فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
شماره چهاردهم
تابستان ۱۳۹۱

بررسی روند نوسانی بورس اوراق بهادار تهران

سیدعلی آل‌عمران[۱]
رویا آل‌عمران[۲]

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۲/۲۵

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی روند نوسانی بورس اوراق بهادار تهران از فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل دوم سال ۱۳۸۷ است. لذا در این پژوهش در پی پاسخ به این سوال هستیم که آیا بورس اوراق بهادار تهران روند نوسانی و بی‌ثباتی را در طی دوره‌ی مورد بررسی تجربه کرده است یا نه. در همین راستا برای کمی کردن نوسانات از مدل EGARCH استفاده شده‌است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در فاصله‌ی سال‌های ۷۸ تا ۸۷، بورس اوراق بهادار تهران همواره روند نوسانی را تجربه نموده‌است، بطوریکه بیشترین سطح نوسانی و به عبارتی بی‌ثباتی در فصل اول سال ۸۲ رخ داده و بعد از آن در فصل دوم سال ۸۶ هم بی‌ثباتی سطح بیشتری را تجربه نموده‌است، ولی در مقایسه با بی‌ثباتی رخ داده شده در فصل اول سال ۸۲، مقدار کمتری را داشته‌است.

واژه‌های کلیدی: بورس اوراق بهادار، بی ثباتی، مدل گارچ نمایی.

Archive of SID

۱- کارشناس ارشد علوم اقتصادی و عضو باشگاه پژوهشگران جوان دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، (مسئول مکاتبات)
s.a_aleemran@hotmail.com
۲- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، گروه اقتصاد، تبریز، ایران alomran@iaut.ac.ir

www.SID.ir

۱- مقدمه

پیش‌بینی نوسان[1] یکی از مسایل بسیار مهم در بازارهای مالی است که توجه بسیاری از پژوهشگران دانشگاهی و کارشناسان این حوزه را در چند دهه‌ی گذشته به خود جلب نموده‌است. اهمیت این موضوع از آنجا ناشی می‌شود که نوسان در بازار مالی یکی از متغیرهای مهم در زمینه‌ی تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، قیمت‌گذاری اوراق بهادار (مشتقه‌ها)، مدیریت ریسک، تدوین مقررات و سیاست‌گذاری پولی است. همچنین، نوسان‌پذیری بازارهای مالی تاثیر مهمی در اقتصاد کشورها از طریق ایجاد یا کاهش اطمینان و اعتماد عمومی ایفا می‌نماید. با توجه به مطالب یاد شده، شناسایی پویای نوسان در تمامی بازار-های مالی از اهمیت و جایگاه خاصی برخوردار بوده و امکان مدل‌سازی و پیش‌بینی آن از ابزار-های اصلی دست‌اندرکاران اقتصادی و مالی کشورها، بورس‌ها و شرکت‌ها در اتخاذ تصمیم-های سرمایه‌گذاری تلقی می‌شود (تهرانی و پور-ابراهیمی، ۱۳۸۸).

در همین راستا، این مطالعه در صدد بررسی روند نوسانی بورس اوراق بهادار تهران است. آمار و اطلاعات متغیرهای مورد نیاز در مدل به صورت سری زمانی فصلی(۱۳۷۸:۳– ۱۳۸۷:۲) از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی استخراج شده‌اند.

بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، در قسمت دوم ادبیات موضوع مرور شده و به مهمترین مطالعات تجربی اشاره می شود. در قسمت سوم مدل تحقیق و تکنیک تخمین معرفی خواهد شد. قسمت چهارم، به ارایه نتایج و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق اختصاص یافته-است و در خاتمه نتیجه‌گیری مباحث ارایه می-شود.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱- بی‌ثباتی یا نوسان

در یک تعریف کلی هر چیزی که شرایط فضای اقتصاد را از مسیر رقابتی و بازاری بودنش دور کند بی‌ثباتی اقتصادی نامیده می‌شود. در ادبیات اقتصادی دو واژه‌ی انگلیسی Economic Volatility و Economic Instability معادل بی-ثباتی اقتصادی می‌باشد. Economic Instability یک مفهوم عام بوده و دربردارنده‌ی تمام شوک-هایی است که بر اقتصاد وارد می‌شود. این واژه دربردارنده‌ی سطح عدم تعادل‌ها و همچنین میزان نوسانات موجود در متغیرهای اقتصادی می‌باشد (پاوول[2]، ۲۰۰۲).

Economic Volatility یک مفهوم خاص بوده و تنها شامل نوسان در متغیرهای اقتصادی می‌باشد. برخی محققین چون جان جیمز[3] (۱۹۹۳) هیچ تفکیکی بین Instability و Volatility قایل نیستند و آنها را در یک مفهوم به کار می‌برند. اسمیت و البداوی[4] (۱۹۹۸) بین دو واژه‌ی فوق تمایز قایل شده‌اند؛ به نظر ایشان Instability علاوه بر نوسانات متغیرهای اقتصادی، در اثر بالا رفتن یک متغیر از حد بحرانی آن ایجاد می‌شود. مثلا هنگامی که تورم از ۳۰ درصد بیشتر می‌شود؛ هرچند دارای نوسان نباشد ولی خود عاملی برای بی‌ثباتی است. در مجموع بی‌ثباتی‌های اقتصادی علاوه بر بی‌ثباتی قیمت‌های مهم و کلیدی اقتصاد (نرخ ارز، سطح

Archive of SID
www.SID.ir

عمومی قیمت‌ها و ...) موارد بسیاری از جمله بی‌ثباتی درآمد ملی، بی‌ثباتی بازار سهام، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی، بی‌ثباتی برنامه‌ها، سیاست‌ها و قوانین دولت را شامل می‌شود. بی‌ثباتی در هرکدام از اجزای تقاضای کل یعنی مصرف، سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی، مخارج دولت، صادرات و واردات می‌تواند منجربه بی‌ثباتی شود (برسکی[5]، ۱۹۸۰).

در مقابل بی‌ثباتی اقتصادی، ثبات اقتصادی[6] وجود دارد. ثبات اقتصادی به عنوان یک خصیصه‌ی مرکب، در بردارنده‌ی شرایطی چون تورم پایین، اشتغال کامل و تعادل تراز پرداخت‌ها که هریک از اهداف عمده‌ی مداخلات و سیاست‌گذاری‌های دولت در اقتصاد محسوب می‌شود، است (کمیجانی، ۱۳۷۴).

کمپل و هنچل[7] (۱۹۹۲)، در مقاله ای با عنوان" بی‌ثباتی بازار سهام نیویورک " بی‌ثباتی بازار سهام نیویورک را برای دوره‌های زمانی ۱۹۲۶-۱۹۸۸ با استفاده از روش EGARCH مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج مطالعه وجود بی-ثباتی در بورس نیویورک را مورد تایید قرار داده-است. همچنین نتایج بیانگر این بوده‌است که در زمان‌هایی که بازار سهام نیویورک با بی‌ثباتی بیشتری روبرو می شود، تاثیر آن بر بازدهی بورس نیز افزایش می‌یابد.

چودری[8] (۱۹۹۶)، در مقاله ای با عنوان " بی‌ثباتی بازار سهام چین و سقوط آن در سال ۱۹۸۷ " بی‌ثباتی بازار سهام چین را مورد مطالعه قرار داده‌است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که بین بی‌ثباتی‌های قابل پیش‌بینی و بازده سهام رابطه‌ی مثبت وجود دارد اما از نظر آماری این رابطه معنی‌دار نیست.

مورلی[9] (۲۰۰۲)، در مقاله ای با عنوان" ارتباط بین بی‌ثباتی بازار سهام و بی‌ثباتی اقتصاد کلان" ارتباط بین بی‌ثباتی بازار سهام و بی‌ثباتی اقتصاد کلان را با استفاده از مدل ARCH-GARCH برای داده‌های انگلستان از ژانویه‌ی سال ۱۹۶۷ تا دسامبر ۱۹۹۵ تخمین زده‌است. متغیرهای کلان مدل عبارت است از: تولید صنعتی، شاخص قیمت عمده فروشی، عرضه‌ی پول، نرخ تورم و نرخ ارز که به صورت مارک آلمان بر پوند تعریف شده‌است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که ارتباطی بین بی‌ثباتی بازار سهام و بی‌ثباتی اقتصاد کلان وجود ندارد.

کادبرتسون و هایده[10] (۲۰۰۲)، در مقاله ای با عنوان" بی‌ثباتی و کارایی بازار سهام در فرانسه و آلمان " با استفاده از روش VAR کامپل شیلر و با به‌کارگیری داده‌های ماهانه‌ی بازار سهام فرانسه و آلمان، به مقایسه بی‌ثباتی و کارایی بازار سهام فرانسه و آلمان پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که کارایی بازار سهام فرانسه در مقایسه با آلمان بیشتر و بی‌ثباتی بازار سهام فرانسه در مقایسه با آلمان کمتر است.

روفوس‌آیودجی[11] (۲۰۰۹)، در مقاله ای با عنوان " بازده سهام، نوسانات و بحران مالی جهانی در بازارهای در حال ظهور(در مورد نیجریه)" با استفاده از روش گارچ نمایی به بررسی ارتباط بین بازدهی سهام و نوسانات در نیجریه پرداخته‌است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اصلاحات بانکی در ماه جولای سال ۲۰۰۴ تاثیر منفی روی بازدهی سهام دارد و اصلاحات بیمه‌ای و بحران مالی جهانی روی بازدهی سهام تاثیر ندارد.

Archive of SID
www.SID.ir

کورادی[12] و همکاران (۲۰۰۹)، در مقاله ای با عنوان " نوسانات بازار سهام و نوسانات صرف ریسک" به این نتیجه رسیده‌اند که سطح نوسانات بازار سهام فقط با عوامل مربوط به چرخه‌های تجاری توضیح داده نمی‌شود بلکه عوامل نامرئی دیگری نظیر نوسانات صرف ریسک و وجود بحران‌های مالی نیز در این نوسانات موثر هستند و تاثیر نوسانات صرف ریسک از بحران‌های مالی بیشتر و معنی‌دارتر است. همچنین نتیجه گرفتند که خود نوسانات بازار سهام منجربه بروز چرخه‌های تجاری می-شود.

تریپاتی[13] و همکاران (۲۰۱۰)، در مقاله ای با عنوان " تحلیل دینامیکی بازار سهام هند" با استفاده از مدل‌های GARCH، ARCH، EGARCH و TARCH به مطالعه‌ی ارتباط بین اثر اهرمی و بازدهی سهام و حجم معاملات و نوسان برای ۳۰ سهم از بازار سهام بمبئی از دوره‌ی زمانی ژانویه‌ی سال ۲۰۰۵ تا ژوئن سال ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اثرات ARCH در پسماندها وجود دارد و شوک‌ها و نوسانات در بازار دائمی هستند. همچنین اثرات اهرمی و نامتقارن در بازار سهام بمبئی وجود دارد و اخبار بد تاثیر بیشتری روی تغییرات حجم معاملات و نوسانات در بازار دارد و مدل‌های گارچ نامتقارن شرایط بازار را بهتر از مدل‌های گارچ متقارن برازش می‌کنند.

دوریون[14] (۲۰۱۰)، در مقاله ای با عنوان " شرایط تجاری و نوسانات بازار" از یک مدل نوسانی پویا استفاده نموده و به این نتیجه رسیده است که ۱۳درصد از نوسانات بازار در طول زمان از طریق ریسک‌های اقتصاد کلان و بقیه توسط شرایط تجاری توضیح داده می‌شود.

واستاکیس و مارکلو[15] (۲۰۱۰)، در مقاله ای با عنوان " تقاضای اطلاعات و نوسان بازار سهام" به این نتیجه رسیده‌اند که گرچه اطلاعات خصوصی شرکت‌ها مستقیما روی بازدهی سهام تاثیر دارد ولی اطلاعات عمومی مهمترین عاملی است که سرمایه‌گذاران در شکل‌دهی انتظارات آتی خود از آن استفاده می‌کنند. همچنین با استفاده از شاخص واریانس صرف ریسک نشان دادند که تقاضای اطلاعات تاثیر مثبتی روی بازار سهام دارد.

گاسپودینو و جمالی[16] (۲۰۱۱)، در مقاله ای با عنوان " پاسخ بازار سهام به شوک‌های سیاست پولی" به مطالعه‌ی پاسخ بازار سهام به شوک‌های سیاست پولی پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که یک ارتباط معنی‌دار بین نوسانات بازدهی سهام و شوک‌های سیاست پولی وجود دارد؛ همچنانکه بین نوسانات صرف ریسک و سیاست‌های پولی نیز رابطه وجود دارد و مهمترین عامل افزایش نوسان در کوتاه‌مدت، حجم معاملات بوده‌است.

وانگ[17] (۲۰۱۱)، در مقاله ای با عنوان " رابطه‌ی بین بی‌ثباتی بازار سهام و بی‌ثباتی‌های کلان اقتصادی با شواهدی از چین " با استفاده از مدل‌های VAR و EGARCH، رابطه‌ی بین بی ثباتی بازار سهام و بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی را برای دوره‌ی زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۸ مورد مطالعه قرار داده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که ارتباط دوطرفه بین تورم و قیمت سهام و ارتباط غیر مستقیم بین نرخ سود و قیمت

Archive of SID
www.SID.ir

سهام وجود دارد و ارتباط بین تولید ناخالص داخلی و قیمت سهام معنی دار نمی‌باشد.

هونگ[۱۸] (۲۰۱۱)، در مقاله ای با عنوان " انتخابات ریاست جمهوری و بازار سهام در تایوان" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به مطالعه‌ی تاثیرات کوتاه‌مدت و بلند-مدت (چرخه‌های انتخاباتی) سه دوره انتخابات ریاست جمهوری تایوان در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ پرداخته‌است. نتایج پژوهش حاکی از وجود اثرات بلندمدت انتخابات ریاست جمهوری بر بازار سهام و عدم وجود اثرات کوتاه‌مدت انتخابات ریاست جمهوری بر بازار سهام و عدم وجود تاثیر مثبت چرخه‌های انتخاباتی بر بازار سهام تایوان است.

از مطالعات داخلی که می‌تواند ارتباط نزدیکی با موضوع مورد مطالعه داشته باشد می-توان به مورد زیر اشاره نمود:

محرابیان (۱۳۸۳)، درمقاله ای با عنوان" حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی "میزان تاثیر شوک‌های مالی و شوک‌های ناشی ازمتغیرهای اقتصاد کلان بر بازار سهام را با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۷۹ به صورت فصلی و با به‌کارگیری الگوی VARمورد آزمون تجربی قرار داده‌است. بطوریکه با استفاده از الگویVARبرای پیش‌بینی اثر شوک‌های وارده از جانب متغیرها برروی شاخص قیمت سهام، از توابع عکس العمل آنی و تجزیه‌ی واریانس استفاده کرده‌است. نتایج عکس العمل آنی نشان داده‌است که به غیر از واردات کالا و خدمات که اثری منفی بر شاخص قیمت سهام می‌گذارند، سایر متغیرها اثری مثبت بر این شاخص دارند. همچنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز نشان داده‌است که در کوتاه‌مدت ارزش دلار در بازار آزاد پس از صادرات و واردات کالاها و خدمات بیشترین سهم را در توجیه شاخص قیمت سهام بر عهده دارد و نیز در کوتاه‌مدت، متغیر پولی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت سهام گذاشته‌است. اما در بلند-مدت ابتدا تولید ناخا لص داخلی وسپس تورم بیشترین سهم را در توجیه شاخص قیمت سهام دارا است و در کل نتیجه این شده‌است که در بلندمدت متغیر مالی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت سهام گذاشته‌است.

نجارزاده و زیوردار (۱۳۸۵)، در مقاله ای با عنوان" بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران" به مطالعه‌ی تحلیل تجربی ارتباط بین حجم معاملات و نوسانات بازده سهام به استناد فرضیه-ی ترکیب توزیع‌ها یا MDH در بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. بر خلاف نتایج مطالعه‌ی لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰)، یافته-های این پژوهش کاهش در معنی‌داری و اندازه‌ی (مقدار) ضرایب معادله‌ی واریانس شرطی را هنگامی که حجم معاملات به عنوان یک متغیر برونزا وارد مدل گردیده، نشان داده‌است و نیز بر خلاف مطالعات انجام شده بازارهای توسعه یافته، نوسانات بازده هنگامی که حجم معاملات به عنوان جایگزینی برای ورود اطلاعات در نظر گرفته می‌شود از بین نرفته‌است و موضوعیت فرضیه‌ی MDH در بازار ایران اثبات نشده‌است.

عسگری و ایرانپاک (۱۳۸۹)، در مقاله ای با عنوان" تاثیر میزان سهام شناور آزاد بر دامنه نوسان قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران و ارایه راه حل های مناسب در این

Archive of SID
www.SID.ir

زمینه" با استفاده از روش رگرسیون خطی و تحلیلی پنلی به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه‌ی بین میزان سهام شناور و نوسان قیمت سهام شرکت‌های بورسی، مثبت و معنی‌دار است و این ارتباط در بین صنایع مختلف متفاوت می‌باشد.

ولی‌پور (۱۳۸۹)، در مقاله ای با عنوان" مربوط بودن نوسانات جریان‌های نقدی برای پیش‌بینی بازده سهام" با استفاده از روش پنل‌دیتا، محتوای اطلاعاتی نوسانات کوتاه‌مدت و بلند-مدت جریان‌های نقدی را برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که نوسانات کوتاه-مدت جریان‌های نقد عملیاتی، اطلاعات مربوطی برای پیش‌بینی بازده سهام بوده است؛ در حالیکه نوسانات بلندمدت جریان‌های نقد عملیاتی، تاثیر معنی‌داری بر روی بازده سهام ندارد. همچنین از بین متغیرهای کنترل، بتا و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر روی بازده سهام تاثیر دارند.

فخاری و طاهری (۱۳۸۹)، در مقاله ای با عنوان" بررسی رابطه سرمایه‌گذاری نهادی و نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" با استفاده از داده-های مقطعی به پژوهش برای یافتن شواهدی در خصوص ارتباط بین سرمایه‌گذاری نهادی در نوسان‌پذیری بازده سهام پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که حضور سرمایه-گذاران نهادی موجب افزایش نظارت بر عملکرد مدیران شده، از عدم تقارن اطلاعاتی می‌کاهد و نهایتا با افزایش درصد مالکیت این گروه از سهامداران، از نوسان‌پذیری بازده سهام کاسته می‌شود.

۳- معرفی مدل پژوهش و روش تخمین

هدف اصلی این مطالعه بررسی روند بی‌ثباتی و نوسانی بورس اوراق بهادار تهران است. لیکن ضروری است قبل از بدست آوردن شاخص بی-ثباتی، ابتدا متغیر شاخص بازدهی بورس تعریف گردد و سپس بی ثباتی متغیر مورد نظر مورد بررسی قرار گیرد. در این مطالعه برای بدست آوردن شاخص بازدهی بورس از روش بکار برده شده توسط مورلی[19] در سال ۲۰۰۲ استفاده شده است که در آن، شاخص بازدهی بورس به صورت زیر تعریف می گردد:

$$TRB = (Ln(P_t) - Ln(P_{t-1}))*100$$

به طوریکه در رابطه فوق:

TRB: شاخص بازدهی بورس

P_t: شاخص قیمت و بازده نقدی در دوره‌ی t

P_{t-1}: شاخص قیمت و بازده نقدی در دوره‌ی t-1

Ln: علامت لگاریتم می باشد

جهت استخراج شاخص بی‌ثباتی از تکنیک گارچ نمایی[20] استفاده می‌شود که در قسمت زیر توضیح مختصری در مورد این روش و مزایای آن ارایه می‌شود.

یکی از محدودیت‌هایی که در مدل GARCH وجود دارد، این است که در آن تاثیر شوک‌های مثبت و منفی بر روی بی‌ثباتی، متقارن و یکسان در نظر گرفته می‌شود. این محدودیت از آنجا ناشی می‌شود که در مدل GARCH معمولی مانند معادله زیر:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

Archive of SID
www.SID.ir

واریانس شرطی فقط به اندازه‌ی وقفه‌های جملات اخلال وابسته است و مستقل از علامت جملات اخلال می‌باشد (به عبارت دیگر با به توان دو رسیدن وقفه‌ی جملات اخلال، علامت از بین می‌رود). از طرفی، گفته می‌شود که در متغیرهای مالی، یک شوک منفی بیشتر از یک شوک مثبت (هم اندازه با شوک منفی) باعث افزایش بی‌ثباتی می گردد (Brooks, 2008, p.406). بنابراین، برای استخراج بی‌ثباتی متغیرهای مالی بهتر است از روش‌های نامتقارن استفاده گردد که یکی از این روش‌های نامتقارن، EGARCH می باشد. این روش که برای اولین بار توسط نلسون[۲۱] (۱۹۹۱) مطرح گردیده‌است به شکل زیر قابل بیان می‌باشد:

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

این مدل چندین مزیت نسبت به مدل GARCH معمولی دارد. اول اینکه چون در مدل، σ_t^2 به صورت لگاریتمی وارد شده‌است. بنابراین، اگر حتی پارامترها منفی هم باشند، σ_t^2 مثبت خواهد بود. از این رو دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. دوم اینکه در مدل فوق امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد (Ibid, p.407).

آمار و اطلاعات متغیرهای مورد نیاز در مدل به صورت سری زمانی فصلی(۱۳۷۸:۳ – ۱۳۸۷:۲) از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی استخراج شده‌است.

به منظور برآورد شاخص بی‌ثباتی، ابتدا پایایی متغیر شاخص بازدهی بورس بررسی شده، سپس با استفاده از روش باکس جنکینز[۲۲]، مدل ARIMA رفتار متغیر شاخص بازدهی بورس پیش‌بینی می‌گردد[۲۳]. در مرحله‌ی بعدی، وجود و یا نبود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوطه بررسی گردیده و با شرط اینکه مدل ARIMA بدست آمده فاقد خودهمبستگی و دارای ناهمسانی واریانس باشد، بی‌ثباتی متغیر مورد نظر با استفاده از روش EGARCH بدست آورده می‌شود.

۴- یافته های تجربی و تفسیر نتایج

۴-۱- بررسی پایایی

به‌کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده-های سری زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای سری‌های زمانی مورد استفاده پایا[۲۴] هستند. از طرف دیگر باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد پایا نیستند. یک سری را پایا می‌گویند هرگاه میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت باشند و مقدار کواریانس بین دو دوره‌ی زمانی تنها بلافاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته باشد و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کواریانس نداشته باشند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در بر آورد ضرایب الگو ناپایا باشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه یا مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشند، می تواند ضریب R^2 بدست آمده آن خیلی بالا باشد و موجب شود تا محقق به استنباط‌های غلطی در مورد میزان

Archive of SID
www.SID.ir

ارتباط بین متغیرها کشانیده شود. در چنین شرایطی رگرسیون‌های انجام شده واقعی نبوده و کاذب می‌باشند. در ضمن وقتی که متغیرهای یک مدل پایا نباشند، دیگر مقادیر بحرانی آماره‌های t و F کاربرد ندارد. از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به پایایی یا عدم پایایی[۲۵] آنها اطمینان حاصل کرد. آزمون ریشه‌ی واحد[۲۶] یکی از معمول ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای حل این مشکل و برای تشخیص پایایی یک فرایند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. به منظور بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه‌ی واحد از آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته[۲۷] استفاده شده‌است. اگر قدر مطلق آماره‌ی آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگتر باشد، فرضیه‌ی H_0 و به عبارتی وجود ریشه‌ی واحد، رد می‌شود (شجاعی و بیگی، ۱۳۸۹).

جدول(۱)، نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم یافته‌ی مربوط به متغیر شاخص بازدهی بورس را در سطح اطمینان ۹۵درصد نشان می‌دهد. همانطور که در جدول مشاهده می‌گردد، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیر شاخص بازدهی بورس در هرسه حالت عرض از مبدا، عرض از مبدا و روند و بدون عرض از مبدا و بدون روند، آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪ بزرگتر بوده لذا فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیر شاخص بازدهی بورس پایا در سطح (I_0) می‌باشد.

۴-۲- تخمین مدل ARIMA پیش‌بینی کننده‌ی رفتار شاخص بازدهی بورس

برای تخمین شاخص بی‌ثباتی با استفاده از روش EGARCH، ابتدا لازم است تا مدل ARIMA برای متغیر شاخص بازدهی بورس تخمین زده شود. با توجه به اینکه متغیر شاخص بازدهی بورس پایا از مرتبه‌ی صفر می‌باشد، لذا از حالت سطح متغیر برای مدلسازی استفاده شده‌است. با توجه به نمودار همبستگی‌نگار[۲۸] متغیر شاخص بازدهی بورس، بهترین مدل ARIMA برای متغیر شاخص بازدهی بورس که فاقد خودهمبستگی‌های سریالی بوده و دارای ناهمسانی واریانس باشد، ARIMA(3,0,2) می‌باشد که معادله‌ی آن در رابطه‌ی (۱) نشان داده شده‌است.

جدول (۱) : بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر	نوع پایایی	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند زمانی	بدون عرض از مبدا و بدون روند زمانی
TRB	سطح	-۳/۸۱	-۴/۱۰	-۳/۳۴
		-۲/۹۵	-۳/۵۴	-۱/۹۵

توجه : اعداد درون سطرهای پررنگ، نشان دهنده‌ی آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته بوده و اعداد درون سطرهای سفید رنگ زیر آن‌ها، نشان دهنده‌ی مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪ می‌باشند.

Archive of SID
www.SID.ir

$$TRB = 0/08 + 0/39\ TRB_{t-1} + 0/84\ TRB_{t-2} - 0/36\ TRB_{t-3} - 0/93\ \varepsilon_{t-2}$$

(t=1/97) (t=2/22) (t=10/22) (t=-2/18) (t=-25/25)

در معادله‌ی فوق، برای آزمون خود-همبستگی‌های سریالی از آزمون بروچ گادفری[۲۹] و آزمون ریشه‌های معکوس[۳۰] و برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون آرچ[۳۱] استفاده شده است.

جدول (۲)، نتایج آزمون بروچ گادفری و شکل (۳)، نتایج آزمون ریشه‌های معکوس برای تشخیص وجود خودهمبستگی‌های سریالی و جدول (۴)، نتایج آزمون آرچ برای تشخیص وجود ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهند.

همانطور که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، در هردو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه‌ی اول و دوم، مقادیر احتمال مربوط به آماره‌های F و nr^2 [۳۲] بیشتر از ۰/۰۵ بوده و نشانگر کمتر بودن مقدار آماره‌ی F بدست آمده، از F جدول و همچنین کمتر بودن مقدار آماره‌ی nr^2، از χ^2 جدول می‌باشد. به همین منظور، در سطح اطمینان ۹۵درصد، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی، در هردو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه‌ی اول و دوم مورد تایید قرار می‌گیرد.[۳۳]

با استفاده از نمودار ریشه‌های معکوس نیز می‌توان دریافت که بین پسماندهای مدل وابستگی وجود دارد یا نه. همانطور که در شکل (۳) مشاهده می‌گردد، ریشه‌های معکوس در درون دایره‌ی واحد قرار گرفته و بیانگر عدم وجود وابستگی بین پسماندهای مدل ARIMA(3,0,2) می‌باشد.

نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس توسط آزمون ARCH در جدول (۴)، نشان می-دهد که در سطح اطمینان ۹۵درصد، مقدار احتمال مربوط به آماره‌ی F بدست آمده کمتر از ۰/۰۵ می باشد که نشانگر بیشتر بودن آماره‌ی F بدست آمده، از F جدول[۳۴] و رد فرضیه‌ی H_0 مبنی بر همسانی واریانس و تایید وجود ناهمسانی واریانس در مدل ARIMA(3,0,2) می باشد.

جدول (۲): بررسی وجود خودهمبستگی‌های سریالی با استفاده از آزمون بروچ گادفری

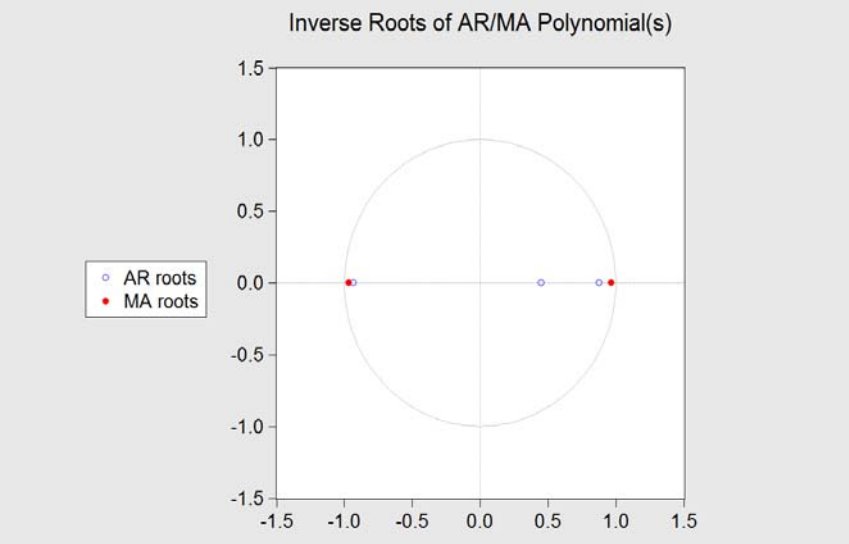
وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آزمون	
نبود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول	۰/۴۲۵۱	۰/۶۵۶۵	F- statistic	آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه اول
نبود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول	۰/۳۷۴۷	۰/۷۸۷۹	nr^2	
نبود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم	۰/۴۴۲۳	۰/۸۴۳۰	F- statistic	آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم
نبود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم	۰/۳۶۳۹	۲/۰۲۱۶	nr^2	

جدول (۴): بررسی وجود ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون آرچ

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آزمون	
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۲۳	۵/۰۷	F- statistic	آزمون ناهمسانی واریانس

Archive of SID
www.SID.ir

شکل (۳): آزمون ریشه های معکوس



جدول (۵) : بررسی پایایی جمله اخلال مدل ARIMA، با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر	نوع پایایی	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند زمانی	بدون عرض از مبدا و بدون روند زمانی
جمله‌ی اخلال	سطح	-۵/۷۵	-۵/۶۶	-۵/۸۴
		-۲/۹۶	-۳/۵۶	-۱/۹۵

همچنین نتایج مربوط به آزمون پایایی مربوط به سطح جمله‌ی اخلال مدل ARIMA(3,0,2)، توسط آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در جدول (۵)، نشان می‌دهد که در هرسه حالت عرض از مبدا، عرض از مبدا و روند و بدون عرض از مبدا و بدون روند، آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪ بزرگتر بوده لذا فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و جمله‌ی اخلال مدل ARIMA(3,0,2)، در سطح اطمینان ۹۵درصد، پایا در سطح بوده و بیانگر درستی تصریح مدل ARIMA فوق می‌باشد.

۴-۳- تخمین معادله واریانس شرطی

مرحله پایانی برای برآورد شاخص بی‌ثباتی بازدهی بورس، تخمین معادله‌ی واریانس شرطی جمله‌ی اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس می‌باشد. نتایج بدست آمده از تخمین معادله‌ی واریانس شرطی با استفاده از مدل EGARCH به صورت زیر است:

$$\ln(\sigma_t^2) = -9/05 + 0/8\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - 0/7\ln(\sigma_{t-1}^2)$$

(z= -3/44) (z= 2/42) (z= -7/31)

در معادله‌ی (۲)، درجات آرچ[۳۵] و گارچ[۳۶] بهینه، بر اساس مقادیر آکاییک و شوارز و با شرط برقراری شرط لازم و کافی برای پایای

Archive of SID
www.SID.ir

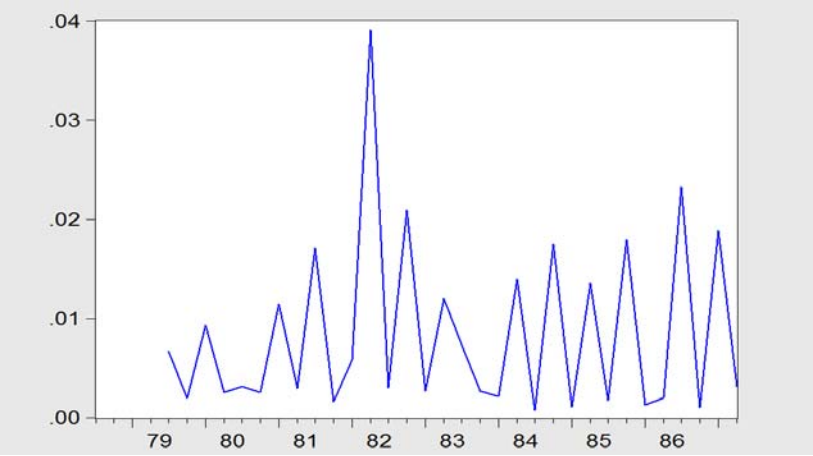
ضعیف بودن مدل گارچ نمایی انتخاب شده‌اند[۳۷].
با توجه به اینکه معادله‌ی واریانس شرطی ایجاد شده از درجات {ARCH=0 , GARCH=1}، دارای کمترین معیار آکاییک[۳۸] و شوارز[۳۹] و همچنین تامین کننده‌ی شرط لازم و کافی برای پایای ضعیف بودن مدل گارچ نمایی می‌باشد، به همین منظور در معادله‌ی (۲)، از درجات {ARCH=0 , GARCH=1}استفاده شده‌است.

۴-۴- برآورد شاخص بی‌ثباتی

بعد از اینکه معادله‌ی واریانس شرطی (۲) برآورد شد، شاخص بی‌ثباتی از این معادله استخراج می‌گردد. در نمودار (۶)، روند بی‌ثباتی بازدهی بورس نمایش داده شده‌است.

همانطور که روند بی‌ثباتی در نمودار (۶) نشان می‌دهد، از فصل اول سال ۷۹ تا فصل اول سال ۸۱ روند نوسانی تقریبا ملایم بوده ولی بعد از آن شروع به افزایش نموده، طوریکه در فصل اول سال ۸۲ به بیشترین سطح خود (بی‌ثباتی) رسیده‌است. سال ۸۲ سال ثبت رکوردهای جدید در بورس اوراق بهادار تهران است؛ چرا که در این سال همه‌ی نماگرهای عمده‌ی فعالیت با رسیدن به حد نصاب‌های تازه، از بدو فعالیت-های بورس اوراق بهادار تهران بی‌سابقه بوده است و علت این بی‌ثباتی یا نوسان شدید افزایشی، این است که در این بازه به منظور دسترسی آسان و سریع کاربران مختلف به اطلاعات آماری درست، کمیت و کیفیت اطلاعات عرضه شده در چارچوب نشریه‌های آماری ادواری بورس، بازنگری و بهسازی شده و به دلیل حضور پر تعداد روزانه‌ی سهامداران در تالار بورس، افزایش شمار خریداران، افزایش حجم دادوستد سهام، رشد ارزش معاملات و رشد پر شتاب قیمت‌ها، بازار سرمایه‌ی ایران شاهد رشد و توسعه بوده است. طوریکه این رشد باعث بوجود آمدن سال درخشانی در پرونده‌ی بورس تهران شد.

نمودار (۶): روند بی‌ثباتی بازدهی بورس



www.SID.ir

رفته رفته در انتهای سال به تدریج رفتار سرمایه‌گذاران تغییر یافته و چون انتظار کاهش نسبی قیمت سهام شرکت‌ها ناشی از تقسیم سود در مجامع عادی متصور بود، حجم دادوستد و شاخص قیمت کاهش یافت. در انتهای فصل چهارم سال ۸۳، نوسانات به طور قابل توجهی کاهش یافته و مجددا از فصل اول سال ۸۴ به دلیل سیاست‌ها و تلاش دولت و سازمان بورس، تصویب قانون بازار اوراق بهادار، تغییر سیاست-های داخلی سازمان بورس و پیش‌بینی آزادسازی قیمت سیمان به دلیل ورود این محصول به بورس فلزات، بازدهی بورس افزایش یافت. این نوسانات همینطور روند افزایشی و کاهشی خود را طی کرده و در فصل دوم سال ۸۶ به دلیل رویدادهای اساسی این دوره نظیر ۱. تصویب قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران ۲. تشکیل شورای عالی بورس اوراق بهادار ۳. تشکیل سازمان بورس اوراق بهادار ۴. تشکیل بورس اوراق بهادار تهران (شرکت سهامی خاص) ۵. شرکت سپرده‌گذاری مرکزی اوراق بهادار و تسویه‌ی وجوه، بازدهی مجددا روند نسبتا رو به رشدی را دنبال کرد که شاید مهمترین علت آن را بتوان به واگذاری شرکت-های دولتی به بورس نسبت داد. همچنین در همین سال بورس‌های کشاورزی، فلزات و مشتقات نفتی در قالب بورس کالا به منظور بالا رفتن کارایی بازار با یکدیگر ادغام شدند که این روند در سال ۸۷ نیز دنبال شد و همین فرایند بازدهی بالا برای بورس تکرار شد.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

هدف اصلی این مطالعه، بررسی روند نوسانی بورس اوراق بهادار تهران از فصل سوم سال ۷۸ تا فصل دوم سال ۸۷ است. در همین راستا این مطالعه در چهار قسمت سازماندهی شد. در قسمت اول مقدمه آورده و در قسمت دوم ادبیات موضوع مرور شد. در قسمت سوم مدل تحقیق و تکنیک تخمین معرفی شد و در قسمت چهارم به تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق پرداخته شد. در قسمت یافته‌های تحقیق، ابتدا پایایی متغیر شاخص بازدهی بورس با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته مورد آزمون قرار گرفت. سپس با استفاده از متدولوژی باکس جنکینز، مدل ARIMA پیش‌بینی کننده‌ی رفتار متغیر شاخص بازدهی بورس از فصل سوم سال ۱۳۷۸ تا فصل دوم سال ۱۳۸۷ تخمین زده شد و در نهایت به استخراج شاخص بی‌ثباتی بازدهی بورس با استفاده از تکنیک گارچ نمایی پرداخته شد. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که در فاصله‌ی سال‌های ۷۸ تا ۸۷، بورس اوراق بهادار ایران همواره روند نوسانی را تجربه نموده‌است، بطوریکه بیشترین سطح نوسانی (بی‌ثباتی) در فصل اول سال ۸۲ رخ داده و بعد از آن در فصل دوم سال ۸۶ هم بی‌ثباتی سطح بیشتری را تجربه نموده‌است ولی در مقایسه با بی‌ثباتی رخ داده شده در فصل اول سال ۸۲، مقدار کمتری را داشته‌است.

فهرست منابع

۱) شجاعی، عبدالناصر، بیگی، تورج، (۱۳۸۹)، بررسی ارتباط ICT و رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل های رشد درونزا،

Archive of SID
www.SID.ir

فصلنامه‌ی مدیریت صنعتی، سال پنجم، شماره‌ی یازدهم

۲) عسگری، محمدرضا، ایرانپاک، محسن، (۱۳۸۹)، تاثیر میزان سهام شناور آزاد بر دامنه نوسان قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته در بورس تهران و ارایه راه حل-های مناسب در این زمینه، فصلنامه‌ی بصیرت، سال هفدهم، شماره‌ی ۴۵

۳) فخاری، حسین، طاهری، عصمت‌السادات، (۱۳۸۹)، بررسی رابطه سرمایه‌گذاری نهادی و نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت-های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله‌ی پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، شماره‌ی چهارم

۴) محرابیان، آزاده، (۱۳۸۳)، حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی، پژوهشنامه‌ی اقتصادی، سال چهارم، شماره دوازدهم

۵) نجارزاده، رضا، زیوردار، مهدی، (۱۳۸۵)، بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۴

۶) ولی‌پور، هاشم، (۱۳۸۹)، مربوط بودن نوسانات جریان‌های نقدی برای پیش‌بینی بازده سهام، مجله‌ی مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، سال اول، شماره‌ی دوم

7) Brodsky, D. (1980). “ The composible measure of economic instability”, Oxford, bullten of Economics and Statistics, Vol 142:370-375

8) Brooks, Chris. (2008). “ Introductory Econometrics for Finance ”, Second Edition.

9) Campbell, John Y. Ludger, Hentschel. (1992). “ No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns ”, Journal of Financial Economics, No, 31: 281-318

10) Choudry, T. (1996). “ Stock Market Volatility and the Crash of 1987: Evidence from Six Emerging Markets ”, Journal of International Money and Finance, No,15: 969-981

11) Corradi, Valentina, Distaso, Walter. (2009). “ Macroeconomic Determinants of Stock Market Volatility and Volatility Risk-Premiums”, Available at: SSRN:http://ssrn.com

12) Cuthberston, Keith, Hyde, Stuart. (2002). “ Excess Volatility and efficiency French and German stock markets ”, Economic Modelling, No, 19, 399-418

13) Dorion, Christian (2010). “ Business Conditions, Market Volatility and Option prices ”, Available at: SSRN:http://ssrn.com

14) Hung,ling-chun (2011). “The presidential Election and the Stock Market in Taiwan”,Journal of Business and Policy Research,Vol6, 36-48.

15) Morelli, David. (2002). “ The relationship between conditional stock market volatility Empirical evidence based on UK data ”, International Review of Financial Analysis, No, 11, 101-110

16) Rufus Ayodeji, Olowe (2009). “ Stock Return, Volatility and The Global Financial Crisis in An Emerging Market: The Nigerian Case ”, International Review of Business Research Papers, No, 4, 426-447

17) Vlastakis, Nikolaos, Markellos, Raphael N. (2010). “ Information Demand and Stock Market Volatility”, journal of banking and finance

18) Wang, Xiufang (2011). “The Relationship between Stock Market Volatility and Macroeconomic Volatility:Evidence from China”, Journal of Chinese Economics and Fianance, Issue 2,p 67-77

Archive of SID

www.SID.ir

یادداشت‌ها

[11] Volatility
[2] Paul (2002)
[3] John James (1993)
[4] Smite & Albadavi (1998)
[5] Brodsky (1980)
[6] Economic Stability
[7] Campbell & Hentschel (1992)
[8] Choudhry (1996)
[9] Morelli (2002)
[10] Cuthbertson & Hyde (2002)
[11] Rufus Ayodeji (2009)
[12] Corradi (2009)
[13] Tripathy (2010)
[14] Dorion (2010)
[15] Vlastakis & Markello (2010)
[16] Gospodinov & Jamali (2011)
[17] Wang (2011)
[18] Hung (2011)
[19] Morelli (2002)
[20] EGARCH
[21] Nelson (1991)
[22] Box-Jenkins methodology
[۲۳] اولین مرحله در فرایند تخمین مدل EGARCH برای یک متغیر، مدلسازی ARIMA پیش بینی کننده‌ی رفتار متغیر و تخمین آن برای متغیر مذکور می‌باشد.
[24] Stationary
[25] Non-stationary
[26] Unit Root Test
[27] Augmented Dickey-Fuller Test
[28] Correlogram
[29] Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
[30] Inverse Roots
[31] ARCH
[32] obs*R-squared
[۳۳] برای آزمون خود همبستگی مرتبه اول سریالی، مقدار F جدول برابر F(1,26) و مقدار χ^2 جدول برابر $\chi^2_{(1)}$ بوده و برای آزمون خود همبستگی مرتبه دوم سریالی، مقدار F جدول برابر F(2,25) و مقدار χ^2 جدول برابر $\chi^2_{(2)}$ می باشد. (در هردو آزمون خود همبستگی مرتبه اول و دوم سریالی، سطح خطا برای آماره های F و χ^2، ٥% می باشد.
[۳٤] برای آزمون آرچ، مقدار F جدول برابر F(1,29) در سطح خطای ٥% می‌باشد.
[35] ARCH
[36] GARCH
[۳۷] شرط لازم و کافی برای اینکه مدل گارچ نمایی، پایای ضعیف باشد این است که قدر مطلق ضرایب کمتر از یک باشد.
[38] Akaike info criterion= -1/98
[39] Schwarz criterion= -1/61

Archive of SID
www.SID.ir