فصلنامه مدیریت کسب و کار، شماره ۳۸، تابستان 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)

دکترمحمد حسین رنجبر[۱]
دکتر میرفیض فلاح شمس[۲]
روح اله رضازاده[۳]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۱۲/۸، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۹. مقاله:

چکیده

در 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 بازارآزاد 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 می‌باشد. و دلیل این تأثیرات بیانگر وجود مقررات زائد، مداخله دولت در اقتصاد، سیاست‌های 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.

کلمات کلیدی: مدلهای اتورگرسیو(VAR)، مدلهای آرچ و گارچ، نوسان پذیری، بازده سهام، حجم معاملات.

۱- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندر عباس،گروه مدیریت و حسابداری، بندر عباس،ایرانmhranjbar54@gmail.com
۲- دانشیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، گروه مدیریت بازرگانی، تهران، ایران fallahshams@gmail.com
۳- دانشجوی دکتری مدیریت مالی دنشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات،دانشکده اقتصاد و مدیریت،تهران و مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد یادگار امام (ره)، گروه حسابداری، تهرانRohollah Rezazadeh2016@gmail.com

مقدمه

بررسی رابطه حجم معاملات، نوسانات و بازده سهام از موضوعاتی است‌که از سال۱۹۵۹ تا کنون مورد توجه شدید محققان مالی و اقتصادی قرار گرفته شده است. اهمیت این رابطه به‌گونه‌ای است‌که در وال‌استریت ضرب المثل‌هایی درباره ارتباط حجم معاملات و نوسانات قیمتو بازدهی سهام شکل گرفته است. بورس اوراق بهادار و بازارسرمایه در ایران بازار جوانی است، اماگاهی دیده‌شده است که بسیاری از مبادله‌گران‌جزء در بازارسرمایه 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 اطلاعاتی‌می دانند که ممکن است به گوش آنها نرسیده باشد.

بانک، بورس و بیمه به ترتیب نماد مجسم سه بازار پول، سرمایه وتامین اطمینان هستند. بانک وظیفه تسهیل گردش پول و بورس وظیفه تسهیل گردش سرمایه را به عهده دارد. حساسیتهای بازارهای پول وسرمایه و نوسانات وضربه پذیری این بازارها تحت تاثیر تحولات اقتصادی وغیر اقتصادی، نیازمند سازوکار مناسب برای توسعه ریسک پذیری است. بیمه در مدیریت شرکتها، موسسات واسطه گری، مدیریت بدهی و آسیب پذیری ناشی از تغییر قیمت سهام کارساز وتامین کننده است. بیمه گر ضمن تعهد پرداخت خسارت، چون موقعیت مالی بیمه گذار راتثبیت می کند لذاغیر مستقیم اعتبار او را در برابر افراد مورد معامله اش تقویت می نماید. بنابراین باتامین اطمینان وکاهش خطراتی که سرمایه گذاری ها راتهدید می کند، موجبات ارتقاء سرمایه گذاری رافراهم می کند.

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 می شود؛ ازیک طرف توسعه فعالیتهای بیمه ای، 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 کاملا ملموس است. سلامت بازار مالی ایران درگرو توسعه خدمات بیمه ای 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 می گیرند از جمله مسائلی بود که مطرح گشت واقداماتی چون ارائه خدمت مشاوره و سبد گردانی دراین 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 می باشد. 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 می خواهیم پاسخ دهیم که آیا اثر نااطمینانی نرخ ارز بر بازده سهام و میزان سرمایه گذاری در بورس تاثیر دارد؟

مبانی نظری و مروری برپیشینه تحقیق

چوانگ و همکاران (۲۰۱۲)، باعنوان روش دومتغیره گارچ برای بررسی رابطه بین درآمد یا بازده سهام، حجم معاملات و نوسانات بازده با استفاده ازیک مدل دومتغیره GJR GARCH به بررسی همزمان روابط علت و معلولی بین حجم با معاملات و بازده سهام و رابطه علی بین حجم معاملات ونوسانات 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 درمورد 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 وحجم معاملات و رابطه حاصل از بازده سهام و حجم معاملات درتمام بازارهای سهام نمونه قابل توجه وقوی هستند. دوم آنکه، یک رابطه علیتی دوسویه مثبت بین بازده سهام و حجم معاملات در بازارهای تایوان وچین وبین حجم معاملات ونوسانات بازده دربازارهای ژاپن، کره، سنگاپور و تایوان وجود دارد. سوم آنکه، یک رابطه مثبت همزمان بین حجم معاملات ونوسانات بازده دربازارهای هنگ کنگ، کره، سنگاپور، چین، اندونزی وتایلند وجود دارد، اما دربازارهای ژاپن وتایوان این رابطه منفی است. چهارم اینکه، یک اثر نامتقارن قابل توجه به ترتیب بر روی نوسانات حجم معاملات و بازده (سود) درتمامی کشورهای نمونه ودرکره وتایلندیافت 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 ازدو معیار Crash (متغیرموهومی احتمال سقوط قیمت سهام) و معیارNsckew (چولگی منفی بازده سهام) استفاده کرده اند. معیار اول، معیار اصلی پژوهش است که به دلیل ماهیت موهومی آن در آزمونها ازرگرسیون لجستیک استفاده شده است. معیار دومبنا به ماهیت آنکه ازنوع کمی پیوست هاست، صرفاًبرای انجام آزمون اضافی وبرای تأیید بیشتر نتیجه حاصل ازمدل 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 وهمکاران(۲۰۱۰) به بررسی قدرت پیش‌بینی قیمت نفت خام با استفاده ازمدلهای مختلف کلاس(FI-GARCH)و داده‌های روزانه در دو دور هزمانی مختلف پرداختند.درطول دوره(۲۰۰۹-۲۰۰۷) و به دلیل بحران مالی جهانی، قیمت نفت خام به ازای هر بشکه، تغییرات معناداری از حدود۳۰ تا۱۴۵ دلار راداشته است. درچنین بازه پرتلاطمی مدلهای غیرخطی کلاس(MFI-GARCH) نسبت به مدلهای 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 شرکت‌های پذیرفته شده در بورس هندوستان" با در نظر گرفتن ۱۹ ساز وکار 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 شرکت‌های پذیرفته شده در بورس هند دارد و از این رو اهمیت زیادی در پیش‌بینی قیمت سهام شرکت‌ها دارد. او همچنین دریافت که عایدی هر سهم[1] و فروش، همواره بر قیمت سهم تأثیرگذار است و خالص دارایی‌های ثابت نیز اثر قابل توجهی بر قیمت سهام شرکت دارد.

متنوروسولانگ (۲۰۱۰)درپژوهشی باعنوان "ساز وکارهای راهبری شرکتی وارزش 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 برارزش۴۰۳شرکت فعال دربورس اوراق بهادارمالزی درسالهای 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) ونسبت بدهی (نسبت کل بدهی به دارایی شرکت) به عنوان متغیرکنترلی درنظرگرفته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد رابطه منفی و معنادار بین دوگانگی وظیفه مدیرعامل به عنوان یکی از ساز وکارهای راهبری شرکتی و ارزش شرکت وجوددارد.

بخشی و همکاران[2] (۲۰۱۱) در تحقیق خود پیرامون تأثیر حاکمیت شرکتی بر دامنه‌ی پیشنهادی- درخواستی[3] با در نظر گرفتن ساختار مالکیت و هیأت مدیره بعنوان معیارهای حاکمیت شرکتی با بررسی ۱۳۴ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۲۰۰۸-۲۰۰۷ 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 سازوکارهای ساختار مالکیت با دامنه‌ی پیشنهادی- درخواستی رابطه‌ای ندارد و افزایش در مدیران غیرموظف دامنه پیشنهادی- درخواستی را کاهش می‌دهد.

هانگ و همکاران[4] (۲۰۱۱) در بررسی اثرات حاکمیت شرکتی و عملکرد بر قیمت سهام و فراواکنش[5]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 به‌عنوان ویژگی‌های هیأت مدیره و سهامداران نهادی، مالکیت درونی

---

[1] EPS
[2] Bakhshi et al
[3] Bid –ask spread
[4] Huang et al
[5] overreaction

به‌عنوان 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[1] (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 ۲۰۰۷و ۲۰۰۹ به نتایج زیردست 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 این‌صورت 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 تهرانمی پردازد. این تحقیق سری زمانی بازده ماهانه سهام و حجم معاملات ماهانه طی دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۷۹ تا مهرماه سال۱۳۹۰را بررسی می-کند. 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 یافته ها منجر به رد فرضیه ترکیب توزیع ها (MDH)در بورس اوراق بهادار تهران می شود. 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 محافظه-

[1] Ranti

کارانه 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 معنی داری بین آن با متغیر وابسته تحقیق مشاهده نشد.

روش شناسی تحقیق

روش تحقیق حاضر از نوع آماری و تحلیلی می باشد. تحلیلی به این دلیل که هدف آن تحلیل کردن رابطه بین متغیرها در شرایط معین یا پدیده های 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 داده های تاریخی میباشد.روش مورد نظر برای بررسی همبستگی بین متغیرها، رگرسیون اتورگرسیو (VAR) و بررسی نوسان پذیری متغیرها با مدل (GARCH) می باشد. در این نوع تحقیق رابطه میان متغیرها براساس هدف تحقیق، تحلیل می گردد. 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 می شود. روش تحقیق از نظر هدف، کاربردی است. زیرا به بررسی روابط متغیرها در بورس اوراق بهادار پرداخته می شود.

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.

فرضیه ها ی تحقیق

فرضیات اصلی

۱- نااطمینانی نرخ ارز رسمی و بازار آزاد بر میزان سرمایه گذاری 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 سرمایه گذاری در بورس رابطه معنی داری وجود دارد.

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

تجزیه و تحلیل داده ها و ارائه مدل تحقیق

مدلهای مختلف اندازه گیری ریسک

در گذشته برای اندازه گیری 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 وناطمینانی آن متغیر را. در موضوع ریسک و نااطمینانی، علی الخصوص در بازارهای مالی و سرمایه،از تصریح اقتصاد سنجی 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 اقتصاد سنجی مدلهای نااطمینانی توسط بالرسلو در ۱۹۸۶ ارائه شد. (جانستون،۲۰۰۵) :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_1 y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$
$$\sigma_{it}^2 = \gamma_{i0} + \gamma_{i1}\varepsilon_{i,t-1}^2 - \delta_i \sigma_{it-1}^2$$

بطوریکه σ^2واریانس ε_t در دوره t را نشان می دهد. برای هر یک از پنج متغیر تورم، قیمت نسبی کالاهای سرمایه ای،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 می‌شود.

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 به‌عنوان‌مثال 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 استکه 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 تغییرپـذیری می‌باشند، زیرا از یک طرف، پیش‌بینی بازدهی اهمیت دارد و از طرف دیگر نوساناتی که این بازدهی در آینـده خواهد داشت نیز از اهمیت زیادی برخوردار است.

سری زمانی y را در نظر بگیرید که y_t مقدار آن را در زمان t نشان می‌دهد. در مباحـث مرسـوم رگرسـیون، یک معادله برای y_t معرفی می‌کنیم که در ساده‌ترین حالت به صورت $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$ است. آنچـه در اینجا برآورد می‌شود، معادله میانگین شرطی y_t است که به صـورت $E(y_t \mid x_t) = \alpha + \beta x_t$ مـی‌باشـد کـه برآورد آن را $\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ نشان می‌دهیم. در این شرایط فرض ضمنی این است کـه واریـانس شـرطی y_t ثابت است.

در مباحث رگرسیون یک متغیره دیدیم که تغییرات y شامل دو قسمت است: یکی تغییرات توضیح داده شـده 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 می‌شـود. یعنی در زمان t بخشی از y_t توسط $\hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ تبیین می شود که بـرای مـا قابـل پـیش‌بینـی اسـت و هـیچ نااطمینانی راجع به آن وجود ندارد و بخشی نیز توسط جزء اختلال تبیین می‌شود که فرض بر ایـن اسـت کـه این قسمت از تغییرات y_t در هر زمانی برابر با مقدار ثابت $\hat{\sigma}^2$ است. بنابراین در اینجا ما یـک جـزء نـامطمئن داریم که آن را ثابت فرض کرده‌ایم. یعنی فرض کرده‌ایم که تغییـرات غیرقابـل پـیش‌بینـی y کـه ناشـی از عوامل تصادفی است، ثابت است.

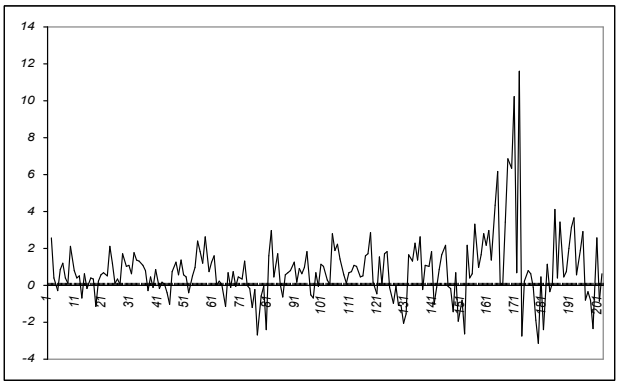
به‌هرحال در این مباحث تغییرات غیرقابل پیش‌بینی را که ناشی از عوامل تصادفی است، معادل با نااطمینـانی راجع به y_t درنظر می‌گیریم و همان طور که ملاحظه شـد، معیـار نااطمینـانی، واریـانس جملـه خطـا (σ^2) می‌باشد. حال موضوع دیگری که راجع به نااطمینانی یا تغییرات پیش‌بینی نشدهٔ y_t مطرح است این است کـه σ^2 به عنوان معیار نااطمینانی لزوماً نمی‌تواند ثابت باشد. به عنوان مثال در مورد بازدهی سهام، همچنان کـه مقدار بازدهی به طور متوسط افزایش می‌یابد، ممکن است نااطمینانی راجع به آن (مثلاً واریـانس یـا انحـراف معیار آن، که بیانگر ریسک است) نیز افزایش یابد. در چنین حالتی، σ^2 نمی‌تواند ثابت باشد کـه آن را بـا σ_t^2 نشان می‌دهیم. بدین ترتیب σ_t^2 بیانگر تغییرات y_t است که ناشی از عوامل تصادفی می‌باشد کـه معیـاری از نوسان‌پذیری یا نااطمینانی راجع به y_t است. بنابراین همانطور کـه بـرای میـانگین شـرطی y_t یـک معادلـه رگرسیون تعریف و برآورد می‌کنیم، لازم است که برای واریانس شرطی آن نیز یک معادلـه تعریـف و بـرآورد نماییم.

مدل آرچ(ARCH)

مدلهای $ARCH$ مدلهایی هستند که در آنها واریانس شرطی خودرگرسیونی[1]، 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 می دانیم، 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:

[1]. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (=ARCH)

$$\sigma_t^2 = V(u_t|u_{t-1}, u_{t-2}, ...) = E[(u_t - Eu_t)^2|u_{t-1}, u_{t-2}, ...] \quad (۱)$$

با فرض $E(u_t) = 0$، خواهیم داشت:

$$\sigma_t^2 = V(u_t|u_{t-1}, u_{t-2}, ...) = E(u_t^2|u_{t-1}, u_{t-2}, ...) \quad (۲)$$

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[1]» توسط واریانس شرطی جمله خطا بیان می‌شود که در ساده‌ترین حالت، بستگی به مجذور خطای دوره قبل دارد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (۳)$$

مدل فوق را تحت عنوان $ARCH(1)$ می‌شناسند، زیرا واریانس شرطی فقط بستگی به خطای دوره قبل دارد. توجه شود که مدل (۳)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:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \qquad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (۴)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (۵)$$

مدل ۴ و ۵را می‌توان گسترش داد و در حالت کلی آن را صورت $ARCH(q)$ نشان داد:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad , \quad u_t \sim N(0, h_t) \quad (۶)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + ... + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (۷)$$

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:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad (۸)$$

$$u_t = v_t \sigma_t \quad , \quad v_t \sim N(0,1) \quad (۹)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (۱۰)$$

---

[1]. Autocorrelation in Volatility

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

$$E(u_t) = E(v_t\ \sigma_t) = E(v_t)E(\sigma_t) = ۰$$

$$V(u_t) = V(v_t\ \sigma_t) = \sigma_t^۲ V(v_t) = \sigma_t^۲$$

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.

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 $GARCH$[1] می‌باشد.

مدلARCHتعمیم یافته (GARCH)

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

$$\sigma_t^۲ = \alpha_۰ + \alpha_۱ u_{t-۱}^۲ + \beta \sigma_{t-۱}^۲ \qquad (11)$$

مدل فوق با $GARCH(۱,۱)$ 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 $\sigma_{t-۱}^۲$ جایگذاری کنیم، خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}\sigma_t^۲ &= \alpha_۰ + \alpha_۱ u_{t-۱}^۲ + \beta(\alpha_۰ + \alpha_۱ u_{t-۲}^۲ + \beta \sigma_{t-۲}^۲) \\ &= \alpha_۰(۱+\beta) + \alpha_۱ u_{t-۱}^۲ + \beta\, \alpha_۱\, u_{t-۲}^۲ + \beta^۲\, \sigma_{t-۲}^۲\end{aligned} \qquad (12)$$

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

$$\sigma_t^۲ = \alpha_۰(۱+\beta+\beta^۲+\cdots) + \alpha_۱(u_{t-۱}^۲ + \beta u_{t-۲}^۲ + \beta^۲ u_{t-۳}^۲ + \cdots)$$

---

[1]. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastistiy (=GARCH)

$$= \alpha'_{\cdot} + \alpha'_{1} u^{2}_{t-1} + \alpha'_{2} u^{2}_{t-2} + \alpha'_{3} u^{2}_{t-3} + \cdots \qquad (13)$$

$$\alpha'_{\cdot} = \alpha_{\cdot} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^{i} \quad , \quad \alpha'_{\cdot} = \alpha_{\cdot} \beta^{i}$$

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

$$\sigma^{2}_{t} = \alpha_{\cdot} + \alpha_{1} u^{2}_{t-1} + \cdots + \alpha_{q} u^{2}_{t-q} + \beta_{1} \sigma^{2}_{t-1} + \cdots + \beta_{p} \sigma^{2}_{t-p} \qquad (14)$$

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 غیرشرطی که با فرض همسانی واریانس می‌باشد، امید ریاضی معادله (14) را حساب کنیم.

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

$$V(u_t) = \frac{\alpha_{\cdot}}{1 - (\alpha_{1} + \beta)} \qquad (15)$$

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 شرطیِ 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.

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 مدلها $ARCH$ و $GARCH$ بکار برد.

[1]. Intrgerated GARCH (=IGARH)

برای تخمین مدلهای $GARCH$ روش دیگری که تحت عنوان حداکثر درست نمایی می‌باشد بکار برده می‌شود. برای کاربرد روش حداکثر درست نمایی جهت تخمین مدلهای $GARCH$ فرض کنید که مدل ما شامل معادله میانگین شرطی (y_t) و معادله واریانس شرطی باشد:

$$\begin{aligned} y_t &= a + by_{t-1} + u_t \quad , \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \qquad (16)$$

چون u_t توزیع نرمال با میانگین ۰ و واریانس σ_t^2 دارد، لذا تابع احتمال آن عبارت است از:

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

حال تابع درست نمایی را تشکیل می‌دهیم:

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

لگاریتم تابع درستنمایی عبارت است از:

$$LnL = -\frac{n}{2} Ln\, 2\pi - \frac{n}{2} \sum_{t=1}^{n} Ln\ \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{n} \frac{(y_t - a - by_{t-1})^2}{\sigma_t^2} \qquad (19)$$

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

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 به صورت 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 به صورت نامتقارن نیز در نظر بگیرند. در اینجا

دو نوع از این مدلها را بررسی می‌کنیم که یکی مدل GJR[۱] و دیگر مدل $GARCH$ نمایی یا $EGARCH$[۲] می‌باشدکه توسط نلسون (۱۹۹۱)[۳] ارائه شده است.

مدل GJR

مدل GJR ساده‌ترین نوع مدلهای $GARCH$ نامتقارن است. در این مدل، واریانس شرطی به صورت زیر فرمول بندی می‌شود:

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

$$\begin{cases} I_{t-1} = 1 & \text{اگر } u_{t-1} < 0 \text{ باشد} \\ = 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \qquad (۲۰)$$

در این مدل اگر γ معنی‌دار 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 معنی‌دار باشد مدل نامتقارن است و اثر شوکهای مثبت و منفی نمی‌تواند یکسان باشد. اگر γ معنی‌دار 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.

مدل TARCH[۳]

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.[۴] 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:

---

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

2. Exponential GARCH

3. Nelson (1991)

3. Threshold ARCH (=TARCH)

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

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

$$\begin{cases} I_{t-k} = 1 & \text{اگر } u_{t-k} < 0 \text{ باشد} \\ = 0 & \text{اگر } u_{t-k} \geq 0 \text{ باشد} \end{cases} \qquad (۲۱)$$

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 تغییر پذیری را افزایش می‌دهد. همچنین اگر γ_k معنی‌دار نباشد، مدل متقارن خواهد بود.

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:

$$Ln\sigma_t^2 = \omega + \beta Ln\sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \qquad (۲۲)$$

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.

وارد نمودن $GARCH$ در معادله میانگین شرطی ($GARCH\text{-}M$)

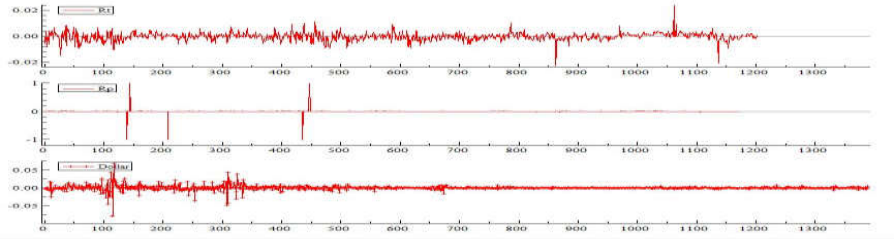
در مواردی ممکن است نیاز باشد که انحراف معیار یا واریانس شرطی را بعنوان یکی از متغیرهای توضیحی وارد معادله میانگین شرطی (معادله اصلی) کنیم. به‌عنوان مثال اگر معادله میانگین شرطی بیانگر بازدهی سهام باشد، در این صورت انحراف معیار شرطی بیانگر تغییرپذیری بازدهی سهام یا ریسک سهام است. در چنین حالتی وارد نمودن 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:

$$y_t = \mu + \delta \sigma_{t-1} + u_t \qquad (۲۳)$$

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

اگر δ معنی‌دار باشد بیانگر این است که بین میانگین بازدهی (y) و ریسک (σ) رابطه وجود دارد.

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



با توجه بـه نوسـانات شـاخص هـای مختلـف قیمتـی(R_p)، بـازده سـهام(R_t) و داراییهـای جـایگزین(دلار) (Dollar) نوسانات آنها در طول زمان به صورت روزانه براساس داده های موجـود مشـاهده مـی شـود، کـه میزان نوسانات در دو شاخص کل و دلار بیشتر از شاخص قیمتی سهام می باشد و این حاکی از وجود ریسـک بیشتر در دو شاخص فوق الذکر بوده و اقتصاد دارای وضعیت نا اطمینانی می باشد که نوسـانات ایـن متغیرهـا نیز تابعی از اتفاقات و اثرات روانی اقتصادی در روزها و ماههای گذشـته و عوامـل تاثیرگـذار غیرمسـتقیم بـر 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 شـاخص هـا دارای رگرسـیون کـاذب نبوده و صحت تحلیل های اقتصادسنجی را اثبات می‌کند.

تحلیل نمودار هیستوگرام شاخص های تحقیق

با توجه به تحلیل نمودار داده های ذیل در مـورد شـاخص بـازده نقـدی سـهام و بـازده نوسـانات داراییهـای جایگزین(دلار) در طول زمان و بصورت روزانه، می‌توان گفت که این دوشاخص دارای نوسان پذیری کمتـری و در یک راستای همراه با واریانس کمتری نسبت به بازده قیمتی سهام در بورس می باشـند کـه دلیـل آن را هم می توان تأثیرپذیری شاخص قیمتی از تورم موجود در جامعه، که تأثیر منفـی در جابجـایی سـرمایه هـای موجود بورس اوراق بهادار و بازار سفته بازی دلار دارد، دانست. لذا همانطور که در قسمت بعدی نمـودار دیـده می شود می‌توان گفت این شاخص ها دارای روند تغییرات تقریبا مشابه‌ای بوده ولـی دامنـه تغییـرات رونـدی

شاخص قیمتی علیرغم تغییرات روندی بیشتر دارای راستای حرکت باثباتی در طول زمان نسبت به سایر شاخص ها بوده است.

نتایج مدل نوسانات شاخص کل حجم معاملات سهام و سایر شاخص ها بااستفاده از مدل(E-GARCH)

بررسی مدل نوسانات شرطی بااستفاده از رویکرد مدل گارچ نمایی چندمتغیره (E-GARCH)براساس جدول ذیل که برآورد آن با استفاده از متغیرهای مستقل وقفه‌دار (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 می باشد. و از طرفی براساس برآورد جدول ذیل مقدار تأثیر پذیری متغیرها از نوسان پذیری بازده سهام، حجم معاملات و داراییهای جایگزین نشان می–دهد که طبق فرضیات تحقیق بین بازده سهام ونوسانات بازده وحجم معاملات به طورهمزمان رابطه معنادار(براساس آماره Z جدول و آماره احتمال)وجوددارد.

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

Title	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Constant نتیجه	-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

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 وقفه‌دار (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	۲.۲۷۲۱۱۹	0.0005
Rt_1 (X)-1	-0.153106	0.749621	-۴.۲۰۴۲۴۴	0.0002

Rt_2 (X)-1	-0.000279	0.000622	-۵.448787	0.0006
Rt_1 (X)-1	0.221759	0.513922	۳.431504	0.0001
Rt_2 (X)-1	-0.002132	0.118522	-۲.017991	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	۴.121938	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	-۵.246824	0.0002
Dollar_2 (X)-2	-110.0179	465.6081	-۸.236289	0.0002
Rt_1 (X)-3	0.001507	0.039163	۲.038480	0.0003
Rt_2 (X)-3	-2496.688	11025.54	-۴.226446	0.0009
Rp_1 (X)-3	-1.181744	63.11350	-۵.018724	0.0001
Rp_2 (X)-3	-1400.386	18812.44	-۶.074439	0.0007
Dollar_1 (X)-3	-0.012496	0.075310	-۸.165927	0.0002
Dollar_2 (X)-3	-3.41E-07	3.81E-06	-۹.089360	0.0001
C(11)	-0.039110	0.036585	-1.069017	0.0001
C(12)	0.000276	0.007944	۱۱.034749	0.0003
C(13)	0.052150	0.013555	3.847172	0.0001
C(22)	1.26E-07	5.75E-07	۲.219634	0.0002
C(23)	0.611731	0.622711	۴.982368	0.0002
C(33)	-2048.090	11260.40	-۶.181884	0.0007
C(17)	-1.127432	56.00026	-۸.020133	0.0001
b_1	1319.910	29780.73	۹.044321	0.0002
b_2	-1.127432	56.00026	-۳.020133	0.0003

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. 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:

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

اگر δ معنی‌دار باشد بیانگر این است که بین میانگین بازدهی (y) و ریسک (σ) رابطه وجود دارد.

بررسی مدل نوسانات شرطی بااستفاده 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) می باشد که تحلیل ضرایب متغیرهای مستقل در وقفه های اول تا دوم دارای اثرات منفی و معنی دار مطابق جدول ذیل (۳) بر شاخص داراییهای جایگزین(قیمت دلار)، نوسانات بازده سهام و حجم معاملات بوده است. و از طرفی با معنی‌داربودن 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 می باشد و با توجه به نتایج ذکر شده و فرضیات تحقیق بین شاخص ارز (Cst(M)) و بازده سهام(Cst(R_t))وحجم معاملات(Cst(H))رابطه معنادار (آماره بزرگتر از جدول) وجود دارد.

جدول (۳)- برآورد مدل نوسانات شاخص قیمت 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	0.۰۰16
Cst(H) حجم معاملات	-0.417426	0.004068	-6.125426	0.0000
$Cst(R_t)$ شاخص قیمت سهام	-0. 12310	0.000411	-2.12521	0.0002
ARCH(Alpha1)	-0.004758	0.053651	-۲.714822	0.۰۰08
GARCH(Beta1)	-0.039499	0.069336	-2.070251	0.0۰3

تخمین الگوی مدل به روش الگوی خودرگرسیو(VAR)

در این قسمت، ابتدا مدلها و متغیرهای مربوط به تحقیق را معرفی می‌نماییم. سپس به تخمین و برآورد مدلها می پردازیمو اثر متغیرهای معرفی شده در مدل را بر رابطه بین حجم‌معاملات،نوسانات و بازده‌سهامدر بورسو 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 می-نماییم 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 پاسخهایی 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 .

ارائه مدل تحقیق:

در اینجا دوره مورد بررسی برای تحلیل ،۲۰ سال در نظر گرفته شده و جهت برآورد و تخمین مدلها از نرم افزار۶- Eviews استفاده شده است.

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

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

$t = 1,2,3,..$

به طوری که:

LEI_t: **لگاریتم میزان بازدهی سهام در سال** t

LK_t: **لگاریتم سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار در سال** t

$LEXERN_t$: **لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی(بازارآزاد) 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

$LCPI_t$: **لگاریتمنوسانات 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

نتایج آزمون فرضیه های تحقیق

نتیجه آزمون فرضیه اول تحقیق

بررسی مدل نوسانات شرطی بااستفاده 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) می باشد که تحلیل ضرایب متغیرهای مستقل در وقفه های 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 معنی‌داربودن 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 می باشد 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)وجوددارد.

نتیجه آزمون فرضیه دوم تحقیق

بررسی مدل نوسانات شرطی شاخص قیمت سهام بااستفاده از رویکرد مدل قارچ 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 می باشد که تحلیل ضرایب متغیرهای مستقل در وقفه های 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 می باشد و با توجه به نتایج بدست آمده از فرضیه دوم تحقیق بازده شاخص سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلند مدت است.

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 می–باشد 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 می باشد. و از طرفی براساس برآورد انجام شده مقدار تأثیر پذیری متغیرها از نوسان پذیری بازده سهام، حجم معاملات و داراییهای جایگزین نشان می دهد که فرضیات فرعی تحقیق یعنی بین بازده سهام ونوسانات بازده وحجم معاملات به طورهمزمان رابطه معنادار (براساس آماره Z جدول و آماره احتمال)وجوددارد.

جمع بندی و نتیجه گیری

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 واردشده 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)هدف‌گذاری 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.

منابع

۱. 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، شماره۲۴،(۱۳۹۴).

۲. کریم زاده، مصطفی،بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم جمعی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶، (۱۳۸۵).

1. 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.
2. Ghysels, E., Gourieá, C., & Jasiak, J. (2000). Causality between returns and traded volumes.Annales d'Economie et d. Statistique, 60, 189–206.
3. Graham, Fed C. "Inflation, Real Stock Returns, and Monetary Policy",Applied Financial Economics, February 1996, PP. 29-35.
4. Griffin, J. M., Nardari, F., & Stulz, R. M. (2007). Do investors trade more when stocks haveperformed well? Evidence from ۴۶ countries. Review of Financial Studies, 20, 905–951.
5. Gultekin, N. Bulent, "Stock Market Returns and Inflation", Evidence From Other Counties', The Journal of Finance, March 1983, PP. 49-65.
6. 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.
7. Harry M. Martkowitz ; Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments (New York: Wiley, 1959).
8. Hernandez, Leonardo, "Inflation Y Retorno Bursatil, Una Invetigacion Empricia: Chile 1960-1983", Cuadernos-De-Econmia, December 1990, PP.381-406.
9. 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.
10. 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.
11. 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.
12. Madsen, B. Jakob. (2002). Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. Applied Financial Economics, No.12, PP. 565-574.
13. 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