

**آزمون کارایی در سطح ضعیف : شاخص شرکتهای مشمول اصل ۴۴ قانون  
اساسی عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران**

**دکتر محمدرضا رستمی**

استادیار مدیریت مالی دانشگاه الزهراء (س)

**دکتر حسن قالیباف اصل**

استادیار مدیریت مالی دانشگاه الزهراء (س)

**مهری احمدی**

دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه الزهراء (س)

**چکیده:**

مقاله حاضر سطح ضعیف کارایی شرکتهای مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از سری زمانی بازده شاخص این شرکتهای مورد بررسی قرار می دهد. این مطالعه روشهای مختلف آزمون گشت تصادفی: آزمون خودهمبستگی، آزمون گردش، آزمونهای ریشه واحد (دیکی - فولر، فیلیپس و پرون، KPSS، دیکی - فولر با روند زدایی GLS ) ، آزمون نسبت واریانس را بکار گرفته و سپس با استفاده از مدل فرایند خود رگرسیون میانگین متحرک (ARIMA)، توانایی پیش بینی سری زمانی مذکور آزمون شده است. نتایج این آزمونها همگی، کارایی در سطح ضعیف این بخش از بازار بورس اوراق بهادار تهران را رد می کند. آزمونهای همبستگی پیاپی و گردش، هر دو نشان داد که تغییرات قیمتی سهام این شرکتهای به صورت تصادفی

نیست. به طور مشابه، همگی آزمونهای ریشه واحد که یک شرط لازم برای وجود گشت تصادفی است، نشان داد که سری زمانی مورد مطالعه مانا و از عدم وجود ریشه واحد برخوردار است. نتایج آزمون نسبت واریانس نیز وجود گشت تصادفی در سری زمانی بازده روزانه شاخص مذکور را رد نمود. در نهایت، مدل (ARIMA) توانست قیمت سهام شرکتهای عرضه شده در مطالعه حاضر را با خطای بسیار کم پیش بینی کند.

**واژگان کلیدی:** گشت تصادفی<sup>۱</sup>، شکل ضعیف کارایی<sup>۲</sup>، آزمون ریشه واحد<sup>۳</sup>، آزمون نسبت واریانس<sup>۴</sup>، آزمون خود همبستگی<sup>۵</sup>

#### مقدمه:

کارا بودن بازار از اهمیت زیادی برخوردار است، چرا که در صورت کارا بودن بازار سرمایه، هم قیمت اوراق بهادار به درستی و عادلانه تعیین می شود و هم تخصیص سرمایه، که مهمترین عامل تولید و توسعه اقتصادی است، به صورت مطلوب و بهینه انجام می شود [۱].

اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی که این روزها مهمترین موضوع اقتصادی کشور است، یکی دیگر از عوامل مؤثر بر این بازار می باشد، زیرا با فروش سهام شرکت های دولتی در بورس، حجم و ارزش معاملات و ارزش کل بازار افزایش یافته و موجب پویایی و طراوت بازار شده است. چنین معاملاتی، اعتماد سرمایه گذاران را بیش از پیش افزایش خواهد داد. به همین جهت در این تحقیق به دنبال این هستیم کارایی در سطح ضعیف شاخص این شرکتهای را به عنوان زیر مجموعه ای از بازار بیازماییم.

---

<sup>1</sup> Random Walk

<sup>2</sup> Weak Form Efficiency

<sup>3</sup> Unit Root Test

<sup>4</sup> Variance Ratio Test

<sup>5</sup> Auto Correlation Test

## - ادبیات و پیشینه تحقیق:

بازار کارا بازاری است که در آن اطلاعات موجود بلافاصله بر قیمت اوراق بهادار تاثیر می گذارد. مفهوم بازار کارا بر این فرض استوار است که سرمایه گذاران در تصمیمات خرید و فروش خود، تمامی اطلاعات مربوط را در قیمت سهام لحاظ خواهند کرد. مفهوم بازار کارا، یک ادعا یا توقع نیست بلکه تغییرات کاملی است که در اثر انتشار اطلاعات جدید در قیمت سهام صورت می گیرد. طبق فرضیه بازار کارا، تغییرات قیمت ناشی از اطلاعات موجود است [۱].

فاما<sup>۶</sup> (۱۹۷۰) بازار کارا را در سه شکل به صورت کارایی ضعیف، کارایی نیمه قوی و قوی تعریف کرد. اگر قیمت سهام فقط اطلاعاتی که در گذشته آنها نهفته است و از توالی تاریخی قیمتها حاصل می شود را منعکس کند، کارایی در سطح ضعیف، اگر قیمت سهام، منعکس کننده همه اطلاعات عام باشد، کارایی در سطح نیمه قوی و اگر قیمت سهام بازتابی از تمام اطلاعات مربوط موجود، اعم از اطلاعات محرمانه و اطلاعات در دسترس عموم باشد، در سطح قوی کارایی وجود دارد [۲].

سطح ضعیف کارایی معرف نظریه گشت تصادفی (RWH<sup>۷</sup>) است. به طور ساده، تئوری گشت تصادفی به این نکته اشاره دارد که سری زمانی تغییرات قیمت های سهام حافظه ندارد و بررسی حرکات سری زمانی قیمت های گذشته نمی تواند در پیش بینی حرکات آینده سهام راه گشا باشد و مسیری که حرکات آینده قیمت های سهام طی می کند کاملاً شبیه مسیری است که یک سری از اعداد تصادفی طی می کنند [۳].

در کشورهای توسعه یافته، کشورهای نوظهور و همچنین کشور ایران از مدل های مختلفی برای آزمون کارایی بازار استفاده شده است. که بطور کلی می توان آنها را به سه گروه تقسیم کرد:

---

<sup>۶</sup> Fama

<sup>۷</sup> Random Walk Theory

- ۱ - آزمونهای قواعد فیلتر
- ۲ - آزمونهای آماری استقلال (آزمون گردش، آزمون خودهمبستگی، آزمون نسبت واریانس و ...)
- ۳ - مدل‌های مبتنی بر پیش بینی قیمت سهام یا مدل‌های اقتصادسنجی (مدل‌های خانواده EGARCH، GARCH، ARCH، ARIMA و ...).

این ایده که ممکن است قیمت سهام از الگوی گشت تصادفی پیروی کند توسط باچلیر<sup>۸</sup> در سال ۱۹۰۰ معرفی شد [۱۳]. اولین بار باچلیر در سال ۱۹۰۰ با بررسی رفتار قیمت کالاها در فرانسه دریافت تغییرات قیمت از یک معامله به معامله دیگر مستقل از یکدیگر می باشد [۹]. هری رابرتز<sup>۹</sup> در سال ۱۹۵۹ با مطالعه تغییرات شاخص قیمت سهام داو جونز با استفاده از مدل شانش دریافت که رفتار سری زمانی قیمت‌ها مشابه اعداد تصادفی هستند [۸]. مور<sup>۱۰</sup> در سال ۱۹۶۴، با بررسی همبستگی بین تغییرات پی در پی در قیمت‌های ۲۹ سهام در طول دوره ۱۹۵۱ الی ۱۹۵۸ به این نتیجه رسید که تغییرات هفتگی تاریخی بین قیمت‌ها نمی تواند برای پیش بینی تغییرات آتی بکار رود [۲].

فاما<sup>۱۱</sup> در سال ۱۹۶۵ تغییرات روزانه ۳۰ سهم عضو شاخص متوسط صنعتی داو جونز را از سال ۱۹۵۸ تا سال ۱۹۶۲ مطالعه کرد. نتیجه این مطالعه وجود درجه بسیار پایینی از همبستگی را نشان می داد که بیانگر کارایی بازار در سطح ضعیف بود [۱]. یافته های آزمون کارایی بورس بنگلادش توسط مبارک و کیسی<sup>۱۲</sup> در دوره ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۷ با آزمونهای گردش و ضریب خودهمبستگی نشان داد که بازار بنگلادش در سطح ضعیف کارا نیست [۱۶]. شیکوانگ و بارنز کارایی سطح ضعیف بازار سهام شنزه چین و شانگهای را در دوره ۱۹۹۰-۱۹۹۸ رد کرد [۱۲]. جی اسکوالی در سال ۲۰۰۵ کارایی بازار دبی را با استفاده از آزمون گردش رد کرد [۱۴]. گوپتا و باسو<sup>۱۳</sup> کارایی در سطح ضعیف

<sup>8</sup> Bachelier

<sup>9</sup> Harry Roberts

<sup>10</sup> Moore

<sup>11</sup> Fama

<sup>12</sup> Mobarek & Keasey

<sup>13</sup> Gupta & Basu

بازارهای سهام مومبای (BSE) و بازار سهام ملی (NSE) هند را با استفاده از آزمونهای ریشه واحد ( $ADF^{14}$ ،  $PP^{15}$ ،  $KPSS^{16}$ ) رد کردند [۱۳]. آواد و داراقما<sup>۱۷</sup> با استفاده از مشاهدات روزانه ۳۵ شرکت در پنج صنعت مختلف شاخص بازار سهام فلسطین در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۸ کارایی بورس این کشور را در سطح ضعیف رد کردند [۱۱].

در ایران نیز درامامی (۱۳۶۹)، نصرالهی (۱۳۷۱) [۸]، فدایی نژاد (۱۳۷۳) [۵]، نمازی و شوشتریان (۱۳۷۴) [۹]، قالیباف اصل و ناطقی (۱۳۸۵) [۷]، بابالویان (۱۳۸۷) [۶]، کارایی در سطح ضعیف بورس اوراق بهادار تهران و زیرمجموعه های آن را رد کردند.

- روش تحقیق:

- داده ها و متغیر تحقیق:

داده های مورد نیاز در این پژوهش عبارتند از سرمایه شرکتهای مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران، قیمت روزانه سهام آنها، تصمیمات مجامع عمومی عادی و فوق العاده هر شرکت طی سالهای ۱۳۸۷-۱۳۸۵ که از طریق داده های منتشره در سایت بورس اوراق بهادار تهران جمع آوری شد.

متغیر این تحقیق بازدهی روزانه شاخص قیمت و بازده نقدی شرکتهای اصل ۴۴ می باشد که به صورت زیر محاسبه شده است:

$$R_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$$

$R_t$  بازدهی در دوره  $t$  و  $p_t$  مقدار شاخص در دوره  $t$  می باشد.

شاخص قیمت و بازده نقدی شرکتهای مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی طی دوره یاد شده برای هشت شرکت زیر تهیه و از فرمول زیر برای محاسبه شاخص استفاده شده است.

<sup>14</sup> Augmented Dickey-Fuller

<sup>15</sup> Phillips-Perron

<sup>16</sup> Kwiatkowski-Phillips-Schmidt & Shin

<sup>17</sup> Awad & Daraghma

جدول شماره ۱: اسامی و برخی اطلاعات مالی و اماری شرکت‌های اصل ۴۴

نام شرکت	تاریخ پذیرش	تاریخ عرضه سهام	آخرین سرمایه
ملی مس	۱۳۸۵/۰۷/۱۹	۱۳۸۵/۱۱/۱۵	۵,۷۸۹,۷۴۵
فولاد مبارکه	۱۳۸۵/۱۲/۰۷	۱۳۸۵/۱۲/۲۰	۱۵,۸۰۰,۰۰۰
ایرالکو	۱۳۸۵/۰۵/۰۹	۱۳۸۶/۰۳/۲۱	۱۶۵,۰۰۰
فولاد خوزستان	۱۳۸۶/۰۵/۰۹	۱۳۸۶/۰۵/۱۶	۲,۱۹۲,۰۰۰
پتروشیمی فن آوران	۱۳۸۶/۰۹/۲۶	۱۳۸۶/۱۱/۱۴	۹۵۰,۰۰۰
کشتیرانی جمهوری اسلامی ایران	۱۳۸۷/۰۲/۱۷	۱۳۸۷/۰۲/۲۸	۵,۰۰۰,۰۰۰
مخابرات	۱۳۸۷/۰۴/۲۹	۱۳۸۷/۰۵/۱۶	۴۵,۸۷۴,۶۵۶
بانک ملت	۱۳۸۷/۱۱/۲۲	۱۳۸۷/۱۱/۳۰	۱۳,۱۰۰,۰۰۰

$$I_t = \frac{A_t}{B_t} \times 100$$

$A_t$  = مجموع ارزش بازار سهام برای شرکت‌های عضو فهرست شاخص و فرمول محاسبه آن به صورت زیر است:

$$A_t = \sum_{j=1}^n P_j \times Q_j$$

$B_t$  = عدد مبنا برای شاخص.

عدد مبنا به محض انجام اولین معامله پس از تاریخ موثر برای وقایع زیر، به گونه

ای تعدیل می شود که این وقایع اثری در عدد شاخص به جا نگذارند:

- افزایش سرمایه شرکتها از محل آورده نقدی یا مطالبات حال شده سهامداران
  - تقسیم سود نقدی
  - ورود شرکتها به فهرست شاخص یا حذف شرکتها از این فهرست
- بنابراین فرمول تعدیل پایه شاخص برای موارد سه گانه بالا به قرار زیر است:

$$B_t = \frac{A_{t-1} + \Delta_t + D_t + S_t}{A_t} \times B_{t-1} \quad (4)$$

$\Delta_t$  = مجموع مبلغ ریالی افزایش سرمایه هر شرکت از محل آورده نقدی یا مطالبات حال شده سهامداران.

$D_t$  = مجموع مبلغ سود نقدی اعلام شده هر شرکت در زمان  $t$ .

$S_t$  = ارزش بازار شرکتهای وارد شده به فهرست شاخص در زمان  $t$ .

### - فرضیه تحقیق

قیمت سهام شرکتهای اصل ۴۴ عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران، در سطح ضعیف کارا است:  $H_0$

قیمت سهام شرکتهای اصل ۴۴ عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران، در سطح ضعیف کارا نیست:  $H_1$

### - روش تحقیق و آزمون فرضیه:

برای آزمون فرضیه از روشهای مختلف آزمون گشت تصادفی: آزمون خودهمبستگی، آزمون گردش، آزمونهای ریشه واحد (دیکی - فولر، فیلیپس و پرون،  $KPSS^{18}$ ، دیکی - فولر با روند زدایی  $GLS^{19}$ ) و آزمون نسبت واریانس استفاده و سپس با بکارگیری یکی از روشهای پیش بینی ارائه شده توسط باکس و جنکینز، توانایی پیش بینی سری زمانی مورد مطالعه بررسی شده است.

### - آزمون ریشه واحد:

#### - آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته:

آزمون ریشه واحد برای تعیین مانایی<sup>20</sup> یک سری زمانی مورد استفاده قرار می گیرد. مانایی در سری زمانی بدین معناست که میانگین، واریانس و خود همبستگی داده ها در طول زمان ثابت باقی بماند. آزمون دیکی فولر تعمیم یافته با استفاده از مدل رگرسیونی زیر برای تعیین مانایی می پردازد:

<sup>18</sup> Kwiatkowski-Phillips-schmidt & shin

<sup>19</sup> Generalized Least Square

<sup>20</sup> Stationarity

$$\Delta p_t = \mu + \lambda p_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i (\Delta p_{t-i}) + \varepsilon_t$$

$\Delta p_t$  = تفاوت لگاریتم قیمت دوره  $t$  ( $p_t$ ) با لگاریتم دوره ماقبل ( $p_{t-1}$ )

$\lambda$  = ضریبی که باید برآورد شود،

$n$  = مرتبه معادله خود رگرسیو<sup>۲۱</sup>

$\alpha_i$  = ضریب روند و  $\varepsilon$  = جمله خطا.

فرضیه تحقیق در آزمون ریشه واحد به صورت زیر می باشد:

$$\begin{cases} H_0: \lambda = 0 & \text{وجود ریشه واحد و عدم مانایی} \\ H_1: \lambda \neq 0 & \text{عدم وجود ریشه واحد و وجود مانایی} \end{cases}$$

در صورت قبول فرض  $H_0$  به این نتیجه می‌رسیم که سری زمانی داده‌ها از الگوی گشت تصادفی پیروی می‌کند. به عبارت دیگر سری زمانی مورد بررسی دارای ریشه واحد بوده و ناماننا است.

## ۲) آزمون فیلیس و پرون<sup>۲۲</sup> PP

آماره آزمون پیشنهادی توسط فیلیس و پرون (۱۹۹۸) بر اساس توزیع حدی آماره‌های مختلف دیکی-فولر است. اما این فرض که جملات اخلاص  $u_t$  به صورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع شده اند کنار گذاشته شده است. فیلیس و پرون نشان داده اند که آماره آزمون برای آزمون  $\rho = 1$  در معادله  $Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + u_t$  که  $\tau$  است وقتی  $u_t$  ها به صورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع نشده اند دارای یک توزیع حدی شامل عبارات زیر است:

$$\sigma_u^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{t=1}^n E(u_t^2)}{n}$$

<sup>21</sup> N-th order Autoregressive process (AR(n))

<sup>22</sup> Phillips-Perron



$$\sigma^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{E(\sum_{t=1}^n u_t)^2}{n}$$

اگر  $u_t$  ها به صورت همانند و مستقل از هم توزیع شده باشند، آنگاه دو عبارت بالا معادل هم خواهند بود و نتایج فیلیپس و پرون همانند نتایج گرفته شده توسط دیکی و فولر است. اما معمولاً این دو مساوی نیستند و در نتیجه آزمونهای انجام شده با استفاده از آماره آزمون  $\tau$  از اعتبار لازم برخوردار نیست و باید از آماره  $Z(\tau)$  پیشنهادی فیلیپس و پرون استفاده کرد. در آزمون فیلیپس و پرون فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد و عدم مانایی در سری زمانی است. در این آزمون اگر آماره محاسبه شده آزمون منفی تر از مقدار بحرانی فیلیپس و پرون باشد، نتیجه می گیریم که فرضیه صفر رد شده و متغیر مانا بوده و از عدم ریشه واحد برخوردار است [۱۰].

### ۳ آزمون KPSS<sup>۲۳</sup>

برخلاف آزمونهای یاد شده، فرضیه صفر آزمون KPSS مبتنی بر وجود مانایی در سریهای زمانی است. این آزمون حاصل تلاش کوایت کاسکی، فیلیپس، اشمیت و شین (۱۹۹۲) است. آنان مدل خود را با معادله زیر پیش بردند:

$$y_t = \beta' D_t + \mu_t + u_t$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

فرضیه صفر آزمون مانایی سری زمانی  $y_t$  را نشان داده و بیانگر این است که  $\mu_t$  عددی ثابت می باشد:

$$\begin{cases} H_0 : \sigma_\varepsilon^2 = 0 \\ H_1 : \sigma_\varepsilon^2 > 0 \end{cases}$$

آماره آزمون KPSS به صورت زیر است:

$$KPSS = (T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2) / \hat{\lambda}^2$$

$$\text{که در آن } \hat{S}_t^2 = \sum_{j=1}^t \hat{u}_j$$

<sup>23</sup> Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

$\hat{u}_t$  پسماند حاصل از رگرسیون سری زمانی  $y_t$  بر روی  $D_t$  و  $\hat{u}_t^2$  یک تخمین سازگار از واریانس بلند مدت  $u_t$  با استفاده از  $\hat{u}_t$  است.

آماره KPSS هماهنگ با تابع حرکت براونی استاندارد است که مقدار آن فقط بستگی به جمله قطعی  $D_t$  و نه به مقدار ضریب آن یعنی  $\beta$  دارد. در حالت خاص اگر  $D=1$  باشد، آنگاه

$$KPSS \rightarrow \int_0^1 V_1(r) dr$$

که  $V_1(r) = W(r) - rW(1)$  و حرکت براونی استاندارد در بازه  $r \in [0,1]$  است و

$$KPSS \rightarrow \int_0^1 V_2(r) dr \quad \text{اگر } D_t = (1-t) \text{ باشد، آنگاه}$$

$$V_2(r) = W(r) + r(2-3r)W(1) + 6r(r^2-1) \int_0^1 W(s) ds$$

#### جدول شماره ۲: چارکهای راست دامنه آزمون KPSS

توزیع	۰/۹	۰/۹۲۵	۰/۹۵	۰/۹۷۵	۰/۹۹
$\int_0^1 V_1(r) dr$	۰/۳۴۹	۰/۳۹۶	۰/۴۴۶	۰/۵۹۲	۰/۷۶۲
$\int_0^1 V_2(r) dr$	۰/۱۲	۰/۱۳۳	۰/۱۴۹	۰/۱۸۴	۰/۲۲۹

#### ۴) آزمون دیکی فولر روند زدایی شده با حداقل مربعات تعمیم یافته<sup>۲۴</sup> (DF-GLS)

آزمون (ERS)<sup>۲۵</sup> DF-GLS یکی از آزمونهای ریشه واحد است که نسبت به سایر آزمونها از توان آزمون بالایی برخوردار است. در این آزمون نیز مانند آزمونهای دیگر

<sup>24</sup> Dickey-Fuller with Generalized Least Square Detrending

<sup>25</sup> Elliot-Rothenberg & Stock

فرضیه صفر به وجود ریشه واحد و عدم مانایی سری زمانی می پردازد. این آزمون بر مبنای معادله زیر که یک رگرسیون با تفاضل گیری جزئی می باشد توضیح داده می شود:

$$d(y_t|a) = d(x_t|a)' \delta(a) = \eta_t$$

$d(y_t|a), d(x_t|a)$  به ترتیب شبه تفاضل گیری (تفاضل گیری جزئی) از سریهای  $y_t, x_t$ ، جمله خطا است که از توزیع مستقل و یکسان پیروی می کند. در معادله بالا مانایی سری  $y_t$  بررسی می شود و  $x_t$  می تواند یک عدد ثابت (عرض از مبدا) یا یک عدد ثابت به همراه روند (شیب) باشد. همچنین  $\delta(a)$  ضریبی است که باید تخمین زده شود. الیوت، روتنبرگ و استاک پیشنهاد کردند که به جای  $a$  در معادله رگرسیون بالا از  $\bar{a}$  که  $\bar{a} = 1 - \frac{7}{T}$  زمانی که  $x_t$  یک عدد ثابت است و از  $\bar{a} = 1 - \frac{13.5}{T}$  زمانی که  $x_t$  شامل یک عدد ثابت و روند است استفاده کرد.

ERS یک روش اصلاح شده ADF است که در آن داده ها قبل از آزمون ریشه واحد

روند زدایی شده اند:

$$y_t^d \equiv y_t - x_t' \hat{\delta}(\bar{a})$$

در این حالت معادله ای که برای آزمون ریشه واحد بکار می رود به صورت زیر است:

$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \beta_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p}^d + \nu_t$$

که در آن  $\Delta$  عملگر تفاضل گیری،

$y_t^d$  داده های روند زدایی شده با استفاده از حداقل مربعات تعمیم یافته است،  $\beta_p, \beta_1, \alpha$  ضرایبی هستند که باید تخمین زده شوند و  $\nu_t$  جمله اخلاص است که توزیع IID دارد، [۱۵]. در این آزمون فرضیه صفر و فرضیه مقابل به شرح زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = 1 \\ H_1 : \alpha = \bar{a} \end{cases}$$

### - آزمون نسبت واریانس لو و مکینلی<sup>۲۶</sup>:

آزمون نسبت واریانس لو و مکینلی بر اساس این تفکر شکل گرفته است که اگر سری زمانی  $Y_t$  از فرآیند گشت تصادفی خالص پیروی کند، آنگاه واریانس بازده ها در طول  $q$  دوره باید مساوی  $q\sigma^2$  باشد. نسبت واریانس  $VR(q)$  به صورت زیر تعریف می شود:

$$VR(q) = \frac{\frac{1}{q} VAR(P_t - P_{t-q})}{VAR(P_t - P_{t-1})} = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)}$$

که در آن:  $\frac{1}{q} VAR(P_t - P_{t-q}) = \sigma^2(q)$  ام واریانس  $q$  دوره

$\sigma^2(1)$  = واریانس دوره اول

لو و مکینلی (۱۹۸۸) فرمولهای زیر را برای محاسبه  $\sigma^2(q)$  و  $\sigma^2(1)$  ارائه دادند:

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (Y_t - Y_{t-q} - q\hat{\mu})^2$$

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} (Y_{nq} - Y_0)$$

$Y_0$  و  $Y_{nq}$  اولین و آخرین مشاهدات سری زمانی هستند.

لو و مکینلی آماره آزمون نرمال استاندارد متقارن برای نسبت واریانس مربوطه ارائه دادند. آماره  $Z(q)$  در حال همسانی واریانس و  $Z^*(q)$  در حالت وجود ناهمسانی واریانس به

کار گرفته می شود.  $Z(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\phi(q)]^{1/2}} \sim N(0,1)$

که در آن:

$$\phi(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)}$$

$$Z(q) = \frac{VR(q) - 1}{[\phi^*(q)]^{1/2}} \sim N(0,1)$$

که در آن:

$$\phi^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[ \frac{2(q-1)}{q} \right]^2 \hat{\delta}(j)$$

<sup>26</sup> Lo and Mackinlay Variance Ratio Test

$$\hat{\delta} = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (Y_t - Y_{t-1} - \hat{\mu})^2 (Y_{t-j} - Y_{t-j-1} - \hat{\mu})^2}{\sum_{t=1}^{nq} [(Y_t - Y_{t-1} - \hat{\mu})^2]^2}$$

فرضیه تحقیق در این آزمون به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : VR(q) = 1 \\ H_1 : VR(q) \neq 1 \end{array} \right. \quad [12]$$

### - فرآیند خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته ARIMA:

اگر یک سری زمانی مانا نباشد و انباشته از مرتبه یک  $I(1)$  باشد تفاضل گیری مرتبه اول سری  $I(0)$  بدست می‌آید. بنابراین اگر سری زمانی پس از  $d$  مرتبه تفاضل گیری مرتبه اول مانا شود و سپس آن را توسط فرآیند  $ARMA$  مدل سازی کنیم، در این صورت سری زمانی اصلی، سری زمانی خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته  $ARIMA(p,d,q)$  است که در آن  $p$  تعداد جملات خودرگرسیون و  $d$  تعداد دفعات تفاضل گیری مرتبه اول برای ساکن شدن سری زمانی و  $q$  تعداد جملات میانگین متحرک است، اگر  $d=0$  باشد (یعنی سری زمانی در اینجا مانا باشد) آنگاه فرآیند  $ARIMA(p,d=0,q)$  با فرآیند  $ARIMA(p,q)$  یکسان است. همچنین یک فرآیند  $ARIMA(p,0,0)$  یک فرآیند مانا  $AR(p)$  خالص و یک فرآیند  $ARIMA(0,0,q)$  یک فرآیند مانا  $MA(q)$  خالص است. بنابراین با مشخص شدن  $p,d,q$  می‌توان گفت که فرآیند باید مدل سازی شود.

در سری زمانی انطباق یک مدل پیش بینی با الگوی داده‌ها اهمیت ویژه‌ای دارد و با محاسبه خطای پیش بینی طی زمان می‌توان به انطباق روش پیش بینی بر الگوی داده‌ها پی برد. مجموع تمام خطاهای پیش بینی  $(S_e)$  در طول  $n$  دوره مشاهده شده به صورت زیر می‌باشد:

$$S_e = \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_t)$$

ولی این فرمول کاربرد چندانی ندارد، زیرا به علت تصادفی بودن خطاهای پیش‌بینی بعضی از خطاها مثبت و بعضی از خطاها منفی هستند و همدیگر را خنثی می‌کنند. بنابراین قدر مطلق تفاضل خطاهای پیش‌بینی را باید در نظر گرفت:

$$e_t = |Y_t - \bar{Y}_t|$$

برای بررسی یک مدل پیش‌بینی و یا انتخاب بهترین مدل از بین مدل‌های مختلف سری زمانی نیازمند شاخص‌هایی هستیم که به کمک آنها بتوان در رد یا قبول یک مدل تصمیم‌گیری کرد. چندین شاخص بدین منظور وجود دارد که عبارتند از:

۱) شاخص میانگین انحرافات مطلق

$$MAD = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |Y_t - \bar{Y}_t|$$

۲) شاخص میانگین مجذور خطا

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_t)^2$$

۳) جذر میانگین مجذور خطا

$$RMSE = \left[ \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_t)^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

۴) جذر میانگین مجذور خطای نرمال

$$NRMSE = \frac{\left[ \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_t)^2 \right]^{\frac{1}{2}}}{Y_{max} - Y_{min}}$$

۴) میانگین قدر مطلق درصد خطا

وقتی که محاسبه خطای پیش‌بینی بر حسب درصد سودمندتر باشد از این شاخص

استفاده می‌شود:

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left[ \left| \frac{Y_t - \bar{Y}_t}{Y_t} \right| \right]$$

[۴].

- تجزیه و تحلیل داده ها:

- آزمون خود همبستگی

مقدار آماره آزمون در وقفه های زمانی ۱، ۳، ۶، ۹ و ۱۰ روزه در سطح اطمینان ۹۰ درصد بیش از مقدار بحرانی  $t_{0.05,508} = 2.57$  است. بنابراین داده ها به هم وابسته هستند و فرضیه  $H_0$  رد می شود. پس، با استفاده از این آزمون، کارایی در سطح ضعیف شرکت های مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی در طی دوره بررسی رد می شود.

جدول شماره ۳: ضریب خود همبستگی و آماره  $Q$  با وقفه های زمانی مختلف

lag	ضریب خود همبستگی	آماره آزمون t	آماره Q
۱	۰/۱۵۲	۳/۴۶	۱۱/۸۲۸
۲	۰/۰۸۸	۱/۹۹	۱۵/۸۰۴
۳	۰/۱۵۴	۳/۵۱	۲۷/۹۲۶
۴	۰/۰۴۹	۱/۱	۲۹/۱۴۱
۵	۰/۰۷۹	۱/۷۸	۳۲/۳۵۶
۶	۰/۰۸۸	۱/۹۹	۳۶/۳۰۷
۷	۰/۰۸۳	۱/۸۷	۳۹/۸۶۳
۸	۰/۰۴۵	۱/۰۱	۴۰/۹۱۴
۹	۰/۱۲۲	۲/۷۶	۴۸/۶۶۱
۱۰	۰/۱۳۳	۳/۰۲	۵۷/۸۹۴

همچنین از آنجا که مقدار آماره  $Q$  با سطح اطمینان ۹۰ درصد بیش از مقدار بحرانی  $\chi^2_{10} = 4.865$  است، بنابراین فرضیه  $H_0$  با سطح اطمینان ۹۰ درصد رد می شود. به عبارت دیگر حداقل یکی از ضرایب هم بستگی صفر نیست.

## - آزمون گردش

از ۵۰۸ مشاهده (بازده روزانه شاخص قیمت و بازده نقدی شرکتهای مشمول اصل ۴۴)، ۲۵۱ مشاهده کوچکتر از میانه و ۲۵۷ مشاهده بزرگتر یا مساوی میانه بوده و ۱۴۱ گردش در طی دوره مورد بررسی رخ داده است. با توجه به اینکه آماره آزمون بیش از مقدار بحرانی  $Z_{0.05} = 2.57$  است، بنابراین فرضیه  $H_0$  آزمون رد می شود. به عبارت دیگر، قیمت سهام به یکدیگر وابسته اند و شرکتهای اصل ۴۴ در سطح ضعیف کارا نیستند.

Runs Test	
	RETURN
Test Value <sup>a</sup>	.0005
Cases < Test Value	251
Cases >= Test Value	257
Total Cases	508
Number of Runs	141
Z	-10.124
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

a. Median

شکل شماره ۲: آزمون گردش قیمت سهام شرکتهای مشمول اصل ۴۴

## - آزمون ریشه واحد

نتایج آزمونهای ریشه واحد دیکی-فولر، فیلیپس-پرون، دیکی-فولر با روند زدایی GLS، همگی دلالت بر نامانایی سری زمانی بازده روزانه شاخص شرکتهای مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران داشته و به عبارت دیگر سری زمانی مذکور دارای ریشه واحد بوده و از گشت تصادفی پیروی نمی کند. در همگی آزمونهای ریشه واحد یاد شده به جز آزمون KPSS، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد (مانایی) در مقابل عدم وجود ریشه واحد (مانایی) آزمون می شود. آزمونهای ریشه واحد به جز آزمون KPSS با فرض در نظر گرفتن عرض از مبدا وجود ریشه واحد را رد کردند و نشان دادند که سری زمانی بازده شاخص شرکتهای مشمول اصل ۴۴ خصوصی سازی شده در بورس اوراق بهادار تهران مانا می باشد و از گشت تصادفی پیروی نمی کند.



در آزمون KPSS، با وارد کردن روند به مدل سری زمانی مورد نظر مانا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ریشه واحد پذیرفته شد. نتایج آزمونها به شرح جدول زیر می باشد:

**جدول شماره ۴: آزمونهای ریشه واحد سری زمانی بازدهی روزانه شاخص قیمتی و بازده نقدی شرکتهای اصل ۴۴**

با فرض وجود عرض از مبدا				
آزمون	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی مکینون	سطح معناداری	نتیجه آزمون
دیکی- فولر	-۱۹/۳۵۸۶	-۳/۴۴۳	٪۱	رد فرضیه صفر
		-۲/۸۶۷	٪۵	رد فرضیه صفر
		-۲/۵۶۹۷	٪۱۰	رد فرضیه صفر
فیلیپس- پرون	-۲۰/۱۵۹۵۷	-۳/۴۴۳	٪۱	رد فرضیه صفر
		-۲/۸۶۷	٪۵	رد فرضیه صفر
		-۲/۵۶۹۷	٪۱۰	رد فرضیه صفر
ERS	-۷/۳۵۱۸۴۲	-۲/۵۶۹۵	٪۱	رد فرضیه صفر
		-۱/۹۴۱۴	٪۵	رد فرضیه صفر
		-۱/۶۱۶۲	٪۱۰	رد فرضیه صفر

جدول شماره ۵: آزمون KPSS سری زمانی بازدهی روزانه شاخص قیمتی  
و بازده نقدی شرکتهای اصل ۴۴

با فرض وجود عرض از مبدا			
نتیجه آزمون	سطح معناداری	مقدار بحرانی	آماره محاسبه شده
رد فرضیه صفر	٪۱	۰/۷۳۹	۰/۹۴۵۷۶۶
رد فرضیه صفر	٪۵	۰/۴۶۳	
رد فرضیه صفر	٪۱۰	۰/۳۴۷	
با فرض وجود عرض از مبدا و روند			
پذیرش فرضیه صفر	٪۱	۰/۲۱۶	۰/۱۰۸۵۲۵
پذیرش فرضیه صفر	٪۵	۰/۱۴۶	
پذیرش فرضیه صفر	٪۱۰	۰/۱۱۹	

– آزمون نسبت واریانس

جدول زیر نتایج آزمون نسبت واریانس را برای  $q$  های ۲ تا ۱۰ روزه با فرض همسانی واریانس<sup>۲۷</sup> نشان می دهد. در تمامی  $q$  ها با سطح اطمینان ۹۰ درصد، سطح خطای آزمون زیر پنج درصد است، در نتیجه فرضیه صفر رد می شود و بنابراین شاخص روزانه قیمت و بازده نقدی شرکتهای اصل ۴۴ از فرآیند گشت تصادفی تبعیت نکرده و در سطح ضعیف کارا نیستند.

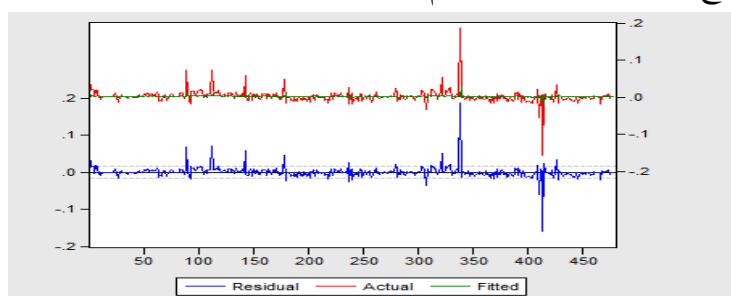
<sup>27</sup>Homoscedasticity

جدول شماره ۶: آزمون نسبت واریانس لو و مکینلی برای lag های مختلف با فرض همسانی واریانس

P- value	Zn	VR(q)	q
0	-10.42725	0.536909	2
0	-10.2585	0.320837	3
0	-8.76263	0.271944	4
4.44E-16	-8.111575	0.210737	5
5.33E-14	-7.523655	0.173991	6
2.18E-12	-7.022442	0.149965	7
5.07E-11	-6.568991	0.137024	8
2.92E-10	-6.302872	0.111542	9
1.89E-09	-6.006964	0.099252	10
1.01E-08	-5.728561	0.092369	11
3.95E-08	-5.492978	0.085407	12
1.39E-07	-5.266285	0.082632	13
3.52E-07	-5.093063	0.075261	14
8.88E-07	-4.914919	0.072777	15
1.90E-06	-4.763612	0.068778	16
3.04E-06	-4.668093	0.056629	17
6.79E-06	-4.50032	0.061756	18
1.11E-05	-4.394607	0.056524	19
1.96E-05	-4.26977	0.05757	20

## پیش بینی سری زمانی با استفاده از مدل باکس جنکینز ARIMA

در این مدل داده ها را به دو گروه تقسیم کردیم یک گروه که در ابتدا به عنوان نمونه در اختیار مدل قرار دادیم و گروه دوم برای پیش بینی خارج از نمونه استفاده کردیم. وقفه های مناسب با معیار شوارتز و آکائیک<sup>۲۸</sup> مشخص شدند. معیار آکائیک و شوارتز تعداد وقفه مناسب برای این مدل (۱ و ۰) شناخته شد که مدل را با ۳۰ داده به صورت خارج از نمونه<sup>۲۹</sup> پیش بینی کردیم که خروجی را در نمودار زیر مشاهده می کنیم.



شکل شماره ۲: مقدار واقعی، برازش شده و مقدار خطا با ۴۷۸ داده نمونه

مدل آریما	تعداد داده پیش بینی	MAE	MAPE	MSE	RMSE	NRMSE
۰ و ۱	۴۷۸	۰/۰۰۶	۳۵۷/۸۴	۰/۰۰۰۲۵۶	۰/۰۱۶	۰/۰۵۹۳۹

نتیجه بدست آمده از مدل ARIMA نشان می دهد از آنجا که خطای مدل بسیار کم است در نتیجه سری زمانی بازدهی روزانه شاخص قیمتی و بازده نقدی شرکتهای مذکور تصادفی نیست، بنابراین قیمت سهام شرکتهای یاد شده در تحقیق حاضر قابلیت پیش بینی را دارد.

<sup>28</sup> ARMA select (www.SSRN.com)

<sup>29</sup> Out fo sample

### نتیجه گیری:

همه آزمونهای مورد استفاده در این تحقیق با سطح اطمینان ۹۰ درصد، کارایی در سطح ضعیف شاخص شرکتهای مشمول اصل ۴۴ عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران را رد می کند. مدل ARIMA نیز با میزان خطای بسیار کوچک نشان داد که سری زمانی بازدهی روزانه شاخص قیمت و بازده نقدی این شرکتهای تصادفی نیست و در نتیجه سری زمانی مورد مطالعه قابلیت پیش بینی دارد. بدین ترتیب فرضیه صفر پژوهش حاضر رد شد. این فرضیه بدین شرح بود که شرکتهای مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف کارا است.

### منابع:

- ۱ - تهرانی، رضا و نوربخش، عسگر (۱۳۸۶). مدیریت سرمایه گذاری، تهران، نشر نگاه دانش.
- ۲ - تلنگی، احمد و راعی، رضا (۱۳۸۳). مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته، تهران، انتشارات سمت.
- ۳ - جهانخانی، علی و عبده تبریزی، حسین (۱۳۷۲). " نظریه بازار کارای سرمایه " تحقیقات مالی، سال اول، شماره اول، دانشگاه تهران، صفحه ۲۳-۸.
- ۴ - عباسی، ابراهیم و فولاد چنگ، مرضیه (۱۳۸۸). " پایان نامه پیش بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با شبه استنتاج عصبی فازی تطبیقی (ANFIS) "، دانشگاه الزهرا، دانشکده علوم اجتماعی.

۵ - فدائی نژاد، محمد اسماعیل (۱۳۷۴). "آزمون شکل ضعیف نظریه بازار کارای سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران" تحقیقات مالی، سال دوم، شماره ۵ و ۶، دانشگاه تهران، صفحه ۲۶-۶.

۶ - قالیباف اصل، حسن و بابالویان، شهرام (۱۳۸۸). "پایان نامه آزمون شکل ضعیف کارایی بورس اوراق بهادار تهران (بررسی زیر مجموعه های بازار)" دانشکده علوم اقتصادی، گروه مدیریت مالی.

۷ - قالیباف اصل و ناطقی، محبوبه (۱۳۸۵). "بررسی کارایی در سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران" تحقیقات مالی، شماره ۲۲، دانشگاه تهران، صفحه ۴۷-۶۶.

۸ - شوشتریان، زکیه و نمازی، محمد (۱۳۷۵). "مروری بر آزمونهای کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف"، تحقیقات مالی، سال سوم، شماره ۱۱ و ۱۲، دانشگاه تهران، صفحه ۱۰۹-۶۲.

۹ - شوشتریان، زکیه و نمازی، محمد (۱۳۷۴). "کارایی بازار بورس اوراق بهادار ایران"، تحقیقات مالی، سال اول، سال دوم، شماره ۷ و ۸، دانشگاه تهران، صفحه ۸۲-۱۰۴.

۱۰ - خوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. تهران، انتشارات رسا.

11- Ibrahim Awad, Zahran, Daraghma (2009). "Testing The Weak Form Efficiency of Palestinian Securities Market", International Research Journal of finance and Economics, Issu.32, pp.8-17.

- 12- Ma, Shiguang Barnes, Michelle and Shiguang, Ma (2001). "Are China's Stock Markets Really Weakform Efficient?" Center for International Economic Studies, pp.1-18.
- 13- Rakesh, Gupta and Parikshit, k. Basu(2007). "Weak Form Efficiency in Indian Stock Markets "International Business & Economics Research Journal, Vol.6, No. 3, pp.57-64.
- 14- Squalli, Jay (2005). " Are the UAE Financial Markets Efficient?", [www.zu.ac.ae/epru](http://www.zu.ac.ae/epru)
- 15- Cooray, Ashura & Wickermassinghe Guneratne (2005). "The Efficiency of Emerging Stock Markets: Empirical Evidence from the South Asian Region", School of Economics.
- 
- 16- Mobarak, Asma and Keasy, Kevin (2000). "Weak-Form Efficiency of an Emerging Market: Evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh", Journal of Financial Management & Analysis, Vol.12 (1), pp.48-55.