Other Counties', *The Journal of Finance*, March 1983, PP. 49-65.
- * Hamao Y. An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory, in Elton E.J. and M.J. Gruber (eds), *Japanese Capital Markets – Analysis and Characteristics of Equity, Debt and Financial Futures Markets*. – Ballinger Publishing Company, United States, pp. 155-173, 1988.
- * Harry M. Martkowitz ; *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments* (New York: Wiley, 1959).
- * Hernandez, Leonardo, "Inflation Y Retorno Bursatil, Una Invetigacion Empricia: Chile 1960-1983", *Cuadernos-De-Economia*, December 1990, PP.381-406.
- * Kwon, C.S. and T.S. Shin. Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns // *Global Finance Journal*, 1999, Vol. 10, No. 1, pp. 71-81.
- * Lee, B.S. Casual Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation // *Journal of Finance*, 1992, Vol. 47, No. 4, pp. 1591-1603.
- * Lee, unro, "further empirical test of the proxy effect hypothesis: some international evidence", *journal of international financial market institution and money*, summer 1996, pp.35-46.
- * Madsen, B. Jakob. (2002). Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. *Applied Financial Economics*, No.12, PP. 565-574.
- * Maysami, R.C. and T.S. Koh A. Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market, *International Review of Economics and Finance*, 2000, Vol., pp79-96

یادداشت‌ها

- ¹ EPS
² Bakhshi et al
³ Bid –ask spread
⁴ Huang et al
⁵ Overreaction
⁶ Ranti

⁷ Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (=ARCH)

⁸ Autocorrelation in Volatility

⁹ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastistiy (=GARCH)

¹⁰ Intrgerated GARCH (=IGARH)

¹¹ این مدل به نام Glosten, Jagonnathan and Runkle (1993) می‌باشد.

¹² Exponential GARCH

¹³ Nelson (1991)

¹⁴ Threshold ARCH (=TARCH)

¹⁵ این مدل توسط Zakoin (1995) و Glosten, Jaganathan and Runkle (1993) ارائه شده است.