بسم الله الرحمن الرحیم

دانشکده علوم ریاضی

رشته ریاضی، گرایش ریاضیات مالی

پایان‌نامه کارشناسی ارشد

بررسی رابطه بین نقدشوندگی سهام و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران

نگارنده: پردیس صدقی

استادان راهنما

دکتر علی‌رضا خدّامی
دکتر سید مجتبی میرلوحی

دی‌ماه ۱۳۹۷

تقدیم به پدر و مادر مهربان و عزیزتر از جانم

خدا را شاکرم که پدر و مادری فداکار نصیبم کرده‌است. والدینی که بودنشان تاج افتخاری است بر سر من و نامشان دلیلی بر بودنم، زیرا این دو گران‌بها پس از خداوند، حامی من و در تمام لحظات زندگی ام، همواره پشتیبان و یاوری مهربان بوده‌اند.

سپاس‌گزاری...

سپاس خدای را که هر توفیقی در گرو عنایت اوست. اکنون که با یاری او توانسته‌ام تلاشی هرچند ناچیز را در راه کسب دانش به انجام رسانم، بر خود لازم می‌دانم تا از اساتید ارجمندم جناب آقای دکتر علی‌رضا خدامی و جناب آقای دکتر سیدمجتبی میرلوحی به پاس زحمات بی دریغشان در تمام مراحل تهیه این تحقیق، قدردانی نمایم.

همچنین از جناب آقای مهندس مهران رنجبر به سبب راهنمایی‌های مفیدشان تشکر می نمایم.

ازخانواده ام، خواهر و برادر مهربانم که در لحظات سخت، به من روحیه دادند، به ویژه پدر و مادرم که با حمایت‌های خویش، همواره مرا پشتیبانی کرده اند، نهایت سپاس و قدرشناسی را دارم. در پایان سپاس‌گزار زحمات کسانی هستم که سهمی در بهترشدن این پژوهش داشتند. امیدوارم بتوانم از عهده ادای حق این عزیزان برآیم.

پردیس صدقی
دی‌ماه ۱۳۹۷

تعهد نامه

اینجانب **پردیس صدقی** دانشجوی کارشناسی ارشد رشته **ریاضی علوم ریاضی** دانشگاه شاهرود، نویسنده پایان‌نامه با عنوان **بررسی رابطه بین نقدشوندگی سهام و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران** ، تحت راهنمایی **علی‌رضا خدّامی** و **سید مجتبی میرلوحی** متعهد می‌شوم:

- تحقیقات در این پایان‌نامه توسط اینجانب انجام شده است و از صحت و اصالت برخوردار است.
- در استفاده از نتایج پژوهش‌های دیگر پژوهش‌گران، به مرجع مورد استفاده استناد شده است.
- مطالب این پایان‌نامه، تا کنون توسط خود، یا فرد دیگری برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی در هیچ‌جا ارایه نشده است.
- حقوق معنوی این اثر، به دانشگاه صنعتی شاهرود تعلق دارد، و مقالات مستخرج با نام " دانشگاه صنعتی شاهرود " یا " Shahrood University of Technology " به چاپ خواهد رسید.
- حقوق معنوی تمام افرادی که در به‌دست آوردن نتایج اصلی پایان‌نامه تاثیرگذار بوده‌اند، در مقالات مستخرج از پایان‌نامه رعایت می‌گردد.
- در تمام مراحل انجام این پایان‌نامه، در مواردی که از موجود زنده (یا بافت‌های آنها) استفاده شده است، ضوابط و اصول اخلاقی رعایت شده است.
- در تمام مراحل انجام این پایان‌نامه، در مواردی که به حوزه اطلاعات شخصی افراد دسترسی یافته (یا استفاده شده است)، اصل رازداری و اصول اخلاق انسانی رعایت شده است.

پردیس صدقی
دی‌ماه ۱۳۹۷

مالکیت نتایج و حق نشر

- تمام حقوق معنوی این اثر و محصولات آن (مقالات مستخرج، کتاب، برنامه‌های رایانه‌ای، نرم‌افزارها و تجهیزات ساخته شده) متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می‌باشد. این مطلب باید به نحو مقتضی، در تولیدات علمی مربوطه ذکر شود.
- استفاده از اطلاعات و نتایج موجود در این پایان‌نامه بدون ذکر منبع مجاز نمی‌باشد.

چکیده

این پژوهش به بررسی رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ پرداخته است.

برای بررسی این رابطه، از روش تخمین رگرسیون داده‌های ترکیبی شامل دو متغیر مستقل (بازده مازاد بازار و نقدشوندگی سهام) استفاده می‌شود.

در سنجش نقدشوندگی از دو معیار تخمین‌گر ساده بالا-پایین و معیار کروین و شولتز استفاده شده است. طبق این معیارها، به این نتیجه رسیدیم نقدینگی تأثیر معنی‌دار بر بازده سهام دارد.

کلمات کلیدی: نقدشوندگی، سهام، بازده مازاد، پانل، بورس اوراق بهادار تهران.

فهرست مطالب

فهرست تصاویر م

فهرست جداول س

۱ مفاهیم اولیه ۱

۱.۱ تعاریف مقدماتی ۱

۲.۱ خطای معیار ۵

۳.۱ توزیع‌های مهم آماری ۶

۴.۱ توزیع احتمال برآوردکننده حداقل مربعات ۶

۵.۱ روش آزمون فرضیه ۷

۱.۵.۱ معنی داری ۷

۲.۵.۱ فاصله اطمینان ۸

۶.۱ رابطه بین آزمون F و آزمون t ۸

۷.۱ تعمیم مدل رگرسیون ساده به مدل رگرسیون خطی چند متغیره ۹

۸.۱ آزمون‌های بررسی فروض رگرسیون خطی کلاسیک ۱۲

۱.۸.۱ آزمون بروش-پاگان ۱۳

۲.۸.۱ آزمون عمومی وایت ۱۳

۳.۸.۱ آزمون دوربین-واتسون ۱۵

۴.۸.۱ آزمون بروش-گودفری ۱۶

۵.۸.۱ آزمون جارک-برا ۱۶

۶.۸.۱ آزمون نقطه شکست چاو ۱۷

۹.۱ پانل ۱۹

۱.۹.۱ مدل اثرات ثابت-نهاده ۱۹

۲.۹.۱ مدل اثرات ثابت-زمانی ۲۰

۳.۹.۱ مدل اثرات تصادفی ۲۰

۴.۹.۱ آزمون چاو ۲۰

۵.۹.۱ آزمون هاسمن ۲۱
۱۰.۱ تخمین ضرایب مدل رگرسیون تجربی ۲۱
۱.۱۰.۱ نقاط پرت ۲۲
۱۱.۱ مانایی ۲۲

۲ بیان روش تحقیق و معرفی متغیرها **۲۵**
۱.۲ مقدمه ۲۵
۲.۲ پیشینه ۲۶
۳.۲ روش تحقیق ۲۸
۴.۲ معیارهای نقدشوندگی ۲۸
۵.۲ شیوه جمع‌آوری و تجزیه و تحلیل داده‌ها ۳۰
۶.۲ هدف مورد انتظار ۳۰

۳ تحلیل نقدشوندگی مبنی بر اثرات ثابت و تصادفی **۳۱**
۱.۰.۳ تحلیل داده‌های پانل با eviews ۳۱
۱.۳ $r_{i,t}$ بر اساس HL_t در حالت اثر ثابت ۳۲
۲.۳ $r_{i,t}$ بر اساس HL_t در حالت اثر تصادفی ۳۷
۳.۳ $r_{i,t}$ بر اساس α_t در حالت اثر ثابت ۴۱
۴.۳ $r_{i,t}$ بر اساس α_t در حالت اثر تصادفی ۴۶
۵.۳ نتایج تجربی ۵۰
۶.۳ نمودار فراوانی داده‌ها ۵۴
۷.۳ نتیجه نهایی ۵۶

مراجع **۵۹**

آ خروجی‌های نرم‌افزار مبنی بر معیارهای مرتبط **۶۱**

واژه‌نامه فارسی به انگلیسی **۶۷**

واژه‌نامه انگلیسی به فارسی **۷۱**

نمایه **۷۶**

فهرست تصاویر

۱.۱ داده‌ها و پسماند آن‌ها ۲۲

۱.۳ خطای استاندارد شده با اثر ثابت به ازای معیار HL_t ۳۴

۲.۳ پسماندهای رگرسیونی، مقادیر واقعی و مقادیر برازش‌شده با اثر ثابت به ازای معیار HL_t ۳۵

۳.۳ آزمون عدم نرمال بودن با اثر ثابت به ازای معیار HL_t ۳۶

۴.۳ پسماندهای رگرسیونی، مقادیر واقعی و مقادیر برازش‌شده با اثر تصادفی به ازای معیار HL_t ۳۹

۵.۳ آزمون عدم نرمال بودن با اثر تصادفی به ازای معیار HL_t ۴۰

۶.۳ خطای استاندارد شده با اثر ثابت به ازای معیار α_t ۴۳

۷.۳ پسماندهای رگرسیونی، مقادیر واقعی و مقادیر برازش‌شده با اثر ثابت به ازای معیار α_t ۴۴

۸.۳ آزمون عدم نرمال بودن با اثر ثابت به ازای معیار α_t ۴۵

۹.۳ پسماندهای رگرسیونی، مقادیر واقعی و مقادیر برازش‌شده با اثر تصادفی به ازای معیار α_t ۴۷

۱۰.۳ بازده مازاد روی سهام ($r_{i,t}$) پس از حذف داده‌های پرت ۵۱

۱۱.۳ بازده روی شاخص ($r_{m,t}$) پس از حذف داده‌های پرت ۵۱

۱۲.۳ معیار نقدشوندگی α_t پس از حذف داده‌های پرت ۵۲

۱۳.۳ معیار نقدشوندگی HL_t پس از حذف داده‌های پرت ۵۲

۱۴.۳ پسماندها بعد از حذف داده‌های پرت ۵۲

۱۵.۳ فراوانی α_t ۵۴

۱۶.۳ فراوانی HL_t ۵۴

۱۷.۳ فراوانی $r_{i,t}$ ۵۵

فهرست جداول

۱.۳ رگرسیون ساده خطی با اثر ثابت به ازای معیار HL_t ۳۲
۲.۳ رگرسیون ساده خطی با اثر تصادفی به ازای معیار HL_t ۳۷
۳.۳ رگرسیون ساده خطی با اثر ثابت به ازای معیارα_t ۴۱
۴.۳ رگرسیون ساده خطی با اثر تصادفی به ازای معیارα_t ۴۶
۵.۳ بررسی مانایی ۴۸
۶.۳ بررسی مانایی در سطح تفاضل مرتبه اول ۴۹
۷.۳ ضرایب رگرسیون -اثر ثابت ۵۰
۸.۳ ضرایب رگرسیون -اثرتصادفی ۵۰
۹.۳ ضریب همبستگی بین متغیرها ۵۰
۱۰.۳ مقادیر عددی آماره‌های توصیفی قبل از حذف داده‌های پرت ۵۳
۱۱.۳ مقادیر عددی آماره‌های توصیفی پس از حذف داده‌های پرت ۵۳
۱۲.۳ ماتریس واریانس-کوواریانس با اثر ثابت ۵۵

فصل ۱

مفاهیم اولیه

در این فصل برخی از تعاریف مقدماتی مربوط به مفاهیم اقتصادی، مالی و آماری مورد نیاز در پایان‌نامه را بیان می‌کنیم. به‌ویژه مفاهیم آزمون فرضیه، آزمون‌های خودهمبستگی، آزمون‌های شناختی، مانند آزمون دوربین واتسون [۱]، بروش-گودفری [۲]، جارک-برا [۳]، بروش-پاگان [۴]، آزمون عمومی وایت [۵]، آزمون انحراف از نرمال بودن و آزمون ثبات پارامتر را معرفی می‌کنیم.

۱.۱ تعاریف مقدماتی

تعریف ۱.۱.۱. کاربرد روش‌های آماری برای حل مسائل مالی (اقتصادی) را اقتصادسنجی مالی (اقتصادی) گویند. از اقتصادسنجی مالی برای آزمون نظریه‌های مالی، تعیین قیمت یا بازده دارایی‌ها، آزمون فرضیه‌های مربوط به روابط بین متغیرها و تصمیم گیری‌های مالی استفاده می‌شود.

از جمله کاربردهای اقتصادسنجی مالی می‌توان موارد زیر را بیان نمود.

۱. تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک برای موقعیت نقدی بازار

[۱] Durbin-Watson
[۲] Breusch-Godfrey
[۳] Jarque-Bera
[۴] Breusch-Pagan
[۵] white's general

۲. اندازه گیری پیش‌بینی نوسانات بازده اوراق قرضه

۳. مدل‌سازی روابط بلندمدت قیمت یا نرخ ارز

۴. تحقیق و بررسی کارایی بازارهای مالی

۵. تعیین عوامل تعیین کننده در رتبه بندی موسسات اعتباری

۶. پیش‌بینی همبستگی شاخص‌های سهام دو کشور [۱].

حال به بیان تفاوت‌های اقتصادسنجی مالی با اقتصادسنجی اقتصادی می‌پردازیم. داده‌های مالی از جهت فراوانی، دقت و فصلی بودن با داده‌های اقتصادی متفاوت هستند. مشکل اساسی علم اقتصاد، نبود داده‌های کافی برای آزمون نظریه و فرضیه‌هاست. مشکل دیگر، خطای اندازه‌گیری و بازبینی داده‌ها است که در اقتصادسنجی مالی تعدیل داده‌ها، کم اهمیت‌تر است. داده‌های مالی فراوانی بیشتری دارند زیرا قیمت و بازده دارایی‌ها اغلب به‌صورت روزانه و دقیقه به دقیقه تولید می‌شوند. فرآیند ایجاد یک مدل قوی تجربی، فرآیندی است تکراری و اغلب مدل نهایی با مدل اولیه متفاوت است. همچنین لازم به ذکر است که نیازی نیست مدل منحصربفرد باشد [۱].

در یک نوع طبقه‌بندی، می‌توان از سه نوع داده‌های سری زمانی، مقطعی، پانل برای تجزیه و تحلیل مسائل مالی استفاده نمود که در زیر به تعریف آن‌ها می‌پردازیم.

تعریف ۲.۱.۱. به داده‌هایی که در یک دوره زمانی معین برای یک یا چند متغیر جمع‌آوری می‌شوند، داده‌های سری زمانی می‌گویند. به داده‌هایی که برای یک یا چند متغیر در یک نقطه از زمان جمع‌آوری می‌شوند داده‌های مقطعی می‌گویند.

داده‌ها می‌توانند به‌صورت کمی (قیمت‌ها، تعدادسهام) یا کیفی (روزهای هفته) باشند. در دسته‌بندی دیگر، داده‌ها به دو دسته گسسته (تعدادشرکت‌ها) یا پیوسته (بازده شرکت‌ها) تقسیم می‌شوند.

تعریف ۳.۱.۱. به تشریح و ارزیابی روابط بین یک متغیر با چند متغیر دیگر رگرسیون می‌گویند. فرمول رگرسیون ساده به‌صورت

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + V_t \qquad (۱.۱)$$

است، که در آن Y_t متغیر وابسته یا توضیح داده‌شده و X_t متغیر مستقل، رگرس کننده یا توضیحی است. $t = ۱, ۲, \ldots, T$ ، α عرض از مبدأ، β شیب، V_t جزء خطا (پسماند) و T برابر با تعداد مشاهدات است [۱].

تعریف ۴.۱.۱. فرض کنید X متغیر تصادفی گسسته باشد، که مقادیر $x_۱, x_۲, \ldots, x_n$ را اختیار می‌کند. بنابراین به تابع $P_X(x_j) = P\{X = x_j\}$ که در آن $۱ \leqslant j \leqslant n$ توزیع احتمال متغیر تصادفی X گویند. به مقدار مورد انتظار X که با $E(X)$ نمایش داده می‌شود، میانگین وزنی یا امید ریاضی X گویند و به‌صورت $E(X) = \sum_{j=۱}^{T} x_j \,.\, P_X(x_j)$ تعریف می‌شود.

تعریف ۵.۱.۱. فرض کنید X_t و Y_t متغیرهای تصادفی، $\bar{x}$ و $\bar{y}$ میانگین آن‌ها باشند و T تعداد مشاهدات باشد، واریانس متغیر تصادفی X_t به‌صورت

$$Var(X_t) = E[X_t - E(X_t)]^۲$$

و کوواریانس (همبستگی) آن‌ها به‌صورت زیر تعریف می‌شود

$$Cov(X_t, Y_t) = \frac{۱}{T-۱}\sum_{t=۱}^{T}(X_t - \bar{x})(Y_t - \bar{y}) \ .$$

همچنین انحراف معیار متغیر تصادفی X_t عبارت است از $S_{X_t} = \sqrt{Var(X_t)}$.

تعریف ۶.۱.۱. فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی باشند. ضریب همبستگی آن‌ها را با نماد r_{XY} نشان داده و به‌صورت $r_{XY} = \frac{Cov(X,Y)}{S_X S_Y}$ تعریف می‌شود [۶].

تعریف ۷.۱.۱. فرمول‌هایی که برای محاسبه پارامترها استفاده می‌شوند را برآوردکننده همچنین به مقدار عددی پارامترها که از نمونه به‌دست می‌آیند، برآورد یا تخمین گویند.

قضیه ۱.۱.۱. فرض کنید X_t و Y_t متغیرهای تصادفی، $\bar{x}$ و $\bar{y}$ میانگین آن دو باشند و T تعداد مشاهدات باشد، دراین‌صورت برآورد کننده شیب عبارت‌است‌از

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=۱}^{T}(X_t - \bar{x})(Y_t - \bar{y})}{\sum_{t=۱}^{T}(X_t - \bar{x})^۲} \ . \qquad (۲.۱)$$

همچنین برآوردکننده عرض از مبدأ به‌صورت

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}\bar{x} \qquad (۳.۱)$$

است.

برهان. برای نحوه محاسبه $\hat{\beta}$ و $\hat{\alpha}$ به مرجع [۱۳] صفحات ۸۳-۸۱ رجوع شود. □

ملاحظه ۱.۱.۱. بتای محاسبه‌شده در مدل $Y_t = \alpha + \beta X_t$، به این مفهوم است که اگر X_t یک واحد افزایش یابد، انتظار می‌رود به‌شرط ثابت بودن همه عوامل، مقدار Y_t ، به اندازه β واحد افزایش یابد. درصورتی که β منفی باشد، افزایش در X_t باعث کاهش Y_t می‌شود. α یعنی ضریب عرض از مبدأ برآوردشده، نشان دهنده مقداری از متغیر وابسته Y_t است که به ازای $X_t = ۰$ به‌دست می‌آید [۱].

فروض معادله رگرسیون کلاسیک

در مدل رگرسیون خطی کلاسیک [۶]، پسماندها (خطاها) شامل پنج فرض اساسی اند.

۱. $E(U_t) = ۰$،

۲. $Var(U_t) = \sigma^۲ < \infty$،

۳. اگر $i \neq j$ آنگاه $Cov(U_i, U_j) = ۰$،

۴. $Cov(U_t, X_t) = ۰$،

۵. $U_t \sim N(۰, \sigma^۲)$.

مثال‌های مربوط به این فرض‌ها در مرجع [۷] صفحات ۶۲-۵۸ آورده شده است.

تعریف ۸.۱.۱. آماره‌های نیکویی برآورد، چگونگی انطباق داده‌ها با تابع رگرسیون نمونه را آزمون می‌کنند. متداول‌ترین آماره‌ها، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده هستند.

تعریف ۹.۱.۱. تغییرات کل Y [۷] بیانگر مجموع مربعات تغییرات Y حول $\bar{Y}$ است. به‌عبارت‌دیگر $\sum(Y_i - \bar{Y})^۲ = TSS$. تغییرات توضیح داده‌شده بیانگر بخشی از تغییرات Y است که توسط معادله رگرسیون، توضیح داده می‌شود یعنی داریم $\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^۲ = ESS$.
تغییرات توضیح داده‌نشده بیانگر بخشی از تغییرات Y است که ناشی از سایر عوامل است و برابر با مجموع مربعات خطاها است یعنی، $\sum(Y_i - \hat{Y}_i)^۲ = RSS$. همچنین بین تغییرات رابطه $TSS = ESS + RSS$ برقرار است [۷].

تعریف ۱۰.۱.۱. قسمتی از تغییرات Y_t که توسط معادله رگرسیون $Y_t = \alpha + \beta X_t$ تعیین می‌شود را ضریب تعیین [۸] گویند. ضریب تعیین را با $R^۲$ نشان می‌دهند و برابر است با

$$R^۲ = \frac{ESS}{TSS} = ۱ - \frac{\sum_{t=۱}^{T} e_t^۲}{\sum_{t=۱}^{T}(y_t - \bar{y})^۲} = \hat{\beta}^۲ \frac{\sum_{t=۱}^{T}(x_t - \bar{x})^۲}{\sum_{t=۱}^{T}(y_t - \bar{y})^۲}$$

که در آن TSS کل تغییرات Y_t و ESS تغییرات توضیح داده شده توسط معادله رگرسیون است.

به بیان دیگر، به مربع ضریب همبستگی بین $\hat{Y}$ و Y ضریب تعیین می‌گویند. ضریب همبستگی بین ۱ و ۱- است . لذا $R^۲$ بین ۰ و ۱ قرار می‌گیرد. درصورتی‌که ضریب همبستگی بالا باشد، مدل به‌خوبی بر داده‌ها منطبق خواهد بود [۶].

---

[۶] Classical linear regression model
[۷] Variations total
[۸] Determination Coefficient

تعریف ۱.۱.۱. ضریب تعیین تعدیل شده را با $\bar{R}^۲$ نمایش داده و به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم.

$$\bar{R}^۲ = ۱ - \left[\frac{T-۱}{T-k}(۱-R^۲)\right]$$

که در آن k درجه آزادی است [۶].

۲.۱ خطای معیار

قضیه ۱.۲.۱. براساس مفروضات ۱ تا ۴ در مدل رگرسون خطی کلاسیک، برآوردکننده خطای معیار را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد.

$$SE(\hat{\alpha}) = S\sqrt{\frac{\sum X_t^۲}{T\sum(X_t-\bar{x})^۲}}$$

$$SE(\hat{\beta}) = S\sqrt{\frac{۱}{\sum X_t^۲ - T\bar{x}^۲}}.$$

T تعداد کل مشاهدات و S انحراف معیار برآوردشده پسماندها است.

برهان. به مرجع [۱۳] صفحات ۸۵-۸۳ مراجعه شود. □

خطای معیار، معیاری از درجه عدم اطمینان [۹] مقادیر برآوردشده ضرایب است. اگر خطای معیار کوچک باشد، آنگاه به‌طور متوسط ضرایب دقیق هستند.

قضیه ۲.۲.۱. اگر S انحراف معیار برآوردشده پسماندها باشد، آنگاه واریانس جزء خطا به‌صورت زیر است

$$S^۲ = \frac{\sum_{t=۱}^{T}\hat{U}_t^۲}{T-۲}.$$

برهان. می‌دانیم $Var(U_t) = E[(U_t)-E(U_t)]^۲$. چون $E(U_t) = ۰$، لذا داریم $Var(U_t) = E(U_t^۲)$. پس میانگین $U_t^۲$ ها به‌صورت $S^۲ = \frac{\sum_{t=۱}^{T}U_t^۲}{T}$ است. چون مقادیر U_t مجموعه‌ای از پسماندهای جامعه هستند که قابل مشاهده نیستند لذا به‌جای U_t از معادل نمونه‌ای آن یعنی $\hat{U}_t$ استفاده می‌کنیم. لذا رابطه جدید برای $S^۲$ عبارت‌است‌از $S^۲ = \frac{\sum_{t=۱}^{T}\hat{U}_t^۲}{T}$. پس برای برآوردکننده ناریب خواهیم داشت $S^۲ = \frac{\sum_{t=۱}^{T}\hat{U}_t^۲}{T-۲}$ [۱]. □

ملاحظه ۱.۲.۱. خطاهای معیار $SE(\hat{\alpha})$ و $SE(\hat{\beta})$ به $S^۲$ بستگی دارند [۱].

ملاحظه ۲.۲.۱. جزء $\sum_{t=۱}^{T}X_t^۲$ تنها بر عرض از مبدأ خطای معیار مؤثر بوده و بر خطای معیار شیب خط تأثیر ندارد .(چون $\sum_{t=۱}^{T}X_t^۲$ فاصله از محور Y را نشان می‌دهد) [۱].

[۹] Degree of uncertainty

۳.۱ توزیع‌های مهم آماری

تعریف ۱.۳.۱. اگر متغیر تصادفی X دارای توزیع نرمال با میانگین μ و واریانس $\sigma^۲$ باشد، آنگاه توزیع نرمال استاندارد را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم.

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(۰, ۱).$$

تعریف ۲.۳.۱. توزیع کای‌دو از مجموع مربعات نرمال‌های استاندارد به‌دست می‌آید. اگر از جامعه‌ای که متغیر تصادفی X دارای توزیع نرمال با میانگین μ و واریانس $\sigma^۲$ است، نمونه‌ای به حجم T انتخاب شود، آنگاه هریک از متغیرهای تصادفی دارای توزیع نرمال استاندارد هستند. با فرض معلوم بودن μ و $\sigma^۲$ تابعی خواهیم داشت با توزیع کای‌دو که آن را با $\chi^۲_t$ نمایش داده و به‌صورت $\frac{\sum_{t=۱}^{T}(X_t-\mu)^۲}{\sigma^۲}$ تعریف می‌کنیم که T درجه آزادی است [۷].

تعریف ۳.۳.۱. توزیع t را به‌صورت $t_k = \frac{Z}{\sqrt{\frac{\chi^۲_k}{k}}}$ تعریف می‌کنیم. که Z توزیع نرمال استاندارد و $\chi^۲_k$ توزیع کای‌دو با درجه آزادی K می‌باشد. توزیع t شبیه توزیع نرمال اما با دنباله چاق تر و قله کوتاه‌تر است [۷].

تعریف ۴.۳.۱. دو توزیع $\chi^۲_{k_۱}$ و $\chi^۲_{k_۲}$ را درنظر می‌گیریم، در این‌صورت توزیع

$$F_{k_۱,k_۲} = \frac{\chi^۲_{k_۱}}{k_۱} . \frac{k_۲}{\chi^۲_{k_۲}}$$

که از تقسیم دو توزیع کای‌دو به‌دست می‌آید را توزیع F با دو درجه آزادی $k_۱$ و $k_۲$ می‌نامیم. برای مطالعات بیشتر به مرجع [۷] صفحات ۳۱-۲۵ مراجعه شود.

۴.۱ توزیع احتمال برآوردکننده حداقل مربعات

تعریف ۱.۴.۱. در آزمون فرضیه آماری، دو فرضیه ارائه می‌شود. فرضیه صفر که با H_o و فرضیه دیگر (مقابل) که با $H_۱$ نشان می‌دهند. فرضیه صفر، گزاره‌هایی اند که به‌طور واقعی آزمون می‌شوند و فرضیه مقابل، نقیض آن است.

برای آزمون پسماندها، فرض پنجم مدل رگرسیون خطی کلاسیک یعنی $U_t \sim N(۰, \sigma^۲)$ باید مورد استفاده قرار گیرد.

چون توزیع نرمال، دارای دو پارامتر میانگین و واریانس است پس اگر U_t نرمال باشد آنگاه Y_t نیز دارای توزیع نرمال می‌شود. چون برآوردکننده‌های حداقل مربعات، ترکیب خطی متغیرهای تصادفی $\hat{\beta} = W_t Y_t$ هستند لذا ضرایب برآوردشده نیز دارای توزیع نرمال هستند.

یعنی $\hat{\beta} \sim N(\beta, var(\hat{\beta}))$ و $\hat{\alpha} \sim N(\alpha, var(\hat{\alpha}))$.
بنابراین متغیرهای نرمال استاندارد برای برآوردهای $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ به‌صورت زیر تعیین می‌شوند.

$$\frac{\hat{\alpha}-\alpha}{\sqrt{Var(\hat{\alpha})}} \sim N(۰,۱) \qquad \frac{\hat{\beta}-\beta}{\sqrt{Var(\hat{\beta})}} \sim N(۰,۱).$$

از طرفی چون خطای انحراف معیار جامعه نامعلوم است از خطای معیار نمونه استفاده می‌کنیم. یعنی

$$\frac{\hat{\alpha}-\alpha}{SE(\hat{\alpha})} \sim N(۰,۱) \qquad \frac{\hat{\beta}-\beta}{SE(\hat{\beta})} \sim N(۰,۱).$$

برای توضیحات بیشتر به مرجع [۶] صفحات ۵۳۸-۵۴۲ رجوع شود.

۵.۱ روش آزمون فرضیه

برای آزمون فرضیه دو روش وجود دارد. ۱-معنی داری [۱۰] ۲- فاصله اطمینان [۱۱] .

۱.۵.۱ معنی داری

این آزمون بیانگر این است که آیا ضرایب رگرسیون صفر هستند یا مخالف صفرند. فرض کنید رابطه رگرسیونی به‌صورت زیر باشد.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + U_t\ , \quad t = ۱,۲,\cdots,T \qquad \begin{cases} H_۰ : \beta = \mathring{\beta} \\ H_۱ : \beta \neq \mathring{\beta} \end{cases}$$

مراحل آزمون سطح معنی‌داری به‌صورت زیر است

۱. پارامترهای $\hat{\alpha}$ ، $\hat{\beta}$ ، $SE(\hat{\alpha})$ و $SE(\hat{\beta})$ را برآورد می‌کنیم.

۲. آماره آزمون را از طریق فرمول $\frac{\hat{\beta}-\mathring{\beta}}{SE(\hat{\beta})}$ به‌دست می‌آوریم.

۳. سطح معنی‌داری مناسب که با α نشان داده می‌شود را انتخاب و سپس ناحیه رد و پذیرش را تعیین می‌کنیم. در صورتی‌که آماره آزمون در ناحیه رد قرار گیرد، فرضیه صفر رد می‌شود. [۱].

[۱۰] Significant
[۱۱] Confidence interval

۲.۵.۱ فاصله اطمینان

مراحل آزمون فاصله اطمینان به‌صورت زیر است:

۱. پارامترهای $\hat{\alpha}$ ، $\hat{\beta}$ ، $SE(\hat{\alpha})$ و $SE(\hat{\beta})$ را برآورد می‌کنیم.

۲. سطح معنی‌داری مناسب که با α نشان داده می‌شود را انتخاب و سپس ناحیه رد و پذیرش را تعیین می‌کنیم.

۳. فاصله اطمینان α درصدی برابر است با سطح معنی‌داری $\alpha - ۱$ درصدی .

فاصله اطمینان برای β برابر است با $(\hat{\beta} - t \,.\, SE(\hat{\beta}) \;\;,\;\; \hat{\beta} + t \,.\, SE(\hat{\beta}))$.

اگر مقدار فرض شده β یعنی $\mathring{\beta}$ خارج از فاصله اطمینان قرار داشته باشد، آنگاه فرضیه صفر $H_{\circ} : \beta = \mathring{\beta}$ رد می‌شود. درغیراین‌صورت رد نمی‌شود [۱].

ملاحظه ۱.۵.۱. اگر فرضیه صفر در سطح معنی داری پنج درصد رد شود، آنگاه می‌توان گفت نتایج آزمون از نظر آماری معنی‌دار است. و اگر فرضیه صفر در سطح یک درصد رد شود آنگاه نتایج از معنی‌داری آماری بالایی برخوردار است [۱].

ملاحظه ۲.۵.۱. ممکن است نتایج آزمون از نظر آماری معنی‌دار باشند اما از نظر عملی معنی‌دار نباشند [۱].

تعریف ۱.۵.۱. به احتمال رد یک فرضیه صفر نادرست، توان آزمون گویند که برابر با $(\beta - ۱)$ است [۱].

تعریف ۲.۵.۱. به رد شدن $H_{\circ}$ وقتی واقعا درست باشد خطای نوع اول و همچنین به عدم رد $H_{\circ}$ وقتی واقعا نادرست است، خطای نوع دوم گویند. احتمال خطای نوع اول همان α یا سطح معنی داری (یا اندازه آزمون) است. وقتی سطح معنی داری افزایش یابد احتمال بروز خطای نوع اول افزایش می‌یابد و احتمال خطای نوع دوم کاهش می‌یابد [۱].

تعریف ۳.۵.۱. به سطح معنی داری دقیق به‌طور معمول، p-value گویند که بیانگر سطح معنی داری بحرانی است، یعنی جایی که نسبت به رد یا عدم رد فرضیه صفر بی تفاوت هستیم. اگر مقدار مطلق آماره آزمون بزرگ باشد، آنگاه p-value کوچک خواهد بود و برعکس. پارامتر p-value به‌صورت خودکار توسط نرم‌افزار ایویوز [۱۲] محاسبه می‌شود [۱].

۶.۱ رابطه بین آزمون F و آزمون t

از آزمون t برای آزمون فرضیه‌هایی که تنها شامل یک ضریب بودند، استفاده می‌شد. اما اگر بخواهیم بطور همزمان بیش از یک ضریب را آزمون کنیم، از آزمون F استفاده می‌کنیم.

[۱۲] Eviews

در به‌کاربردن آزمون F به دو رگرسیون نیاز است که به تعریف آنها می‌پردازیم.

تعریف ۱.۶.۱. رگرسیون نامقید، رگرسیونی است که ضرایب بدون محدودیت به‌وسیله داده‌هایی که قبلا ایجاد شده تعیین می‌شوند. اما رگرسیون مقید، تخمین ضرایب با اعمال محدودیت‌هایی انجام می‌شود.

بنابراین روش آزمون F ، روشی برای آزمون فرضیه‌هایی است که حداقل مربعات مقید نامیده می‌شود. مجموع مربعات پسماندها، هر رگرسیون تعیین شده در دو مجموعه از مربعات پسماندها با آمار آزمون مقایسه می‌شود.

$$\frac{RRSS - URSS}{URSS} \times \frac{T-k}{m} \quad \sim \quad F(m, T-k)$$

که در آن $URSS$ مجموع مربعات پسماندهای رگرسیون نامقید، $RRSS$ مجموع مربعات پسماندهای رگرسیون مقید، m تعداد محدودیت‌ها، k تعداد رگرس کننده‌ها در رگرسیون نامقید و T تعداد مشاهدات است.

توزیع t نوع خاصی از توزیع F است. به‌طور مثال مربع هر متغیر تصادفی Z از توزیع t با درجه آزادی $T-k$ تبعیت می‌کند و $Z^۲ \sim t^۲(T-k)$ معادل است با $Z^۲ \sim F(۱, T-k)$.

توزیع F دارای مقادیر مثبت است و متقارن نیست. [۱].

۷.۱ تعمیم مدل رگرسیون ساده به مدل رگرسیون خطی چند متغیره

ملاحظه ۱.۷.۱. در اقتصادسنجی کار مدل‌سازی را با مدل زیر شروع می‌کنیم،

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + U_{it} \qquad (۴.۱)$$

که در آن متغیرها به‌صورت زیر تعریف می‌شوند

Y_{it} متغییر وابسته، α عرض از مبدأ، β برداری $k \times ۱$ از پارامترها برای برآورد متغیرهای توضیحی، X_{it} برداری $k \times ۱$ از مشاهدات متغیرهای توضیحی، $t = ۱, \ldots, T$ و $i = ۱, \ldots, N$.

k تعداد پارامتر برآوردشده شیب که مساوی با تعداد متغیر توضیحی در مدل رگرسیونی است.

رابطه (۴.۱) به رابطه زیر تبدیل می‌شود

$$Y_t = \beta_۱ + \beta_۲ X_{۲t} + \beta_۳ X_{۳t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + U_t \quad t = ۱, ۲, \cdots, T$$

به‌نحوی‌که متغیرهای $X_{۲t}, X_{۳t}, \ldots, X_{kt}$ شامل $k-۱$ متغیر توضیحی هستند و ضرایب برآورد شده $\beta_۱, \beta_۲, \ldots, \beta_k$ پارامترهایی هستند که مقدار تأثیر هر کدام از متغیرهای توضیحی را بر روی Y_t نشان

می‌دهند. هر ضریب به عنوان ضریب رگرسیون جزئی شناخته می‌شوند و به‌عنوان معرفی از اثر جزئی متغیر توضیحی بر متغیر وابسته، پس از درنظر گرفتن مقدار ثابت و یا حذف اثر سایر متغیرهای توضیحی تفسیر می‌شود.بطور مثال $\beta_۲$ تأثیر متغیر $X_۲$ بر Y را پس از حذف اثرات متغیرهای $X_{۳t}, X_{۴t}, \ldots, X_{kt}$ ، اندازه‌گیری می‌کند [۱].

برای تخمین ضرایب مدل رگرسیون دومتغیره، مانند رگرسیون تک متغیره، مقدار واقعی را با Y_t و مقدار تخمینی را با $\hat{Y}_t$ نمایش می‌دهیم. لذا خطای تخمین عبارت‌است‌از

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_t = Y_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}_۱ X_{۱t} + \hat{\beta}_۲ X_{۲t}). \tag{۵.۱}$$

مجموع مربعات خطاها عبارت‌است‌از

$$\sum_{t=۱}^{T} e_t^۲ = \sum_{t=۱}^{T} (Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_۱ X_{۱t} - \hat{\beta}_۲ X_{۲t})^۲.$$

ضرایب $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}_۱$ و $\hat{\beta}_۲$ باید به‌گونه‌ای تعیین شوند که مجموع مربعات خطاها حداقل شود، یعنی

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \sum e_t^۲}{\partial \hat{\alpha}} &= -۲ \sum_{t=۱}^{T} (Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_۱ X_{۱t} - \hat{\beta}_۲ X_{۲t}) = ۰ \\
\frac{\partial \sum e_t^۲}{\partial \hat{\beta}_۱} &= -۲ \sum_{t=۱}^{T} (Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_۱ X_{۱t} - \hat{\beta}_۲ X_{۲t}) X_{۱t} = ۰ \\
\frac{\partial \sum e_t^۲}{\partial \hat{\beta}_۲} &= -۲ \sum_{t=۱}^{T} (Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_۱ X_{۱t} - \hat{\beta}_۲ X_{۲t}) X_{۲t} = ۰.
\end{aligned}$$

معادله (۵.۱) به‌صورت

$$\sum_{t=۱}^{T} Y_t = n\hat{\alpha} + \hat{\beta}_۱ \sum_{t=۱}^{T} X_{۱t} + \hat{\beta}_۲ \sum_{t=۱}^{T} X_{۲t} \tag{۶.۱}$$

نوشته می‌شود. با تقسیم طرفین (۶.۱) بر n رابطه

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}_۱ \bar{x_۱} - \hat{\beta}_۲ \bar{x_۲}$$

را به‌دست می‌آوریم. اگر در معادلات فوق $\hat{\alpha}$ را جایگزین کرده و برحسب انحراف از میانگین بنویسیم، خواهیم داشت

$$\begin{aligned}
&\sum_{t=۱}^{T} (Y_t - \hat{\beta}_۱ X_{۱t} - \hat{\beta}_۲ X_{۲t}) X_{۱t} = ۰ \\
&\sum_{t=۱}^{T} (Y_t - \hat{\beta}_۱ X_{۱t} - \hat{\beta}_۲ X_{۲t}) X_{۲t} = ۰.
\end{aligned} \tag{۷.۱}$$

با ساده کردن معادلات (۷.۱) داریم

$$\begin{aligned}\sum_{t=1}^{T} X_{1t}Y_t - \hat{\beta}_1 \sum_{t=1}^{T} X_{1t}^2 - \hat{\beta}_2 \sum_{t=1}^{T} X_{1t}X_{2t} &= 0\\ \sum_{t=1}^{T} X_{2t}Y_t - \hat{\beta}_1 \sum_{t=1}^{T} X_{1t}X_{2t} - \hat{\beta}_2 \sum_{t=1}^{T} X_{2t}^2 &= 0\end{aligned} \tag{۸.۱}$$

که شکل ماتریسی آن عبارت‌است‌از

$$\begin{bmatrix} \sum_{t=1}^{T} & X_{1t}^2 & \sum_{t=1}^{T} & X_{1t}X_{2t} \\ \sum_{t=1}^{T} & X_{1t}X_{2t} & \sum_{t=1}^{T} & X_{2t}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{t=1}^{T} & X_{1t}Y_t \\ \sum_{t=1}^{T} & X_{2t}Y_t \end{bmatrix}. \tag{۹.۱}$$

با حل معادلات فوق، مقدار β_1 و β_2 به‌دست می‌آیند. چون $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_2$ تابعی از Y و همچنین تابعی از u هستند، لذا دارای توزیع نرمال با امید ریاضی β_1 و β_2 هستند. برای توضیحات بیشتر به مرجع [۷] صفحه ۱۲۲ مراجعه کنید.

از طرف دیگر، واریانس‌های $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_2$، علاوه بر σ^2 به ضرایب همبستگی X_1و X_2 بستگی دارند. درصورت همبستگی کامل بین X_1و X_2 ضریب همبستگی آنها برابر با یک است و واریانس آنها بی‌نهایت می‌شود. اما اگر ضریب همبستگی یک نباشد داریم

$$\hat{\beta}_1 \sim N\left(\beta_1, \frac{\sigma^2}{1 - r^2 \sum_{t=1}^{T} X_{1t}^2}\right)$$

$$\hat{\beta}_2 \sim N\left(\beta_2, \frac{\sigma^2}{1 - r^2 \sum_{t=1}^{T} X_{2t}^2}\right)$$

$$\hat{\alpha} \sim N\left(\alpha, \sigma^2\left[\frac{1}{n} + \frac{(\bar{x}_1)^2 \sum_{t=1}^{T} X_{2t}^2 + (\bar{x}_2)^2 \sum_{t=1}^{T} X_{1t}^2 - 2\bar{x}_1\bar{x}_2 \sum_{t=1}^{T} X_{1t}X_{2t}}{1 - r^2 \sum_{t=1}^{T} X_{1t}^2 X_{2t}^2}\right]\right)$$

$$r^2 = \frac{\left(\sum_{t=1}^{T} X_{1t}X_{2t}\right)^2}{\sum_{t=1}^{T} X_{1t}^2 \sum_{t=1}^{T} X_{2t}^2}$$

که در آن r^2 مربعات ضریب همبستگی X_1و X_2 است [۷].

تعریف ۱.۷.۱. خطای معیار ضرایب برآورد شده در مدل رگرسیون چندمتغیره به‌صورت

$$S^2 = \frac{\sum \hat{U}_t \, \hat{U}_t'}{T - k}$$

می‌باشد که در آن $\hat{U}_t$ مقدار خطا ، $\hat{U}_t'$ ترانهاده مقدار خطا ، $T - k$ درجه آزادی و k مجموع تعداد متغیر توضیحی با جزء ثابت X_1 است [۱].

تعریف ۲.۷.۱. به همبستگی خطی بین متغیرهای توضیحی، هم‌خطی می‌گویند.

ضرایب معادله رگرسیون به صورت $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ می‌باشد و همچنین وضعیت هم‌خطی به ماهیت ماتریس $X'X$ بستگی دارد. هم‌خطی مشکلاتی را در تخمین پارامترها ایجاد می‌کند ولی بر خواص تخمین‌زننده OLS تأثیر ندارد. اگر بین دو متغیر توضیحی، هم‌خطی وجود داشته باشد، ضریب همبستگی افزایش می‌یابد و موجب افزایش واریانس تخمین‌زننده OLS می‌شود و درنهایت فاصله اطمینان پارامترها، عریض‌تر می‌گردد. از طرف دیگر چون واریانس افزایش می‌یابد ضرایب بی‌معنی می‌شوند و مقدار t کاهش می‌یابد. میزان R^2 بزرگ است و کوچک بودن t با مقدار آماره F یعنی معنی دار بودن کل ضرایب، تناقض ندارد [۷].

همچنین برای ماتریس واریانس-کوواریانس پارامتر به‌صورت زیر است.

$$var(\hat{\beta}) = S^2(X'X)^{-1}$$

که عناصر قطر اصلی، ضرایب واریانس و عناصر غیرقطری، کوواریانس بین پارامترهای برآورد شده را نشان می‌دهند.

براساس ماتریس واریانس-کوواریانس می‌توان به هم‌خطی در مدل پی برد به طوری که اگر اعداد زیر قطر اصلی در ماتریس واریانس-کوواریانس کمتر از مقدار ضریب تعیین مدل باشند هم‌خطی در مدل وجود ندارد [۱].

۸.۱ آزمون‌های بررسی فروض رگرسیون خطی کلاسیک

در این بخش به بررسی آزمون‌ها در مورد ویژگی‌ها و توزیع جزء خطا می‌پردازیم.

اولین فرض در مدل رگرسیون خطی کلاسیک این‌بود که امید ریاضی خطا برابر با صفر است. چون $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ لذا وقتی میانگین خطا صفر باشد، مقدار تخمینی به‌طور متوسط برابر با مقدار واقعی است. در نتیجه خطای متوسط برابر با صفر است. اگر معادله رگرسیون دارای عرض از مبدأ باشد، فرض $E(U_t) = 0$ نقض نمی‌شود. اما اگر معادله فاقد عرض از مبدأ باشد، مقدار متوسط خطا، الزاما صفر نخواهد بود و آثار نامطلوب به‌دنبال دارد. برای مطالعه بیشتر به مرجع [۷] صفحات ۱۶۰-۱۶۳ مراجعه نمایید.

آزمون‌های تشخیص واریانس ناهمسانی

در فرض دوم مدل رگرسیون خطی کلاسیک داشتیم $Var(U_t) = \sigma^2 < \infty$. این فرض بیان می‌کند که واریانس خطاها ثابت است. واریانس ناهمسانی [۱۳] یعنی واریانس U_t و همچنین واریانس Y_t ثابت نیست و معمولا با یک یا چند متغیر، افزایش می‌یابد. واریانس ناهمسانی باعث می‌شود تخمین‌زننده OLS کارا نباشد، یعنی حداقل واریانس را دارا نیست [۷]. برای بررسی ناهمسانی واریانس خطا، می‌توان از آزمون عمومی وایت و آزمون بروش-پاگان استفاده می‌کنیم.

[۱۳] Heteroskedasticity

۱.۸.۱ آزمون بروش-پاگان

در آزمون بروش-پاگان برداری از متغیرها را که ممکن است موجب واریانس ناهمسانی شده باشند، را در نظر می‌گیریم. شکل کلی به‌صورت زیر است

$$E(U_t^۲) = h(\alpha_۰ + \alpha_۱ Z_{۱t} + \alpha_۲ Z_{۲t} + \cdots + \alpha_r Z_{rt}).$$

Z_{it} می‌توانند دقیقا با متغیرهای توضیحی (یعنی X_{it} ها) یکسان باشند یا متفاوت باشند. واریانس ناهمسانی توسط فرضیه $H_۰ : \alpha_۱ = \cdots = \alpha_r = ۰$ توصیف می‌شود. مراحل آزمون بروش-پاگان به‌صورت زیر است.

۱. ابتدا معادله $Y_t = \beta_۱ + \beta_۲ X_{۲t} + \cdots + \beta_r X_{rt} + U_t$ را با روش OLS برآورد کرده و باقی‌مانده‌ها را حساب می‌کنیم.

۲. واریانس معادله رگرسیون را به‌صورت $E(\hat{U}_t) = \frac{\sum e_t^۲}{n}$ حساب می‌کنیم.

۳. رگرسیون $\frac{e_t^۲}{E(\hat{U}_t)} = \alpha_۰ + \alpha_۱ Z_{۱t} + \alpha_۲ Z_{۲t} + \cdots + \alpha_r Z_{rt} + \epsilon_t$ را با روش OLS برآورد کرده و مجموع تغییرات توضیح داده‌شده (ESS_a) را حساب می‌کنیم.

۴. تحت فرضیه $H_۰$ رابطه زیر برقرار است

$$\frac{۱}{۲} ESS_a \sim \chi^۲_{r-۱}. \qquad (۱۰.۱)$$

بنابراین اگر $\frac{ESS_a}{۲}$ بزرگتر از $\chi^۲_{۰/۰۵,r-۱}$ باشد، فرضیه $H_۰$ (واریانس ناهمسانی) رد می‌شود [۷].

۲.۸.۱ آزمون عمومی وایت

این آزمون می‌تواند تشخیص دهد ناهمسانی واریانس وجود دارد یا خیر اما نوع واریانس ناهمسانی را تشخیص نمی‌دهد. مراحل آزمون وایت به شرح ذیل است.

۱. فرض می‌شود مدل رگرسیونی برآورد شده دارای شکل خطی استاندارد است یعنی

$$Y_t = \beta_۱ + \beta_۲ X_۲ + \beta_۳ X_۳ + U_t.$$

۲. رگرسیون کمکی زیر اجرا می‌شود.

$$\hat{U_t}^۲ = \alpha_۱ + \alpha_۲ X_{۲t} + \alpha_۳ X_{۳t} + \alpha_۴ X_{۲t}^۲ + \alpha_۵ X_{۳t}^۲ + \alpha_۶ X_{۲t} X_{۳t} + V_t. \qquad (۱۱.۱)$$

V_t جزء خطا وابسته به U_t می‌باشد که به‌صورت نرمال توزیع شده است.$\hat{U_t}^۲$ حتی درصورتی‌که $\hat{U}_t$ دارای میانگین صفر باشد، میانگین غیرصفر خواهد داشت.

۳. باتوجه به رگرسیون معین داده‌شده در بالا می‌توان آزمون وایت را انجام داد. همچنین می‌توان به‌جای آزمون F از روش جایگزین یعنی آزمون ضریب لاگرانژ [۱۴] که به LM معروف است، استفاده کرد. LM پیرامون مقدار R^2 برای رگرسیون معین تمرکز دارد. درصورتی‌که یک یا بیشتر ضرایب رابطه (۱۱.۱) از نظر آماری معنی دار باشد، مقدار R^2 برای آن رابطه نسبتا بزرگ خواهد بود. آزمون LM را با به‌دست‌آوردن R^2 از رگرسیون کمکی و ضرب آن در تعداد مشاهدات T می‌توان انجام داد.

$$TR^2 \sim \chi^2(m)$$

که در آن m تعداد رگرسورها در رگرسیون کمکی (به جزء عرض از مبدأ) که برابر با محدودیت آزمون F است.

۴. آزمون شامل فرضیه‌های توأم $\alpha_2 = 0,\ \alpha_3 = 0,\ \alpha_4 = 0,\ \alpha_5 = 0,\ \alpha_6 = 0$ است که در آزمون LM درصورتی‌که آماره آزمون $\chi^2(m)$ حاصل از مرحله ۳ بیشتر از مقدار مربوط در جدول باشد، فرضیه‌های صفر مبنی بر همسانی واریانس خطاها رد می‌شود [۱].

فرض کنید واریانس U_t برابر با σ^2 باشد که ناشی از X_{jt} است. برای حل مشکل واریانس ناهمسانی طرفین معادله رگرسیون را بر X_{jt} تقسیم می‌کنیم.

$$\frac{Y_t}{X_{jt}} = \beta_1 \frac{1}{X_{jt}} + \beta_2 \frac{X_{2t}}{X_{jt}} + \cdots + \beta_j + \cdots + \beta_K \frac{X_{Kt}}{X_{jt}} + \frac{U_t}{X_{jt}}$$

متغیرهای فوق را که بر X_{jt} تقسیم شده‌اند، همچنین $\frac{1}{X_{jt}}$ را با علامت * نشان می‌دهیم.

$$Y_t^* = \beta_j + \beta_1 X_{1t}^* + \beta_2 X_{2t}^* + \cdots + \beta_K X_{Kt}^* + U_t^*. \qquad (۱۲.۱)$$

معادله (۱۲.۱) دارای واریانس همسانی است [۷]. زیرا

$$Var(U_t^*) = E\big((U^*)_t^2\big) = E\left(\frac{U_t^2}{X_{jt}^2}\right) = \frac{E(U_t^2)}{X_{jt}^2} = \frac{\sigma_t^2}{X_{jt}^2} = \frac{\sigma^2 X_{jt}^2}{X_{jt}^2} = \sigma^2.$$

ملاحظه ۱.۸.۱. در نرم افزار Eviews تاکنون آزمونی برای بررسی و رفع ناهمسانی واریانس برای داده‌های پانل تعبیه نشده است [۲] صفحه ۲۶۴.

آزمون‌های خودهمبستگی

تعریف ۱.۸.۱. مقادیر وقفه دار (می‌توانند شامل Y_t و X_t یا U_t باشند) شامل مقادیر دوره‌های قبلی متغیر است. مثلا مقدار وقفه دار یک دوره‌ای Y_t به‌صورت Y_{t-1} نوشته می‌شود.

[۱۴] Lagrange Multiplier

در فرض سوم مدل رگرسیون خطی کلاسیک داشتیم اگر $i \neq j$ آنگاه $Cov(U_i, U_j) = ۰$.
این فرض بیان می‌کند خطاها به یکدیگر وابسته نیستند. برای بررسی خودهمبستگی [۱۵] از آزمون دوربین-واتسون و آزمون بروش-گودفری استفاده می‌کنیم.
ارزیابی وجود هر رابطه بین مقادیر فعلی $\hat{U}$ یعنی $\hat{U}_t$ و مقادیر قبلی اش یعنی $\hat{U}_{t-۱}$ و $\hat{U}_{t-۲}$ ضرورت دارد. برای مرحله اول، $\hat{U}_t$ در مقابل $\hat{U}_{t-۱}$ در نمودار زمان رسم می‌شود. در خودهمبستگی مثبت، اگر پسماندها در زمان $t-۱$ منفی (مثبت) باشند، آنگاه احتمالا در زمان t نیز منفی (مثبت) اند [۱].

۳.۸.۱ آزمون دوربین-واتسون

آزمون دوربین-واتسون، آزمونی برای خودهمبستگی مرتبه اول است. یعنی این آزمون تنها برای رابطه بین یک خطا و مقدار قبلی خودش می‌باشد. رابطه رگرسیونی از خطا در طول زمان با مقدار قبلی خودش، به‌صورت زیر ارائه می‌شود.

$$U_t = \rho U_{t-۱} + V_t \qquad (۱۳.۱)$$

که در آن، ρ ضریب همبستگی می‌باشد و $V_t \sim N(۰, \sigma_v^۲)$.

آماره آزمون دوربین-واتسون دارای فرضیه صفر و مقابل به‌صورت $\begin{cases} H_۰ : \rho = ۰ \\ H_۱ : \rho \neq ۰ \end{cases}$ است.
بنابراین تحت فرضیه صفر، خطاهای زمان $t-۱$ و t مستقل از یکدیگر اند که در صورت رد فرضیه صفر، می‌توان نتیجه گرفت شواهدی بر وجود یک رابطه بین پسماندهای متوالی، وجود دارد. در واقع نیازی به اجرای رگرسیون (۱۳.۱) نیست زیرا آماره آزمون را با استفاده از کمیت‌هایی که پس از برآورد اولین رابطه رگرسیونی در دسترس باشد، می‌توان محاسبه نمود.
به‌عبارت دیگر آماره مذکور برابر است با

$$DW = \frac{\sum_{t=۲}^{T} (\hat{U}_t - \hat{U}_{t-۱})^۲}{\sum_{t=۲}^{T} \hat{U}_t^۲} .$$

چون

$$Var(\hat{U}_t) = E(\hat{U}_t^۲) = \frac{\sum_{t=۲}^{T} \hat{U}_t^۲}{T-۱}$$

بنابراین

$$\sum_{t=۲}^{T} \hat{U}_t^۲ = (T-۱) Var(\hat{U}_t)$$

و لذا

[۱۵] Autocorrelation

$$DW = \frac{\sum_{t=۲}^{T}(\hat{U}_t - \hat{U}_{t-۱})^۲}{(T-۱)Var(\hat{U}_t)} .$$

اگر خودهمبستگی خطاها مثبت باشد، آنگاه اختلاف بین مقدار خطا در زمان $t-۱$ وt نسبتا کوچک خواهد بود ولی اگر خودهمبستگی منفی باشد، آنگاه با تغییر مکرر علامت خطا، صورت کسر نسبتا بزرگ خواهد شد. برای مطالعه بیشتر به مرجع [۱۳] صفحات ۱۴۸-۱۴۵ مراجعه کنید.

۴.۸.۱ آزمون بروش-گودفری

همچنان که متذکر شدیم آزمون دوربین-واتسون، آزمونی برای ارزیابی این‌که آیا خطاهای متوالی با یکدیگر همبسته هستند یا نه، انجام می‌شود. اما این آزمون را درحالتی‌که مجموعه‌ای از مفروضات نادیده گرفته شوند، نمی‌توان انجام داد. اگر ضریب همبستگی $\hat{U}_t$ و $\hat{U}_{t-۱}$ برابر با صفر باشد و ضریب همبستگی $\hat{U}_t$ و $\hat{U}_{t-۲}$ مخالف صفر باشد، آنگاه آزمون دوربین واتسون قادر به کشف خودهمبستگی نیست. آزمون بروش-گودفری آزمون کلی‌تری برای خودهمبستگی مرتبه r ام می‌باشد.

به عبارت دیگر هرگاه رابطه رگرسیونی به‌صورت

$$U_t = \rho_۱ U_{t-۱} + \rho_۲ U_{t-۲} + \cdots + \rho_r U_{t-r} + V_t \quad , \quad V_t \sim N(۰, \sigma_v^۲)$$

باشد، آنگاه فرضیه صفر و مقابل در آزمون بروش-گودفری به‌صورت زیر است.

$$\begin{cases} H_۰ : \rho_۱ = ۰, \ \ \rho_۲ = ۰, \ \cdots \ \& \ \ \rho_r = ۰ \\ H_۱ : \rho_۱ \neq ۰ \ \ or \ \ \rho_۲ \neq ۰ \ \ or \ \cdots or \ \ \rho_r \neq ۰ \end{cases}$$

بنابراین تحت فرضیه صفر، خطای فعلی با خطای r دوره قبلی خودش همبستگی ندارد [۱].

۵.۸.۱ آزمون جارک-برا

تعریف ۲.۸.۱. به معیار متقارن نبودن یک توزیع پیرامون میانگینش، چولگی [۱۶] و به معیار توپری دنباله‌های توزیع، کشیدگی [۱۷] گویند. کشیدگی توزیع نرمال برابر با ۳ است. لذا کشیدگی هر توزیع دیگر را با آن مقایسه می‌کنند. ضریب چولگی را با $b_۱$ و ضریب کشیدگی را با $b_۲$ نمایش داده و به‌صورت زیر تعریف می‌شود

$$b_۱ = \frac{E(u^۳)}{\sigma^۳} \quad , \quad b_۲ = \frac{E(u^۴)}{\sigma^۴} \qquad (۱۴.۱)$$

که در آن u خطاها ، $\sigma^۲$ واریانس خطاها و $E(u^a) = \frac{\sum_{t=۱}^{a} n_t (X_t - \bar{x})^a}{n}$ می‌باشد. همچنین به ضریب کشیدگی منهای ۳ ، ضریب کشیدگی مازاد گویند [۶].

[۱۶] Skewness
[۱۷] Kurtosis

در فرض پنجم مدل رگرسیون خطی کلاسیک داشتیم $U_t \sim N(۰, \sigma^۲)$. یکی از متداول‌ترین آزمون‌های به‌کار رفته برای نرمال بودن آزمون جارک-برا یا به اختصار BJ می‌باشد. BJ ویژگی متغیر تصادفی که به‌صورت نرمال توزیع شده است را مورد استفاده قرار می‌دهد.
کشیدگی مازاد توزیع نرمال یعنی $(b_۲ - ۳)$ برابر با صفر است. آماره آزمون BJ به‌صورت زیر تعریف می‌شود

$$W = T\left[\frac{b_۱^۲}{۶} + \frac{(b_۲ - ۳)^۲}{۲۴}\right].$$

که در آن T اندازه نمونه است. درصورتی‌که پسماندهای حاصل از مدل، چوله یا کشیده باشند (یا هر دو)، فرضیه صفر رد خواهد شد [۱].

آزمون ثبات ضرایب

فرض می‌کنیم ضرایب $\beta_۱$ و $\beta_۲$ و $\beta_۳$ در معادله $Y_t = \beta_۱ + \beta_۲ X_{۲t} + \beta_۳ X_{۳t} + U_t$ ثابت هستند. به‌عبارت‌دیگر این ضرایب چه در دوره بررسی برآورد شوند، چه در بخشی از دوره، مورد بررسی قرار گیرند، نتایج یکسانی به‌دست خواهد آمد [۷].

۶.۸.۱ آزمون نقطه شکست چاو

مراحل آزمون نقطه شکست چاو [۱۸] به شرح ذیل است.

۱. دوره مورد مطالعه را به دو دوره تقسیم می‌کنیم. دوره اول شامل $n_۱$ مشاهده و دوره دوم شامل $n_۲$ مشاهده است و $n_۱ + n_۲ = T$.

۲. رگرسیون مورد نظر را برای دوره اول و دوم برآورد می‌کنیم. مجموع مربعات خطاها برای دوره اول را $RSS_۱$ و مجموع مربعات خطاها برای دوره دوم را با $RSS_۲$ نشان می‌دهیم. مجموع این دو را به‌صورت $RSS_۱ + RSS_۲ = RSS_{UR}$ نشان می‌دهیم که رگرسیونی نامقید با درجه آزادی $n - ۲k$ است.

۳. معادله را برای کل دوره برآورد می‌کنیم. مجموع مربعات باقی‌مانده‌های آن را با $RSS = RSS_R$ نشان می‌دهیم که بیانگر رگرسیون مقید است. ضرایب در هر دو دوره یکسان است و درجه آزادی RSS_R برابر با $n - k$ است.

۴. برای بررسی تغییر ساختاری لازم است که RSS_{UR} و RSS_R را باهم مقایسه کنیم. لذا از آزمون F استفاده می‌کنیم.

$$F_{k,\, n-۲k} = \frac{n - ۲k}{k}\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{RSS_{UR}} = \frac{n - ۲k}{k}\frac{RSS - (RSS_۱ + RSS_۲)}{RSS_۱ + RSS_۲}.$$

[۱۸] Chow

تفاوت رگرسیون مقید و نامقید در ضرایب آن‌ها است. اگر ضرایب باثبات باشند، دراین‌صورت تفاوت چندانی بین $RSS_۱ + RSS_۲$ و RSS وجود ندارد. لذا مقدار F نیز کوچک می‌شود. درغیر این‌صورت F بزرگ شده و فرضیه ثبات ضرایب رد می‌شود [۷].

۹.۱ پانل

در این بخش به معرفی داده‌های پانل می‌پردازیم و رهیافت اثرات ثابت و اثرات تصادفی را براساس خصوصیات مدل پانل مقایسه می‌کنیم و در پایان به آزمون مربوطه می‌پردازیم.

تعریف ۱.۹.۱. در مدل‌سازی مالی، به مجموعه‌ای از داده‌هایی که شامل عناصر سری زمانی و هم عناصر مقطعی باشند، داده‌های طولی [۱۹] یا پانلی گویند.

تعریف ۲.۹.۱. یک پانل دارای اطلاعات مشابهی در طول زمان و سطح است که به آن نهاده [۲۰] گویند. اگر داده‌های مورد بررسی در طول زمان دارای موجودیت مشابهی نباشند، (افراد یا کالاهای مختلف) داده‌های پانل نیستند [۱].

به‌طور کلی دو دسته از رهیافت‌های برآورد کننده پانل، شامل مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی در تحقیقات مالی کاربرد دارد.

تعریف ۳.۹.۱. یک پانل متوازن دارای تعداد مشابهی مشاهدات سری زمانی برای هر واحد مقطعی (یا به‌طور هم ارز، تعداد مشابهی از واحدهای مقطعی در هر نقطه از زمان) می‌باشد. پانل نامتوازن، دربردارنده عناصر مقطعی خواهد بود که دارای تعداد مشاهدات کمتری نسبت به دیگر عناصر است یا مشاهدات زمان‌های مختلف کمتر از زمان‌های دیگر است [۱].

۱.۹.۱ مدل اثرات ثابت-نهاده

ساده ترین نوع مدل‌های اثرات ثابت [۲۱]، بیانگر این است که عرض از مبدأ مدل رگرسیون به‌صورت مقطعی متفاوت بوده، اما در طول زمان این‌گونه نیست. تمامی برآوردهای شیب هم به‌صورت مقطعی و هم در طول زمان، ثابت است . فرض می‌کنیم پانل متوازن باشد. برای مشاهده نحوه عملکرد مدل اثرات ثابت می‌توان جزء خطای U_{it} را به یک اثر خاص منفرد [۲۲] یعنی μ_i و اختلال باقی‌مانده [۲۳] یعنی V_{it} تجزیه نماییم.

$$U_{it} = \mu_i + V_{it} \tag{۱۵.۱}$$

می‌توانیم رابطه (۱۵.۱) را به‌صورت زیر بنویسیم که به مدل ثابت نهاده (مقطع) معروف است.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + V_{it}$$

[۱۹] Longitudial Data
[۲۰] Entity
[۲۱] Fixed effects
[۲۲] Individual specific effect
[۲۳] Remainder disturbance

ملاحظه ۱.۹.۱. μ_i شامل تمام متغیرهایی است که به‌صورت مقطعی بر Y_{it} تأثیر می‌گذارد اما در طول زمان تغییر نمی‌کند.

۲.۹.۱ مدل اثرات ثابت-زمانی

در حالتی که میانگین مقدار تغییرات Y_{it} در طول زمان اتفاق بیفتد و نه به‌صورت مقطعی، می‌توان از مدل اثرات ثابت زمانی استفاده کرد. بنابراین عرض از مبدأها، مجاز به تغییر در طول زمان اند. مدل اثرات ثابت زمانی به‌صورت زیر است.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \lambda_t + V_{it}$$

که λ_t عرض از مبدأ متغیر نسبت به زمان است.

۳.۹.۱ مدل اثرات تصادفی

روش جایگزین برای مدل اثرات ثابت، اثرات تصادفی است. این رهیافت، ارائه دهنده اجزای عرض از مبدأ متفاوت برای هر نهاده است. عرض از مبدأها در طول زمان ثابت اند و فرض می‌شود روابط بین متغیرهای توضیحی و توضیح داده‌شده به‌صورت مقطعی و به‌طور موقت یکسان باشند. تفاوت با روش قبل در این است که در اثرات تصادفی فرض می‌شود عرض از مبدأها برای هر واحد مقطعی، یک عرض از مبدأ مشترک یعنی α و یک متغیر تصادفی ϵ_i که به‌صورت مقطعی تغییر نموده و در طول زمان ثابت است. ϵ_i انحرافات تصادفی هر جزء عرض از مبدأ نهاده‌ها را از عرض از مبدأ کلی یعنی α نشان می‌دهد. مدل پانل اثرات تصادفی به‌صورت زیر است

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + W_{it} \quad , \quad W_{it} = \epsilon_i + V_{it}$$

ملاحظه ۲.۹.۱. فرض می‌کنیم جزء خطای مقطعی جدید ϵ_i دارای میانگین صفر، مستقل از جزء خطای مشاهدات V_{it} ، واریانس ثابت σ_ϵ^2 و مستقل از متغیرهای X_{it} است [۱].

۴.۹.۱ آزمون چاو

برای این‌که بتوانیم مشخص کنیم آیا رگرسیون پانل برای برآورد مورد نظر، کارآمدتر خواهد بود یا خیر، فرضیه‌ای را آزمون می‌کنیم که در آن تمام عرض از مبدأها (عبارات ثابت برآورد) با یکدیگر برابر هستند. فرضیه صفر در آزمون چاو به‌صورت $\begin{cases} H_\circ : \alpha_i = \alpha \\ H_1 : \alpha_i \neq \alpha. \end{cases}$ است.

درصورتی‌که فرضیه H_o پذیرفته شود، به معنی یکسان بودن شیب‌ها برای مقاطع مختلف بوده و قابلیت ترکیب شدن داده‌ها و استفاده از مدل رگرسیون ترکیبی مورد تأیید است و درصورت رد فرضیه H_o روش داده‌های پانل مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۵.۹.۱ آزمون هاسمن

رایج‌ترین آزمون برای تعیین نوع مدل داده‌های ترکیبی، آزمون هاسمن [۲۴] است. درصورتی‌که بر اساس نتایج آزمون چاو، فرضیه صفر رد شود و برای هریک از فرضیه‌ها، استفاده از روش داده‌های پانل مورد تایید قرار بگیرد، برای این‌که مشخص شود کدام روش (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) برای برآورد مناسب‌تر است، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین‌زده‌شده و متغیرهای مستقل مدل استوار است. اگر چنین ارتباطی وجود داشته باشد، مدل اثرات ثابت و اگر ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثرات تصادفی کاربرد خواهد داشت. فرضیه H_o نشان‌دهنده عدم ارتباط بین متغیرهای مستقل و خطای تخمین است. بنابراین رد H_o به‌معنای مدل با اثرات تصادفی است.

۱۰.۱ تخمین ضرایب مدل رگرسیون تجربی

در مطالعات کاربردی در مورد رگرسیون $Y_t = \alpha + \beta X_t$، صرفا با داده‌های نمونه‌ای مواجه هستیم که شامل $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \ldots, (X_T, Y_T)$ هستند. می‌خواهیم اثر X را روی محور Y بررسی نماییم. لذا باید ضرایب α ، β را برآورد نماییم. فرض کنید که $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ تخمینی از α و β باشند، در این‌صورت $\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_t$ مقدار تخمینی و $\hat{U}_t = e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ مقدار خطا است. یکی از معیارهای مناسب برای تعیین $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ این‌است که $\hat{Y}_t$ را به Y_t نزدیک کنیم و خطا را به حداقل برسانیم. یعنی در معادله رگرسیون $Y_t = \alpha + \beta X_t$، باید α و β طوری تعیین شوند که فاصله عمودی داده‌های نقطه‌ای از خط برآورد شده، حداقل باشد. بهترین روش برای انتخاب بهترین خط منطبق بر داده‌ها، OLS [۲۵] است. چون خطاهای مثبت و منفی، یکدیگر را خنثی می‌کنند، لذا از مجموع مربعات خطاها یعنی $\sum_{t=1}^{T} U_t^2 = U_1^2 + U_2^2 + \cdots + U_T^2$ استفاده می‌شود. این روش مطابق با شکل ۱.۱ شامل مربعات فواصل عمودی هر نقطه تا خط و حداقل کردن مجموع مساحت مربعات است [۷].

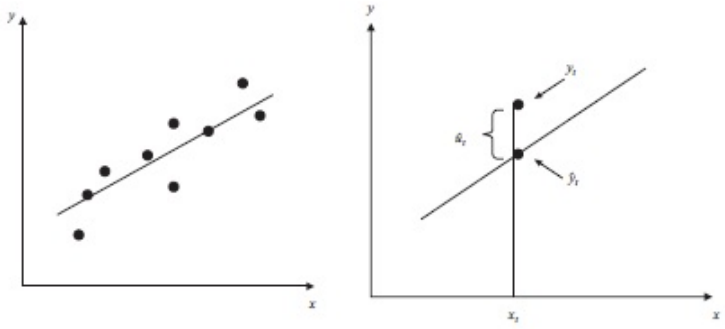
مثال ۱.۱۰.۱. در شکل ۱.۱ خطای تخمین به‌صورت انحراف عمودی بین مشاهده و خط تخمین‌زده‌شده، می‌باشد. Y_t داده‌های واقعی برای مشاهده t و $\hat{Y}_t$ مقدار برآورد شده با خط رگرسیون برای مشاهده t و خطا را با عبارت $\hat{U}_t = Y_t - \hat{Y}_t$ نشان می‌دهیم [۱].

درصورت برقرار بودن فرض‌های مدل رگرسیون کلاسیک، برآوردکننده‌های $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ که به‌وسیله OLS تعیین می‌شوند دارای ویژگی‌هایی هستند که به بهترین برآوردکننده خطی نااریب [۲۶] مشهور اند. برای مطالعه بیشتر، می‌توان به مرجع [۶] صفحه ۵۴۶ و ۵۶۷ مراجعه نمود.

---

[۲۴] Hausman
[۲۵] Ordinary Least Square (OLS)
[۲۶] Best Linear Unbiased Estimators(BLUE)

شکل ۱.۱: داده‌ها و پسماند آن‌ها



۱.۱۰.۱ نقاط پرت

در مدل‌سازی مالی، این احتمال وجود دارد که یک یا دو پسماند سبب رد فرض نرمال بودن شود. چنین مشاهداتی در دنباله‌های توزیع نمایان شده و باعث می‌شود که u^4 در رابطه (۱۴.۱) بسیار زیاد شود. چنین مشاهداتی منطبق بر الگوی پسماندهای داده‌ها نیست و به عنوان داده‌های پرت [۲۷] شناخته می‌شوند.

مانده‌هایی که فاصله زیادی از سایرین دارند و دورتر هستند، نقاط پرت به‌شمار می‌آیند. نقاط پرت بسته به موقعیت روی محور طول‌ها، می‌توانند اثرات شدیدی بر مدل رگرسیون داشته باشند. این اثرات را می‌توان با حذف نقاط و برآورد مجدد معادله رگرسیون بررسی کرد. ممکن است مقادیر ضرایب رگرسیون یا آماره‌هایی مانند F ، t وR^2 به نقاط پرت حساس باشند. با رسم نمودار پراکنش، متوجه نقاط پرت می‌شویم و لازم است دلایل وقوع را بررسی کنیم. اگر نقطه پرت در اثر اندازه‌گیری ناقص یا ثبت نادرست رخ داده باشد، باید تصحیح شود. گاهی نقطه پرت غیرعادی اما موجه است. حذف این نقاط پرت برای بهبود برآورد مدل می‌تواند مضر باشند [۴].

۱۱.۱ مانایی

در پژوهش‌هایی که با ساختار داده‌های پانل انجام می‌شوند، برای تخمین مدل رگرسیون باید از مانایی (ایستایی یا پایایی) متغیرها مطمئن شد. مانایی یا نامانایی می‌تواند تأثیر اساسی بر مدل مورد مطالعه داشته باشد. اجرای مدل رگرسیون با متغیرهای نامانا نتایج کاذب [۲۸] ارائه می‌کند. رگرسیون کاذب، به این معنی است که نتایج تخمین مدل به اشتباه پارامترهای مدل (β_i) را معنی‌دار و یا ضریب تعیین را بالاتر از میزان واقعی نشان می‌دهند. برای شناسایی مانایی از آزمون ریشه واحد [۲۹] استفاده

[۲۷] Outliers
[۲۸] Spurious
[۲۹] Unit root test

می‌شود. در این آزمون، t به عنوان معیار مانایی به‌کار می‌رود و فرض‌های آماری به صورت

$$\begin{cases} H_0 : \text{ریشه واحد وجود دارد و متغیر مورد نظر مانا نیست} \\ H_1 : \text{ریشه واحد وجود ندارد و متغیر مورد نظر مانا است} \end{cases}$$

است. این آزمون معروف به دیکی-فولر [۳۰] (ADF) است. برای داده‌های ترکیبی مانند پانل از آزمون لوین، لین و چیو [۳۱] استفاده می‌شود. منظور از ریشه واحد، وجود یک ضریب معنی‌دار است که منجر به نامانایی می‌شود. زمانی‌که متغیر مانا نباشد، معمولا از تفاضل مرتبه اول استفاده می‌شود [۷].

[۳۰] Augmented Dickey Fuller
[۳۱] Levin, Lin and Chu

فصل ۲

بیان روش تحقیق و معرفی متغیرها

۱.۲ مقدمه

در علم مالی، سرمایه‌گذاری [۱] به این معنی است که فرد یک دارایی مالی نظیر سهام را خریداری می‌کند و پیش‌بینی می‌نماید که آن دارایی مالی در آینده سودآور خواهد بود و قیمتش افزایش خواهد یافت، لذا با فروش به قیمت بالاتر سود خوبی به دست خواهد آورد. سرمایه‌گذاران همواره منافع آتی (بازدهی) بیشتر را ترجیح می‌دهند، اما برای کسب این منافع، با ریسک‌هایی مواجه هستند. این موضوع همان تقابل سنتی ریسک و بازده است که بیان می‌کند اگر سرمایه‌گذاری بازدهی مورد انتظار بالاتری را طلب کند، باید ریسک بیشتری را نیز بپذیرد. یکی از منابع ریسکی که سرمایه‌گذاران همواره با آن مواجه هستند، ریسک عدم نقدشوندگی است [۵].

نقدشوندگی [۲] بازار برای یک دارایی به‌صورت سهولت و سرعت تبدیل به نقدشدن حجم قابل توجهی از آن دارایی به قیمتی عادلانه تعریف می‌شود. یعنی نقدشوندگی رابطه سرعت فروش با قیمت است. برای هریک از سرمایه‌گذاران، نقدشوندگی دارایی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

هرقدر خرید و فروش یک دارایی سریع‌تر انجام شود، ریسک نقدشوندگی کم‌تر می‌شود. مثلا وقتی یک نفر بخواهد در سهام شرکت‌های کوچک سرمایه‌گذاری کند، برای خرید یا فروش آن‌ها باید چند روز یا چند هفته منتظر بماند.

---

[۱] Investment
[۲] Moneyness

طی دهه گذشته از سوی صاحب‌نظران آکادمیک و فعالین کسب و کار به موضوع نقدشوندگی دارایی‌های مالی توجه شده است (لرویک، فیسکرسترند و اف جلویک یوزاس [۳]، [۱۶]). به عنوان مثال، شیوه اندازه‌گیری درجه نقدشوندگی دارایی‌ها و همچنین عوامل مؤثر بر نقدشوندگی دارایی‌های مالی از موضوعات مورد بحث است.

مقدار پولی که یک فرد انتظار دارد تا از سرمایه‌گذاری‌های خود دریافت کند بازده مورد انتظار [۴] گفته می‌شود. لازم به ذکر است که بازده مورد انتظار معمولاً بر اساس اطلاعات مربوط به گذشته بنا شده و تضمینی برای تحقق آن وجود ندارد. از منظری دیگر، رابطه بین بازده روی اوراق بهادار با ریسک اوراق، موضوع نظریات و تحقیقات تجربی متعدد در مالی مدرن بوده است. شارپ، لینتنر و ماسین [۵] به طور همزمان مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای را مطرح نمودند که در آن بازده روی دارایی تابعی از ریسک سیستماتیک [۶] آن است. به طور کلی در نگرشی که به ایجاد ارتباط بین ریسک و بازده علاقمند است، بین ریسک و بازده رابطه مستقیم برقرار است. در این صورت، اگر ریسک عدم نقدشوندگی را ریسکی مربوط به دارایی‌های مالی بدانیم، طبعاً انتظار داریم با افزایش این ریسک، بازده روی اوراق بهادار افزایش یابد.

۲.۲ پیشینه

برای نخستین بار آمیهود و مندلسون [۱۸] نشان دادند که بازده سهام تابعی افزایشی از شکاف قیمت پیشنهادی خرید و قیمت پیشنهادی فروش [۷] است.

داتر [۸] و همکارانش در سال ۱۹۹۸، آزمونی جایگزین در مدل آمیهود و مندلسون ارائه کردند و به نتایجی سازگار با نتایج آنها دست یافتند. آنها از نرخ گردش سهام به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نقدشوندگی در پژوهش خود استفاده کردند. برای محاسبه نرخ گردش سهام، میانگین گردش سهام در سه ماه قبل را بر تعداد سهام منتشرشده تقسیم کردند. اگر تعداد سهام منتشرشده در طی سه ماه گذشته تغییر کرده باشد، سهام مذکور را از نمونه آن دوره حذف نمودند و از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برای آزمون موضوع تحقیق خود استفاده کردند. شواهد نشان داد که نقدشوندگی نقشی بااهمیت در توضیح تغییرات مقطعی سهام ایفا می‌کند [۱۵].

لیو [۹] [۱۷] در سال ۲۰۰۶، در پژوهشی با عنوان «مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای افزوده‌شده با نقدشوندگی»، معیار نقدشوندگی را تعداد روزهای بدون معامله (تعدیل‌شده با گردش سهام) در طی یک یا چند ماه اخیر تعریف کرد. ایشان با استفاده از این معیار جدید و بهره‌گیری از مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ نشان داد که صرف نقدشوندگی منبعی مهم از ریسک است

[۳] Leirvik, Fiskerstrand, Fjellvik ûas
[۴] Expected Return
[۵] Sharpe, Lintner, Mossin
[۶] Systematic risk
[۷] Bid-Ask spread
[۸] Datar
[۹] Liu

که قیمت‌گذاری می‌شود.

چانگ [۱۰] و همکارانش در سال ۲۰۱۰، در تحقیقی که در کشور ژاپن انجام دادند، با روش رگرسیون به رابطه‌ای منفی (مثبت) بین معیارهای نقدشوندگی (عدم نقدشوندگی) و بازده دست یافتند. آنها نشان دادند که بین تغییرات نقدشوندگی و بازده‌های سهام رابطه منفی وجود دارد [۱۴].

نوون و لیو در سال ۲۰۱۳، نیز در پژوهشی به بررسی رابطه نقدشوندگی و بازده سهام در بازار توسعه‌یافته ولی کوچک نیوزیلند پرداختند. آنها برای بررسی جامع رابطه نقدشوندگی و بازده دارایی‌ها در بازار نیوزیلند، هفت معیار نقدشوندگی که در تحقیقات گذشته از آنها استفاده شده بود را برای نقدشوندگی تعریف کردند و نشان دادند که برخلاف نظریه نقدشوندگی، کسر بااهمیتی برای عدم نقدشوندگی وجود دارد و همچنین به نظر نمی‌رسد که ریسک نقدشوندگی قیمت‌گذاری شود [۱۸].

سنسوی [۱۱] در سال ۲۰۱۶ رابطه بین عوامل کلان اقتصادی و نقدشوندگی بازار سهام را در ترکیه بررسی کرد و به این نتیجه رسید که اطلاعات منتشر شده درباره عوامل کلان اقتصادی آمریکا روی نقدشوندگی بازار سهام ترکیه تأثیر دارد [۱۹].

در پژوهش‌هایی که در ایران بر رابطه نقدشوندگی و بازده سهام انجام شده‌است، نتایج متضادی به‌دست آمده است. در ادامه به چند مورد از پژوهش‌های داخلی اشاره می‌شود.

یحیی‌زاده‌فر و خرمدین در سال ۱۳۸۷، اثر عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی که از معیار آمیهود برای اندازه‌گیری آن استفاده می‌شود را بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. آنها با استفاده از روش تحلیل سری‌های زمانی به طور ماهانه برای پرتفوی‌های ایجاد شده، نشان دادند که عدم نقدشوندگی با مازاد بازدهی سهام رابطه منفی و معناداری دارد [۱۰].

تهرانی، سارنج و انصاری در سال ۱۳۸۸، به بررسی رابطه مقطعی بازدهی و نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. آنها برای اندازه‌گیری نقدشوندگی از معیار نسبت گردش سهام استفاده کردند. نمونه‌ای متشکل از ۳۰ شرکت از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶ انتخاب کردند و با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته، نشان دادند که نقدشوندگی با بازده سهام ارتباط مثبت و معنادار دارد [۳].

میعادی در سال ۱۳۹۱، رابطه ریسک نقدشوندگی را براساس معیار پاستور و استامبا و همچنین بی‌قاعدگی‌های بازار مالی شامل نسبت گردش معاملات، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه شرکت را بر بازده‌های مقطعی سهام بررسی نمود. در این پژوهش به‌منظور آزمون فرضیه‌ها از تکنیک آماری رگرسیون چند متغیره استفاده شد. مدل مورد استفاده در این پژوهش، مدل دومرحله‌ای کوردیا و اَوریموو بود که در دو حالت بدون ریسک نقدشوندگی و با ریسک نقدشوندگی آزمون شد. نتایج نشان داد که ریسک نقدشوندگی توان تبیین مقطعی رفتار بازده را در حضور استثناهای بازار مالی در دوره مورد نظر ندارد [۹].

سرکانیان، راعی و فلاح‌پور در سال ۱۳۹۴، در پژوهش خود نشان دادند هر یک از این معیارهای

[۱۰] Chung
[۱۱] Sensoy

نرخ گردش سهام، معیار عدم نقدشوندگی لیو، عدم نقدشوندگی آمیهود و ارزش ریالی معاملات، تأثیری متفاوت بر بازدهی مورد انتظار دارد. رابطه بین نقدشوندگی و بازدهی سهام در روش تشکیل پرتفوی و هنگامی‌که از معیار آمیهود به‌عنوان معیار نقدشوندگی استفاده می‌شود، رابطه‌ای معکوس و معنادار است. سه معیار دیگر نقدشوندگی، رابطه‌ای مستقیم بین نقدشوندگی و بازدهی مورد انتظار سهام نشان می‌دهند. هرچند که این رابطه با توجه به روش آزمون، از لحاظ آماری در سطوح مختلفی از معناداری قرار دارد، در مواردی بی‌معنا است. همچنین در این پژوهش نتایج آزمون‌ها به‌استثنای زمانی‌که از معیار عدم نقدشوندگی آمیهود و روش تشکیل پرتفوی استفاده می‌شود، قیمت‌گذاری ریسک نقدشوندگی را نشان نمی‌دهد [۳].

۳.۲ روش تحقیق

فهم عوامل تأثیرگذار در بازده سهام برای سرمایه‌گذاران و مدیریت بازار سهام بسیار مهم است. دریافت این فهم به سرمایه‌گذاران در تشکیل پرتفوی مناسب و به مدیریت بازار در تدوین قوانین و مقررات و آیین نامه‌های مربوط به بازار کمک می‌کند.

این تحقیق به بررسی این موضوع در بورس اوراق بهادار تهران خواهد پرداخت. به عبارت دقیق‌تر رابطه بین نقدشوندگی و بازده روی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد ارزیابی قرار خواهیم داد.

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر جمع آوری داده‌ها، پس رویدادی [۱۲] از نوع رگرسیون است. در این تحقیق از داده‌های واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌شود. مدل تحقیق برگرفته از مقاله لرویک، فیسکرسترند و اف جلویک یوزاس [۱۶] است که شامل دو متغیر مستقل (بازده بازار و بازدهی در اوراق بهادار تهران ذکر شده بر اساس نقدینگی) است.

مدل رگرسیون به صورت زیر است

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + \beta_2 LIQ_{i,t} + \epsilon_t \qquad (۱.۲)$$

که درآن $r_{i,t}$ بازده مازاد روی سهام شرکت i در روز t، α عرض از مبدأ، β_1 ضریب تخمینی برای متغیر مستقل اول، $r_{m,t}$ بازده روی شاخص بازار در روز t ، β_2 ضریب تخمینی برای متغیر مستقل دوم، $LIQ_{i,t}$ نقدشوندگی سهام شرکت i در روز t و ϵ_t خطای مدل می‌باشد. هدف ما برآوردن β_1 و β_2 است.

۴.۲ معیارهای نقدشوندگی

برای سنجش نقدشوندگی معیارهای مختلفی وجود دارد. تعدادی از این معیارها به شرح ذیل هستند.

[۱۲] Retrospective

۱. شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش

این معیار از شکاف میانگین قیمت‌های پیشنهادی برای فروش Ask_t و میانگین قیمت‌های پیشنهادی برای خرید Bid_t به صورت کسری از میانگین قیمت‌های پیشنهادی برای فروش در هر روز ، به عنوان معیار نقدشوندگی سهم در آن روز استفاده می‌کند.

$$BAS_t = \frac{Ask_t - Bid_t}{Ask_t}.$$

۲. تخمین‌گر ساده بالا-پایین [۱۳]

$$HL_t = \frac{H_t - L_t}{H_t}.$$

که در آن H_t بالاترین قیمت در روز t و L_t پایین‌ترین قیمت در روز t می‌باشد.

معیار ذکر شده در معادله فوق، تفاوت بین بالاترین قیمت معاملاتی و پایین‌ترین قیمت معاملاتی در هر روز تقسیم بر بالاترین قیمت معاملاتی در آن روز را به عنوان معیار نقدشوندگی سهم در آن روز معرفی می‌کند.

۳. معیار کروین و شولتز [۱۴]

$$\alpha_t = (\sqrt{۲} + ۱).(\sqrt{\theta_t} - \sqrt{\gamma_t})$$

که در آن θ_t مجموع مربعات لگاریتم طبیعی نسبت بالاترین قیمت معاملاتی به پایین‌ترین قیمت معاملاتی در دو روز متوالی است. یعنی

$$\theta_t = \sum_{j=۰}^{۱} \left(\ln \frac{H_{t+j}}{L_{t+j}} \right)^۲.$$

γ_t نیز مربع لگاریتم طبیعی نسبت ماکزیمم بالاترین قیمت معاملاتی در دو روز متوالی بر مینیمم کمترین قیمت معاملاتی در دو روز متوالی است. به‌عبارت‌دیگر

$$\gamma_t = \left(\ln \frac{max(H_t, H_{t-۱})}{min(L_t, L_{t-۱})} \right)^۲.$$

به تأسی از لرویک، فیسکرسترند و اف جلویک یوزاس [۱۶] مدل معادله (۱.۲) را تنها با یک معیار تخمین نخواهیم زد. از بین معیارهای فوق، اطلاعات لازم برای محاسبه معیار دوم و سوم در کشورمان در دسترس است. لذا تخمین‌های جداگانه با این دو معیار انجام خواهد شد.

[۱۳] Simple High-Low estimator
[۱۴] Corwin and Schultz

۵.۲ شیوه جمع‌آوری و تجزیه و تحلیل داده‌ها

از اطلاعات روزانه برای دوره ۱ فروردین ۱۳۹۱ تا ۱۹ مرداد ۱۳۹۵ در تخمین مدل استفاده خواهد شد. این داده‌ها از نرم‌افزار ره‌آورد استخراج شده است. تمام شرکت‌هایی که حائز شرایط ذیل باشند در این بررسی قرار خواهند گرفت.

۱. قبل از سال ۹۱ در بورس پذیرفته شده باشند.

۲. توقف نماد طولانی نداشته باشند.

تخمین مدل پانل ذکر شده در معادله (۱.۲) با روش حداقل مربعات معمولی انجام خواهد شد. می‌دانیم که مدل رگرسیون خطی کلاسیک متکی به پیش‌فرض‌هایی در مورد جملات اختلال است. در این تحقیق آزمون‌های شناختی، همانند آزمون دوربین واتسون، بروش گودفری، جارک برا و آزمون ناهمسانی وایت برای بررسی برقراری این پیش فرض‌ها استفاده خواهد شد.

۶.۲ هدف مورد انتظار

هدف اصلی ما بررسی رابطه بین بازده سهام و نقدینگی بازار در بازار سهام تهران است. ما یک نمونه آزمایشی از اطلاعات روزانه سهام ۱۹۰ شرکت را در طول دوره فروردین ۱۳۹۱ تا مرداد ۱۳۹۵ استفاده کردیم.

شاخص ما، شاخص بورس تهران است. برای اندازه‌گیری بازده و رابطه آن با نقدینگی یک مجموعه داده را که حاوی تمام سهام‌هایی است که در بورس اوراق بهادار تهران معامله می‌شود به‌دست می‌آوریم. تمرکز اصلی روی درک رابطه بین نقدینگی و بازده سهام برای شرکت‌های ذکر شده در بورس اوراق بهادار تهران است، زیرا نمونه داده‌ها شامل بسیاری از شرکت‌ها در طول زمان، یک مدل رگرسیون خطی ساده برای داده‌های پانلی اعلام می‌شود. هدف ما این است که بررسی کنیم آیا این عوامل در توضیح بازده سهام تأثیر و اهمیت دارند یا خیر.

فصل ۳

تحلیل نقدشوندگی مبنی بر اثرات ثابت و تصادفی

بسته‌های نرم‌افزاری برای مدل‌سازی مالی متناسب با نوع داده‌ها که مقطعی باشند یا سری زمانی یا پانل، نرم‌افزارهای مختلفی مانند SAS و SPSS وجود دارد. برخی نرم‌افزارها تعاملی(منو محور) و برخی فرمان محورند. نرم‌افزار منویی معمولا براساس رابط گرافیکی مبتنی بر ویندوز عمل می‌کند. از این گروه نرم‌افزار eviews به دلیل انعطاف‌پذیری بهتر است.

۱.۰.۳ تحلیل داده‌های پانل با eviews

برآورد مدل‌های پانل براساس دو روش مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی را می‌توان در نرم‌افزار eviews انجام داد. داده‌ها را باید طوری سازماندهی کنیم که نرم‌افزار بتواند تشخیص دهد از نوع پانل هستند. برای ورود اطلاعات، یکی از روش‌ها، استفاده از کدهای خاص است. روش دیگر فراخوانی داده‌ها از فایل اکسل می‌باشد.

پس از ورود داده به نرم‌افزار، ابتدا معادله را با روش OLS تخمین می‌زنیم.

۱.۳ $r_{i,t}$ بر اساس HL_t در حالت اثر ثابت

نقدشوندگی را بر اساس روش‌های تخمین‌گر ساده بالا-پایین و معیار کروین و شولتز به‌دست می‌آوریم و هریک از این دو روش را در حالت اثر ثابت و اثر تصادفی بررسی می‌کنیم.

جدول ۱.۳: رگرسیون ساده خطی با اثر ثابت به ازای معیار HL_t

Dependent variable: $r_{i,t}$

Method: Panel Least Squares

$Variable$	$Coefficient$	$Std.dev$	$t-Statistic$	$Prob.$
c	۹۷٫۶۹۲۱	۰٫۵۴۶۸	۱۷۸٫۶۳۷۵	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱
$r_{m,t}$	$-$۱٫۰۷۱۰	۰٫۱۶۴۱	$-$۶٫۵۲۴۹	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱
HL_t	۳۸۲٫۵۸۷۷	۱۴٫۷۱۸۸	۲۵٫۹۹۳۰	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱

همان‌طور که از جدول مشخص می‌شود، متغیر وابسته ما $r_{i,t}$ و شیوه تخمین OLS است.
تعداد مشاهدات ۱۰۵۳۴۸ ، تعداد دوره‌ها ۱۱۴۲ و تعداد شرکت‌ها ۱۹۰ می‌باشد.
مقدار برآوردشده برای عرض از مبدأ $c =$ ۹۷٫۶۹۲۱ و مقدار برآورشده متغیرهای مستقل $\beta_۱ =$ $-$۱٫۰۷۱۰ و $\beta_۲ =$ ۳۸۲٫۵۸۷۷ می‌باشد.
برای اعتبار آماری ضرایب به‌دست آمده چون مقدار احتمال ضرایب c ، $\beta_۱$ و $\beta_۲$ کمتر از ۰٫۰۵ است، پس فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود لذا ضرایب دارای اعتبار آماری هستند.

Effects Specification

Cross-section Fixed (dummy variables)

$R-squared$	۰/۴۷۷۵	$F-statistic$	۵۰۳/۳۲۱۸
$Adjusted\ R-squared$	۰/۴۷۶۶	$Proob(F-statistic)$	$<$ ۰/۰۰۰۰۱
$S.E.\ of\ regression$	۱۰۰/۳۹۷۲	$Mean\ dependent\ var$	۱۰۹/۲۸۶۶
$Sum\ squared\ resid$	۱/۰۶E + ۰۹	$S.D.\ dependent\ var$	۱۳۸/۷۷۸۴
$Log\ likelihood$	−۶۳۴۹۴۹/۳	$Schwarz\ criterion$	۱۲/۰۷۵۴
$Durbin-Watson\ stat$	۰/۰۱۲۵	$Akaike\ info\ criterion$	۱۲/۰۵۷۹

Estimation Command:

$LS\ r_{i,t}\ C\ r_{m,t}\ HL_t$

Substituted Coefficients:

$$r_{i,t} = ۹۷/۶۹۲۱۲۰۴۶ - ۱/۰۷۱۰۴۹۷۱\ r_{m,t} + ۳۸۲/۵۸۷۷۳۲۹۱\ HL_t + [CX = F]$$

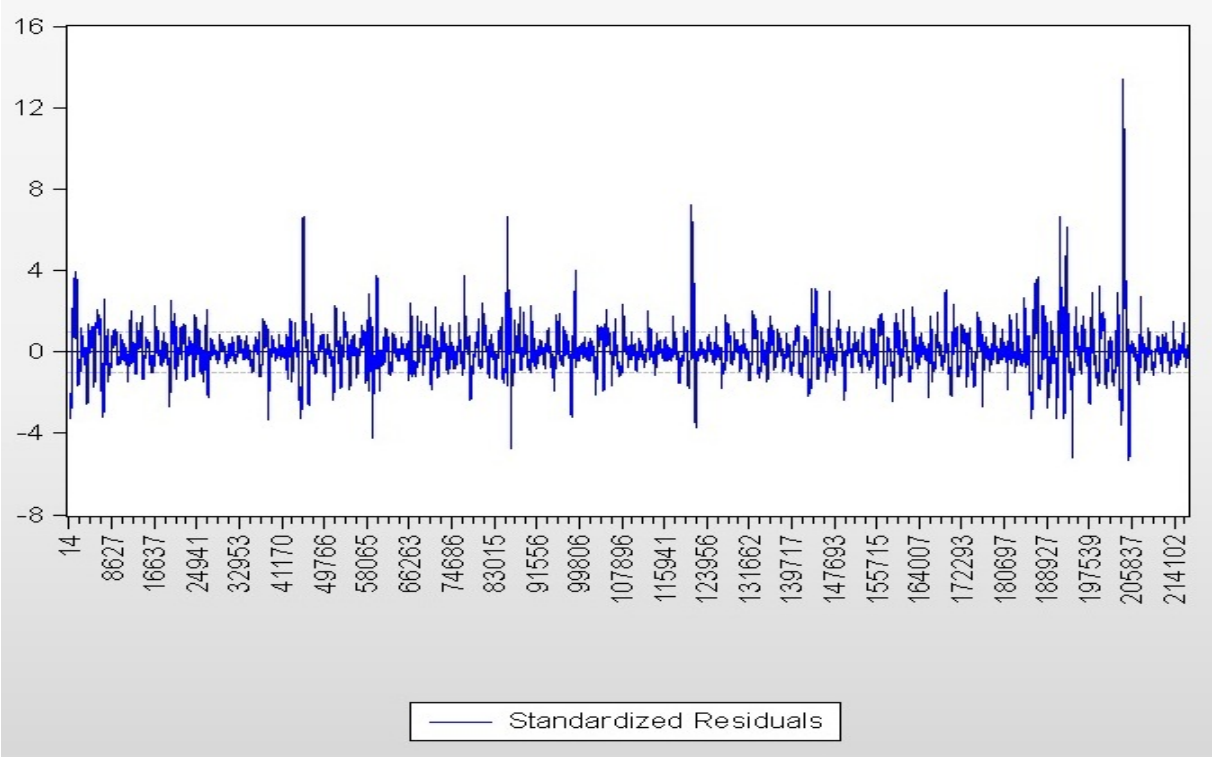
قدرت توجیه‌کنندگی رگرسیون با ضریب تعیین سنجیده می‌شود. لذا چون مقدار ضریب تعیین ۴۷ درصد است پس ۵۳ درصد تغییرات تابع به متغیرهایی که لحاظ نکرده‌ایم بستگی دارد. آماره Adjusted R-squared ضریب تعیین تعدیل شده است که همیشه نسبت به تعیین مدل، کوچک‌تر است. مجموع مجذور خطاها برابر با ۱/۰۶E + ۰۹ می‌باشد که هرقدر RSS کمتر باشد ضریب تعیین مدل افزایش می‌یابد.

Log likelihood مقدار حداکثر درست‌نمایی را نشان می‌دهد که هرقدر بالاتر باشد نشان دهنده برازش بهتر مدل است. طبق جدول ۱.۳ آماره دوربین-واتسون نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی مثبت در مدل می‌باشد.

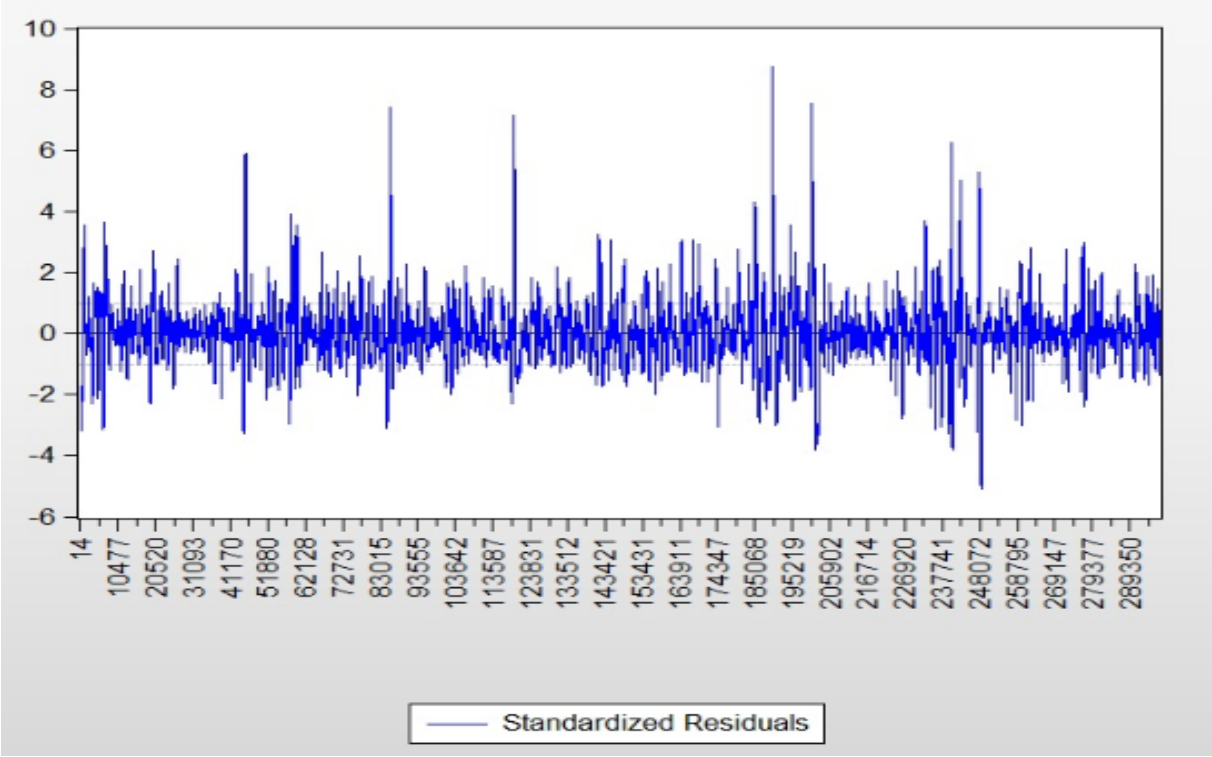
چون مقدار احتمال آماره F برابر با صفر است، فرض صفر یعنی بی‌معنی بودن رگرسیون در سطح ۹۵ درصد رد می‌شود و رگرسیون معنی‌دار است و شیب برآورد شده معتبر است.

آماره Akaike info Criterion و Schwarz Criterion از معیارهای انتخاب وقفه‌های بهینه در مدل می‌باشد. با اضافه یا کم‌کردن متغیری در مدل، اگر این آماره‌ها به سمت عدد منفی‌تر میل کنند، نشان‌دهنده بهترشدن مدل است.

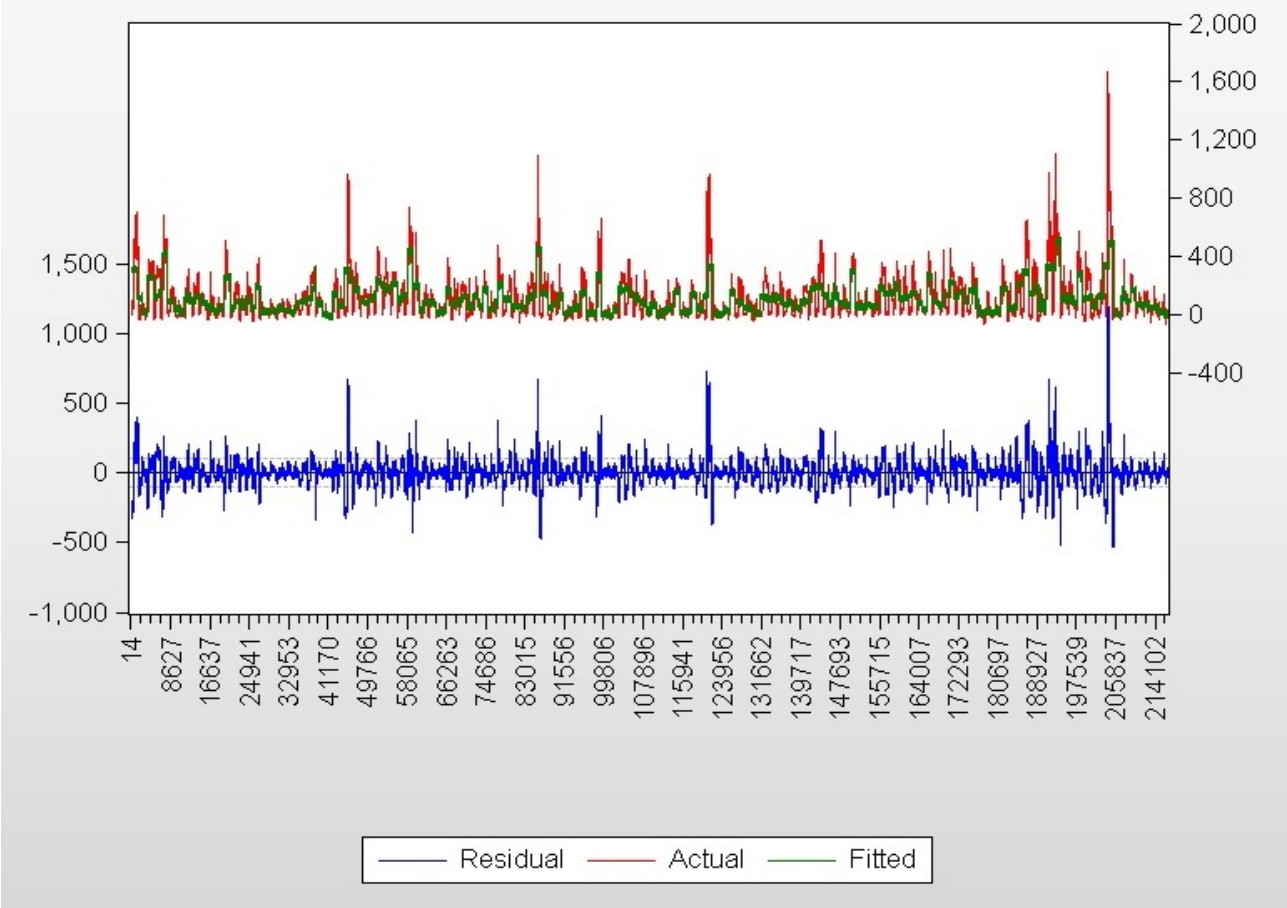
شکل ۱.۳: خطای استاندارد شده با اثر ثابت به ازای معیار HL_t



طبق نمودار متوجه می‌شویم تعدادی داده خیلی پرت داریم. داده‌های پرت را حذف نموده و مجدد رگرسیون را انجام می‌دهیم.

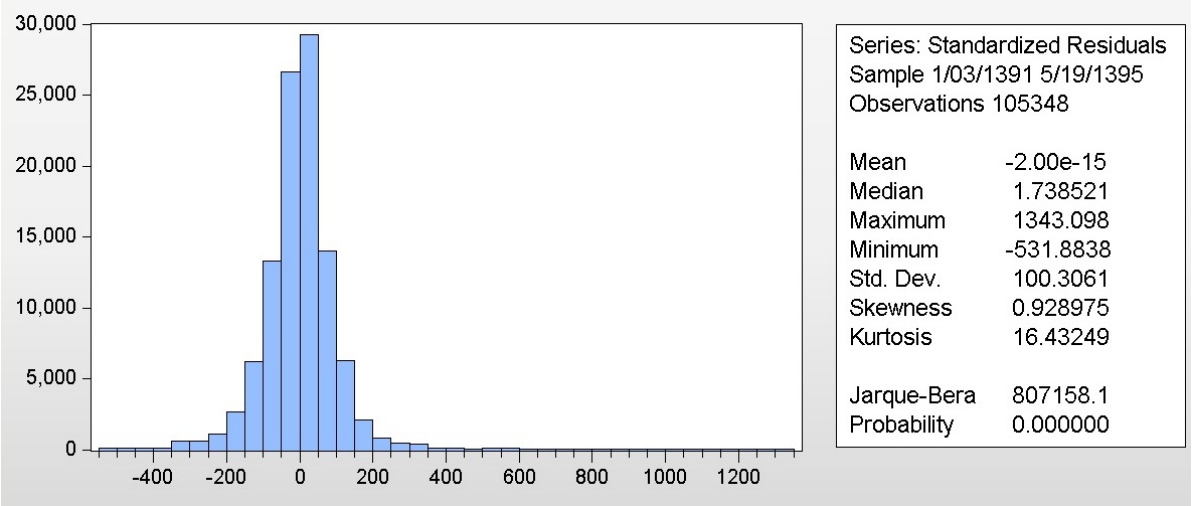


شکل ۲.۳: پسماندهای رگرسیونی، مقادیر واقعی و مقادیر برازش‌شده با اثر ثابت به ازای معیار HL_t

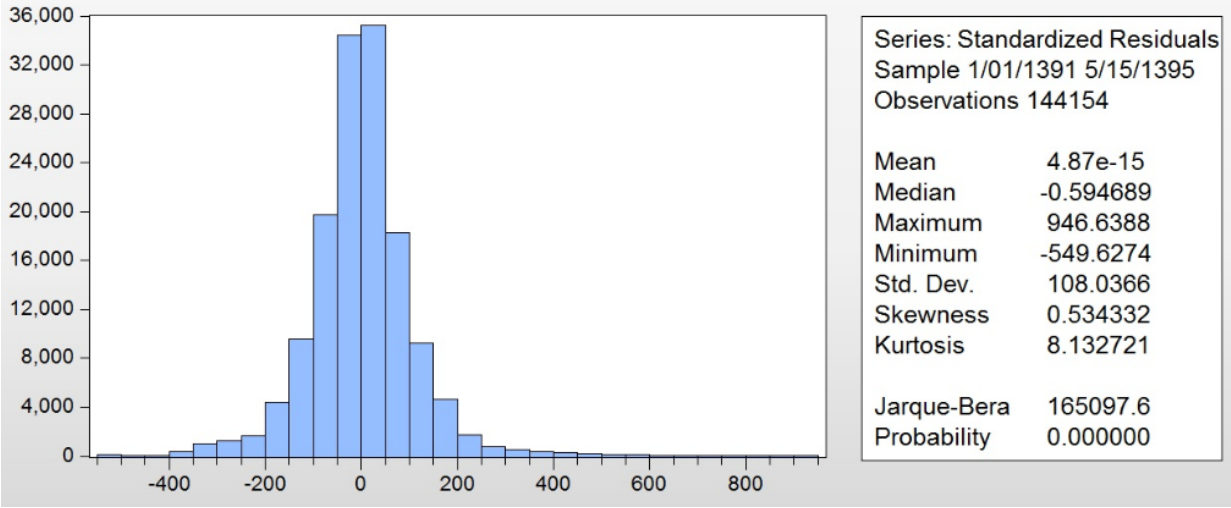


چون نمودارهای مقادیر واقعی یعنی $Actual$ و برآورد یعنی $Fitted$ حدودا برهم منطبق اند، نشان‌دهنده خوبی برازش و قدرت توضیح دهندگی بالای مدل در حالت اثر ثابت است. یعنی خط رگرسیون برازش شده، توانسته‌است مقدار واقعی را به درستی پوشش دهد.

شکل ۳.۳: آزمون عدم نرمال بودن با اثر ثابت به ازای معیار HL_t



در این نمودار چون مقدار احتمال آماره F کمتر از ۰٫۰۵ است لذا فرض صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح ۹۵ درصد رد می‌شود. چون میزان کشیدگی ۱۶٫۴۳ و از طرفی میزان چولگی کم است اما فرض نرمال بودن طبق آماره BJ رد می‌شود. با حذف داده‌های پرت و تخمین مجدد داریم



میزان کشیدگی از ۱۶٫۴۳ به ۸٫۱۳ و چولگی از ۰٫۹۲ به ۰٫۵۳ یعنی حدودا به نصف میزان قبلی تغییر یافتند. هنگامی که درجه آزادی خیلی بالا باشد، فرض عدم نرمال‌بودن خللی در نتایج تخمین وارد نمی‌کند، صفحه ۱۶۷ مرجع [۱] را ببینید.

۲.۳ $r_{i,t}$ بر اساس HL_t در حالت اثر تصادفی

جدول ۲.۳: رگرسیون ساده خطی با اثر تصادفی به ازای معیار HL_t

Dependent variable: $r_{i,t}$

Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)

$Variable$	$Coefficient$	$Std.dev$	$t-Statistic$	$Prob.$
c	۹۸٫۲۷۲۷	۶٫۸۶۷۸	۱۴٫۳۰۹۱	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱
$r_{m,t}$	$-$۱٫۰۷۱۷	۰٫۱۶۴۱	$-$۶٫۵۲۹۲	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱
HL_t	۳۸۲٫۴۲۲۲	۱۴٫۷۱۸۰	۲۵٫۹۸۳۲	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱

همان‌طور که از جدول مشخص می‌شود، مقدار برآوردشده برای عرض از مبدأ $c =$ ۹۸٫۲۷۲۷ و مقدار برآورشده متغیرهای مستقل $\beta_۱ =$ $-$۱٫۰۷۱۷ و $\beta_۲ =$ ۳۸۲٫۴۲۲۲ هستند.

برای اعتبار آماری ضرایب به‌دست آمده، چون مقدار احتمال ضرایب c ، $\beta_۱$ و $\beta_۲$ کمتر از ۰٫۰۵ است، پس فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود، لذا ضرایب دارای اعتبار آماری هستند.

Effects Specification

	$S.D.$	ρ
$Cross-section\ random$	۹۴٫۳۶۵۴	۰٫۴۶۹۱
$ldiosyncratic\ random$	۱۰۰٫۳۹۷۲	۰٫۵۳۰۹

Weighted Statistics

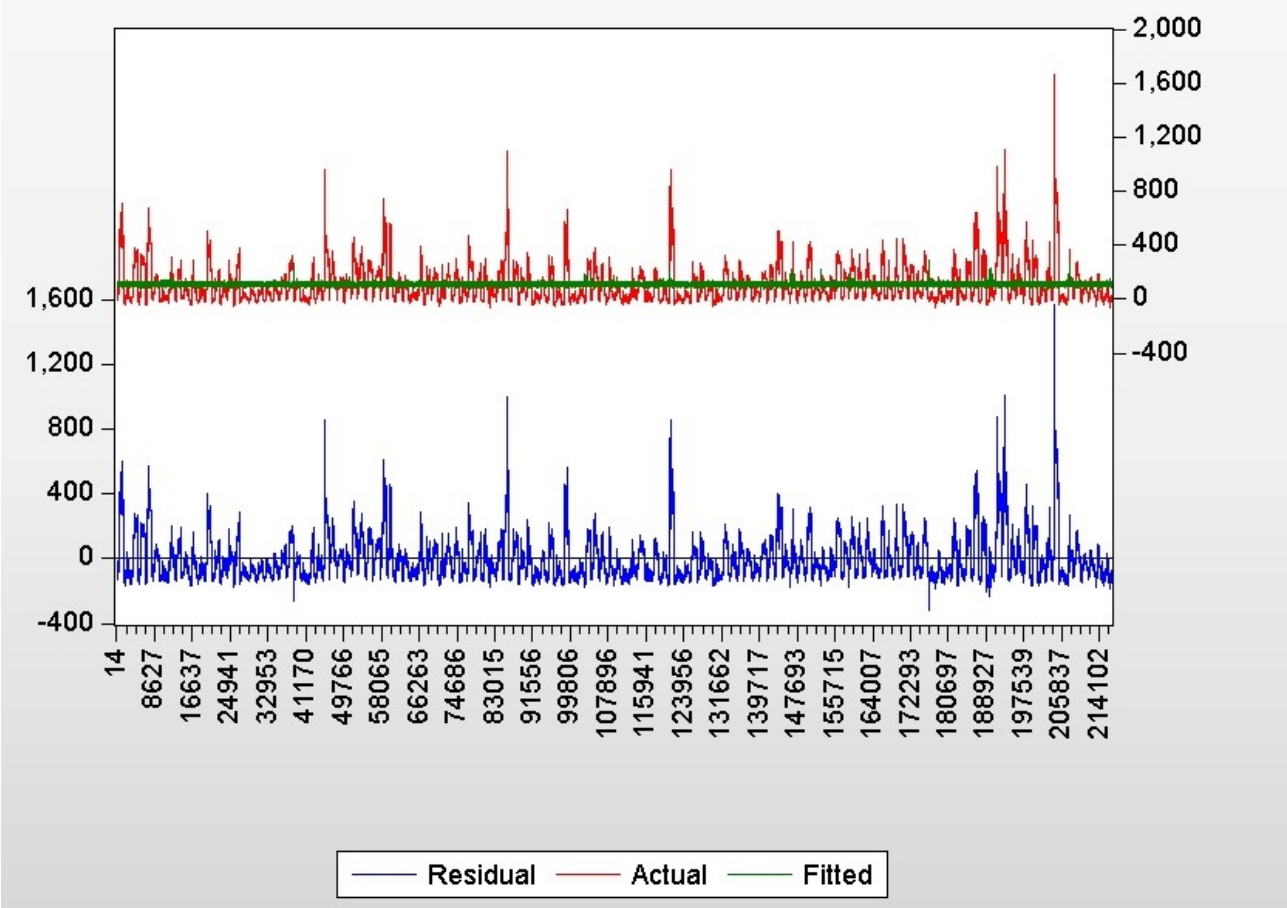
$R-squared$	۰٫۰۰۶۸	$F-statistic$	۳۶۱٫۸۸۲۱
$Adjusted\ R-squared$	۰٫۰۰۶۸	$Proob(F-statistic)$	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱
$S.E.\ of\ regression$	۱۰۰٫۴۰۰۷	$Mean\ dependent\ var$	۴٫۹۳۴۷
$Sum\ squared\ resid$	۱٫۰۶$E+$۰۹	$S.D.\ dependent\ var$	۱۰۰٫۷۴۵۲
$Durbin-Watson\ stat$	۰٫۰۱۲۵		

Unweighted Statistics

$R-squared$	۰٫۰۰۲۴	$Mean\ dependent\ var$	۱۰۹٫۲۸۶۶
$Durbin-Watson\ stat$	۰٫۰۰۶۵	$Sum\ squared\ resid$	۲٫۰۲$E+$۰۹

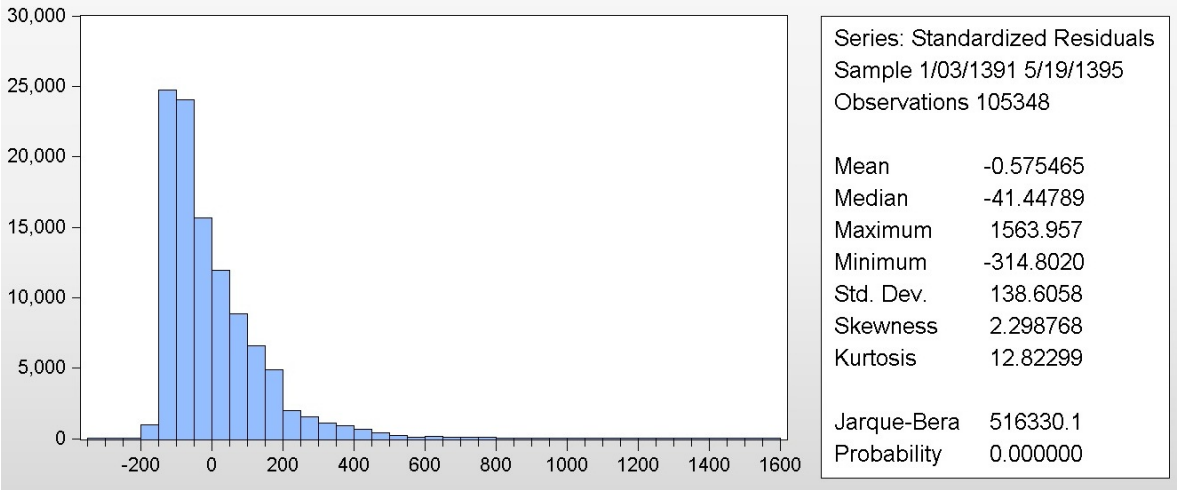
آماره دوربین-واتسون خیلی نزدیک به ۰ است لذا خودهمبستگی مثبت معنی‌دار وجود دارد. مقدار ضریب تعیین کمتر از یک درصد است پس حدودا ۱۰۰ درصد تغییرات تابع به متغیرهایی که لحاظ نکرده‌ایم، بستگی دارد. لذا انتخاب مدل تصادفی مناسب نیست و مدل نهایی و صحیح، اثر ثابت است.

شکل ۴.۳: پسماندهای رگرسیونی، مقادیر واقعی و مقادیر برازش‌شده با اثر تصادفی به ازای معیار HL_t



نمودارهای مقادیر واقعی یعنی $Actual$ و برآورد یعنی $Fitted$ برهم منطبق نیستند، لذا برازش به درستی صورت نگرفته است. یعنی انتخاب مدل اثر تصادفی نادرست بوده و باید مدل اثر ثابت انجام شود.

شکل ۵.۳: آزمون عدم نرمال بودن با اثر تصادفی به ازای معیار HL_t



در تصویر آزمون نرمال بودن، چون پسماندها به‌صورت نرمال توزیع نشده‌اند، هیستوگرام به‌شکل زنگوله‌ای نیست و لذا آماره BJ معنی‌دار نخواهد بود. برای معناداری در سطح ۵٪ باید p-value بیشتر از ۰/۰۵ باشد لذا فرضیه صفر رد می‌شود. پسماندها دارای چولگی و کشیده هستند. از طرفی بیان کردیم تخمین با اثرات تصادفی مناسب نیست.

۳.۳ $r_{i,t}$ بر اساس α_t در حالت اثر ثابت

جدول ۳.۳: رگرسیون ساده خطی با اثر ثابت به ازای معیارα_t

Dependent variable: $r_{i,t}$

Method: Panel Least Squares

$Variable$	$Coefficient$	$Std.dev$	$t-Statistic$	$Prob.$
c	۹۶٫۷۷۵۷	۰٫۵۹۴۳	۱۶۲٫۸۳۲۱	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱
$r_{m,t}$	$-$۱٫۱۷۸۵	۰٫۱۶۴۱	$-$۷٫۱۷۹۲	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱
α_t	۵۱٫۹۵۷۴	۲٫۰۸۷۶	۲۴٫۸۸۸۰	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱

همان‌طور که از جدول مشخص می شود، متغیر وابسته ما $r_{i,t}$ و شیوه تخمین OLS است.
تعداد مشاهدات ۱۰۵۳۴۸ ، تعداد دوره‌ها ۱۱۴۲ و تعداد شرکتها ۱۹۰ می باشد.
مقدار برآوردشده برای عرض از مبدأ $c =$ ۹۶٫۷۷۵۷ و مقدار برآورشده متغیرهای مستقل $\beta_۱ =$ $-$۱٫۱۷۸۵ و $\beta_۲ =$ ۵۱٫۹۵۷۴ است.
مقدار احتمال ضرایب c ، $\beta_۱$ و $\beta_۲$ کمتر از ۰٫۰۵ است، پس فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود لذا ضرایب دارای اعتبار آماری هستند.

Effects Specification
Cross-section Fixed (dummy variables)

$R-squared$	۰/۴۷۷۳	$F-statistic$	۵۰۲/۸۰۰۰
$Adjusted\ R-squared$	۰/۴۷۶۳	$Proob(F-statistic)$	$<$ ۰/۰۰۰۰۱
$S.E.\ of\ regression$	۱۰۰/۴۱۳۴	$Mean\ dependent\ var$	۱۰۹/۲۷۸۵
$Sum\ squared\ resid$	۱/۰۶$E+$۰۹	$S.D.\ dependent\ var$	۱۳۸/۷۶۷۲
$Log\ likelihood$	$-$۶۳۴۹۵۴/۳	$Schwarz\ criterion$	۱۲/۰۷۵۷
$Durbin-Watson\ stat$	۰/۰۰۵۴	$Akaike\ info\ criterion$	۱۲/۰۵۸۲

Estimation Command:

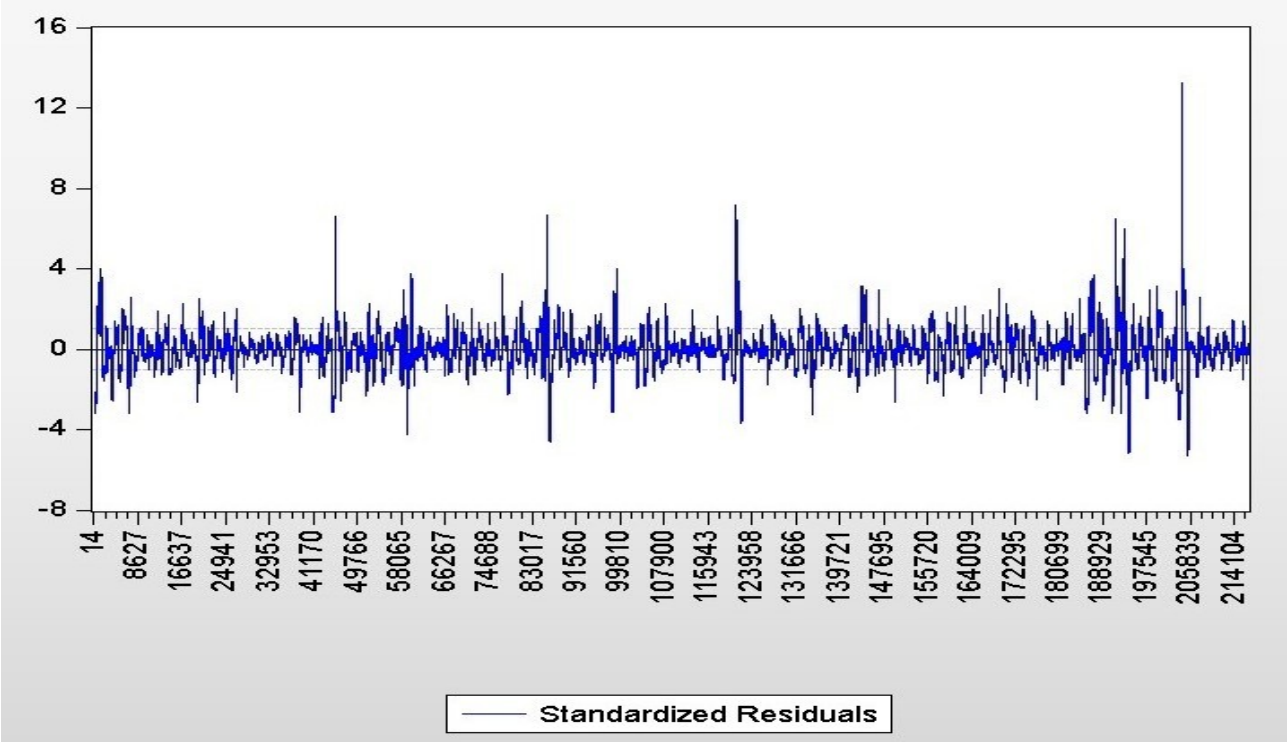
$LS(CX=F)\ r_{i,t}\ C\ r_{m,t}\ \alpha_t$

Substituted Coefficients:

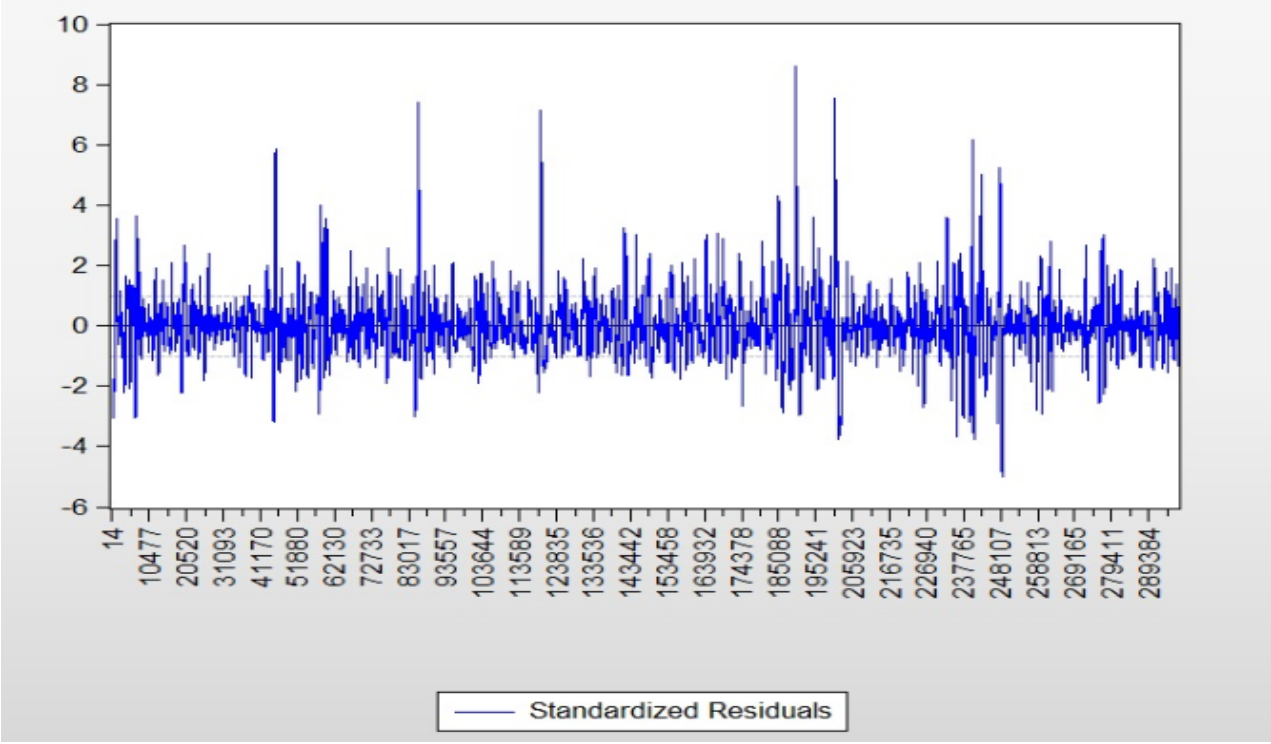
$r_{i,t} = ۹۶/۷۷۵۷۰۳۷۳ - ۱/۱۷۸۵۱۴۲۶\ r_{m,t} + ۵۱/۹۵۷۴۳۶۹۱\ \alpha_t + [CX=F]$

مقدار ضریب تعیین ۴۷ درصد است پس ۵۳ درصد تغیرات تابع به متغیرهایی که لحاظ نکرده‌ایم، بستگی دارد. چون مقدار احتمال آماره F برابر با صفر است، لذا شیب برآورد شده معتبر است.

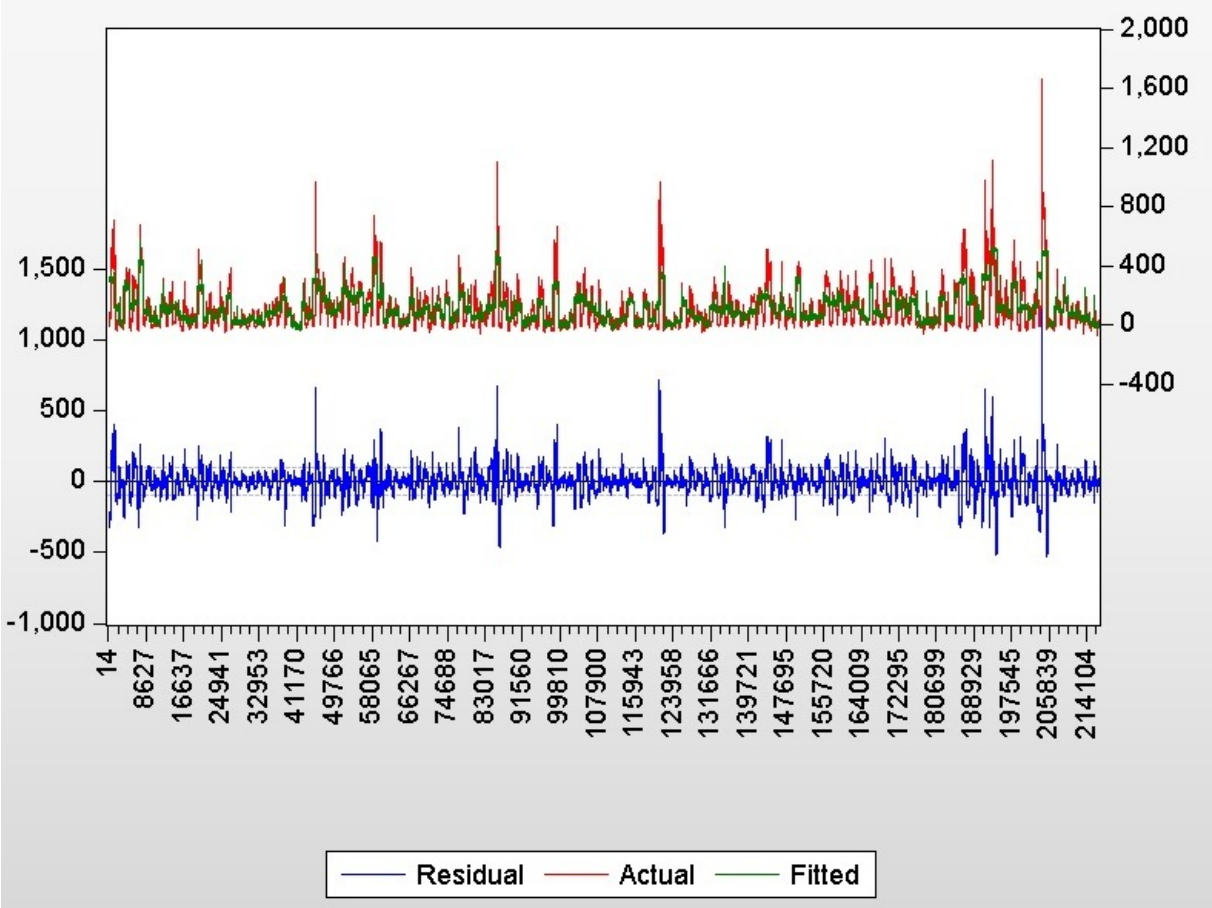
شکل ۶.۳: خطای استاندارد شده با اثر ثابت به ازای معیار α_t



طبق نمودار متوجه می‌شویم تعدادی داده خیلی پرت داریم. داده‌های پرت را حذف نموده و دوباره رگرسیون را انجام می‌دهیم.

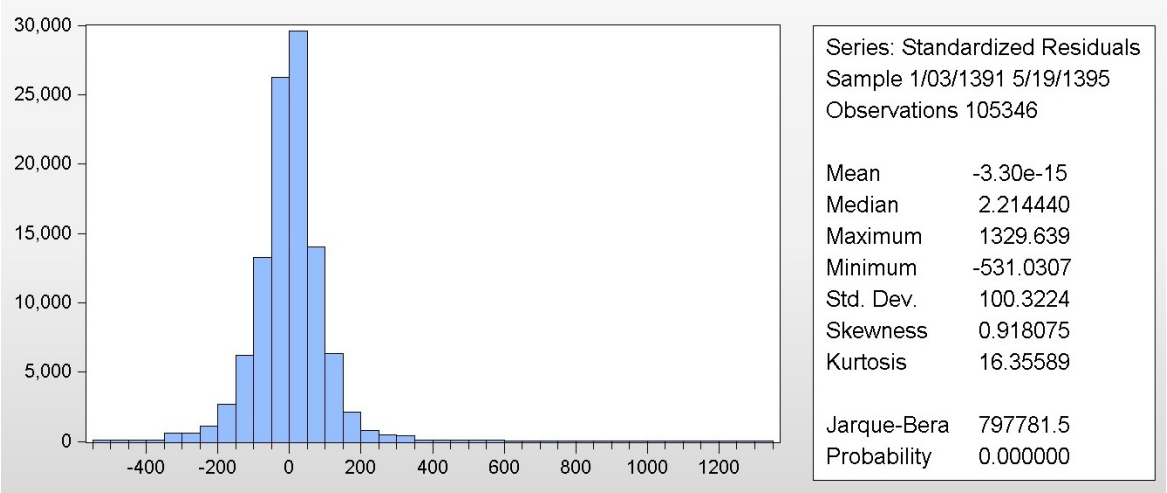


شکل ۷.۳: پسماندهای رگرسیونی، مقادیر واقعی و مقادیر برازش‌شده با اثر ثابت به ازای معیار α_t

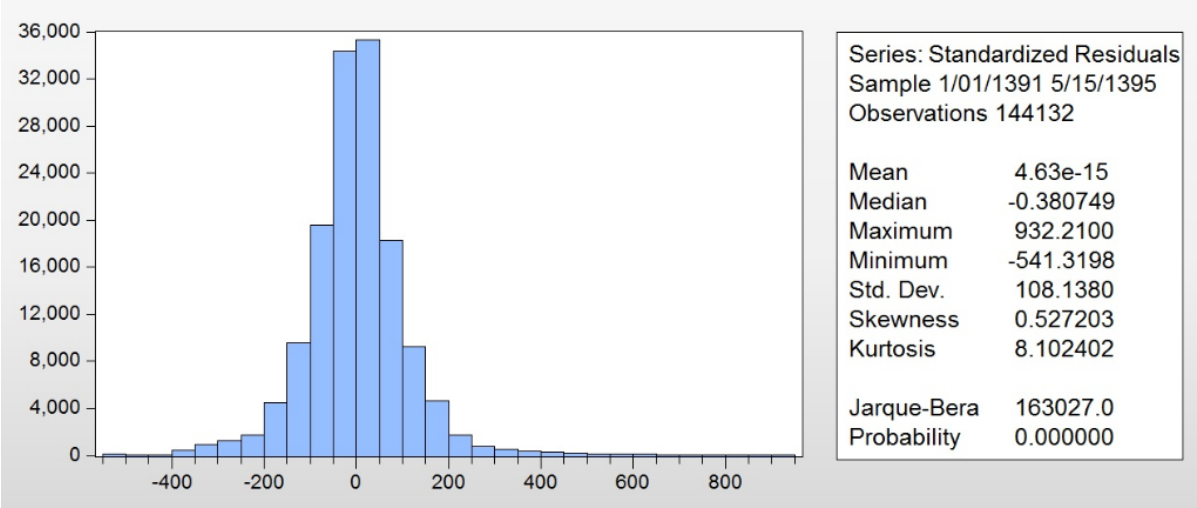


نمودارهای مقادیر واقعی یعنی $Actual$ و برآورد یعنی $Fitted$ حدودا برهم منطبق اند، لذا نشان‌دهنده خوبی برازش و قدرت توضیح دهندگی بالای مدل در حالت اثر ثابت می‌باشد یعنی خط رگرسیون برازش‌شده، توانسته‌است مقدار واقعی را به درستی پوشش دهد.

شکل ۸.۳: آزمون عدم نرمال بودن با اثر ثابت به ازای معیار α_t



در این نمودار چون مقدار احتمال آماره F کمتر از ۰٫۰۵ است لذا فرض صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح ۹۵ درصد رد می‌شود. چون میزان کشیدگی ۱۶٫۳۵ و از طرفی اگرچه میزان چولگی کم است اما فرض نرمال بودن طبق آماره BJ رد می‌شود. با حذف داده‌های پرت و تخمین مجدد داریم:



میزان کشیدگی از ۱۶٫۳۵ به ۸٫۱۰ و چولگی از ۰٫۹۱ به ۰٫۵۲ یعنی حدودا به نصف میزان قبلی تغییر یافتند. هنگامی که درجه آزادی خیلی بالا باشد، فرض عدم نرمال‌بودن خللی در نتایج تخمین وارد نمی‌کند. صفحه ۱۶۷ مرجع [۱] را ببینید.

۴.۳ $r_{i,t}$ بر اساس α_t در حالت اثر تصادفی

جدول ۴.۳: رگرسیون ساده خطی با اثر تصادفی به ازای معیارα_t

Dependent variable: $r_{i,t}$

Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)

$Variable$	$Coefficient$	$Std.dev$	$t-Statistic$	$Prob.$
c	۹۷٫۳۴۳۲	۶٫۸۹۰۴	۱۴٫۱۲۷۳	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱
$r_{m,t}$	$-$۱٫۱۷۹۱	۰٫۱۶۴۱	$-$۷٫۱۸۳۳	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱
α_t	۵۱٫۹۴۴۰	۲٫۰۸۷۴	۲۴٫۸۸۴۲	$<$ ۰٫۰۰۰۰۱

برای اعتبار آماری ضرایب به‌دست آمده، چون مقدار احتمال ضرایب c، β_1 و β_2 کمتر از ۰٫۰۵ می‌باشد، پس فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود لذا ضرایب دارای اعتبار آماری هستند.

Effects Specification

	$S.D.$	ρ
$Cross-section\ random$	۹۴٫۶۲۳۶	۰٫۴۷۰۳
$ldiosyncratl\ random$	۱۰۰٫۴۱۳۴	۰٫۵۲۹۷

Weighted Statistics

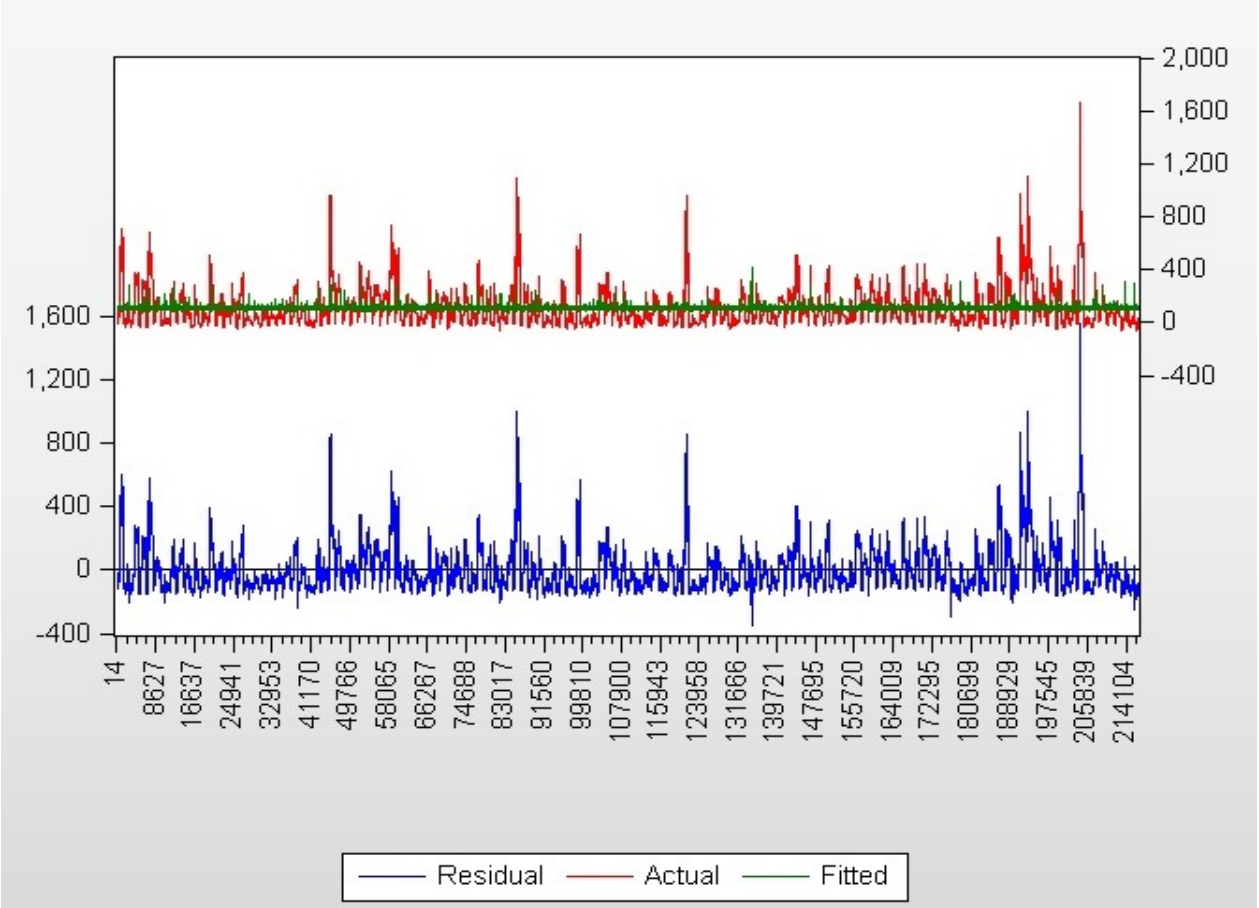
$R-squared$	۰٫۰۰۶۳	$F-statistic$	۳۳۳٫۹۴۱۹
$Adjusted\ R-squared$	۰٫۰۰۶۲	$Proob(F-statistic)$	$<$ ۰٫۰۰۰۰۰۱
$S.E.\ of\ regression$	۱۰۰٫۴۱۶۳	$Mean\ dependent\ var$	۴٫۹۲۱۸
$Sum\ squared\ resid$	۱٫۰۶$E+$۰۹	$S.D.\ dependent\ var$	۱۰۰٫۷۳۴۳
$Durbin-Watson\ stat$	۰٫۰۰۵۴		

Unweighted Statistics

$R-squared$	۰٫۰۰۲۹	$Mean\ dependent\ var$	۱۰۹٫۲۷۸۵
$Durbin-Watson\ stat$	۰٫۰۰۲۸	$Sum\ squared\ resid$	۲٫۰۲$E+$۰۹

مقدار ضریب تعیین کمتر از یک درصد است پس حدودا ۱۰۰ درصد تغییرات تابع به متغیرهایی که لحاظ نکرده‌ایم، بستگی دارد. لذا انتخاب مدل تصادفی مناسب نیست و مدل اثر ثابت صحیح می‌باشد.

شکل ۹.۳: پسماندهای رگرسیونی، مقادیر واقعی و مقادیر برازش‌شده با اثر تصادفی به ازای معیار α_t



نمودارهای مقادیر واقعی یعنی $Actual$ و برآورد یعنی $Fitted$ برهم منطبق نیستند، لذا برازش به درستی صورت نگرفته است. یعنی انتخاب مدل اثر تصادفی نادرست بوده است و باید مدل اثر ثابت انجام شود.

جدول ۵.۳: بررسی مانایی

Panel unit root test : summary

Exogenous variables : individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag lenght selection based on SLS : o

Newey-west automatic bandwidth selection and Bartlett Kernel

Series : $r_{i,t}$

$Method$	$Statistic$	$Prob.$	obs
$Levin,\ Lin\ and\ Chu\ t$	۱/۷۵۷۶	۰/۹۶۰۶	۱۲۶۷۶۴
$ADF-Fisher\ Chi-sqare$	۲۰۵/۴۱۵	۱/۰۰۰۰	۱۲۶۷۶۴

Series : $r_{m,t}$

$Method$	$Statistic$	$Prob.$	obs
$Levin,\ Lin\ and\ Chu\ t$	$-$۱۰۲۰/۳۷	۰/۰۰۰۰	۱۲۶۲۰۸
$ADF-Fisher\ Chi-sqare$	۳۴۶۳/۰۹	۰/۰۰۰۰	۱۲۶۲۰۸

Series : α_t

$Method$	$Statistic$	$Prob.$	obs
$Levin,\ Lin\ and\ Chu\ t$	$-$۱۵۴/۵۲۵	۰/۰۰۰۰	۱۲۸۷۸۵
$ADF-Fisher\ Chi-sqare$	۲۲۷۰۳/۷	۰/۰۰۰۰	۱۲۸۷۸۵

Series : HL_t

$Method$	$Statistic$	$Prob.$	obs
$Levin,\ Lin\ and\ Chu\ t$	$-$۲۱۲/۷۲۴	۰/۰۰۰۰	۱۲۸۸۰۵
$ADF-Fisher\ Chi-sqare$	۳۳۳۵۷/۵	۰/۰۰۰۰	۱۲۸۸۰۵

باتوجه به نتایج آزمون ریشه واحد، برای متغیرهای $r_{i,t}$ ، α_t و HL_t ، چون مقدار احتمال کمتر از پنج درصد است، پس این متغیرها، در سطح $I(0)$ پایا هستند. اما به ازای متغیر $r_{m,t}$ میزان احتمال ۹۶درصد است لذا برای مانا شدن باید مجدد آزمون را تکرار نماییم.

جدول ۶.۳: بررسی مانایی در سطح تفاضل مرتبه اول

Panel unit root test : summary

Exogenous variables : individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag lenght selection based on SLS : o

Newey-west automatic bandwidth selection and Bartlett Kernel

Series : $D(r_{i,t})$

Method	*Statistic*	*Prob.*	*obs*
Levin, Lin and Chu t	−۱۴۴٫۳۹۳	۰٫۰۰۰۰	۸۷۸۸۴
ADF − Fisher Chi − sqare	۲۷۴۶۶٫۴	۰٫۰۰۰۰	۸۷۸۸۴

با یک‌بار تفاضل گرفتن از متغیر نامانا، متوجه می‌شویم در سطح $I(1)$ متغیر $r_{i,t}$ مانا می‌باشد.

۵.۳ نتایج تجربی

جداول زیر، ضرایب رگرسیون را برای مدل ارائه شده در معادله (۱.۲) نشان می‌دهند.

جدول ۷.۳: ضرایب رگرسیون -اثر ثابت

$Variable$	α	$\beta_۱$	$\beta_۲$
HL_t	۹۷٫۶۹۲۱۲	−۱٫۰۷۱۰۵	۳۸۲٫۵۸۷۷۳
α_t	۹۶٫۷۷۵۷۰	−۱٫۱۷۸۵۱	۵۱٫۹۵۷۴۴

جدول ۸.۳: ضرایب رگرسیون -اثرتصادفی

$Variable$	α	$\beta_۱$	$\beta_۲$
HL_t	۹۸٫۲۷۲۷۳	−۱٫۰۷۱۷۶	۳۸۲٫۴۲۲۲
α_t	۹۷٫۳۴۳۲۷	−۱٫۱۷۹۱۸	۵۱٫۹۴۴۰۰

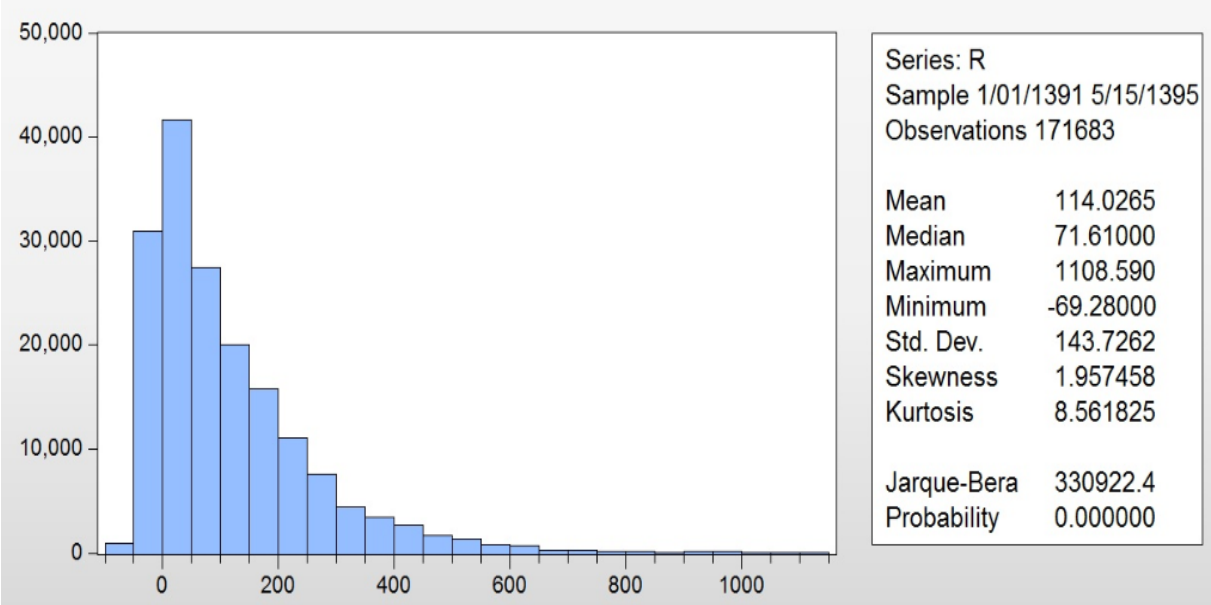
جدول ۹.۳: ضریب همبستگی بین متغیرها

$Variable$	α_t	$r_{m,t}$	$r_{i,t}$	HL_t	$resid$
α_t	۱٫۰۰۰۰۰				
$r_{m,t}$	۰٫۰۰۷۲۱	۱٫۰۰۰۰۰			
$r_{i,t}$	۰٫۰۵۱۵۰	−۰٫۰۱۹۹۴	۱٫۰۰۰۰۰		
HL_t	۰٫۵۶۰۹۵	−۰٫۰۱۷۴۶	۰٫۰۴۷۷۸	۱٫۰۰۰۰۰	
$resid$	$-۱٫۳۳E-۱۶$	$-۲٫۱۷E-۱۷$	۰٫۹۹۸۴۶	۰٫۰۱۸۴۸	۱٫۰۰۰۰۰

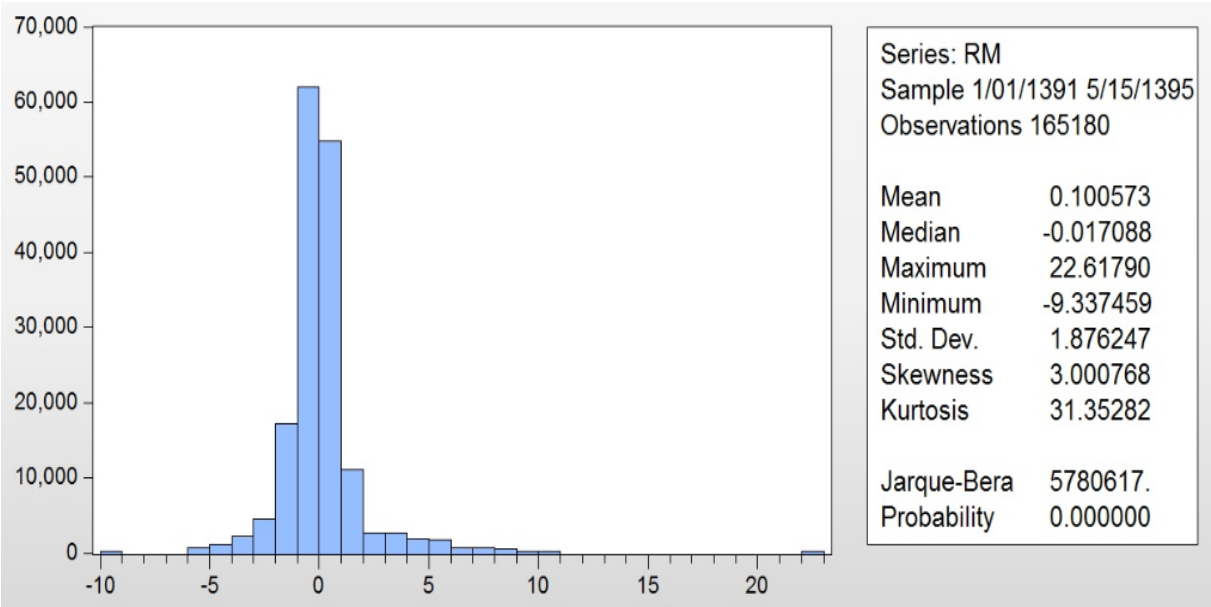
ضریب همبستگی بین $r_{m,t}$ و α_t برابر با ۰٫۰۰۷ می باشد، یعنی هم‌خطی وجود ندارد. همچنین ضریب همبستگی بین $r_{i,t}$ و α_t برابر با ۰٫۰۵۱ می باشد، یعنی تقریبا هم‌خطی وجود ندارد.
بین $r_{i,t}$ و $r_{m,t}$ همچنین HL_t و $r_{m,t}$ و بین $r_{i,t}$ و HL_t هم‌خطی وجود ندارند. اما بین HL_t و α_t به دلیل داشتن ضریب همبستگی برابر با ۰٫۵۶۰ هم‌خطی وجود دارد.

برای بررسی مشخصات عمومی متغیرها جهت برآورد مدل و تجزیه و تحلیل دقیق آنها، آشنایی با آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. در این بخش با استفاده از نرم‌افزار ایویوز برخی از آماره‌های توصیفی ساده برای سری‌ها را نمایش می‌دهیم.

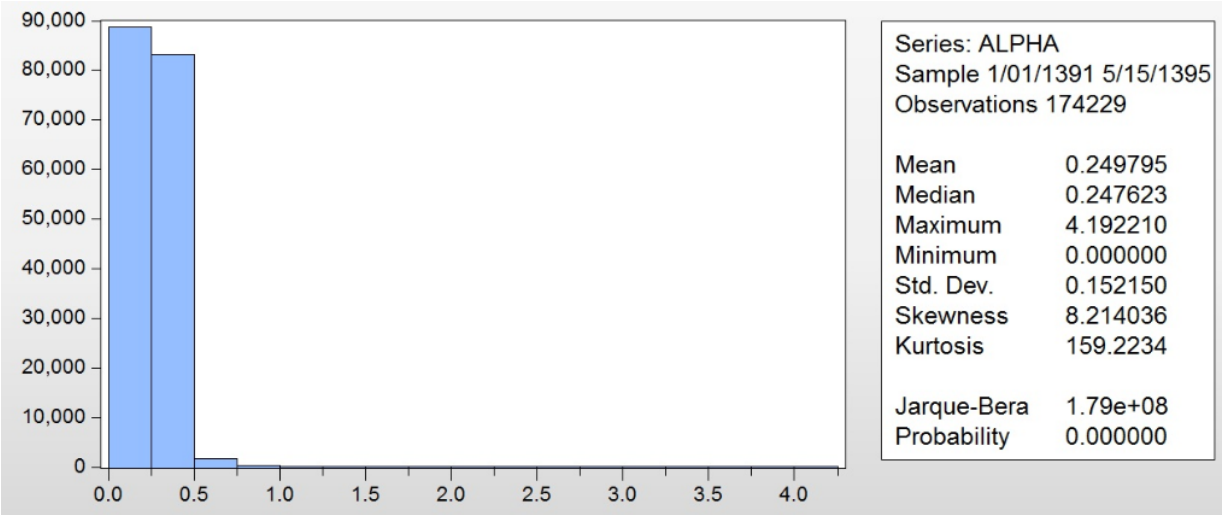
شکل ۱۰.۳: بازده مازاد روی سهام ($r_{i,t}$) پس از حذف داده‌های پرت



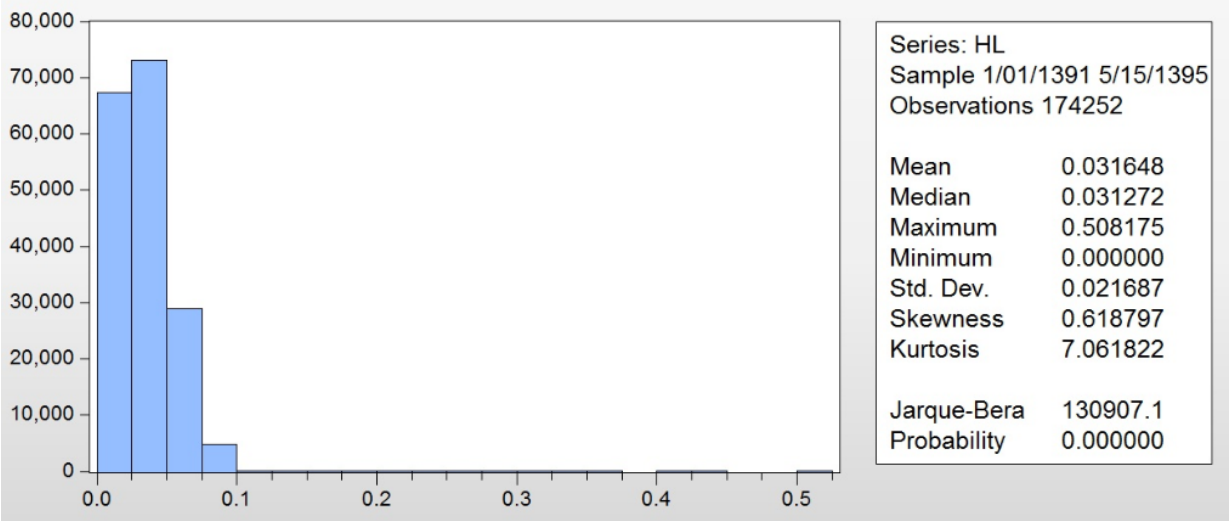
شکل ۱۱.۳: بازده روی شاخص ($r_{m,t}$) پس از حذف داده‌های پرت



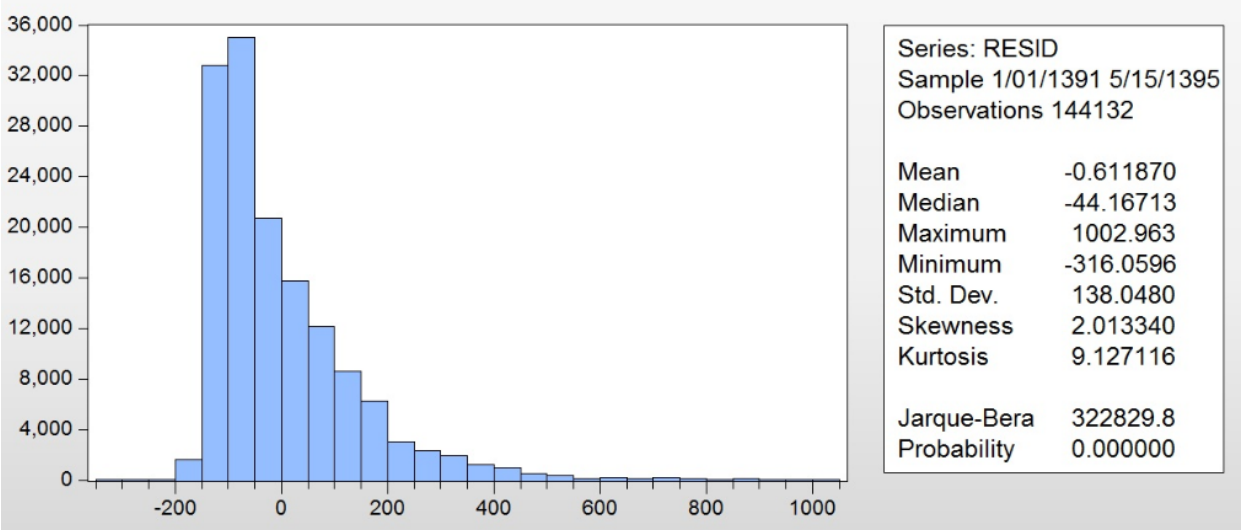
شکل ۱۲.۳: معیار نقدشوندگی α_t پس از حذف داده‌های پرت



شکل ۱۳.۳: معیار نقدشوندگی HL_t پس از حذف داده‌های پرت



شکل ۱۴.۳: پسماندها بعد از حذف داده‌های پرت



جدول ۱۰.۳: مقادیر عددی آماره‌های توصیفی قبل از حذف داده‌های پرت

$Variable$	α_t	HL_t	$r_{i,t}$	$r_{m,t}$	$(resid) = \epsilon$
$Mean$	۰/۲۴۸۶	۰/۰۳۱۵	۱۲۰/۱۷۱۳	۰/۰۹۹۰	$۶/۳۶E-۱۴$
$Median$	۰/۲۴۶۰	۰/۳۱۰۷	۸۷/۰۱۰۰	−۰/۰۱۸۲	−۴۰/۹۲۶۱
$Maximum$	۶/۱۶۸۰	۰/۵۰۸۱	۳۴۴۱/۴۴۰	۲۲/۶۱۷۹	۱۵۵۰/۵۴۷
$Minimum$	۰	۰	−۶۷/۵۴۰	−۹/۳۳۷۴	−۳۱۹/۰۲۶۴
$Std.Dev$	۰/۱۵۴۸	۰/۰۲۱۶	۱۵۷/۳۴۴	۱/۸۷۲۵	۱۳۸/۵۵۴۳
$Skewness$	۱۰/۱۹۷۴	۰/۷۴۳۰	۳/۹۱۲۵	۳/۰۰۵۳	۲/۲۹۷۷
$Kurtosis$	۲۵۱/۷۰۷۰	۸/۷۴۱۲	۴۱/۹۸۵۶	۳۱/۴۲۴۲	۱۲/۸۰۴۱
BJ	$۳/۲E+۰۸$	۱۸۵۳۶۴/۱	۸۲۶۶۱۲۱/۰	۴۲۲۱۳۷۶/۰	۵۱۴۶۱۳/۱
$prob$	۰	۰	۰	۰	۰
$Observation$	۱۲۶۴۸۷	۱۲۶۴۸۹	۱۲۵۴۷۳	۱۲۰۰۳۰	۱۰۵۳۴۴

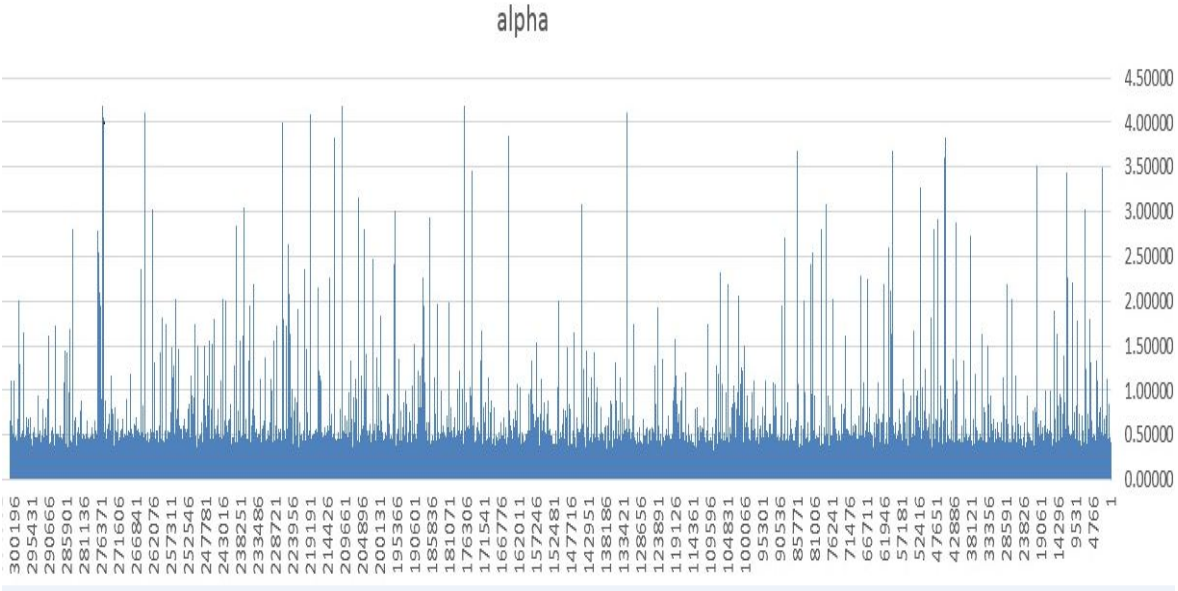
جدول ۱۱.۳: مقادیر عددی آماره‌های توصیفی پس از حذف داده‌های پرت

$Variable$	α_t	HL_t	$r_{i,t}$	$r_{m,t}$	$(resid) = \epsilon$
$Mean$	۰/۲۴۹۷	۰/۰۳۱۶	۱۱۴/۰۲۶۵	۰/۱۰۰۵	−۰/۶۱۱۸
$Median$	۰/۲۴۷۶	۰/۰۳۱۲	۷۱/۶۱۰۰	−۰/۰۱۷۰	−۴۴/۱۶۷۱
$Maximum$	۴/۱۹۲۲	۰/۵۰۸۱	۱۱۰۸/۵۹۰	۲۲/۶۱۷۹	۱۰۰۲/۹۶۳
$Minimum$	۰	۰	−۶۹/۲۸۰۰	−۹/۳۳۷۴	−۳۱۶/۰۵۹۶
$Std.Dev$	۰/۱۵۲۱	۰/۰۲۱۶	۱۴۳/۷۲۶۲	۱/۸۷۶۲	۱۳۸/۰۴۸۰
$Skewness$	۸/۲۱۴۰	۰/۶۱۸۷	۱/۹۵۷۴	۳/۰۰۰۷	۲/۰۱۳۳
$Kurtosis$	۱۵۹/۲۲۳۴	۷/۰۶۱۸	۸/۵۶۱۸	۳۱/۳۵۲۸	۹/۱۲۷۱
BJ	$۱/۷۹E+۰۸$	۱۳۰۹۰۷/۱	۳۳۰۹۲۲/۴	۵۷۸۰۶۱۷	۳۲۲۸۲۹/۸
$prob$	۰	۰	۰	۰	۰
$Observation$	۱۷۴۲۲۹	۱۷۴۲۵۲	۱۷۱۶۸۳	۱۶۵۱۸۰	۱۴۴۱۳۲

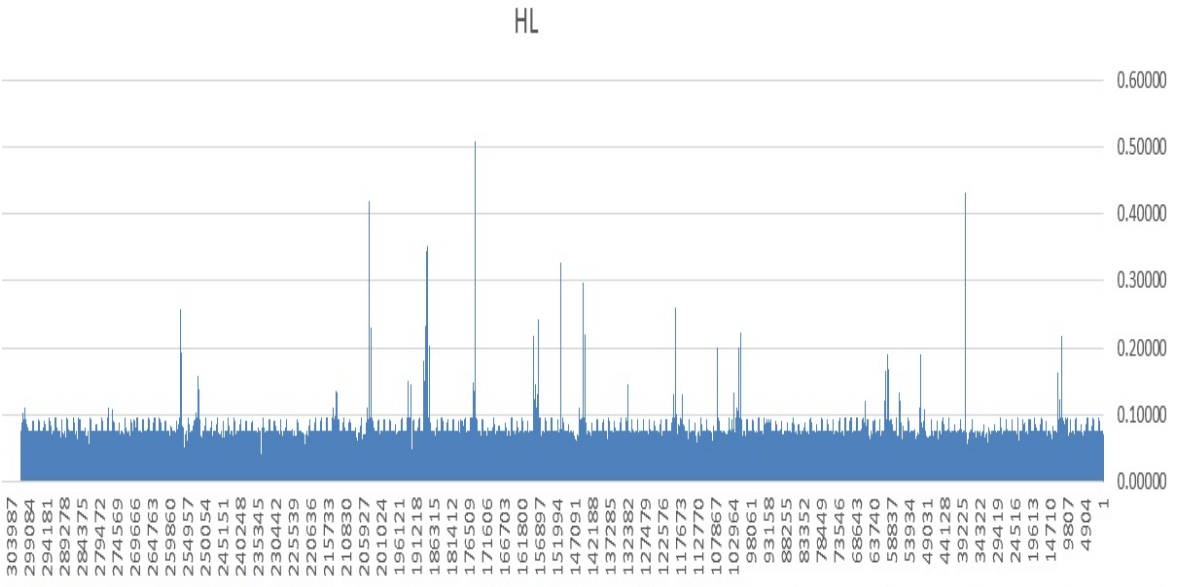
همان‌طور که ملاحظه می‌شود با حذف داده‌های پرت در آماره α_t مقدار کشیدگی و چولگی کاهش یافت. در آماره $r_{i,t}$ علاوه بر کاهش در مقدار کشیدگی و چولگی، میانه و مد نیز کاهش یافت.

۶.۳ نمودار فراوانی داده‌ها

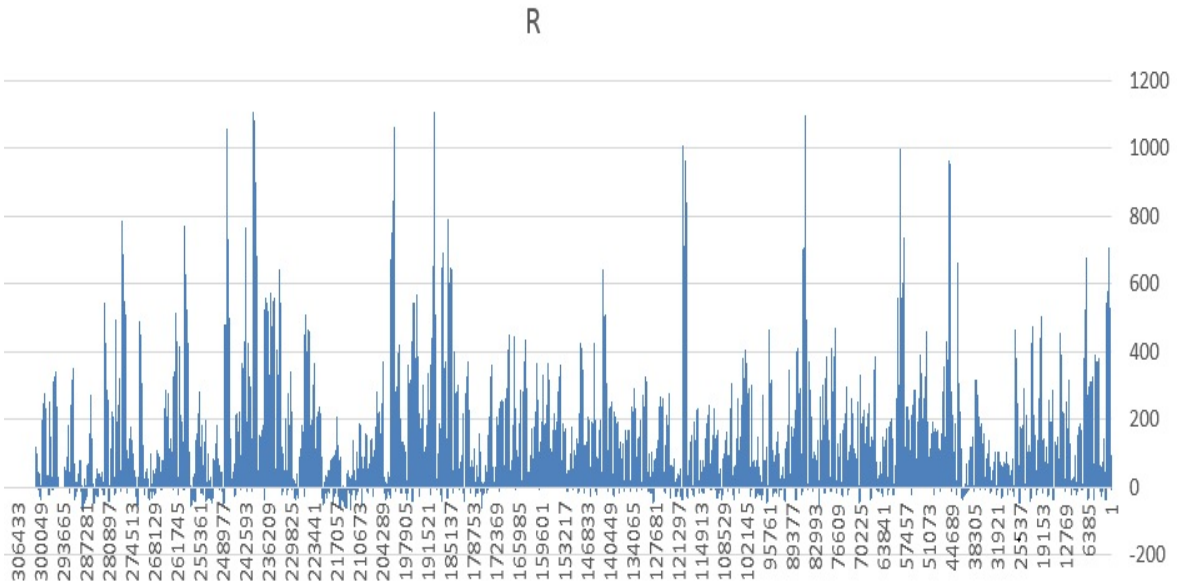
شکل ۱۵.۳: فراوانی α_t



شکل ۱۶.۳: فراوانی HL_t



شکل ۱۷.۳: فراوانی $r_{i,t}$



جدول ۱۲.۳: ماتریس واریانس-کوواریانس با اثر ثابت

$Variable$	C	$r_{m,t}$	HL_t
C	۰/۲۹۹۱		
$r_{m,t}$	−۰/۰۰۴۱	۰/۰۲۶۹	
HL_t	−۶/۶۳۳۲	۰/۰۴۱۶	۲۱۶/۶۴۳۷

$Variable$	C	$r_{m,t}$	α_t
C	۰/۳۵۳۲		
$r_{m,t}$	−۰/۰۰۲۱	۰/۰۲۷۰	
α_t	−۱/۰۵۸۷	−۰/۰۰۲۸	۴/۳۵۸۲

عناصر قطر اصلی ضرایب واریانس و عناصر غیر قطر اصلی کوواریانس بین پارامترها را نشان می‌دهد. چون اعداد زیر قطر اصلی، کمتر از مقدار ضریب تعیین مدل هستند، پس هم‌خطی وجود ندارد.

۷.۳ نتیجه نهایی

یکی از مهمترین عوامل ریسک دارایی، قابلیت نقدشوندگی آن است. هر چه بازارها رو به تکامل پیش می‌روند، ابزارهای جدی‌تری برای پاسخ گویی به نیازهای سرمایه‌گذاران ارائه می‌شوند. بنابراین هرچه ریسک ناشی از یك دارایی افزایش یابد، سرمایه‌گذار انتظار دریافت بازده بیشتری خواهد داشت. توجه به این عامل و ارتباطی که می‌تواند با سایر متغیرهای مالی داشته باشد، از جایگاه ویژه‌ای نزد سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران برخوردار است. استفاده از معیارهای نقدشوندگی مختلف ممکن است نتایج مختلفی را در بررسی اثر نقدشوندگی بر بازدهی سهام حاصل نماید، زیرا هر معیار ابعادی از نقدشوندگی را در برمی‌گیرد که آن را از بقیه معیارها تا حدودی متمایز می‌سازد.

همان‌طور که در پیشینه نیز اشاره شد، در بسیاری از این پژوهش‌ها رابطه‌ای معنادار بین نقدشوندگی و بازده سهام یافت نشده است و در مواردی که این رابطه به تأیید رسیده است، به علت استفاده بیشتر از معیارهای معامله محور، غالباً رابطه‌ای مثبت بین نقدشوندگی و بازدهی استنباط شده است. برای مثال نتایج پژوهش سرکانیان و همکاران [۵] مانند پژوهش یحیی‌زاده‌فر و همکاران [۱۱] ، رابطه‌ای مثبت بین نرخ گردش سهام و نقدشوندگی را نشان می‌دهد.

اعتقاد لیو این است که معیار او ابعاد بیشتری از نقدشوندگی را در برمی‌گیرد، اما در بازار سهام ایران، معیار عدم نقدشوندگی آمیهود به علت شامل شدن دو بعد اثر قیمتی و ارزش ریالی معامله، نتیجه‌ای موافق با نظریه صرف عدم‌نقدشوندگی و مغایر با سایر معیارهای استفاده شده حاصل می‌کند [۳].

در مدل‌های سنتی همانند $CAPM$ [۱] به موضوع نقدشوندگی و گردش سهام توجه نشده است. اما امروزه تأکید بیشتری روی نقدشوندگی وجود دارد. به دلیل وجود مفروضات دست و پاگیر در مدل $CAPM$ و سایر مشکلات موجود در مدل، بررسی نمودن آن به شیوه قابل اتکا میسر نیست. از یک نگاه شکاف قیمت پیشنهادی برای خرید و فروش به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی [۲] است. منظور از عدم تقارن اطلاعاتی، امکان دسترسی یک معامله‌گر به اطلاعات خصوصی درباره ارزش شرکت در وضعیتی است که طرف دیگر معامله از چنین دسترسی محروم است. پس می‌توان شکاف را به‌جای مسئله نقدشوندگی به موضوع اطلاعات نسبت داد.

از سوی دیگر شواهد حاکی از وجود تغییرات پیش‌بینی نشده در نقدشوندگی است. در برخی شرایط نقدشوندگی به صورت پیش‌بینی نشده محو می‌شود. مثلا در بحران ۲۰۰۸ آمریکا، که بسیاری از سرمایه‌گذاران تلاش داشتند دارایی‌های خود را به پول تبدیل کنند، یافتن خریدار برای اوراق بهادار امری دشوار بود. به‌طور عمومی در شرایط ریزش بازار [۳] چنین عارضه‌ای (محوشدن نقدینگی) را به بازار تحمیل می‌کند. [۱۲].

روش‌های به کار برده شده در این پژوهش نشان می‌دهند که استفاده از معیارهای متفاوت

[۱] Capital Asset Pricing Model
[۲] Asymmetry informational
[۳] Markeet prash

نقدشوندگی می‌توانند نتایج کاملاً متفاوتی را حاصل نمایند. ما اثر نقدینگی بر بازده سهام در بازار سهام تهران را در دوره ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ تخمین زدیم. در پاسخ به این سؤال که آیا در بازار سهام ایران نقدینگی بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد یا خیر، می‌توان بیان کرد که نقدینگی مؤثر بر بازده سهام است.

به‌طورکلی نتایج ناسازگار این پژوهش با پژوهش‌های گذشته داخلی می‌توانند از اندازه نمونه، دوره زمانی و یا روش‌های آزمون متفاوت آنها حاصل شوند.

مراجع

[۱] بروکز ک، (۱۳۹۶) **"مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی مالی"** جلد اول، چاپ سوم، ترجمه بدری احمد؛ عبدالباقی عبدالمجید، انتشارات نص.

[۲] بنی‌مهد ب، عربی م، حسن‌پور ش، (۱۳۹۵) **"پژوهش‌های تجربی و روش‌شناسی در حسابداری"** چاپ دوم، انتشارات ترمه.

[۳] تهرانی ر، سارنج ع.ر، انصاری ح.ا، (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه مقطعی بازدهی و نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، پژوهشنامه اقتصادی، ۱۱(۴)، ۱۸۴-۱۶۷.

[۴] رضایی ع.م، سلطانی ا، (۱۳۸۲) **"تحلیل رگرسیون کاربردی"** چاپ دوم، انتشارات دانشگاه صنعتی اصفهان، صفحه ۸۴.

[۵] سرکانیان ج، راعی ر، فلاح‌پور س، (۱۳۹۴)، "بررسی رابطه بین نقدشوندگی با بازده سهام در بازار سهام ایران"، چشم‌انداز مدیریت مالی، ۱۱، ۲۶-۹.

[۶] سوری ع، (۱۳۸۳) **" آمار و احتمال و استنتاج آماری"** چاپ اول ، انتشارات نور علم.

[۷] سوری ع، (۱۳۹۲) **" اقتصاد سنجی"** جلد اول، انتشارات فرهنگ شناسی.

[۸] عباسی‌نژاد ح، گودرزی فراهانی ی، (۱۳۹۲) **" اقتصادسنجی کاربردی با نرم افزارهای Microfit و Eviews"** چاپ اول، انتشارات نور علم.

[۹] میعادی م، (۱۳۹۱)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد "بررسی رابطه ریسک نقدشوندگی با قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران"، دانشگاه تهران.

[۱۰] یحیی‌زاده‌فر م، خرمدین ج، (۱۳۸۷)، "نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۵(۵۳)، ۱۱۸-۱۰۱.

[۱۱] یحیی‌زاده‌فر م، شمس ش، لاریمی ج، (۱۳۸۹)، بررسی رابطه نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، ۱۲(۲۹)، ۱۲۸-۱۱۱.

[12] Bodie Z., Kane A., Marcus A.j (2014), "**Investments**" Tenth edition, Mc Graw-Hill Education.

[13] Brooks Chris., (2008), "**Introductory Econometrics for Finance**", Vol. 1, second edition, Cambridge University Press.

[14] Chung K.H., Elder J., Kim J.C., (2010), Corporate governance and liquidity, Journal of financial and quantitative analysis, 45 (2), 265-291.

[15] Datar V.T., Naik N.Y., and Radcliffe R., (1998), Liquidity and stock returns, An alternative test, Journal of Financial Markets, 1, 203-219.

[16] Leirvik T., Fiskerstrand S., and Fjellvik A., (2016), Market Liquidity and stock returns in the Norwegian stock market, Journal of Finance Research Letters, 272-276.

[17] Liu, W. (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model. Journal of Financial Economics, 82, 631–671.

[18] Nguyen N.H., Lo K.H., (2013), Asset returns and liquidity effects, Evidence from a developed but small market, Pacific-Basin Finance Journal, 21, 1175-1190.

[19] Sensoy A., (2016), Commonality in liquidity, Effects of monetary policy and macroeconomic announcements. Finance Research Letters 16, 125 – 131.

پیوست آ

خروجی‌های نرم‌افزار مبنی بر معیارهای مرتبط

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 11/01/18 Time: 11:12
Sample: 1/03/1391 5/19/1395
Periods included: 1142
Cross-sections included: 190
Total panel (unbalanced) observations: 105346

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	96.77570	0.594328	162.8321	0.0000
RM	-1.178514	0.164155	-7.179273	0.0000
ALPHA	51.95744	2.087644	24.88808	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.477337	Mean dependent var	109.2785
Adjusted R-squared	0.476387	S.D. dependent var	138.7672
S.E. of regression	100.4134	Akaike info criterion	12.05829
Sum squared resid	1.06E+09	Schwarz criterion	12.07572
Log likelihood	-634954.3	Hannan-Quinn criter.	12.06357
F-statistic	502.8000	Durbin-Watson stat	0.005435
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: R
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 11/02/18 Time: 00:16
Sample: 1/03/1391 5/19/1395
Periods included: 1142
Cross-sections included: 190
Total panel (unbalanced) observations: 105346
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	97.34327	6.890430	14.12731	0.0000
RM	-1.179182	0.164155	-7.183347	0.0000
ALPHA	51.94399	2.087421	24.88429	0.0000

Effects Specification	S.D.	Rho
Cross-section random	94.62361	0.4703
Idiosyncratic random	100.4134	0.5297

Weighted Statistics

R-squared	0.006300	Mean dependent var	4.921825
Adjusted R-squared	0.006281	S.D. dependent var	100.7343
S.E. of regression	100.4163	Sum squared resid	1.06E+09
F-statistic	333.9419	Durbin-Watson stat	0.005425
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.002987	Mean dependent var	109.2785
Sum squared resid	2.02E+09	Durbin-Watson stat	0.002849

Dependent Variable: R
Method: Panel Least Squares
Date: 11/01/18 Time: 23:37
Sample: 1/03/1391 5/19/1395
Periods included: 1142
Cross-sections included: 190
Total panel (unbalanced) observations: 105348

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	97.69212	0.546874	178.6375	0.0000
RM	-1.071050	0.164147	-6.524936	0.0000
HL	382.5877	14.71882	25.99309	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.477591	Mean dependent var	109.2866
Adjusted R-squared	0.476642	S.D. dependent var	138.7784
S.E. of regression	100.3972	Akaike info criterion	12.05797
Sum squared resid	1.06E+09	Schwarz criterion	12.07540
Log likelihood	-634949.3	Hannan-Quinn criter.	12.06324
F-statistic	503.3218	Durbin-Watson stat	0.012596
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: R
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 11/02/18 Time: 00:33
Sample: 1/03/1391 5/19/1395
Periods included: 1142
Cross-sections included: 190
Total panel (unbalanced) observations: 105348
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	98.27273	6.867810	14.30918	0.0000
RM	-1.071761	0.164147	-6.529275	0.0000
HL	382.4222	14.71804	25.98323	0.0000

Effects Specification	S.D.	Rho
Cross-section random	94.36545	0.4691
Idiosyncratic random	100.3972	0.5309

Weighted Statistics

R-squared	0.006824	Mean dependent var	4.934720
Adjusted R-squared	0.006805	S.D. dependent var	100.7452
S.E. of regression	100.4007	Sum squared resid	1.06E+09
F-statistic	361.8821	Durbin-Watson stat	0.012565
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.002469	Mean dependent var	109.2866
Sum squared resid	2.02E+09	Durbin-Watson stat	0.006593

Panel unit root test: Summary
Series: RM
Date: 12/15/18 Time: 11:33
Sample: 1/01/1391 5/19/1395
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-1020.37	0.0000	188	126208
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1041.78	0.0000	188	126208
ADF - Fisher Chi-square	3463.09	0.0000	188	126208
PP - Fisher Chi-square	3463.09	0.0000	188	126208

Panel unit root test: Summary
Series: ALPHA
Date: 12/15/18 Time: 09:54
Sample: 1/01/1391 5/19/1395
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-154.525	0.0000	188	128785
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-244.156	0.0000	188	128785
ADF - Fisher Chi-square	22703.7	0.0000	188	128785
PP - Fisher Chi-square	24263.2	0.0000	188	128785

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
Series: HL
Date: 12/15/18 Time: 09:52
Sample: 1/01/1391 5/19/1395
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-212.724	0.0000	188	128805
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-302.912	0.0000	188	128805
ADF - Fisher Chi-square	33357.5	0.0000	188	128805
PP - Fisher Chi-square	33773.4	0.0000	188	128805

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
Series: R
Date: 12/15/18 Time: 09:51
Sample: 1/01/1391 5/19/1395
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	1.75761	0.9606	188	126764
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	11.8073	1.0000	188	126764
ADF - Fisher Chi-square	205.415	1.0000	188	126764
PP - Fisher Chi-square	204.922	1.0000	188	126764

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

واژه‌نامه فارسی به انگلیسی

آزمون تشخیصی . . . . . Diagnostic checking
آزمون عمومی وایت . . . . . White's general test
آزمون فزاینده لاگرانژ . . . . . Lagrange Multiplier
آزمون معنی‌دار بودن . . . . . Test of significance
اثر اریبی . . . . . Distortionary effect
اثر خاص منفرد . . . . . Individual specific effect
احتمال . . . . . Probability
اختلال باقی مانده . . . . . Remainder disturbance
ارزیابی . . . . . Valuation
اعتبار . . . . . Tick
اقتصادسنجی . . . . . Econometric
امید ریاضی . . . . . Expectation
انحراف . . . . . Deviation
بازار کارآمد . . . . . Efficient market
بازبینی داده‌ها . . . . . Data revision
بازده مورد انتظار . . . . . Expected return
بدون محدودیت . . . . . Unconstrained
برآورد حداقل مربعات . . . . . Least square estimation
بروش-گودفری . . . . . Breusch-Godfrey
به‌طور مشابه . . . . . Similarly
بهترین برآوردکننده خطی نااریب . . . . . Best linear unbiased estimators(BLUE)
پانل متوازن . . . . . Balanced panel
پس‌رویدادی . . . . . Retrospective
تخمین (برآورد) . . . . . Estimate
تخمین‌گر ساده بالا-پایین . . . . . Simple high-low estimator

تصادفی . . . . . Stochastic
تغییرات کل . . . . . Variations total
تفاضل مرتبه اول . . . . . First difference
توان آزمون . . . . . Power of the test
توزیع . . . . . Distribution
جارک-برا . . . . . Jarque-Bera
چاو . . . . . Chow
چولگی . . . . . Skewness
حداقل مربعات معمولی . . . . . Ordinary least square (OLS)
خطای اندازه‌گیری . . . . . Measurement error
خودهمبستگی . . . . . Autocorrelation
داده پرت . . . . . Outlier
داده طولی . . . . . Longitudinal data
داده‌های سری زمانی . . . . . Time series data
داده‌های مقطعی . . . . . Cross sectional data
دارایی . . . . . Asset
درجه آزادی . . . . . Degree of freedom
درجه عدم اطمینان . . . . . Degree of uncertainty
دوربین-واتسون . . . . . Durbin-Watson
رتبه بندی اعتباری . . . . . Credit ratings
رگرسیون چند متغیره . . . . . Multiple regression
رگرسیون کمکی(معین) . . . . . Auxiliary regression
رگرسیون مقید . . . . . Restricted regression
ریزش بازار . . . . . Markeet prash
ریشه واحد . . . . . Unit root
سرمایه‌گذاری . . . . . İnvestment
سود سرمایه‌ای . . . . . Capital gain
سهام درآمدی بالا . . . . . Over income stock
شکاف قیمت عرضه و تقاضا . . . . . Bid-ask spread
ضریب تعیین . . . . . Determination coefficient
ضریب همبستگی . . . . . Correlation coefficient
عدم تقارن اطلاعاتی . . . . . Asymmetry informational

فاصله اطمینان ..... Confidence interval
فرضیه ..... Hypothesis
فزاینده دیکی-فولر ..... Augmented Dickey Fuller
قابل پیش بینی ..... Predictable
قیمت پیشنهادی خرید و قیمت پیشنهادی فروش ..... Bid-Ask spread
کاذب ..... Spurious
کروین و شولتز ..... Corwin and Schultz
کسادی ..... Depression
کشیدگی ..... Kurtosis
گسسته ..... Discrete
لوین، لین و چیو ..... Levin, Lin and Chu
مانایی ..... Stationary
مالی ..... Financial
متغیر توضیح داده‌شده ..... Explained variable
متغیر توضیحی ..... Explanatory variable
متقارن ..... Symmetrical
متوازن ..... Off setting
مجموع مربعات پسماندها ..... Residual sum of squares
مدل اثرات ثابت-نهاده ..... Entity-fixed effect model
مدل تصریح شده اولیه ..... Initially spesified model
مدل رگرسیون خطی کلاسیک ..... Classical linear regression model
مدل ساده ..... Parsimonious model
مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ..... Capital Asset Pricing Model
مستقل از واحد ..... Unit free
مظنه ..... Quote
معامله ..... Transaction
معنی‌دار ..... Significant
نااریب ..... Unbiased
نابرابری ..... Inequality
ناهمسانی ..... Heteroskedasticity (Heteroscedasticity)
نسبت بهینه پوشش ریسک ..... Optimal hedge risk
نقدشوندگی ..... Moneyness

نقدی ..... Spot
نقدینگی ..... Liquidity
نوسان (تلاطم) ..... Volatility
نیکویی برآورد ..... Goodness of fit
وابسته ..... Dependent
هاسمن ..... Hausman
هزینه ..... Cost
هم‌خطی چندگانه ..... Multicollinearity

واژه‌نامه انگلیسی به فارسی

دارایی ..... Asset
عدم تقارن اطلاعاتی ..... Asymmetry informational
فزاینده دیکی-فولر ..... Augmented Dickey Fuller
خودهمبستگی ..... Autocorrelation
رگرسیون کمکی(معین) ..... Auxiliary regression
پانل متوازن ..... Balanced panel
بهترین برآوردکننده خطی نااریب ..... Best linear unbiased estimators(BLUE)
شکاف قیمت عرضه و تقاضا ..... Bid-ask spread
بروش-گودفری ..... Breusch-Godfrey
مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ..... Capital Asset Pricing Model
سود سرمایه‌ای ..... Capital gain
چاو ..... Chow
مدل رگرسیون خطی کلاسیک ..... Classical linear regression model
فاصله اطمینان ..... Confidence interval
ضریب همبستگی ..... Correlation coefficient
کروین و شولتز ..... Corwin and Schultz
هزینه ..... Cost
رتبه بندی اعتباری ..... Credit ratings
داده‌های مقطعی ..... Cross sectional data
بازبینی داده‌ها ..... Data revision
درجه آزادی ..... Degree of freedom
درجه عدم اطمینان ..... Degree of uncertainty
ضریب تعیین ..... Determination coefficient
وابسته ..... Dependent
کسادی ..... Depression

انحراف ..... Deviation
آزمون تشخیصی ..... Diagnostic checking
گسسته ..... Discrete
اثر اریبی ..... Distortionary effect
توزیع ..... Distribution
دوربین-واتسون ..... Durbin-Watson
اقتصادسنجی ..... Econometric
بازار کارآمد ..... Efficient market
مدل اثرات ثابت-نهاده ..... Entity-fixed effect model
تخمین ..... Estimate
امید ریاضی ..... Expectation
بازده مورد انتظار ..... Expected return
متغیر توضیح داده‌شده ..... Explained variable
متغیر توضیحی ..... Explanatory variable
مالی ..... Financial
تفاضل مرتبه اول ..... First difference
نیکویی برآورد ..... Goodness of fit
هاسمن ..... Hausman
ناهمسانی ..... Heteroskedasticity (Heteroscedasticity)
فرضیه ..... Hypothesis
اثر خاص منفرد ..... Individual specific effect
نابرابری ..... Inequality
مدل تصریح شده اولیه ..... Initially spesified model
سرمایه‌گذاری ..... Investment
جارک-برا ..... Jarque-Bera
کشیدگی ..... Kurtosis
آزمون فزاینده لاگرانژ ..... Lagrange Multiplier
برآورد حداقل مربعات ..... Least square estimation
لوین، لین و چیو ..... Levin, Lin and Chu
نقدینگی ..... Liquidity
داده طولی ..... Longitudinal data
ریزش بازار ..... Markeet prash

خطای اندازه‌گیری ..... Measurement error
نقدشوندگی ..... Moneyness
هم‌خطی چندگانه ..... Multicollinearity
رگرسیون چند متغیره ..... Multiple linear regression
متوازن ..... Off setting
نسبت بهینه پوشش ریسک ..... Optimal hedge risk
حداقل مربعات معمولی ..... Ordinary least square (OLS)
داده پرت ..... Outlier
سهام درآمدی بالا ..... Over income stock
مدل ساده ..... Parsimonious model
توان آزمون ..... Power of the test
قابل پیش بینی ..... Predictable
احتمال ..... Probability
مظنه ..... Quote
اختلال باقی مانده ..... Remainder disturbance
مجموع مربعات پسماندها ..... Residual sum of squares
رگرسیون مقید ..... Restricted regression
پس رویدادی ..... Retrospective
بازده ..... Return
معنی‌دار ..... Significant
به‌طور مشابه ..... Similarly
تخمین‌گر ساده بالا-پایین ..... Simple high-low estimator
چولگی ..... Skewness
نقدی ..... Spot
مانایی ..... Stationary
تصادفی ..... Stochastic
کاذب ..... Spurious
متقارن ..... Symmetrical
آزمون معنی‌دار بودن ..... Test of significance
اعتبار ..... Tick
داده‌های سری زمانی ..... Time series data
معامله ..... Transaction

نااریب ..... Unbiased
بدون محدودیت ..... Unconstrained
مستقل از واحد ..... Unit free
ریشه واحد ..... Unit root
ارزیابی ..... Valuation
نوسان (تلاطم) ..... Volatility
تغییرات کل ..... Variations total
آزمون عمومی وایت ..... White's general test

Aabstract

This study is to investigate the relationship between liquidity and return on shares of listed companies in Tehran Stock Exchange during the years 1391 to 1395.

To examine this relationship, we use the regression estimation method includes two independent variables (surplus market returns and stock liquidity).

To measure the liquidity of the two criteria a simple up-down predictor and the criterion of Corwin and Schultz are used. According to these criteria, we conclude liquidity affects meaningful stock returns.

key words: Liquidity, Stocks, Surplus Outcome, Panel, Tehran Stock Exchange.

Shahrood University of Technology

Faculty Of Mathematical Sciences

MSc Thesis in: Financial Mathematics

The study of relationship between stock liquidity and stock return in Tehran Stock Exchange (TSE)

By: Pardis Sedghi

Supervisors

Dr. Ali Reza Khoddami
Dr. Seyyed Mojtaba Mirlohi

January 2019