فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۵۲ زمستان ۹۹ سال سیزدهم ـ تاریخ دریافت: ۹۸/۰۳/۰۶ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۷/۰۶ ص ۱۸۸-۲۱۹

رویکرد اقتصاد رفتاری به بازار سرمایه با تأکید بر فرضیه بازار تطبیقی

سید کمال صادقی[۱]
مصطفی رئیسی سرکندیز[۲]
ربابه بهلولی[۳]

چکیده

در این پژوهش به بررسی رفتار و روند قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس دیدگاه اقتصاد رفتاری پرداخته‌شده است. در این راستا فرضیه بازار تطبیقی به‌عنوان جانشین فرضیه کلاسیک بازار کارا مورد تحلیل واقع شده است. برای این منظور از داده‌های شاخص ۵۰ شرکت برتر بورس به‌عنوان نماینده‌ای از کل بازار در دوره زمانی دی‌ماه ۱۳۸۷ تا تیرماه ۱۳۹۷ بر اساس قیمت‌های پایانی روز بهره گرفته شده است. در راستای آزمودن فرضیه بازار تطبیقی، ابتدا به بررسی کارایی بازار با بهره‌گیری از آزمون‌های BDS، شکست ساختاری و ریشه واحد مبادرت ورزیده شده است. افزون بر آن از آزمون نسبت واریانس چندگانه برای آزمون نمودن فرضیه بازار تطبیقی استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که در دوره موردمطالعه، نه‌تنها بازار رفتاری کارا از خود نشان نداده است، بلکه نتایج آزمون BDS نیز رفتار غیرخطی سری زمانی را تأیید نموده است. مضاف بر این آزمون نسبت واریانس چندگانه فرضیه بازار تطبیقی را مورد تأیید قرار داده است. این امر نشان می‌دهد که حداقل در برخی بازه‌های زمانی امکان پیش‌بینی روند قیمت‌ها و کسب بازدهی بیش از بازدهی بازار محقق بوده است. همچنین تصور فعالان بازار به‌عنوان یک مجموعه همگن، که از اصول فرضیه بازار کارا است، برداشتی غیر صحیح می‌باشد.

واژگان کلیدی: رفتار قیمت‌ها در بازار، فرضیه بازار کارا، فرضیه بازار تطبیقی، بورس اوراق بهادار تهران

طبقه‌بندی موضوعی: C12,L10, G14.

---

۱. دانشیار گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز.
۲. کارشناسی ارشد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، (نویسنده مسئول)
Mostafa.raeisi.sarkandiz@gmail.com
۳. دانشجوی دکتری تخصصی اقتصاد مالی، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز

۱- مقدمه

تحلیل بازار سرمایه همواره موردتوجه بخش بزرگی از اقتصاددانان بوده است. مهم‌ترین مبحث در این میان امکان پیش‌بینی روند بازار و قیمت‌های آتی دارایی بوده است. تمامی تئوری‌های مطرح شده در این حوزه اعم از مدل‌های قیمت‌گذاری و تئوری آربیتراژ و نیز مدل‌های بلک-شولز در قیمت‌گذاری مشتقه‌های مالی همواره به دنبال بستری بوده‌اند که بتوانند به بهترین نحو ممکن این قیمت‌ها را در یک چارچوب جامع بیان و تقریر نمایند. سنگ بنای تمام این مدل‌ها بر این فرض استوار است که یک دارایی دارای دو قیمت می‌باشد، یکی قیمتی که در بازار وجود دارد و دیگری قیمتی است که بر اساس عوامل اصلی اقتصادی ایجاد می‌گردد و با نام قیمت بنیادی شناسایی می‌شود. بررسی رابطه بین این دو قیمت همواره برای تحلیل رفتار بازار مورداستفاده اقتصاددانان بوده است (اوپرین و همکاران[4]، ۲۰۱۷). در این میان مکتب اقتصاد رفتاری در مورد دلایل انحرافات قیمتی معتقد است که افراد فعال در بازار هر یک به‌زعم خود دارای دیدگاه متفاوت می‌باشند و تعاریف مختلف با افق‌های متفاوت از بازدهی و سهامداری دارند؛ بنابراین مجموعه فعالین بازار سرمایه، یک مجموعه غیر متجانس است و لذا رفتار بازار می‌تواند در دو موقعیت اقتصادی یکسان، متفاوت باشد. بر این اساس باید بازار را در یک بستر دینامیک مشاهده نمود و لذا عملاً مفهوم مطلق بر اساس دیدگاه‌های سنتی اقتصادی، در بازار سرمایه وجود ندارد. همچنین افراد مختلف تصمیمات معاملاتی خود را عموماً بر اساس مبانی علمی و واقعیات اقتصادی اتخاذ نمی‌نمایند و در اکثر موارد با تکیه‌بر تجربه معاملاتی گذشته خود و بازدهی حاصل شده از آن، انتخاب‌های خود را در راستای تشکیل پرتفوی اتخاذ می‌نمایند (کرن و سنک[5]، ۲۰۱۳). با توجه به این امر، واکنش آنان نسبت به اطلاعات جدید منتشره توسط شرکت‌ها و یا ارگان‌های کلان اقتصادی، متفاوت از یکدیگر خواهد بود. از طرفی دیگر با توجه به اینکه اصل حاکم بر بازار سرمایه، وجود ریسک است و افراد در مواجهه با ریسک، رفتاری متفاوت نشان می‌دهند، لذا تغییرات ریسک می‌تواند رفتار بازار را به‌وضوح تحت تأثیر قرار داده و قیمت‌ها را متأثر نماید. این همان مطلبی است که بنیان تئوری قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را شکل داده است. بر اساس این توضیحات، نیاز است نوع رفتار بازار به‌خوبی درک شود تا بتوان در خصوص آینده آن تا حدودی پیش‌بینی نمود. البته شایان‌ذکر است که هیچ مدلی وجود ندارد که بتواند به‌طور کامل قیمت‌ها را پیش‌بینی نماید زیرا هر مدلی دارای برخی فروض محدودکننده می‌باشد. علاوه بر این، اطلاعات می‌توانند دارای تورش باشند.

---

[4] Oprean *et al.*
[5] Ceren & Cenk

باوجوداین موارد، هنوز تا حدودی امکان پیش‌بینی وجود خواهد داشت؛ بنابراین شناخت رفتار بازار و پدیده‌های منشعب از آن، یکی از مهم‌ترین مباحث باز در حوزه اقتصاد مالی می‌باشد.

نظر به اهمیت شناسایی رفتار بازار، به بررسی برقراری دو نظریه فرضیه بازار کارا و فرضیه بازار تطبیقی در بازار بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از قیمت‌های پایانی روز مربوط به شاخص ۵۰ شرکت برتر برای دوره زمانی دی‌ماه سال ۱۳۸۷ تا تیرماه سال ۱۳۹۷ پرداخته می‌شود. لازم به ذکر است که در راستای بررسی فرضیه بازار کارا و فرضیه بازار تطبیقی و نیز بهره‌گیری از آزمون‌ها و مدل‌های مربوطه، از سری زمانی بازدهی شاخص به‌جای سری زمانی قیمت‌ها استفاده به عمل می‌آید.

با عنایت به مطالب فوق‌الذکر، برای رسیدن به هدف تحقیق حاضر، در بخش دوم به معرفی مبانی تئوریک مربوط به این نظریات پرداخته، سپس در بخش سوم نمونه‌هایی از مطالعات پیشین صورت پذیرفته در این حوزه موردبررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم به معرفی و بررسی توصیفی داده‌های مورداستفاده در تحقیق پرداخته و سعی می‌شود از روی شواهد توصیفی استنباط اولیه در مورد مسئله موردبررسی صورت گیرد. در بخش پنجم توضیحاتی کلی در مورد آزمون‌ها و روش‌های مورداستفاده در تحقیق و علل استفاده از هر یک پرداخته می‌شود. پس از آن، در بخش ششم نتایج حاصل از مطالعه تجربی موردبحث واقع می‌شود. در بخش پایانی مطالب ارائه شده مورد جمع‌بندی قرارگرفته و نتایج مطالعه موردبحث قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری

فرضیات بازار شامل تئوری‌هایی است که رفتار بازار را توضیح می‌دهند (عادل و لامیا[6]، ۲۰۱۲). رفتار بازار عبارت است از روندهایی که قیمت‌های سهام در بازار از آن‌ها پیروی می‌کنند. فرضیات مطرح در خصوص بورس اوراق بهادار که رفتار قیمت‌ها و روند آنان را موردمطالعه قرار داده‌اند شامل سه فرضیه اصلی فرضیه بازار کارا، فرضیه بازار تطبیقی و فرضیه بازار فرکتال می‌باشند که دو فرضیه اخیر در ادامه فرضیه بازار کارا مطرح شده و سعی در تکمیل آن داشته‌اند.

مفهوم کارایی بازار به‌صورت امروزی اولین با توسط فاما[7] (۱۹۶۵) مطرح گردید. بر اساس تحلیل فاما، وقتی بازار کارا باشد، امکان کسب بازدهی بیش از بازدهی بازار امکان‌پذیر نخواهد بود. بعد از

[6] Adel & Lamia
[7] Fama

او تعاریف متعددی برای کارایی ارائه شد اما تمامی آنان بر یک مفهوم مشترک تأکید داشتند که قیمت‌ها می‌توانند اطلاعات مربوط به شرکت‌ها را منعکس نمایند (ایکینز و میشکین[8]، ۲۰۱۷). به‌عبارت‌دیگر قیمت دارایی‌ها اطلاعات بنیادین شرکت‌ها را درون خود نهفته دارند.

فرم ضعیف کارایی بازار بیان می‌دارد که با توجه به سری زمانی تاریخی بازدهی، امکان پیش‌بینی بازدهی دوره بعد وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر بازدهی سهام از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌نماید. در این حالت امکان ایجاد انحراف قیمتی وجود نخواهد داشت زیرا در صورت وجود کوچک‌ترین انحراف قیمتی، آربیتراژکنندگان اقدام به اصلاح آن خواهند نمود و لذا امکان انجام آربیتراژ گسترده وجود نخواهد داشت. نکته مهم آن است که سنگ بنای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، عدم وجود شرایط آربیتراژ گسترده و با بازدهی معنی‌دار است و از این‌رو کارایی بازار اساسی‌ترین فرض در مدل‌های قیمت‌گذاری می‌باشد (پالان[9]، ۲۰۰۴).

پس از وقوع نوسانات شدید در بازار سهام و به تبع آن سقوط قیمت‌های سهام، مبانی فرضیه بازار کارا به چالش کشیده شد. نظریه‌پردازان اقتصاد رفتاری برخلاف پیش‌بینی فرضیه بازار کارا، معتقدند آربیتراژکنندگان همواره در راستای حذف کوچک‌ترین انحرافات حرکت نمی‌نمایند زیرا عملیات آربیتراژ دارای ریسک بوده و لذا دارای محدودیت است (شلایفر[10]، ۲۰۰۰) و این محدودیت بر آربیتراژ[11] می‌تواند سبب گسترش انحرافات شده و لذا بازار را از کارایی خارج کند.

پس از رد شدن فرضیه بازار کارا، عدم وجود یک تئوری که بتواند رفتار بازار را به‌درستی تبیین نماید، احساس می‌شد. در این راستا پیترز[12] (۱۹۹۴) با معرفی فرضیه بازار فرکتال[13] اعلام نمود که بازار از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت نمی‌کند بلکه از یک فرآیند حافظه بلندمدت پیروی می‌نماید. تئوری او مبتنی بر مفاهیم اقتصاد رفتاری بود و بیان می‌داشت که فعالین بازار نسبت به اطلاعات جدید با تأخیر پاسخ می‌دهند (برخلاف فرضیه بازار کارا که فعالین به‌سرعت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند). این رفتار می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد که ازجمله مهم‌ترین آنان می‌توان به انتظار افراد برای کسب اطلاعات تکمیلی جهت انجام معاملات جدید اشاره نمود. مطالعات متعددی این فرضیه را مورد تأیید قرار دادند اما دسته‌ای از مطالعات با بررسی دوره زمانی نسبتاً طولانی به این نتیجه

---

[8] Eakins & Mishkin
[9] Palan
[10] Shleifer
[11] Limits on Arbitrage
[12] Peters
[13] Fractal Market Hypothesis

رسیدند که بازار از یک فرآیند بازگشت به میانگین تبعیت می‌نماید. استدلال آنان این بود که در بلندمدت افراد سریع‌تر از آنچه تئوری فرضیه بازار فرکتال اعلام داشته است، نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهد؛ بنابراین این فرضیه نیز نتوانست به‌درستی رفتار بازار را توضیح دهد. پس‌ازآن لو[14] (۲۰۰۴) فرضیه بازار تطبیقی را ارائه نمود. بر اساس این فرضیه، کارایی بازار یک فرآیند دینامیک بوده که در طول زمان می‌تواند دستخوش تغییر گردد. همچنین این فرضیه بیان می‌دارد که افراد بیش از آنچه از متدهای تحلیلی برای انتخاب سهام و انجام معاملات خود بهره ببرند، بیشتر بر اساس عملکرد گذشته و تجربیات خود اقدام به معامله می‌نمایند. از سوی دیگر با توجه به اینکه افق معاملاتی افراد متفاوت است، واکنش آنان به اطلاعات جدید متفاوت و ناهمگون خواهد بود؛ بنابراین بر اساس شرایط حاکم بر بازار، کارایی تغییر خواهد کرد (سوتریو و سونسون[15]، ۲۰۱۷). با توجه به اینکه لو (۲۰۱۲) بیان داشت که فرضیه بازار کارا یک فرضیه غلط نیست بلکه صرفاً ناقص است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بازار می‌تواند تمامی حالات را به خود گرفته و در دوره‌ای کارا، دوره‌ای فرکتال و یا در دوره‌ای از یک فرآیند بازگشت به میانگین تبعیت نماید.

مکتب مالی رفتاری بیان می‌دارد که با توجه به اینکه ترجیحات افراد با یکدیگر متفاوت است، بنابراین دارای مطلوبیت‌های متفاوتی نیز می‌باشند؛ بنابراین کسب بازدهی از دیدگاه هر فعال اقتصادی متفاوت خواهد بود (کافی[16]، ۲۰۱۳). شاهد عینی بر این گزاره را می‌توان به‌وضوح در بورس اوراق بهادار مشاهده نمود. صندوق‌های سرمایه‌گذاری فعال در بازار هر یک با اهداف مشخصی تشکیل شده‌اند. به‌عنوان مثال صندوق سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت به این منظور تشکیل‌شده است که به سهامداران خود بر اساس میزان سرمایه آنان، درآمدی مشخص در بازه‌های زمانی مشخص پرداخت نماید (این سیستم تا حدودی شبیه به سازوکار بانک است با این تفاوت که بازدهی این صندوق از بازدهی حاصل از حساب‌های بانکی مشابه بیشتر است). از طرف دیگر صندوق‌های مبتنی بر اوراق قرضه نیز موجود است که به سرمایه‌گذاران خود پرتفویی با کم‌ترین ریسک ممکن را ارائه می‌دهد. همچنین صندوق‌های پوشش ریسک بر اساس قوانین حاکم بر بازار سرمایه، امکان ریسک‌پذیری بالاتری داشته و در بسیاری موارد بازدهی‌های بسیار زیادی در مقابل بازدهی شاخص‌های اصلی بازار ارائه می‌نمایند، هرچند که ریسک بالاتری را نیز به سهامداران خود تحمیل می‌نمایند. این موارد نشان می‌دهد که میزان ریسک‌پذیری نیز در افراد به‌شدت متفاوت است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که

[14] Lo
[15] Soteriou and Svensson
[16] Coffie

از دیدگاه مالی رفتاری، برخلاف اصول فرضیه بازار کارا که مبتنی بر همگونی فعالان بازار می‌باشد، بازار از درجه‌ای از ناهمگونی برخوردار است. با این توضیحات، این امکان فراهم می‌شود که بر اساس دیدگاه، افراد در بازه زمانی مشخصی بتوانند بیش از بازدهی بازار را کسب نمایند؛ بنابراین این امکان وجود دارد که بازار در یک دوره زمانی بتواند رفتاری کارا از خود بروز دهد، درحالی‌که در دوره‌ای دیگر رفتاری نامتعارف را از خود نمایان سازد. این مهم همان سنگ بنای فرضیه بازار تطبیقی است (لو، ۲۰۰۴). لذا از این فرضیه می‌توان این‌گونه استنباط نمود که درصورتی‌که بتوان حداقل یک زیر دوره را یافت که رفتار بازار در آن کارا بوده است (حتی درصورتی‌که در کل دوره کارا نبوده باشد)، آنگاه در کل دوره، بازار از فرضیه بازار تطبیقی پیروی نموده است.

۳- پیشینه پژوهش

در این بخش به بررسی نمونه پژوهش‌های خارجی و داخلی صورت گرفته در حوزه شناسایی رفتار بازار بورس، روش‌های استفاده شده برای آزمون و نیز نتایج آن‌ها پرداخته می‌شود.

هوانگ[17] (۲۰۱۹) با به‌کارگیری یک روش پیش‌بینی به بررسی کارایی بازار بورس اوراق بهادار ایالات متحده آمریکا با استفاده از داده‌های روزانه شاخص S&P500 برای ۳۰ سال (۱۹ اکتبر ۱۹۸۸ تا ۱۸ اکتبر ۲۰۱۸) پرداخته است. وی برای این منظور از آزمون دیبولد- ماریانو اصلاح‌شده[18] (MDM) و از مدل گام تصادفی و ARIMA به‌منظور مقایسه عملکرد پیش‌بینی بهره برده است. نتایج پژوهش وی عدم برقراری فرم ضعیف فرضیه بازار کارا و در مقابل تبعیت بازار از فرضیه بازار تطبیقی را تایید نمود.

ترونگ و کوانگ[19] (۲۰۱۹) به بررسی تبعیت دو بازار بورس اوراق بهادار اصلی کشور ویتنام از فرضیه بازار تطبیقی با استفاده از داده‌های شاخص VN و HNX به ترتیب از ژوئن ۲۰۰۵ تا فوریه ۲۰۱۹ و می ۲۰۰۶ تا فوریه ۲۰۱۹ پرداخته‌اند. آن‌ها برای این منظور به اندازه‌گیری رابطه بین بازده جاری و بازده تاریخی با به‌کارگیری آزمون نسبت واریانس خودکار (AVR)، آزمون پوتمنتوی اتوماتیک (AP) و آزمون طیفی تعمیم‌یافته (GS) و همچنین از رویکرد خودرگرسیو متغیر با زمان (TV-AR) مبادرت ورزیده‌اند. نتایج مطالعه آنان مطابقت رفتار دو بازار موردبررسی را با فرضیه بازار تطبیقی تایید می‌کند.

---

[17] Huang
[18] The modified Diebold - Mariano
[19] Trung & Quang

گامفی[20] (۲۰۱۸) با این فرض که اگر بازار در برخی بازه‌ها پیش‌بینی‌پذیر باشد، می‌توان تبعیت آن را از فرضیه بازار تطبیقی نتیجه گرفت، به بررسی بازار بورس غنا با استفاده از دو شاخص GSEALSH و GSEFSII در بازه ۴ ژوئن ۲۰۱۱ تا ۲۸ آگوست ۲۰۱۵ پرداخت. وی برای این منظور از آزمون طیفی تعمیم‌یافته، آزمون خودکار پرتمنتوی باکس- پیرز و آزمون نسبت واریانس با نمونه‌گیری خودکار به روش بوت استرپ استفاده نمود و برای ردیابی قابل پیش‌بینی بودن بازده‌ها در طول زمان در همه آزمون‌های مزبور از رویکرد پنجره غلتان بهره برد. نتایج مطالعه وی نشان داد که رفتار بازار با فرضیه بازار تطبیقی سازگار است و نیز شاخص GSEALSH نسبت به شاخص GSEFSII قابل پیش‌بینی‌تر بوده است.

سوترینو و سونسن[21] (۲۰۱۷) به بررسی فرضیه بازار تطبیقی در بورس اوراق بهادار سوئد در دوره زمانی سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۴ پرداختند. در این تحقیق از روش‌های خطی و غیرخطی برای بررسی این پدیده استفاده‌شده است. نتایج نشان داد که در این دوره زمانی، بازار کارا نبوده است، اما با پیدا کردن زیر بازه‌هایی که در آنان بازار کارا بوده، فرضیه بازار تطبیقی مورد تأیید قرار گرفت.

کیم و همکاران[22] (۲۰۱۱) به بررسی فرضیه بازار تطبیقی و امکان پیش‌بینی بازدهی سهام با بهره‌گیری از شاخص داوجونز[23] در دوره زمانی سال‌های ۱۹۰۰ تا ۲۰۰۹ پرداختند. نتایج، برقراری این فرضیه را تایید نمود. همچنین بررسی‌های آنان نشان داد که پیش‌بینی‌پذیری بازدهی سهام در طول زمان متغیر می‌باشد و عواملی ازجمله بحران‌های مالی و سیاسی می‌تواند آن را به‌شدت تحت تأثیر خود قرار دهد.

باقری (۱۳۹۶) در مطالعه خود در خصوص تعیین رفتار قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار، به بررسی فرضیه بازار کارا و فرضیه بازار تطبیقی مبادرت نمود. وی برای رسیدن به این هدف از مجموعه‌ای از آزمون‌های خطی شامل آزمون بوت استرپ AVR و آزمون پوتمنتوی و آزمون‌های غیرخطی همانند آزمون طیفی تعمیم‌یافته استفاده نمود. نتایج نشان داد که رفتار بازار در دوره‌های مختلف زمانی بین حالت کارایی ضعیف و عدم کارایی متغیر بوده است و بنابراین بازار بورس اوراق بهادار تهران در دوره موردمطالعه از فرضیه بازار تطبیقی پیروی می‌نماید.

علیخانی (۱۳۹۵) در پژوهش خود به مطالعه رفتار بازار بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۴ با بهره‌گیری از آزمون نسبت واریانس، آزمون شکست ساختاری، آزمون اثر ARCH

[20] Gyamfi
[21] Soteriou & Svensson
[22] Kim *et al.*
[23] Dow Jones

و مدل GARCH-M پرداخت. وی همچنین اثر سال نو و ماه محرم را بر عملکرد بازار موردبررسی قرار داد. نتایج نشان داد که در بیشتر موارد کارایی بازار رد شده است و لذا فرضیه بازار تطبیقی به دلیل توانمندی در توضیح روند بازار می‌تواند توضیح‌دهنده بهتری برای رفتار بازار بورس اوراق بهادار تهران باشد.

خواجوی و عبدی طالب (۱۳۹۵) به بررسی رفتار قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ مبادرت ورزیدند. مدل به‌کاررفته در این تحقیق منطبق بر شاخص هارست بوده است که با روش (R/S) به‌دست آمده است. یافته‌های تحقیق آنان نشان داد که رفتار قیمت‌ها از یک فرآیند حافظه بلندمدت تبعیت نموده و لذا فرضیه بازار کارا برقرار نمی‌باشد.

وحدانی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه خود به بررسی دو فرضیه بازار کارا و بازار تطبیقی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. این محققین با برشمردن و تحلیل ایرادات وارده بر فرضیه بازار کارا و نیز ویژگی‌های برجسته فرضیه بازار تطبیقی در قالب یک فرضیه از قلمرو مکتب اقتصاد رفتاری، بدین جمع‌بندی نائل آمدند که این فرضیه می‌تواند جایگزین مناسبی برای فرضیه سنتی بازار کارا باشد.

دانیالی ده حوض و منصوری (۱۳۹۱) به بررسی برقراری فرم ضعیف فرضیه بازار کارا در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. روش مورداستفاده در این تحقیق مبتنی بر آزمون دورها بود. نتایج، عدم‌تأیید فرضیه بازار کارا را نمایان ساخت. آنان همچنین با بررسی عوامل اصلی مؤثر بر کارایی بازار، سیستم اطلاعات بازار را به‌عنوان تأثیرگذارترین عامل بر رفتار بازار دانستند.

عظیمی و همکاران (۱۳۹۱) در بررسی خود با معرفی عوامل ناهنجاری در رفتار بازار سهام، دلایل تضعیف فرضیه بازار کارا را برشمردند. آنان به این جمع‌بندی نائل آمدند که از جمله مهم‌ترین این عوامل می‌توان به اثر تقویمی به‌عنوان یکی از رفتارهای قابل پیش‌بینی در بورس اشاره نمود.

نوربخش و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی قیمت‌های روزانه شاخص ۵۰ شرکت برتر بورس تهران با بهره‌گیری از آزمون‌های کولموگروف- اسمیرنف[۲۴] و دورها در بازه زمانی سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۷ مبادرت ورزیدند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که فرض پیروی قیمت‌ها از فرآیند گام تصادفی رد می‌شود و بنابراین بازار کارا نمی‌باشد.

[24] Kolmogorov- Smirnov

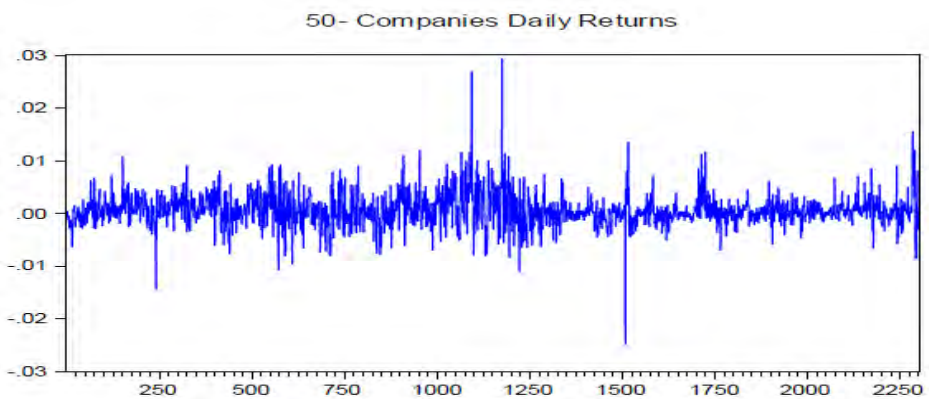
٤- داده‌های تحقیق

داده‌های اولیه مورداستفاده در این تحقیق، قیمت‌های پایانی روز مربوط به شاخص ۵۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی دی‌ماه سال ۱۳۸۷ تا تیرماه سال ۱۳۹۷ است. لازم به ذکر است که در راستای بررسی فرضیه بازار کارا و فرضیه بازار تطبیقی و نیز بهره‌گیری از آزمون‌ها و مدل‌های مربوطه، از سری زمانی بازدهی شاخص به‌جای سری زمانی قیمت‌ها استفاده می‌شود.

جهت بررسی مقدماتی رفتار سری بازدهی‌ها نیاز است که روند رفتار این داده‌ها مورد تحلیل قرار گیرد. نکته مهم در بهره‌گیری از این سری بازدهی به‌جای سری قیمت‌ها آن است که امکان ناهمسانی واریانس را کاهش می‌دهد، هرچند که امکان حذف آن را به‌طور کامل نخواهد داشت. همچنین نوسانات داده‌ها را به حداقل می‌رساند و نیز اثر داده‌های پرت را نیز در تحلیل کاهش می‌دهد.

٤-١- ویژگی‌های توصیفی

روند بازدهی‌های روزانه در نمودار (۱) ترسیم‌شده است.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۱): روند بازدهی‌های روزانه شاخص ۵۰ شرکت برتر

همان‌گونه که این نمودار نشان می‌دهد، در برخی دوره‌ها، نوسان بازدهی‌ها بیش از دیگر دوره‌ها بوده است. همچنین در مجموعه داده‌ها تعدادی داده پرت وجود دارد؛ بنابراین به نظر می‌رسد که داده‌های موردبررسی از یک توزیع مشخص همانند توزیع نرمال تبعیت ننمایند.

جهت بررسی توزیع داده‌ها و نیز ویژگی‌های توصیفی این سری زمانی، از برخی آماره‌های توصیفی در کنار آزمون نرمال بودن داده‌ها بهره گرفته می‌شود. آزمون جارک و برا[25] (۱۹۸۰) آزمونی است که با استفاده از گشتاورهای اول تا چهارم یک سری زمانی، نسبت به نرمال بودن و یا غیر نرمال بودن آن، تصمیم‌گیری می‌نماید. با این مقدمه، ویژگی‌های توصیفی داده‌های موردبررسی و نیز آزمون پیروی این داده‌ها از یک توزیع نرمال در جدول (۱) گزارش‌شده است.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی بازدهی‌ها

آماره‌های توصیفی	
میانگین	۰/۰۰۰۶۱۶
میانه	۰/۰۰۰۳۲۹
انحراف معیار	۰/۰۰۳۰۸۶
کشیدگی	۰/۷۶۷۵۶۷
چولگی	۱۱/۹۳۸۷۵
آماره J-B	۷۸۸۳/۰۴۷
احتمال J-B	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که به‌وضوح از جدول فوق استنباط می‌گردد، کشیدگی و چولگی توزیع داده‌ها از توزیع نرمال بیشتر بوده و مقدار میانگین از میانه بزرگ‌تر است. از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت که سری دارای کشیدگی ناپارامتریک می‌باشد. همچنین نتایج آزمون جارک- برا در سطح معنی‌داری ۵ درصد، پیروی داده‌ها از توزیع نرمال را رد می‌کند، این نتیجه می‌تواند به‌عنوان نشانه‌ای از عدم کارایی بازار تعبیر شود اما نیل به این مهم نیازمند بررسی‌های دقیق می‌باشد که در ادامه به آن پرداخته خواهد شد.

۵- روش‌شناسی

این بخش به بررسی و معرفی آزمون‌هایی می‌پردازد که در بررسی رفتار بازار در قالب فرضیات بازار کارا و تطبیقی به‌کار برده می‌شوند.

[25] Jarque & Bera

۵-۱- آزمون دورها

آزمون دورها به‌عنوان یک آزمون ناپارامتریک جهت تعیین ویژگی توزیعی داده‌ها، اولین بار توسط ولفوویتز و والد[۲۶] (۱۹۴۰) ارائه گردید. فرض صفر این آزمون بیان می‌دارد که داده‌های موردبررسی به‌صورت تصادفی توزیع شده‌اند. در این آزمون یک آماره توصیفی مرجع (میانگین و یا میانه) انتخاب شده و تمامی داده‌های موجود در سری، بر اساس این آماره مشخص، دسته‌بندی می‌گردند به‌نحوی‌که مقادیر کم‌تر از آن، علامت منفی و مقادیر بزرگ‌تر علامت مثبت اختیار می‌نمایند. مقادیر مساوی با شاخص نیز از مجموعه داده‌ها حذف می‌گردند. تعداد تغییر علامت‌ها از یک مقدار مثبت به یک مقدار منفی و یا بالعکس را یک دور می‌نامند. این آزمون تعداد دورهای موجود در سری را با تعداد دورهای انتظاری مقایسه نموده و نسبت به تصادفی بودن داده‌ها تصمیم‌گیری می‌نماید. از این‌رو می‌توان نوشت:

$$\bar{R} = \left(\frac{2n_1n_2}{n_1+n_2}\right) + 1 \qquad (۱)$$

$$S^2 = \frac{2n_1n_2(2n_1n_2-n_1-n_2)}{(n_1+n_2)^2(n_1+n_2-1)} + 1 \qquad (۲)$$

به‌نحوی‌که $\bar{R}$ تعداد دورهای انتظاری، S^2 انحراف معیار دورهای انتظاری و n_1 و n_2 به ترتیب نشان‌دهنده تعداد علامت‌های مثبت و منفی در سری دسته‌بندی شده است. حال اگر تعداد دورهای موجود در سری با R نمایش داده شود، آماره این آزمون به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$$Z = \frac{R-\bar{R}}{S} \qquad (۳)$$

نکته مهم آن است که رد شدن فرض صفر آزمون هیچ‌گونه اطلاعاتی از نوع رفتار داده‌ها را نمایان نمی‌نماید و صرفاً می‌توان نتیجه گرفت که داده‌ها IID.[۲۷] نیستند. کاربرد این آزمون در بررسی فرضیه بازار کارا بدین گونه است که اگر فرض صفر این آزمون در بررسی سری زمانی بازدهی‌ها رد شود، احتمال عدم برقراری این فرضیه در بازار، بسیار بالا خواهد بود. بااین‌حال نمی‌توان تنها با تکیه بر نتایج این آزمون، نسبت به برقراری و یا عدم برقراری این فرضیه تصمیم گرفت.

۵-۲- آزمون BDS

برای برقراری فرضیه بازار کارا، سری زمانی بازدهی‌ها باید دارایی ریشه واحد باشد. به‌منظور بررسی این موضوع، باید از چند آزمون آماری بهره گرفت، ولی نکته مهمی که در مقاله مشهور پرون[۲۸] (۱۹۸۹) اشاره شده است، آن است که وجود شکست ساختاری[۲۹] در داده‌ها، با افزایش خطای نوع

[26] Wolfowitz & Wald
[27] Independent and Identical Distribution
[28] Perron
[29] Structural Break

اول[۳۰]، تمایل آزمون به رد فرض صفر را حتی در صورت صحیح بودن آن، افزایش می‌دهد و بنابراین قدرت این دسته از آزمون‌ها در حضور شکست ساختاری، به‌شدت کاهش می‌یابد. با توجه به این امر بایستی در گام اول وجود شکست ساختاری در سری بازدهی‌ها آزمون گردد و در صورت تایید وجود شکست در سری، نسبت به تعیین نقاط شکست اقدام شود. یکی از آزمون‌های آماری که در این خصوص می‌تواند راهگشا باشد، آزمون بروک و همکاران[۳۱] (۱۹۹۶) است که به BDS مشهور می‌باشد. هسیه[۳۲] (۱۹۹۱) در مطالعه خود به این نتیجه رسید که رد شدن فرض صفر این آزمون می‌تواند به دلایل مختلفی از جمله شکست ساختاری و یا اثر آرچ[۳۳] در داده‌ها باشد.

ایده اصلی آزمون BDS مبتنی بر انتگرال همبستگی[۳۴] است که الگوهای موقتی نوسانی را که در طول دوره در روند داده‌ها دیده می‌شود، اندازه‌گیری می‌کند. فرض کنید x_t یک سری زمانی با حجم داده T باشد. تاریخچه m دوره‌ای[۳۵] این سری به‌صورت $x_t^m = (x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-m+1})$ تعریف می‌شود. انتگرال همبستگی با بعد m به‌صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$C_{m,\varepsilon} = \frac{2}{T_m(T_m-1)} \sum\sum_{m<s<t\leq T} I(x_t^m, x_s^m; \varepsilon) \qquad (۴)$$

به قسمی که $T_m = T - m + 1$ و $I(x_t^m, x_s^m; \varepsilon)$ یک تابع اندیکاتور[۳۶] است به‌نحوی‌که:

$$I(x_t^m, x_s^m; \varepsilon) = \begin{cases} 1 & |x_{t-i} - x_{s-i}| < \varepsilon \text{ for } i = 0, 1, \dots, m-1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \qquad (۵)$$

انتگرال همبستگی درواقع احتمال این‌که فاصله دو نقطه m بعدی کم‌تر از ε باشد را تخمین می‌زند. به‌عبارت‌دیگر احتمال مشترک زیر را تخمین می‌زند:

$$\Pr(|x_t - x_s| < \varepsilon, |x_{t-1} - x_{s-1}| < \varepsilon, \dots, |x_{t-m+1} - x_{s-m+1}| < \varepsilon) \qquad (۶)$$

اگر x_t، IID باشد این احتمال در حالت حدی برابر خواهد بود با:

$$C_{1,\varepsilon}^m = \Pr(|x_t - x_s| < \varepsilon)^m \qquad (۷)$$

بروک و همکاران (۱۹۹۶) بر این اساس آماره BDS را به‌صورت زیر تعریف نمودند:

---

[30] Type I Error
[31] Brock *et al.*
[32] Hsieh
[33] ARCH Effect
[34] Correlation Integral
[35] M - History
[36] Indicator Function

$$V_{m,\varepsilon} = \sqrt{T}\frac{C_{m,\varepsilon} - C_{1,\varepsilon}^{m}}{S_{m,\varepsilon}} \qquad (۸)$$

به‌نحوی‌که $S_{m,\varepsilon}$ انحراف معیار استاندارد $\sqrt{T}(C_{m,\varepsilon} - C_{1,\varepsilon}^{m})$ می‌باشد. این آماره همگرا در توزیع[۳۷] به توزیع نرمال استاندارد است:

$$V_{m,\varepsilon} \xrightarrow{D} N(0,1) \qquad (۹)$$

این آزمون برای داده‌های بیش از ۵۰۰ عدد، m کم‌تر یا مساوی ۵ و ε بین ۰٫۵ تا دو برابر انحراف معیار داده‌ها، آزمون قدرتمندی می‌باشد.

۵-۳- آزمون بای و پرون

آزمون بای و پرون یک روش جهت تخمین رگرسیون خطی با وجود شکست ساختاری ارائه می‌کند. فرض کنید y_t متغیر وابسته بوده که توسط برداری از متغیرهای مستقل X_t، توضیح داده می‌شود؛ اما در این رابطه، q نقطه شکست ناشناخته وجود دارد. این روابط را به‌صورت زیر می‌توان تعریف نمود:

$$\begin{aligned}
&y_\tau = \acute{\beta}_1 X_{\tau-1} + u_\tau \quad , \qquad \tau = 1,2,\dots,T_1 \\
&y_\tau = \acute{\beta}_2 X_{\tau-1} + u_\tau \quad , \qquad \tau = T_1+1,\dots,T_2 \\
&\vdots \\
&y_\tau = \acute{\beta}_{q+1} X_{\tau-1} + u_\tau \quad , \ \tau = T_q+1,\dots,T
\end{aligned} \qquad (۱۰)$$

به قسمی که رابطه $T_1 < T_2 < \cdots < T_q < T$ برقرار است. این روش به‌طور هم‌زمان تخمینی پایدار از $(T_1, T_2, \dots, T_q)$ و $(\acute{\beta}_1, \acute{\beta}_2, \dots, \acute{\beta}_{q+1})$ ارائه می‌دهد. در این تکنیک سه روش جهت تعیین نقاط شکست ساختاری وجود دارد که روش به‌کار رفته در این تحقیق بر اساس آزمون $q+1$ نقطه شکست در مقابل q نقطه شکست، استوار است. در این روش، ابتدا فرض می‌شود که هیچ نقطه شکستی وجود ندارد و مدل با روش OLS[۳۸] تخمین زده شده و پایداری ضرایب آزمون می‌گردد. در گام بعد فرض می‌شود که یک نقطه شکست وجود دارد و بر اساس این نقطه، بازه به دو زیر بازه تقسیم می‌شود و در هر زیر بازه مجدداً ضرایب تخمین زده می‌شوند. بررسی فرض صفر آزمون که نشان‌دهنده عدم وجود نقطه شکست اضافی می‌باشد، توسط آماره شرطی فیشر[۳۹] $F_T(q+1|q)$ انجام می‌گیرد. فرآیند اضافه نمودن نقاط شکست تا زمانی ادامه می‌یابد که فرض صفر آزمون پذیرفته شود. در این راستا اگر $S_T(T_1, T_2, \dots, T_q)$ نشان‌دهنده مجموع مربعات باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل

[37] Convergence in Distribution
[38] Ordinary Least Square
[39] Conditional Fisher Statistic

به تفکیک زیر بازه‌های حاصل از شکست باشد، در این صورت برای تخمین نقاط شکست می‌توان از رابطه شماره (۱۱) استفاده نمود:

$$\left(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_q\right) = \arg \min_{T_1, T_2, \dots, T_q} S_T\left(T_1, T_2, \dots, T_q\right) \quad (۱۱)$$

بنابراین برای محاسبه آماره شرطی فیشر رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$F_T(q+1|q) = \left\{S_T\left(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_q\right) - \min_{1 \le i \le q+1} \inf_{\tau \in \Lambda_{i,\eta}} S_T\left(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_q\right)\right\} \Big/ \hat{\sigma}^2 \quad (۱۲)$$

به قسمی که:

$$\Lambda_{i,\eta} = \{\tau;\ \hat{T}_{i-1} + \eta(\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1}) \le \tau \le \hat{T}_i - \eta(\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\} \quad (۱۳)$$

که در آن $\hat{\sigma}^2$ تخمینی پایدار از σ^2 تحت فرض صفر آزمون می‌باشد. بای و پرون (۱۹۹۸، ۲۰۰۳) مقادیر بحرانی آماره شرطی فیشر را برای مقادیر مختلف q و برای حالت ایده‌آل $\eta = 0.5$ محاسبه نموده‌اند.

۵-٤- آزمون‌های ریشه واحد

در این بخش به معرفی چند آزمون پرکاربرد در خصوص بررسی وجود ریشه واحد در داده‌ها و یا ایستا بودن آنان، پرداخته می‌شود.

۵-٤-۱- آزمون ADF

این آزمون یک آزمون پارامتریک است که پیرو آزمون دیکی و فولر[40] (۱۹۷۹) و جهت رفع برخی از ایرادات وارده به آن، در مقاله دیکی و فولر (۱۹۸۱) ارائه گردید.

اگر y_t سری زمانی موردنظر باشد، آنگاه رگرسیون تعمیم‌یافته دیکی- فولر معروف به ADF[41]، به شرح زیر برآورد می‌گردد:

$$\Delta y_t = \acute{\psi} Z_t + (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱۴)$$

به قسمی که Z_t جزء قطعی مدل بوده و در زمان بررسی ایستایی در سطح[42]، شامل جزء ثابت می‌باشد، حال‌آنکه در بررسی ایستایی در روند[43]، شامل روند قطعی نیز می‌باشد. این آزمون بر اساس

[40] Dickey & Fuller
[41] Augmented Dickey & Fuller
[42] Level Stationary
[43] Trend Stationary

تحلیل آماری مبتنی بر آماره t بر روی $(\rho - 1)$ است. علاوه بر این تفاضل‌گیری‌های وقفه‌ای برای اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی[۴۴] در جزء خطای مدل وارد شده است. مقادیر بحرانی این آزمون متفاوت از مقادیر جدول توزیع t استیودنت بوده و در مقاله مک‌کینون[۴۵] (۱۹۹۱) ارائه شده است.

این آزمون دارای برخی نقاط ضعف می‌باشد. اول آنکه این آزمون یک آزمون چپ دنباله[۴۶] بوده که $(\rho - 1) = 0$ را در مقابل $(\rho - 1) < 0$ آزمون می‌نماید؛ بنابراین رد شدن فرض صفر آزمون، الزاماً نشان‌دهنده ایستا بودن سری زمانی موردنظر نخواهد بود (گرین[۴۷]، ۲۰۱۲، ص ۹۹۴). ایراد دوم به نحوه انتخاب وقفه بهینه آزمون بازمی‌گردد. ان جی و پرون[۴۸] (۲۰۰۱) در تحلیل خود نشان دادند که هرگاه خودهمبستگی داده‌ها منفی باشد، معیارهای اطلاعاتی آکائیک[۴۹](۱۹۷۳) و بیزین[۵۰] دارای تورش به سمت پایین بوده و لذا وقفه مناسب آزمون را کم‌تر از وقفه بهینه اختیار می‌نمایند؛ بنابراین این آزمون نیازمند آن است که نحوه انتخاب وقفه مناسب، تغییر نماید. در این مطالعه از معیار تصحیح‌شده آکائیک برای انتخاب وقفه بهینه که توسط ان جی و پرون (۲۰۰۱) معرفی گردید، استفاده شده است. در ادامه آزمون ریشه واحد الیوت و همکاران (۱۹۹۶) معروف به DF-GLS معرفی می‌گردد.

۵-٤-۲- آزمون DF-GLS

این آزمون یک مدل اصلاح‌شده از آزمون ADF می‌باشد. این آزمون برای هر سری زمانی دلخواه $\{x_t\}_1^T$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\left(x_0^{\bar{\alpha}}, x_t^{\bar{\alpha}}\right) = (x_0, (1 - \bar{\alpha}L)x_t) \qquad (۱۵)$$

به قسمی که L عملگر وقفه بوده و $\bar{\alpha} = 1 + \frac{\bar{c}}{T}$ است. این آزمون همانند آزمون ADF مبتنی بر معنی‌داری آماره t برای ضریب $(\rho - 1)$ در رگرسیون ADF است، با این تغییر که به‌جای بهره‌گیری از سری زمانی اصلی، سری زمانی روند زدایی شده[۵۱] آن‌که به شرح زیر حاصل می‌شود، مورداستفاده قرار می‌گیرد:

---

44 Serial Correlation
45 MacKinnon
46 Left Tailed
47 Greene
48 Ng & Perron
49 Akaike
50 Bayesian
51 Detrended

$$\Delta\tilde{y}_t = (\rho - 1)\tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{k}\gamma_j\Delta\tilde{y}_{t-j} + \varepsilon_t \ , \tilde{y}_t = y_t - \hat{\psi}z_t \qquad (۱۶)$$

به‌نحوی‌که $\hat{\psi}$، عبارت زیر را مینیمم می‌نماید:

$$\delta(\bar{\alpha}, \psi) = \left(y^{\bar{\alpha}} - \psi z^{\bar{\alpha}}\right)'\left(y^{\bar{\alpha}} - \psi z^{\bar{\alpha}}\right) \qquad (۱۷)$$

الیوت و همکاران (۱۹۹۶) پیشنهاد دادند که بررسی ایستایی در سطح، $\bar{C} = -7.0$ در نظر گرفته شود و برای ایستایی با روند زمانی قطعی، $\bar{C} = -13.5$ لحاظ گردد. همچنین مقادیر بحرانی این آزمون در همان مقاله ارائه شده است. نکته مهم آن است که ایرادات وارده به آزمون ADF در خصوص انتخاب وقفه بهینه، به این آزمون نیز وارد است. بااین‌حال در مطالعه شبیه‌سازی که وو[52] (۲۰۱۰) در خصوص قدرت آزمون‌های ریشه واحد انجام داد، نشان داد که این آزمون قدرت بیشتری در قیاس با آزمون ADF دارد؛ بنابراین با توجه به این موضوع، در نتیجه‌گیری در خصوص رفتار سری زمانی، اولویت با آزمون DF-GLS خواهد بود.

۵-٤-۳- آزمون KPSS

با توجه به آنچه بیان گردید، آزمون‌های ADF و DF-GLS آزمون‌های یک‌طرفه بوده و فرض مقابل آنان نشان‌دهنده ایستایی سری زمانی نمی‌باشد. در این راستا دجونگ و همکاران[53] (۱۹۸۹) در مطالعه خود نشان دادند که آزمون دیکی- فولر هنگامی‌که ریشه نزدیک به واحد باشد، عملکرد ضعیفی خواهد داشت، به‌طوری‌که نمی‌توان فرض صفر را رد نمود. همچنین دیابولد و رودبوش[54] (۱۹۹۱) نشان دادند که این آزمون در زمان وجود ریشه کسری[55]، قدرت تشخیصی خود را به‌شدت از دست می‌دهد. در این راستا کیاتکوفسکی و همکاران[56] (۱۹۹۲) آزمون معروف به KPSS را معرفی نمودند که فرض صفر آن برعکس دیگر آزمون‌ها، ایستایی سری را موردمطالعه قرار می‌دهد.

اگر y_t سری زمانی باشد که بایستی ایستا بودن آن موردبررسی قرار گیرد، ابتدا باید سری موردنظر را به جزء قطعی، جزء فرآیند گام تصادفی و یک جزء خطای ایستا تجزیه نمود:

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad , \ \varepsilon_t \sim I(0) \qquad (۱۸)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad , \ u_t \sim iid\ (0, \sigma_u^2) \qquad (۱۹)$$

---

52 Wu
53 DeJong *et al.*
54 Diebold & Rudebusch
55 Fractional Root
56 Kwiatkowski *et al.*

اگر $\xi = 0$ باشد، سری در سطح موردبررسی قرار می‌گیرد ولی در غیر این صورت ایستایی در روند موردبررسی قرار خواهد گرفت. برای محاسبه آماره آزمون به روش زیر عمل می‌گردد:

اگر $\{e_t\}_1^T$ باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون y_t بر روی یک جزء ثابت و روند زمانی قطعی و $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ تخمینی از تغییرات خطاهای این رگرسیون باشد (مجموع مربع باقیمانده‌ها تقسیم بر تعداد داده-ها)، آنگاه فرآیند مجموع جزئی[۵۷] باقیمانده‌ها به شرح زیر قابل تعریف است:

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} e_i \quad , \ t = 1,2, \dots, T. \qquad (۲۰)$$

همچنین آماره ضریب لاگرانژ[۵۸] برای این آزمون به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$$LM = \sum_{t=1}^{T} \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \qquad (۲۱)$$

این آزمون یک آزمون یک‌طرفه است که مقادیر بحرانی آن در مقاله اصلی ارائه شده است. لازم به ذکر است که برای بررسی ایستایی در سطح، y_t صرفاً روی یک جزء ثابت رگرس می‌شود.

۵-۵- آزمون نسبت واریانس

این آزمون یک آزمون پارامتریک می‌باشد که فرض صفر آن پیروی سری زمانی از یک فرآیند مارتینگل است. عموماً این آزمون برای بررسی وجود ریشه واحد در یک سری زمانی استفاده می‌شود و به دو صورت تکی و چندگانه انجام می‌پذیرد که در ادامه به تشریح آنان پرداخته می‌شود.

۵-۵-۱- آزمون نسبت واریانس تکی

آزمون نسبت واریانس[۵۹] به فرم تک دوره‌ای[۶۰]، اولین بار توسط لو و مکینلی[۶۱] (۱۹۸۸) ارائه گردید. این آزمون شامل دو آماره است که با توجه به همسانی و یا عدم همسانی واریانس[۶۲] از آنان بهره گرفته می‌شود. برای این منظور اگر سری زمانی y_t به‌صورت $x_t = y_t - y_{t-1}$ در نظر گرفته شود، نسبت واریانس برای گامی به اندازه k به شرح زیر به دست می‌آید:

$$V(k) = \frac{V(x_t + x_{t-1} + \cdots + x_{t-k+1}) / k}{V(x_t)} = \frac{V(y_t - y_{t-k}) / k}{V(y_t - y_{t-1})} \qquad (۲۲)$$

---

57 Partial Sum Process
58 Lagrange Multiplier Statistic
59 Variance Ratio
60 Individual
61 Lo & Mackinlay
62 Homoscedasticity and Heteroscedasticity

اگر سری زمانی دارای خودهمبستگی در طول زمان باشد، آنگاه باید رابطه $V(k) = 1$ صادق باشد، بر این اساس دو آماره پیشنهادی برای این آزمون به شرح زیر محاسبه می‌گردند:

$$M_1(k) = \frac{V(x;k)-1}{\phi(k)^{\frac{1}{2}}} \quad (۲۳)$$

$$M_2(k) = \frac{V(x;k)-1}{\phi^*(k)^{\frac{1}{2}}} \quad (۲۴)$$

به قسمی که:

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \quad (۲۵)$$

$$\phi^*(k) = \sum_{j=1}^{k-1}\left(\frac{2(k-j)}{k}\right)^2 \delta(j) \quad (۲۶)$$

$$\delta(j) = \left\{\sum_{t=j+1}^{T}(x_t - \hat{\mu})^2(x_{t-j} - \hat{\mu})^2\right\} \div \left\{\left[\sum_{t=1}^{T}(x_t - \hat{\mu})^2\right]^2\right\} \quad (۲۷)$$

در عبارات فوق، K تعداد دوره، T حجم نمونه و $\hat{\mu}$ تخمینی از میانگین x_t می‌باشد. از آماره $M_2(k)$ در زمان وجود ناهمسانی واریانس استفاده می‌شود. تحت فرض صفر وجود خودهمبستگی یا ریشه واحد، آماره‌های فوق از توزیع نرمال استاندارد، Z، پیروی می‌نمایند.

۵-۵-۲- آزمون نسبت واریانس چندگانه

در راستای ارتقای آزمون نسبت واریانس تکی، چو و دنینگ[۶۳] (۱۹۹۳) آزمون نسبت واریانس چندگانه[۶۴] را به شرح زیر ارائه نمودند:

ابتدا با بهره‌گیری از آزمون تکی نسبت واریانس، مقدار آماره برای چند گام به دست می‌آید. برای یک بردار شامل m آماره آزمون، اگر یکی از مقادیر محاسبه شده به‌طور معنی‌داری از یک متفاوت باشد، فرضیه گام تصادفی رد خواهد شد. برای محاسبه آماره آزمون تحت فرض صفر مشترک، از رابطه شماره (۲۹) استفاده می‌گردد:

$$MV_1 = \sqrt{T}\max_{1\le i\le m}|M_1(k_i)| \quad (۲۸)$$

تحت فرض صفر، آماره این آزمون از توزیع ماکزیمم مودول استیودنت شده[۶۵] (SMM) با m و T درجه آزادی پیروی می‌نماید. همچنین در شرایط وجود اثر آرچ، از آماره MV_2 که دقیقاً به روشی مشابه بر اساس آماره $M_2(k_i)$ به دست می‌آید، بهره گرفته می‌شود.

---

[63] Chow & Denning
[64] Multiple Variance Ratio
[۶۵] Studentized Maximum Modulus Distribution

٦- یافته‌های تحقیق

در این بخش با استفاده از آزمون‌های معرفی شده در بخش پیشین و نیز بهره‌گیری از داده‌های بازدهی مستخرج از قیمت‌های پایانی روز مربوط به شاخص ۵۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی دی‌ماه سال ۱۳۸۷ تا تیرماه سال ۱۳۹۷ به بررسی برقراری فرضیه بازار کارا و فرضیه بازار تطبیقی در بازار مذکور پرداخته و نتایج موردبحث و بررسی قرار می‌گیرد.

٦-١- آزمون‌های مقدماتی

ابتدا آزمون دورها بر روی داده‌ها انجام می‌پذیرد که نتایج این آزمون به شرح جدول (۲) گزارش شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون دورها

احتمال	آماره Z	n_2	n_1	تعداد دورها	مبنای آزمون
۰/۰۰۰۰	-۱۶/۷۴۴	۱۰۰۷	۱۲۹۳	۷۳۸	۰/۰۰۰۶۱۶۱۱۷*

*نشان‌دهنده میانگین داده‌ها است.

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۵ درصد، فرض صفر آزمون رد می‌شود. درنتیجه توزیع داده‌ها تصادفی نبوده و این می‌تواند یکی دیگر از نشانه‌های عدم کارایی بازار باشد، ولی بااین‌حال برای رسیدن به نتیجه‌ای قابل اتکا لازم است بررسی‌های بیشتری صورت پذیرد.

در ادامه به جهت رد شدن فرض صفر آزمون دورها و اینکه بر اساس روند داده‌ها که در قبل موردبحث قرار گرفت، ممکن است شواهدی از شکست ساختاری در داده‌ها وجود داشته باشد، برای اطمینان بیشتر از این مهم از آزمون BDS استفاده شده است. نتایج این آزمون به شرح جدول (۳) می‌باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون BDS

احتمال	آماره Z	انحراف استاندارد	آماره BDS	بعد
۰/۰۰۰۰	۲۵/۵۸۰۱	۰/۰۰۲۰	۰/۰۵۳۴	۲
۰/۰۰۰۰	۲۹/۰۳۰۴	۰/۰۰۲۸	۰/۰۸۳۴	۳
۰/۰۰۰۰	۳۲/۴۶۳۸	۰/۰۰۲۹	۰/۰۹۶۲	۴
۰/۰۰۰۰	۳۶/۶۷۸۴	۰/۰۰۲۶	۰/۰۹۸۲	۵

ε در این آزمون یک برابر انحراف معیار در نظر گرفته شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول فوق در سطح معنی‌داری ۵ درصد، فرض صفر آزمون رد می‌شود؛ بنابراین امکان شکست ساختاری و یا وجود اثر آرچ در داده‌ها، محتمل می‌باشد که این امر ضرورت آزمون شکست ساختاری را بیشتر می‌نماید. نتایج آزمون بای و پرون که برای آزمودن وجود شکست در داده‌هاست، به شرح جدول (۴) گزارش شده است.

جدول (۴): نتایج آزمون شکست ساختاری

نوع آزمون شکست ساختاری: بای و پرون، آزمون L نقطه شکست در مقابل $L+1$ نقطه، تعیین نقاط شکست به‌صورت هم‌زمان			
انتخاب شکست: اصلاح نمونه با ۱۵٪، سطح معنی‌داری ۰,۰۵			
نقاط شکست: ۸۵۹، ۱۲۰۵، ۲۳۰۰			
ماتریس کوواریانس پایدار در مقابل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی (کرنل بارتلت، پهنای باند ثابت، بر اساس نیویی- وست ۹)			
متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
بازه داده‌ها ۸۵۹-۱			
C	۰/۰۰۰۶۰۳	۳/۹۱۱۰۰۸	۰/۰۰۰۱
بازه داده‌ها ۱۲۰۵-۸۶۰			
C	۰/۰۰۲۰۰۷	۵/۶۱۵۲۷۳	۰/۰۰۰۰
بازه داده‌ها ۱۶۹۴-۱۲۰۶			
C	-۰/۰۰۰۲۶۳	-۱/۶۸۱۶۷۲	۰/۰۹۲۸
بازه داده‌ها ۲۳۰۰-۱۶۹۵			
C	۰/۰۰۰۵۵۱	۰/۰۰۰۱۵۸	۰/۰۰۰۵

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون شکست ساختاری نشان می‌دهد که سری زمانی دارای ۳ نقطه شکست است، لذا بر اساس این نقاط، کل دوره موردمطالعه به ۴ زیر دوره افراز می‌شود. وجود این نقاط شکست می‌تواند ناشی از دلایل متعددی باشد که از مهم‌ترین آنان می‌توان به انجام طرح هدفمندسازی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹، اوج‌گیری تحریم‌های بین‌المللی در سال ۱۳۹۱ و امضای توافق بین‌المللی برجام اشاره نمود. البته نباید دور از نظر داشت که اقدامات صورت پذیرفته در خصوص پیاده‌سازی سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی جهت کوچک‌سازی دولت و به تبع آن واگذاری سهام دولت در شرکت‌های تحت مالکیت خود به بخش خصوصی و عمومی، تأثیرات مهمی بر عملکرد بورس اوراق بهادار تهران داشته

است، زیرا سهام بخشی از شرکت‌های بزرگ دولتی همانند پتروشیمی‌ها به‌صورت عرضه اولیه در بورس ارائه شدند و عملاً باعث افزایش ارزش بازار شدند. شایان‌ذکر است که بررسی تفضیلی تأثیر هر یک از این تحولات بر بورس از حوزه مطالعه حال حاضر خارج بوده و در این مجال به همین تحلیل اولیه بسنده می‌گردد. پس از این بررسی‌ها، جهت آزمودن وجود ریشه واحد در سری زمانی، نیاز است که آزمون‌های مربوطه در هر زیر بازه به‌صورت جداگانه انجام شوند.

٦-۲- آزمون‌های ریشه واحد

در این بخش آزمون‌های ریشه واحد و ایستایی سری زمانی به انضمام آزمون‌های جانبی موردنیاز به تفکیک زیر دوره‌های حاصل شده از آزمون شکست ساختاری، بر روی سری زمانی بازدهی‌ها انجام شده است. همچنین به جهت اطمینان بیشتر در تحلیل، آزمون نسبت واریانس با لحاظ اثر آرچ صورت گرفته است. نکته مهم این آزمون آن است که در صورت همسانی واریانس نیز این آزمون مجدداً کارا خواهد بود.

دوره زمانی اول

این دوره زمانی شامل داده‌های معاملاتی مربوط به دوره زمانی یکم دی‌ماه ۱۳۸۷ تا نوزدهم تیرماه ۱۳۹۱ است. نتایج آزمون‌های ADF، DF-GLS و KPSS برای دو حالت وجود جزء ثابت و وجود روند زمانی قطعی به انضمام جزء ثابت، به شرح جدول (۵) می‌باشد.

جدول (۵): نتایج آزمون‌های ریشه واحد / دوره زمانی اول

	جزء ثابت		جزء ثابت و روند	
	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
ADF	-۴/۵۷	-۲/۸۶	-۴/۷۲	-۳/۴۱
DF-GLS	-۴/۴۴	-۱/۹۴	-۴/۴۴	-۲/۸۹
KPSS	۰/۳۱	۰/۴۶	۰/۲۱	۰/۱۴

مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد ارائه شده است./ منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق، در هر دو حالت جزء ثابت و جزء ثابت با وجود روند، آزمون‌های ADF و DF-GLS وجود ریشه واحد را رد می‌کنند. همچنین آزمون KPSS برای حالت اول ایستا بودن سری زمانی را تایید و برای حالت دوم رد می‌کند. بر این اساس می‌توان استنباط نمود که در دوره موردنظر سری زمانی ایستا بوده است.

برای حصول اطمینان بیشتر در نتیجه‌گیری، آزمون نسبت واریانس مورداستفاده قرار می‌گیرد که نتایج آزمون نسبت واریانس چندگانه در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول (۶): نتایج آزمون نسبت واریانس چندگانه / دوره زمانی اول

احتمال	درجه آزادی	آماره	آزمون مشترک
۰/۰۰۰۰	۸۵۸	۷/۳۷۲۶	حداکثر $\|Z\|$ (در گام ۴)

گام‌های آزمون برابر با: ۲، ۴، ۸ و ۱۶ در نظر گرفته شده است./ منبع: محاسبات تحقیق

از جدول فوق به‌وضوح نیز می‌توان نتیجه گرفت که در سطح معنی‌داری ۵ درصد، فرض صفر آزمون رد شده است و بنابراین سری زمانی در این دوره فاقد ریشه واحد می‌باشد. این بدان معنا است که در این دوره زمانی فعالان بازار نسبت به جریان اطلاعات جدید شرکت‌ها بی‌تفاوت بوده، لذا امکان پیش‌بینی بازدهی سهام برای آنان به‌طور کامل وجود داشته است. البته نباید دور از ذهن داشت که امکان پیش‌بینی‌پذیری به این معنا نیست که همگی فعالان بازار به‌درستی امکان پیش‌بینی روند بازار را داشته‌اند؛ اما می‌توان اعلام داشت که فعالان تخصصی بازار همانند معامله‌گران سازمانی، توان این پیش‌بینی را داشته و با احتمال بالا از آن موقعیت بهره برده‌اند.

دوره زمانی دوم

این دوره زمانی شامل داده‌های معاملاتی مربوط به دوره زمانی بیستم تیرماه ۱۳۹۱ تا بیست و چهارم آذرماه ۱۳۹۲ می‌باشد. نتایج آزمون‌های ADF، DF-GLS و KPSS برای دو حالت وجود جزء ثابت و برای حالت وجود روند زمانی قطعی به انضمام جزء ثابت، به شرح جدول (۷) گزارش شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون‌های ریشه واحد / دوره زمانی دوم

	جزء ثابت		جزء ثابت و روند	
	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
ADF	-۳/۷۲	-۲/۸۷	-۷/۴۲	-۳/۴۲
DF-GLS	-۲/۶۴	-۱/۹۴	-۳/۱۳	-۲/۹۰
KPSS	۰/۵۳	۰/۴۶	۰/۰۵	۰/۱۴

مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد ارائه شده است. / منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که نتایج جدول فوق نمایان می‌سازد، در سطح معنی‌داری ۵ درصد، فرض صفر آزمون‌های ADF و DF-GLS در هر دو حالت وجود جزء ثابت و وجود روند زمانی قطعی، رد می‌شود؛ بنابراین سری زمانی فاقد ریشه واحد است. فرض صفر آزمون KPSS در حضور روند زمانی تأیید شده است اما این فرض در حالت وجود جزء ثابت رد شده است. به جهت آنکه ورود جزء روند

در تحلیل سری زمانی امکان تغییر نتایج آزمون را ممکن می‌سازد، بنابراین در این حالت نیز وجود ریشه واحد در سری زمانی رد می‌شود.

نتایج آزمون نسبت واریانس در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول (۸): نتایج آزمون نسبت واریانس چندگانه/ دوره زمانی دوم

آزمون مشترک	آماره	درجه آزادی	احتمال
حداکثر $\|Z\|$ (در گام ۴)	۶/۲۰۴۳۸۶	۳۴۵	۰/۰۰۰۰

گام‌های آزمون برابر با: ۲، ۴، ۸ و ۱۶ در نظر گرفته شده است. / منبع: محاسبات تحقیق

مطابق با نتایج جدول فوق در سطح معنی‌داری ۵ درصد، فرض صفر آزمون رد شده است و بنابراین سری موردنظر از فرآیند گام تصادفی تبعیت نمی‌نماید. این نتایج مطابق با نتایج دوره زمانی قبل است. به نظر می‌رسد فعالان بازار بیش از آنکه نسبت به واقعیات اقتصادی همانند نرخ بهره، نرخ تورم، تراز بازرگانی و دیگر پارامترهای اقتصادی حساس بوده و تحلیل‌های خود را بر آن اساس استوار نمایند، بیشتر بر اساس تجربه خود از معاملات گذشته اقدام به انجام معاملات جدید می‌نمایند. این دیدگاه می‌تواند تأییدکننده دیدگاه اقتصاد رفتاری در خصوص رفتار فعالان بازار باشد و شاهدی بر تأیید فرضیه بازار تطبیقی در نظر گرفته شود اما نیل به این جمع‌بندی نیازمند بررسی‌های بیشتر خواهد بود که در ادامه به آن پرداخته خواهد شد.

دوره زمانی سوم

این دوره زمانی شامل داده‌های معاملاتی مربوط به دوره زمانی بیست و پنجم آذرماه ۱۳۹۲ تا ششم دی‌ماه ۱۳۹۴ است. نتایج آزمون‌های ADF، DF-GLS و KPSS برای دو حالت وجود جزء ثابت و برای حالت وجود روند زمانی قطعی به انضمام جزء ثابت، به شرح جدول (۹) می‌باشد.

جدول (۹): نتایج آزمون‌های ریشه واحد / دوره زمانی سوم

	جزء ثابت		جزء ثابت و روند	
	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
ADF	-۱۰/۳۴	-۲/۸۶	-۱۰/۳۳	-۳/۴۱
DF-GLS	-۳/۱۶	-۱/۹۴	-۹/۹۸	-۲/۸۹
KPSS	۰/۰۶	۰/۴۶	۰/۰۴	۰/۱۴

مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد ارائه شده است. / منبع: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون‌ها به‌وضوح نشان می‌دهد که فرض وجود ریشه واحد رد شده و ایستایی سری مورد تأیید قرارگرفته است.

نتایج آزمون نسبت واریانس چندگانه نیز به شرح جدول (۱۰) ارائه شده است.

جدول (۱۰): نتایج آزمون نسبت واریانس چندگانه/ دوره زمانی سوم

آزمون مشترک	آماره	درجه آزادی	احتمال
حداکثر $\|Z\|$ (در گام ۴)	۲/۴۹۹۶	۴۸۸	۰/۰۴۸۸

گام‌های آزمون برابر با: ۲، ۴، ۸ و ۱۶ در نظر گرفته شده است. / منبع: محاسبات تحقیق

نتایج مؤید آن است که در سطح معنی‌داری ۵ درصد، فرض پیروی سری زمانی از فرآیند گام تصادفی رد شده است؛ بنابراین در این دوره زمانی نیز بازار رفتاری کارا از خود نشان نداده است. در صورت تأیید نتایجی مشابه در دوره چهارم، می‌توان اعلام نمود که در کل دوره زمانی موردمطالعه، بازار کارا نبوده و لذا فرضیه بازار کارا نمی‌تواند رفتار فعالان بورس اوراق بهادار تهران را به‌طور صحیح توضیح دهد.

دوره زمانی چهارم

این دوره زمانی شامل داده‌های معاملاتی مربوط به دوره زمانی هفتم دی‌ماه ۱۳۹۴ تا هفدهم تیرماه ۱۳۹۷ است. نتایج آزمون‌های ADF، DF-GLS و KPSS برای دو حالت وجود جزء ثابت و وجود روند زمانی قطعی به انضمام جزء ثابت، به شرح جدول (۱۱) می‌باشد.

جدول (۱۱): نتایج آزمون‌های ریشه واحد / دوره زمانی چهارم

	جزء ثابت		جزء ثابت و روند	
	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
ADF	-۳/۹۵	-۲/۸۶	-۴/۰۲	-۳/۴۱
DF-GLS	-۳/۱۹	-۱/۹۴	-۳/۴۸	-۲/۸۹
KPSS	۰/۱۵	۰/۴۶	۰/۱۱	۰/۱۴

مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد ارائه شده است. / منبع: محاسبات تحقیق

نتایج این آزمون‌ها همانند دوره زمانی سوم، ایستا بودن سری زمانی را تأیید می‌نماید.

نتایج آزمون نسبت واریانس چندگانه نیز به شرح جدول (۱۲) است.

جدول (۱۲): نتایج آزمون نسبت واریانس چندگانه/ دوره زمانی چهارم

آزمون مشترک	آماره	درجه آزادی	احتمال
حداکثر $\|Z\|$ (در گام ۴)	۴/۵۷۲۸	۶۰۵	۰/۰۰۰۰

گام‌های آزمون برابر با: ۲، ۴، ۸ و ۱۶ در نظر گرفته شده است. / منبع: محاسبات تحقیق

نتایج این آزمون نیز در سطح معنی‌داری ۵ درصد، وجود ریشه واحد در داده‌ها را رد نموده است.

با توجه به نتایج به دست آمده در زیر بازه‌های موردبررسی، در کل دوره موردمطالعه، سری زمانی بازدهی‌ها از فرآیند گام تصادفی تبعیت نمی‌نماید و بنابراین برقراری فرم ضعیف بازار کارا مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. علاوه بر آن هیچ‌گونه شواهدی از حافظه بلندمدت در سری زمانی دیده نشده است؛ بنابراین به نظر می‌رسد که فرضیه بازار فرکتال نیز نمی‌تواند برقرار باشد. البته این موضوع نیازمند بررسی بیشتر خواهد بود که از حدود این مقاله خارج می‌باشد. رد شدن این فرضیه‌ها لزوم بررسی فرضیه جایگزین را نمایان می‌سازد. در این مرحله می‌توان برقراری فرضیه بازار تطبیقی را مورد آزمون قرار داد. برای نیل به این هدف، کل دوره زمانی به ۲۳ زیر بازه تقسیم می‌شود به‌نحوی‌که هر زیر بازه دارای ۱۰۰ مشاهده بوده و هیچ‌کدام از زیر بازه‌ها با یکدیگر همپوشانی ندارند. فرضیه مذبور درصورتی‌که حداقل یک بازه زمانی یافت شود که در آن رفتار بازار کارا بوده باشد، مورد تأیید واقع می‌شود. برای بررسی کارایی بازار در هر یک از این زیر بازه‌ها از آزمون نسبت واریانس چندگانه بهره گرفته شده است. نتایج آزمون به شرح جدول (۱۳) می‌باشد.

جدول (۱۳): نتایج آزمون نسبت واریانس چندگانه / فرضیه بازار تطبیقی

احتمال	آماره	بازه	احتمال	آماره	بازه
۰/۰۵	۲/۴۸	۱۲۰۱-۱۳۰۰	۰/۰۸	۲/۲۸	۱-۱۰۰
۰/۰۸	۲/۲۷	۱۳۰۱-۱۴۰۰	۰/۰۹	۲/۲۲	۱۰۱-۲۰۰
۰/۰۰	۳/۲۳	۱۴۰۱-۱۵۰۰	۰/۳۱	۱/۶۹	۲۰۱-۳۰۰
۰/۶۰	۱/۲۵	۱۵۰۱-۱۶۰۰	۰/۰۸	۲/۲۹	۳۰۱-۴۰۰
۰/۰۷	۲/۳۴	۱۶۰۱-۱۷۰۰	۰/۰۱	۳/۰۱	۴۰۱-۵۰۰
۰/۰۰	۳/۰۷	۱۷۰۱-۱۸۰۰	۰/۰۰	۳/۲۵	۵۰۱-۶۰۰
۰/۰۰	۳/۴۴	۱۸۰۱-۱۹۰۰	۰/۰۴	۲/۵۴	۶۰۱-۷۰۰
۰/۰۷	۲/۳۵	۱۹۰۱-۲۰۰۰	۰/۰۰	۳/۰۶	۷۰۱-۸۰۰
۰/۱۵	۲/۰۳	۲۰۰۱-۲۱۰۰	۰/۰۰	۳/۰۶	۸۰۱-۹۰۰
۰/۰۴	۲/۴۹	۲۱۰۱-۲۲۰۰	۰/۰۱	۲/۹۴	۹۰۱-۱۰۰۰
۰/۲۰	۱/۹۱	۲۲۰۱-۲۳۰۰	۰/۱۸	۱/۹۴	۱۰۰۱-۱۱۰۰
			۰/۰۸	۲/۲۹	۱۱۰۱-۱۲۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

مطابق با نتایج جدول فوق در سطح معنی‌داری ۵ درصد، در ۱۲ زیر بازه از ۲۳ زیر بازه، رفتار بازار کارا بوده است که این تأییدی بر برقراری فرضیه بازار تطبیقی در کل دوره موردمطالعه می‌باشد. همچنین با توجه به احتمال محاسبه شده برای آماره آزمون، در سطح معنی‌داری ۱ درصد، در ۱۵ زیر بازه فرض صفر آزمون پذیرفته شده است. این مهم برای سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برابر با ۵ زیر بازه می‌باشد؛ بنابراین در این دو سطح معنی‌داری اخیر نیز فرضیه بازار تطبیقی در بورس تهران موردپذیرش قرارگرفته است. این نشان‌دهنده آن است که رفتار فعالان بازار در دوره‌های مختلف زمانی امکان تغییر داشته است و از یک الگوی کلی تبعیت نمی‌نماید. این موضوع به‌وضوح از نمودار (۱) نیز قابلیت استنباط داشت زیرا بازار در برخی دوره‌ها شاهد نوسانات شدید و در برخی دوره‌ها شاهد ثبات نسبی بود. علاوه بر آن وجود داده‌های پرت در آن نمودار بیانگر رفتار معامله‌گرانی بوده که در اصطلاح معامله گران اختلالی نامیده می‌شوند که سبب بروز نوسانات متعدد در بازار گشته‌اند. همچنین این مهم بیانگر آن است که در بازار یک مجموعه همگن از معامله‌گران وجود ندارد زیرا باوجودآنکه امکان پیش‌بینی روند وجود داشته است اما هم‌زمان شاهد نوسانات متعدد نیز بوده‌ایم. این موارد به‌وضوح با دیدگاه‌های مکتب اقتصاد رفتاری همگامی داشته و بنابراین فرضیه سنتی بازار کارا نمی‌تواند توضیح مناسبی برای عملکرد بورس اوراق بهادار تهران ارائه نماید. درمجموع بر اساس نتایج محاسبات می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه بازار تطبیقی به‌درستی توانسته است رفتار سری زمانی بازدهی‌ها را در دوره موردمطالعه این تحقیق تشریح نماید.

۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی فرضیات حاکم بر بازار بورس با تأکید بر فرضیه بازار کارا و تطبیقی پرداخته شد. فرضیه بازار تطبیقی که بر اساس انتقادات متعدد مطرح شده توسط پیروان مکتب اقتصاد رفتاری به فرضیه بازار کارا مطرح شد، در ادبیات نوین اقتصادی به‌عنوان جایگزینی برای فرضیه بازار کارا معرفی شده است. حوزه مطالعاتی این تحقیق بورس اوراق بهادار تهران و متمرکز بر شاخص ۵۰ شرکت برتر بورس در بازه زمانی دی‌ماه ۱۳۸۷ تا تیرماه ۱۳۹۷ بود. در این راستا در گام اول فرضیه بازار کارا موردبررسی قرار گرفت. جهت نیل به این مهم و در راستای پرهیز از هرگونه استنباط آماری نادرست، از آزمون شکست ساختاری بهره گرفته شد. نتایج مؤید وجود سه نقطه شکست بود که بر اساس این نقاط، کل بازه زمانی به چهار زیر بازه تقسیم شد. بررسی چهار زیر بازه حاصل از آزمون بای و پرون نشان داد که در تمامی زیر بازه‌های موردمطالعه، سری زمانی رفتاری ایستا از خود بروز

داده است؛ بنابراین در کل دوره موردمطالعه، سری زمانی بازدهی‌ها از فرآیند گام تصادفی تبعیت نمی‌نماید و بر این اساس برقراری فرم ضعیف بازار کارا مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. درنتیجه امکان پیش‌بینی روند بازار وجود داشته و لذا شرایط کسب سود نامتعارف فراهم بوده است.

در خصوص فرضیه بازار تطبیقی از آزمون نسبت واریانس با تقسیم کل بازه به ۲۳ زیر بازه، استفاده شد. نتایج نشان داد که در برخی زیر بازه‌ها بازار کارا بوده است اما در اکثر زیر بازه‌ها کارایی بازار مورد تأیید قرار نگرفته است؛ بنابراین فرضیه بازار تطبیقی در کل دوره موردمطالعه توانسته است به نحو مناسبی رفتار بازار را تشریح نماید.

درمجموع بر اساس نتایج به دست آمده حاصل از فرضیه بازار کارا و تطبیقی می‌توان ادعا نمود که در برخی از زیر دوره‌ها، امکان کسب بازدهی بیش از بازدهی بازار وجود داشته است و در برخی زیر دوره‌ها این امکان فراهم نبوده است ولی در افق بلندمدت (کل دوره)، امکان پیش‌بینی قیمت‌ها میسر بوده است. لذا بازار در کل دوره، دارای نوسانات متعدد بوده است و قیمت‌ها می‌توانسته‌اند از قیمت بنیادین خود که تحت فرضیه بازار کارا محاسبه می‌شود، فاصله گرفته و اصطلاحاً انحراف قیمتی ایجاد گردد. وجود انحراف قیمتی می‌تواند شرایط تشکیل حباب قیمتی در بازار را فراهم آورد. افزون بر آن وجود نقاط پرت متعدد در نمودار (۱) این گمانه را تقویت می‌نماید.

همان‌گونه که این تحقیق نشان داد، به جهت عدم برقراری فرضیه بازار کارا در بورس اوراق بهادار، امکان پیش‌بینی قیمت‌ها در بازار وجود خواهد داشت. لذا این امکان برای فعالین بازار وجود دارد که با بهره‌گیری از متدهای تحلیلی مناسب اقدام به پیش‌بینی قیمت‌ها و کسب بازدهی بیشتر نمایند؛ بنابراین برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌گردد که با بهره‌گیری از متدهای خطی و غیرخطی بر پایه مدل‌های تک متغیره و چند متغیره اقدام به پیش‌بینی قیمت‌ها نمایند. علاوه بر این موارد، به جهت وجود انحراف قیمتی و امکان انجام آربیتراژ، تشکیل حباب محتمل بوده و بنابراین پیشنهاد می‌گردد در مطالعات آتی به بررسی وجود حباب قیمتی و تعیین دوره‌های زمانی وقوع و نوع حباب‌های ایجاد شده، پرداخته شود.

منابع و مآخذ

۱. باقری، شقایق (۱۳۹۶)، «آزمون فرضیه بازار تطبیقی در بورس اوراق بهادار تهران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی.

۲. جهاندیده، محمدتقی (۱۳۹۴)، مدل‌سازی مشتقه‌های مالی. مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان، چاپ اول، اصفهان.

۳. خواجوی، شکراله و هادی عبدی طالب بیگی (۱۳۹۵)، «تجزیه و تحلیل تجربی ابعاد فرکتال بر شاخص بازده نقدی و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، سال پنجم، شماره ۱۸، صص ۷۹-۹۳.

۴. دانیالی ده حوض، محمود و حسین منصوری (۱۳۹۱)، «بررسی کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف و اولویت بندی عوامل مؤثر بر آن»، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی-ایرانی)، سال دوازدهم، شماره ۴۷، صص ۷۱-۹۶.

۵. سلیمی فر، مصطفی و زهرا شیرزور (۱۳۸۹)، «بررسی کارایی اطلاعاتی بازار بورس به روش آزمون نسبت واریانس»، مجله دانش و توسعه، سال هجدهم، شماره ۳۱، صص ۲۹-۵۹.

۶. عظیمی، جواد، معین الدین، محمود و حسین ترکمان زاده (۱۳۹۱)، «ناهنجاری های تقویمی و غیر تقویمی، دلایلی بر تضعیف فرضیه بازار کارا»، فصلنامه پژوهش حسابداری، شماره ۷، صص ۲۳-۳۷.

۷. علیخانی، محمد (۱۳۹۵)، «آزمودن فرضیه بازار تطبیقی در بازار بورس اوراق بهادار تهران»، پایان-نامه کارشناسی ارشد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

۸. فابوزی، فرانک جی، نیو، ادوین اچ و گوفو زو (۱۳۹۶)، اقتصاد مالی (جلد دوم). ترجمه: رضا طالبلو، بهاره عریانی. انتشارات سمت، چاپ دوم، تهران.

۹. نور بخش، عسگر، عسگری، غلامرضا و روح اله نصیری (۱۳۸۹)، «کارایی در بازارهای در حال توسعه: شواهد تجربی از بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، سال هفدهم، شماره ۶۲، صص ۱۰۳-۱۱۶.

۱۰. وحدانی، محمد، عسکری‌زاده، جواد، جمشید خادمی (۱۳۹۴)، «فرضیه بازار تطبیقی به عنوان جایگزینی برای فرضیه بازار کارا»، سومین کنفرانس بین‌المللی حسابداری و مدیریت.

11. Adel, B., & Lamia, S. (2012), "Crash Occurence Probability and Stock Market Efficincy the Indie Stock Exchange Case Via Shannon Entropy", International Journal of Accounting and Financial Reporting, 2(2), 158-167.

12. Akaike, H. (1973), Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle, 2th International Symposium on Information Theory, Budapest.
13. Bai, J., & Perron, P. (1998), "Estimation and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", Econometrica, 66(1), 47-78.
14. Bai, J., & Perron, P. (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", Journal of Applied Econometrics, 18(1), 1-22.
15. Brock, W. A., Dechert, W. D., Scheinkman, J. A., & Lebaron, B. (1996), "A Test for Independent based on the Correlation Dimension", Econometric Review, 15(3), 197-235.
16. Ceren, U., & Cenk, A. (2013), "The Mental and Behavioral Mistakes Investors Make", International Journal of Business and Management Studies, 5(1), 120-128.
17. Chow, K. V., & Denning, K. C. (1993), "A Simple Multiple Variance Ratio Test", Journal of Econometrics, 58(3), 385-401.
18. Coffie, W. (2013), Behavioural Finance Theories Effecting on Individual Investor's Decision-Making (Dissertation), University of Wolverhampton, Wolverhampton.
19. Dedunu, H. H. (2017), "Weak Form Efficiency of the Sri Lankan Stock Market From 2010-2014", IOSR-Journal of Economics and Finance, 8(3), 75-81.
20. DeJong, D. N., Nankervis, J. C., Savin, N. E., & Whiteman, C. H. (1989), "Integration Versus Trend Stationary in Macroeconomic Time Series", University of Iowa, Working Paper, No. 89-99.
21. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74(366), 427-431.
22. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49(4), 1057-1072.
23. Diebold, F. X., & Rudebusch, M. (1991), "On the Power of Dickey-Fuller Tests Against Fractional Alternatives", Economic Letters, 35(1991), 155-160.
24. Eakins , G., & Mishkin, S. (2012), Financial Markets and Institution (First ed.), Prentice Hall, Boston.
25. Elliott, G., Rothenberg, T. S., & Stock, J. H. (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", Econometrica, 64(4), 813-836.
26. Fama, E. F. (1965), "The Behavior of Stock-Market Prices", The Journal of Business, 38(1), 34-105.
27. Greene, W. H. (2012), Econometric Analysis (Seventh ed), Pearson, Essex.
28. Gyamfi, E. N., 2018. Adaptive Market Hypothesis: Evidence from the Ghanaian Stock Market. Journal of African Business, 19(2), pp. 195-209.
29. Hsieh, D. A. (1991), "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets", The Journal of Finance, 46(5), 1839-1877.
30. Huang, C., 2019. US Stock Market Efficiency: EMH or AMH?. Advances in Economics, Business and Management Research, 76(32), pp. 171-175.

31. Hurst, H. E. (1951), "Long-term Storage Capacity of Reservoirs", Transactions of the American Society of Civil Engineers, 116(1), 770–808.
32. Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980), "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals", Economics Letters, 6(3), 255–259.
33. Kim, J. H., Shamsuddin, A., & Lim, K. P. (2011), "Stock Returns Predictability and the Adaptive Market Hypothesis: Evidence from Century-Long U.S. Data", Journal of Empirical Finance, 18(5), 868-879.
34. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root", Journal of Econometrics, 54(1-3), 159-178.
35. Lo, A. W. (2004), "The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective", The Journal of Portfolio Management, 30(2004), 15-29.
36. Lo, A. W. (2012), "Reading about the Financial Crisis: A Twenty-One-Book Review", Journal of Economic Literature, 50(1), 151-178.
37. Lo, A. W., & Mackinley, C. A. (1988), "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", The Review of Financial Studies, 1(1), 41-66.
38. Mackinnon, J. G. (1991), Critical Values for Cointegration Tests, Chapter 13 In: Engle, R. F., & Granger, C. J., Long-Run Economic Relationships: Reading in Cointegration, Oxford University Press, Oxford.
39. Ng, S., & Perron, P. (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", Econometrica, 69(6), 1519-1554.
40. Palan, S. (2004), The Efficient Market Hypothesis and its Validity in Today's Markets (Master Thesis), Karl-Franzens University, Graz.
41. Perron, P. (1989), "The Great Crash,The Oil Price Shock,and the Unit Root Hypothesis", Econometrica, 57(6), 1361-1401.
42. Peters, E. E. (1994). Fractal market analysis, Wiley Inc, New York.
43. Popovic, S., Mugosa, A., & Durovic, A. (2013), "Adaptive Market Hypothesis: Empirical Evidence from Montenegro Equity Market", Economic Research, 26(3), 31-46.
44. Shaker, A. M. (2013), "Testing the Weak-form Efficiency of the Finnish and Swedish Stock Markets", European Journal of Business and Social Sciences, 2(9), 176-185.
45. Shleifer, A. (2000), Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance, Oxford University Press, Oxford.
46. Soteriou, A., & Svensson, L. (2017), Testing the Adaptive Market Hypothesis on the OMXS30 Stock Index: 1986-2014 (Master Thesis), Jönköping International Business School, Jönköping.
47. Trung, D. P. T. & Quang, H. P., 2019. Adaptive Market Hypothesis: Evidence from the Vietnamese Stock Market. Journal of Risk and Financial Management, 12(2), pp. 121-136.

48. Wald, A., & Wolfowitz, J. (1940), "On a Test Whether Two Samples are from the Same Population", Annals of Mathematical Statistics, 11(2), 147-162.
49. Wu, S. (2010), "Lag Length Selection in DF-GLS Unit Root Tests", Communications in Statistics-Simulation and Computation, 39(8), 1590-1604.

Behavioral Economics Approach to Capital Market with Emphasis on Adaptive Market Hypothesis

Seyed Kamal Sadeghi[۶۶]

Mostafa Raeisi Sarkandiz[۶۷]

Robabeh Bahlouli[۶۸]

Abstract:
This study investigates the behavior and trend of prices in the Tehran Stock Exchange based on the behavioral economics perspective. In this regard, the Adaptive market hypothesis has examined as a substitute for the classical efficient market hypothesis. For this purpose, the index data of the top 50-companies were used as a representative of the total market from January 2008 to July 2018 based on the daily closing prices. To test the Adaptive Market Hypothesis, in the first step, the market performance evaluated using BDS, structural breaks, and unit root tests. Besides, the multiple variance ratio tests used to test the Adaptive market hypothesis. The results have shown that not only the market did not perform efficiently during the study period, but the BDS test results also confirmed the nonlinearity of the time series. The addition, the multiple variance ratio tests confirm the adaptive market hypothesis. This indicates that at least in some periods, it has been possible to predict price trends and gain exceed returns. It is also incorrect to conceive of market actors as a homogeneous set, which is the principle of the efficient market hypothesis.

Keywords: Prices Trend in the Market, Efficient Market Hypothesis, Adaptive Market Hypothesis, Tehran Stock Exchange

JEL Classification: C12, L10, G14.

66 Associate Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz

67 Graduate of Masters, Department of Economic Development and Planning of Faculty of Economics and Management, University of Tabriz. (Corresponding Author)
Mostafa.raeisi.sarkandiz@gmail.com

68 Ph.D. student of financial economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz