کاربرد روش موجک‌ها و حرکت براونی کسری در آزمون فرضیهٔ کارایی ضعیف بورس و اوراق بهادار تهران

روزبه بالونژادنوری[1]　　احمد جعفری صمیمی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۶/۲۳　　تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۲/۰۱

چکیده

هدف اصلی از پژوهش حاضر، بررسی فرضیه کارایی ضعیف بازار بورس و اوراق بهادار تهران است. برای این منظور، از اطلاعات مربوط به شاخص کل، شاخص مالی، شاخص صنعت و شاخص ۵۰ شرکت برتر در دورهٔ زمانی ۱۳۹۲:۵-۱۳۸۸:۳ به صورت روزانه و همچنین اطلاعات مربوط به شاخص قیمت و بازده نقدی برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۱:۱۲-۱۳۷۹:۱ به صورت ماهانه به کاربرده شده است. در این پژوهش، فرضیهٔ کارایی ضعیف بورس و اوراق بهادار تهران، با استفاده از روش موجک‌ها و حرکت براونی کسری بررسی شد. نتایج تحقیق نشان‌دهندهٔ رد این فرضیه هستند.

واژگان کلیدی: فرضیهٔ کارایی ضعیف، بازار سهام، موجک‌ها، حرکت براونی کسری.

JEL :G14 ،C14 ،C58.

---

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه مازندارن، (نویسنده مسئول)؛ Email: Roozbeh_noury@yahoo.com

۲. استاد اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندارن؛ Email: jafarisa@Yahoo.com

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر، مطالعهٔ ویژگی‌های بازارهای مالی، به‌واسطهٔ ارتباط با بخش واقعی اقتصاد، بیش از پیش مورد توجه اقتصاددان قرار گرفته‌است (مائورو[1]، ۲۰۰۳). در این بازارها، قیمت‌ها به عنوان علامتی[2] برای تخصیص بهینهٔ منابع هستند. در این فرآیند، خانوارها با توجه به قیمت‌ها و با قبول درجه‌ای از ریسک، سهام مورد نظر را از بین کلیهٔ سهام موجود در بازار سهام انتخاب کرده، منابع لازم برای بازار سرمایه را فراهم می‌نمایند. این انتخاب، با این فرض انجام می‌گیرد که قیمت سهام در هر لحظه از زمان، کاملاً نشان‌دهندهٔ تمامی اطلاعات موجود است. این فرض که تمامی اطلاعات موجود در قیمت‌ها انعکاس پیدا کرده باشد، فرضیهٔ بازار کارا۳ (EMH) نام دارد (فاما۴، ۱۹۷۰).

یکی از مهمترین ویژگی‌های بازار سرمایه، کارایی است (الهیاری، ۱۳۸۷). فاما (۱۹۷۰) بیان کرد چنانچه اطلاعات موجود و یا جدید در بازار سرمایه به‌سرعت در قیمت اوراق بهادار انعکاس یابد، بازار کارا محسوب می‌شود و در این وضعیت، قیمت بازار بهترین برآورد از ارزش سهام بوده، فرایند ارزش‌گذاری، هم‌تراز با قیمت بازار خواهد بود. با این حال در یک بازار کارا، ممکن است قیمت در شرایطی با ارزش ذاتی دارایی برابر نباشد (بالاتر یا پایین‌تر باشد)، اما این انحراف از ارزش واقعی باید به صورت تصادفی باشد. در این صورت، در هر لحظه از زمان، احتمال۷ اینکه قیمت سهم بالاتر یا پایین‌تر از ارزش ذاتی خود باشد، برابر است. لازمهٔ این امر آن است که انحراف قیمت‌ها از ارزش ذاتی سهم، همبسته[5] نباشند. حال اگر بازار کارا نباشد، قیمت بازار منطبق با ارزش واقعی سهام نبوده و از آن انحراف خواهد داشت و فرایند ارزش‌گذاری به دنبال تعیین تخمین مناسبی از ارزش ذاتی سهام خواهد بود. در این بین، افرادی که امکان تخمین بهتری از ارزش واقعی

1. Mauro
2. Signal
3. Efficient Market Hypothesis
4. Fama
5. Correlated

سهام را دارند، می‌توانند از طریق مقایسهٔ آن با قیمت بازاری سهام، بازده بیشتری را کسب کنند.

فرضیهٔ بازار کارا دلالت بر این امر دارد که تغییرات قیمت‌ها در بازار سهام از یک الگوی گام تصادفی[1] پیروی می‌کند. اگر الگو به صورت گام تصادفی باشد، تغییرات قیمت‌ها تصادفی بوده و قیمت سهام در هر روز، منعکس‌کنندهٔ اطلاعات بازار در همان روز است. از این رو، اخبار برای بازار قابل پیش‌بینی نبوده و تنها اخباری که به صورت غیرقابل پیش‌بینی منتشر شود، می‌تواند بر قیمت‌ها اثرگذار باشد (مالکیل[2] ۲۰۰۳). بر طبق این فرضیه، قیمت‌های جاری بازتابی از اطلاعات دقابل دستیابی در مورد سودآوری شرکت‌ها در آینده است و با انتقال اخبار و اطلاعات جدید به بازار، قیمت‌ها سریعاً با توجه به این اطلاعات تعدیل می‌شوند. به همین دلیل است که سرمایه‌گذاران با اطلاعات موجود، امکان دستیابی به سودهای ویژه و غیرعادی[3] را ندارند. همچنین کارایی بازار سهام دلالت بر این موضوع دارد که رابطهٔ مثبتی میان بازده انتظاری از سهام و ریسک سیستماتیک وجود دارد (بندا[4]، ۲۰۰۵).

در این پژوهش، فرضیهٔ کارایی ضعیف بورس و اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت و بازده نقدی در دورهٔ زمانی ۱۳۹۱:۱۲ – ۱۳۷۹:۱ و داده‌های روزانهٔ شاخص‌های کل، مالی، صنعت و ۵۰ شرکت برتر برای سال‌های۱۳۹۲:۵ – ۱۳۸۸:۳، همچنین روش‌های موجک‌ها و حرکت بروانی کسری[5] که در حوزه بین‌رشته‌ای فیزیک اقتصاد[6] است، مورد استفاده قرار خواهند گرفت. این دو روش نسبت به روش‌های مرسوم در بررسی کارایی بازار از جمله روش‌های آزمون گردش[7] و آزمون لو و مکینلی[8]

1. Random Walk
2. Malkeil
3. Abnormal
4. Benda
۵. حرکت براونی کسری معادل کلمه Fractional Brownian Motion است که به پیروی فرزاد سبزیکار (۱۳۸۷) و نقشینه ارجمند (۱۳۸۸) این واژه انتخاب شده‌است.
6. Econophysics
7. Run Test
8. Lo and Mackinaly (Lo)

(Lo)، میانگین مربعات خطای کمتری[1] دارند (بایلی[2]،۱۹۹۶ و باردر و کامون[3]، ۲۰۰۸). بر طبق فرضیهٔ بازار کارا، در بازاری با کارایی ضعیف، انتظار می‌رود که تغییرات متوالی قیمت‌ها مستقل از یکدیگر باشد و از مطالعه روند قیمت‌ها در گذشته نتوان در پیش‌بینی آیندهٔ قیمت‌ها استفاده کرد. در این سطح کارایی، تنها اطلاعات قیمتی در دسترس است که با استفاده از آنها نمی‌توان روندی را شاهد بود که بتوان بر اساس آن قیمت‌ها را پیش‌بینی کرد. به عبارت ساده‌تر، با استفاده از داده‌های سری زمانی نمی‌توان بازده غیر معمول کسب کرد (تان و دیگران[4]، ۲۰۱۲). اگر بازار سهام از یک فرآیند گام تصادفی پیروی کند، فرضیهٔ کارایی ضعیف پذیرفته می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

نخستین وظیفهٔ بازار سرمایه، تخصیص منابع مالی است. یکی از ویژگی‌های مهم کشورهای صنعتی توسعه‌یافته، وجود بازار فعال و پویای پول و سرمایه است. در اقتصاد، بخشی از خانوارها متناسب با ویژگی‌های رفتاری خود، اقدام به پس‌انداز برای آینده می‌کنند. چگونگی استفاده از این پس‌اندازها می‌تواند در اقتصاد اثرات متفاوتی را داشته باشد. به طور مثال اگر این پس‌اندازها به شکل صحیح به بخش تولید هدایت شوند، علاوه بر بازدهی که برای صاحبان سرمایه به ارمغان می‌آورند، می‌توانند به عنوان یکی از مهمترین عوامل تأمین سرمایه برای راه‌اندازی طرح‌های اقتصادی جامعه نیز باشند (مایو و فیلیپ[5]، ۲۰۱۳).

در فرآیند تأمین سرمایه، بورس و اوراق بهادار در تخصیص منابع مالی می‌تواند نقش تأثیرگذاری را داشته باشد. به عبارت دیگر، نقش اصلی بورس و اوراق بهادار در قالب رکن اصلی بازار سرمایه، جذب و هدایت پس‌اندازها و نقدینگی به مسیر تولید است.

1. Mean Square Error (MSE)
2. Baillie
3. Barder and Kammoun
4. Tan et al
5. Maio and Philip

تخصیص منابع هنگامی بهینه است که فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهتر و دارای بازدهی بیشتر، بتوانند سرمایهٔ مورد نیاز خود را تأمین کنند. با این حال، با توجه به وجود ریسک در سرمایه‌گذاری، صاحبان پس‌انداز و نقدینگی باید نسبت به بازگشت سرمایهٔ خود در مقابل پذیرش درجه‌ای از خطرپذیری اطمینان داشته باشند. از این رو، بازار سهام به منظور پذیرش این نقش باید دارای ویژگی‌هایی باشد که یکی از اصلی‌ترین آنها، کارایی است (کیمیاگری و تیژری، ۱۳۸۶ و فرید و دیگران، ۱۳۸۸). در صورت کارا بودن بورس، هم قیمت اوراق بهادار به‌درستی تعیین می‌گردد و هم تخصیص سرمایه که عامل تولید و رشد اقتصادی است، به صورت مطلوب و بهینه انجام می‌شود (اله‌یاری، ۱۳۸۷).

وجود بازار مالی کارا موجب تشویق سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در بازار می‌گردد. در بازار سهام دو دسته معامله‌گر وجود دارد؛ معامله‌گران بااطلاع و معامله‌گران فاقد اطلاعات. معامله‌گران بااطلاع، به اطلاعات ارزشمندی در مورد ارزش ذاتی سهام دسترسی دارند. در حالیکه معامله‌گران بی‌اطلاع به این اطلاعات دسترسی نداشته و به نوعی با پیروی از افراد با اطلاع، به داد و ستد می‌پردازند. فاما (۱۹۷۰) سه نوع کارایی را با عنوان کارایی ضعیف، نیمه‌قوی و قوی معرفی کرد. در کارایی ضعیف، هیچ سرمایه‌گذاری نمی‌تواند با بررسی تاریخچه تغییرات قیمت‌ها ،درآمد کسب کند. فاما (۱۹۹۱) بیان نمود که اگر قیمت‌ها یک روند تصادفی داشته باشند، قیمت‌ها به طور مستقل و تصادفی تغییر خواهند کرد. در این وضعیت قیمت هر دارایی، تخمین بدون تورشی از ارزش واقعی آن است.

کارایی نیمه‌قوی دلالت بر این موضوع دارد که هیچ سرمایه‌گذاری امکان کسب درآمد را بر اساس اطلاعات عمومی[1] و یا اطلاعاتی که در دست افراد است، ندارد. به این معنی که افراد با دسترسی به اطلاعاتی از قبیل درآمد بنگاه، ترکیب سهامداران، میزان اعطای سود نقدی و مواردی از این دست، امکان کسب درآمد ویژه‌ای را ندارد. زیرا این طلاعات به عنوان اطلاعات عمومی در دسترس همه افراد بوده و در قیمت بازار انعکاس پیدا کرده‌است. شکل قوی کارایی، دلالت بر این موضوع دارد که هیچ سرمایه‌گذاری

1. Public Information

امکان کسب درآمد ویژه را با دسترسی به هرگونه اطلاعات ندارد (اطلاعات عمومی شرکت‌ها و یا هر نوع اطلاعات دیگر)؛ یعنی افراد و کسانی که به اطلاعات محرمانهٔ شرکت‌ها نیز دسترسی دارند، نتوانند بازدهی بیش از کسانی که به این اطلاعات دسترسی ندارند، کسب کنند. به عبارت ساده‌تر، در یک بازار با شرایط کارایی قوی ، هیچ فردی نمی‌تواند به دلیل دسترسی به اطلاعات محرمانه، بازده غیر عادی به دست آورد (آدلگان[1]، ۲۰۰۳).

در رویکرد تجربی، از آنجا که پدیده‌های بازار، محصول فعل و انفعال عوامل متعددی است، ممکن است بتوان شباهت زیادی بین مکانیک آماری[2] -که در آن کنش‌های ذرات بر یکدیگر مورد مطالعه قرار می‌گیرد- و اقتصاد بازار یافت. بنابراین، فیزیکدانان و اقتصاددانان به این نتیجه رسیده‌اند که شاید بتوان پدیده‌های موجود در بازار و فعل و انفعالات بین آنها را با استفاده از الگوهای متداول در علم فیزیک توضیح داد. نتیجهٔ امر، معرفی زمینهٔ میان‌رشته‌ای جدیدی با عنوان فیزیک اقتصاد می‌باشد. در این تفکر، بازار دستگاهی پیچیده تلقی می‌شود که محقق به دنبال یافتن قوانین تجربی است که بتواند رفتار آن را توضیح دهد. از جمله بازارهای مورد علاقهٔ فیزیکدانان ، بازار سرمایه است (مرزبان و دیگران، ۱۳۹۲). در تحقیقات انجام‌شده قبلی در زمینهٔ بررسی کارایی ضعیف بازار سهام، از چهار روش آزمون خودهمبستگی[3]، آزمون گردش ، آزمون ریشهٔ واحد و آزمون لو و مکینلی، به منظور بررسی کارایی ضعیف بازار سهام در ایران استفاده شده‌است. برای این منظور در این پژوهش از الگوهای فیزیک اقتصاد از جمله روش موجک‌ها که به وسیلهٔ جنسن[4] (۲۰۰۰) معرفی گردید و همچنین روش حرکت براونی کسری استفاده خواهد شد. روش موجک و حرکت براونی کسری نسبت به روش‌های دیگر دارای میانگین مربعات خطای کمتری است (بیلی، ۱۹۹۴).

1. Adelegan
2. Statistical Mechanic
3. Auto Correlation Test
4. Jensen

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

با توجه به پژوهش فاما (۱۹۷۰)، بسیاری از پژوهشگران به بررسی وجود گام تصادفی در تغییرات قیمت سهام پرداختند. لو و مکینلی (۱۹۸۸) با به‌کارگیری روش آزمون نسبت واریانس و داده‌های مربوط به بازدهی روزانهٔ و هفتگی سهام آمریکا برای دورهٔ زمانی ۱۹۸۵-۱۹۶۲، فرضیهٔ کارایی ضعیف را رد کردند. در ادامه، برخی دیگر از پژوهشگران با تمرکز بر تغییرات داده‌های مربوط به عایدی بازار سهام، به بررسی وجود کارایی پرداختند (جارت[1]، ۲۰۰۸). در زمینهٔ بررسی کارایی ضعیف بازار سهام، برخی از مطالعات با استفاده از روش‌های خودهمبستگی و وابستگی خطی وقفهٔ قیمت‌ها، این فرضیه را آزمودند. علاوه بر این، برخی دیگر از محققان در مطالعات خود به بررسی طول مدت این وابستگی نیز پرداختند (سینگ[2]، ۲۰۱۰). در سال ۲۰۰۰، منگسون و ویدیک[3] کارایی ضعیف را در هشت کشور آفریقایی آزموده، آن تأیید کردند. اسکوالی[4] (۲۰۰۶) با استفاده ار داده‌های روزانهٔ شاخص قیمت برای دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۲۰۰۰، شکل کارایی ضعیف را در بازار سهام دوبی و ابوظبی بررسی کرد. نتایج این تحقیق که با روش آزمون نسبت واریانس انجام‌شده بود، نشان داد که تمام بخش‌ها در بازار مالی امارت متحدهٔ عربی به جز بخش بانکداری، ناکارا ست.

در دسته‌ای دیگر از مطالعات در این حوزه، از روش ریشهٔ واحد[5] به منظور بررسی فرضیهٔ کارایی بازار سهام استفاده شده‌است. در این روش، اگر داده‌ها نامانا باشد و فرضیهٔ گام تصادفی رد نگردد، فرضیهٔ بازار کارا از نوع ضعیف رد نخواهد شد. کورای و ویکرماسینگ[6] (۲۰۰۵) فرضیهٔ کارایی ضعیف بازار سهام هند، سریلانکا، پاکستان و بنگلادش را با روش‌های مرسوم آزمون ریشهٔ واحد و داده‌های ماهانهٔ بازده سهام برای دورهٔ

1. Jarret
2. Singh
3. Mangnusson and Wydick
4. Squalli
5. Unit Root
6. Cooray and Wickremasing

زمانی ۲۰۰۳:۶ – ۱۹۹۶:۶ بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که فرضیهٔ کارایی ضعیف در تمامی این کشورها تأیید می‌شود. ناریان و اسمیس[1] (۲۰۰۵) با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[2]، فرضیهٔ وجود گام تصادفی برای کشورهای عضو OECD[3] برای دورهٔ زمانی ۲۰۰۴–۲۰۰۰ را با استفاده از داده‌های ماهانه (بجز برای نیوزلند) بررسی و تأییدکردند. همچنین این محققان در سال ۲۰۰۶، با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد و شکست ساختاری[4] وجود گام تصادفی را در ۱۵ کشور عضو اتحادیه اروپا تأییدکردند. در سال ۲۰۱۱، مک گوان[5] با استفاده از داده‌های بازار سهام روسیه بیان نمود که کارایی ضعیف در این بازار بعد از سال ۲۰۰۰ برقرار است. گوپتا و یانگ[6] (۲۰۱۱) با استفاده از آزمون گام تصادفی، کارایی ضعیف را در بازار سهام هند طی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۱ بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که آزمون‌های ADF، PP[7] و KPSS[8] فرضیهٔ کارایی ضعیف را طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۱ تأیید می‌کنند؛ اما برای سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷، تنها بر اساس PP فرضیهٔ کارایی ضعیف رد نمی‌گردد. لیو[9] (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ و روش‌های آزمون ریشهٔ واحد و تابع خودهمبستگی[10]، فرضیهٔ کارایی ضعیف را در بازار سهام چین رد کرد. چن و متقالچی[11] (۲۰۱۲) کارایی بازار سهام برزیل را تأیید کردند.

همان طور که پیش‌تر گفته شد، کارایی ضعیف بازار سهام، به معنی قابل پیش‌بینی بودن قیمت‌ها بر اساس داده‌های گذشته است. برخی از مطالعات به منظور بررسی کارایی ضعیف بازار سهام، وابستگی با دامنهٔ بلندمدت[12] (LRD) را بررسی کرده‌اند. در یک فرایند با

1. Narayan and Smyth
2. Augmented Dicky-Fuller (ADF)
3. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
4. Structural Break
5. McGowan
6. Gupta and Yang
7. Phillips-Perron (PP)
8. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)
9. Liu
10. Autocorrelation Function (ACF)
11. Chen and Metghalchi
12. Long Range Dependency (LRD)

وابستگی بلندمدت، مشاهدات یا داده‌ها در گذشته، با مشاهدات یا داده‌ها در آینده همبسته[1] هستند. در یک سری زمانی دارای ویژگی LRD، تابع خودهمبستگی به صورت شبه هذلولی[2] کاهش می‌یابد. میزان کاهش شبه هذلولی، بسیار آهسته‌تر از میزان کاهش تابع خودهمبستگی سری زمانی دارای وابستگی با دامنهٔ کوتاه‌مدت[3] است. وجود وابستگی بلندمدت دلالت بر قابل پیش‌بینی بودن داده‌ها، حداقل در کوتاه‌مدت را دارد. به منظور بررسی وجود وابستگی با دامنهٔ بلندمدت، از روش‌های پارامتریک[4] (برای مثال: گودارد و اونالی[5] ۲۰۱۲)، نیمه‌پارامتریک[6] (برای مثال: فریاس و دیگران[7] ۲۰۰۸ و اوزکورت و دیگران[8] ۲۰۱۳) و ناپارامتریک[9] (برای مثال: میشرا و دیگران[10] ۲۰۱۱) می‌توان استفاده کرد. در مطالعهٔ حاضر، به منظور بررسی فرضیهٔ کارایی ضعیف بازار سهام ایران، از روش‌های نیمه‌پارامتریک موجک‌ها و حرکت براونی کسری که به‌تازگی در اقتصاد به کار گرفته شده‌اند، استفاده خواهد شد.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

در داخل کشور، مطالعات مختلفی به بررسی کارایی بورس و اوراق بهادار پرداخته‌اند؛ اما متناسب با روش پژوهش، نتایج متفاوتی به دست آمده‌است.

قالیباف اصل و ناطقی (۱۳۸۵)، با استفاده از داده‌های روزانه، زیربخش‌های مربوط به صنعت برای سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۳ و روش‌های ARCH و GARCH نتیجهٔ گرفتند که هیچ کدام از صنایع مورد بررسی، کارایی ضعیفی ندارند.

کیمیاگری و تیرژی (۱۳۸۵) به منظور بررسی فرضیهٔ کارایی ضعیف، با استفاده از

1. Correlated
2. Hyperbolic
3. Short Range Dependency (SRD)
4. Parametric
5. Goddard and Onali
6. Semi Parametric
7. Frias et al
8. Ozkurt et al
9. Nonparametric
10. Mishra et al

الگوی شبکهٔ عصبی[1] و داده های شاخص کل برای دورهٔ زمانی مهر ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۸۵ بیان کردند که بازار بورس و اوراق بهادار احتمالاً در شکل ضعیف ناکاراست.

در سال ۱۳۸۷، اله‌یاری با استفاده از روش‌های تحلیل خودهمبستگی سریالی و آزمون گردش[2]، به بررسی وجود کارایی ضعیف در بازار بورس و اوراق بهادار پرداخت. محقق با استفاده از داده‌های روزانهٔ سهام ۹۵ شرکت برای سال‌های ۱۳۷۸- ۱۳۸۴ نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ بین تغییرات متوالی قیمت سهام همبستگی وجود دارد و سرمایه‌گذاران می‌توانند با داشتن اطلاعات خاص و محرمانه به سودهای غیرعادی دست یابند. در نتیجه فرضیه کارایی ضعیف در بازار بورس برقرار نمی‌باشد.

راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۸۸) با به‌کارگیری داده‌های ماهانه، شاخص کل سهام برای سال‌های ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۸۶:۶ از روش واریانس ناهمسان شرطی، کارایی اطلاعاتی بازار سهام را آزمودند. یافته‌های این پژوهش نشان داد که در بازار بورس، فرضیهٔ وجود کارایی اطلاعاتی رد می‌گردد.

فلاح‌پور و دیگران (۱۳۹۱) به منظور بررسی فرضیهٔ کارایی ضعیف در بازار بورس، با استفاده از داده‌های مربوط به زیربخش بازار بورس و اوراق بهادار، و با استفاده از روش‌های آزمون خودهمبستگی، آزمون گردش، آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون نسبت واریانس بیان نمودند که طی سال‌های ۱۳۸۵- ۱۳۸۹، در داده‌های منتخب، فرضیه مورد بررسی رد می‌گردد.

رهنمای و دیگران (۱۳۹۱) به منظور بررسی کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمتی در بازار بورس و اوراق بهادار تهران به همراه زیربخش‌های آن (از جمله شاخص ۵۰ شرکت برتر و ۳۰ شرکت بزرگ)، با استفاده از روش پایایی قیمت- سود بیان نمودند که کارایی ضعیف در سال ۱۳۸۹ در بازار بورس برقرار نبوده‌است.

در سال ۱۳۹۱، صالح‌آبادی و مهران راد، کارایی ضعیف بورس و اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. محققان برای دوره زمانی مهر ۱۳۸۲ تا شهریور ۱۳۸۷ وجود نشانه‌ای از

1. Neural Network
2. Run Test

کارایی سطح ضعیف بورس و اوراق بهادار تهران را تأیید کردند.

عباسیان و ذوالفقاری (۱۳۹۲) برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ با استفاده از داده‌های هفتگی فرضیهٔ کارایی ضعیف در بورس و اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. محققان با استفاده از الگوی GARCH با ضرایب متغیر نتیجه گرفتند که در بازار بورس، پس از سال ۱۳۸۲ نشانه‌هایی از بهبود کارایی احساس می‌شود.

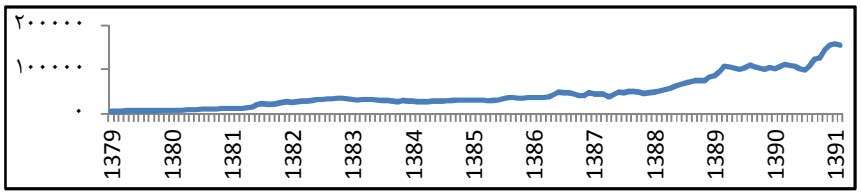
۳. روش تحقیق

۳-۱. قلمرو زمانی تحقیق

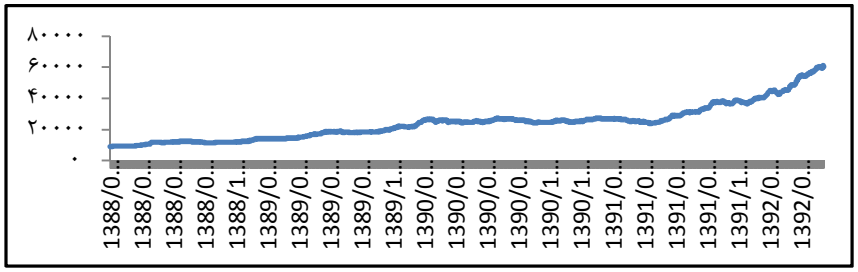
در این پژوهش، دورهٔ زمانی داده‌های مربوط به شاخص قیمت و بازده برای سال‌های ۱۳۹۱:۱۲-۱۳۷۹:۱به صورت ماهانه، همچنین داده‌های مربوط به شاخص‌های کل، مالی، صنعت و ۵۰ شرکت برتر برای سال‌های ۱۳۹۲:۶-۱۳۸۸:۶ و به صورت روزانه بر اساس حداکثر اطلاعات موجود بورس و اوراق بهادار تهران است.

در نمودار ۱، روند تغییر شاخص قیمت و بازده نقدی برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۹ آورده شده‌است. همان طور که در این نمودار مشاهده می‌گردد، این شاخص با یک روند صعودی از حدود سه هزار واحد در سال ۱۳۷۹، به حدود ۱۵۰هزار واحد در سال ۱۳۹۱ رسیده است. همچنین، روند شاخص کل در نمودار ۲ نشان داده شده‌است. این شاخص با یک روند صعودی، از حدود ده هزار واحد در سال ۱۳۸۸، به حدود ۶۰ هزار واحد در سال ۱۳۹۱ افزایش یافته‌است. نمودارهای ۳ تا ۵، به ترتیب روند تغییر مقدار شاخص مالی، صنعت و ۵۰ شرکت برتر را نشان می‌دهد. همان طور که در این نمودارها مشاهده می‌گردد، روند کلی این نمودارها در بازهٔ زمانی مورد بررسی، صعودی است.

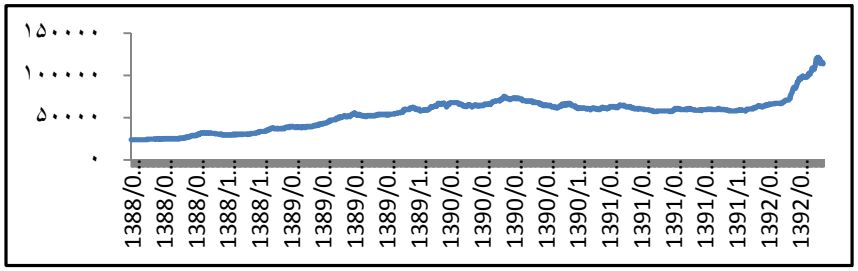
نمودار ۱. روند مقدار شاخص قیمت و بازده نقدی



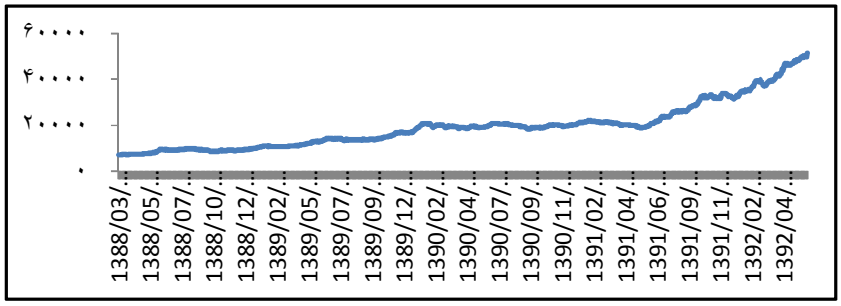
نمودار ۲. روند مقدار شاخص کل



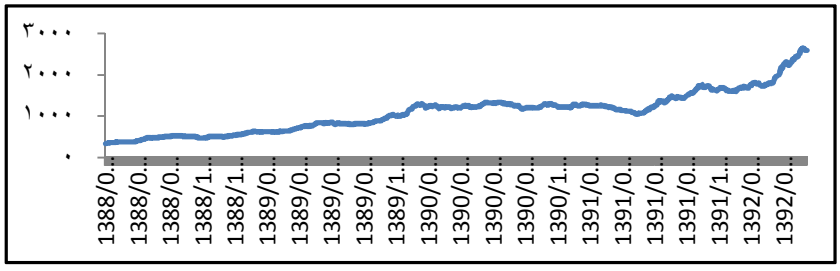
نمودار ۳. روند مقدار شاخص مالی



نمودار ۴. روند مقدار شاخص صنعت



نمودار ۵. روند مقدار شاخص ۵۰ شرکت برتر



۳-۲. معرفی روش و الگوی تحقیق

ویژگی وابستگی با دامنهٔ بلندمدت (LRD) یک سری زمانی در دامنهٔ زمان[1] را می‌توان با کاهش تابع خودهمبستگی به صورت شبه هذلولی[2] نشان داد. همچنین، در دامنهٔ فرکانس[3]، این موضوع را می‌توان با یک تابع چگالی طیفی[4] که در فرکانس صفر به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، نشان داد. اگر X_t یک فرایند مانا با تابع خودهمبستگی γ_τ بوده و تابع خودهمبستگی به صورت شبه هذلولی کاهش یابد، آنگاه در این فرایند، وابستگی با دامنهٔ بلندمدت وجود دارد. در این وضعیت، امکان پیش‌بینی سری زمانی بر اساس مقادیر گذشتهٔ آن وجود دارد (دیساریو و دیگران[5] ۲۰۰۸):

$$\gamma_t \approx |\tau|^{2d-1} \qquad (۱)$$

شرط وجود وابستگی با دامنهٔ بلندمدت در فرایند فوق این است که $d \in (0\ ,0.5)$ باشد، همچنین در دامنهٔ فرکانس، اگر در تابع چگالی طیفی $\omega(\lambda_s)$، $\lambda_s \in (-\pi, \pi]$ باشد، تابع دارای ویژگی‌های وابستگی با دامنهٔ بلندمدت خواهد بود:

$$\omega(\lambda_s) \approx c|\lambda_s|^{-2d} \quad , \quad \lambda_s \to 0 \quad , \quad c > 0 \qquad (۲)$$

یکی از روش‌های اقتصادسنجی که در بررسی وجود وابستگی بلندمدت استفاده می‌شود، الگوی خودرگرسیونی انباشتهٔ کسری میانگین متحرک[6] (ARFIMA) است. در این الگو، درجهٔ انباشتگی کسری[7] یا تفاضل‌گیری[8]، d نامیده می‌شود. اولین بار گرنجر و جویس[9] (۱۹۸۰) الگوهای حافظهٔ بلندمدت به صورت انباشته کسری را معرفی کردند. در یک سری زمانی دارای وابستگی با دامنهٔ بلندمدت، تابع خودهمبستگی (ACF) به صورت

1. Time Domain
2. Hyperbolic
3. Frequency Domain
4. Spectral Density
5. Disario Et al
6. Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA)
7. Fractional Integration
8. Differencing
9. Granger and Joyeux

شبه هذلولی کاهش می‌یابد. میزان کاهش شبه هذلولی، بسیار آهسته‌تر از میزانکاهش تابع خودهمبستگی سری زمانی دارای وابستگی با دامنهٔ کوتاه‌مدت است.

یک الگوی ARFIMA(p,d,q) با میانگین μ به صورت کلی زیر نمایش داده می‌شود:

$$\Phi(L)(1-l)^{\mathrm{d}}(\mathrm{X_t}-\mu)=\Theta(\mathrm{L})\varepsilon_{\mathrm{t}} \quad , \quad \varepsilon_{\mathrm{t}} \sim i.i.d(0,\sigma^2) \qquad (۳)$$

در اینجا X_t یک سری زمانی، ε_t فرایند نوفه سفید و L، عملگر وقفه است، همچنین $\Phi(L)$ نشان‌دهندهٔ اجزای فرایند خودرگرسیونی AR(p) و $\Theta(L)$ ، بیانگر اجزای میانگین متحرک MA(q) سری زمانی و به صورت زیر هستند:

$$\Phi(L)=1-\phi_1 L-\ldots-\phi_p L^P \qquad (۴)$$

و

$$\Theta(L)=1+\vartheta_1 L+\ldots+\vartheta_q L^q \qquad (۵)$$

همچنین:

$$(1-l)^{\mathrm{d}}=\sum_{\mathrm{k}=0}^{\infty}\frac{\Gamma(\mathrm{k}-\mathrm{d})\mathrm{L}^{\mathrm{k}}}{\Gamma(-\mathrm{d})\Gamma(\mathrm{k}+1)} \qquad (۶)$$

عملگر تفاضل کسری است. ضریب d، می‌تواند هر عدد حقیقی‌ای باشد. در این حالت، اگر تمام ریشه‌های $\Phi(L)$ و $\Theta(\mathrm{L})$ در داخل دایرهٔ واحد قرار داشته و $|d|<0.5$ باشد، فرایند تصادفی X_t مانا و معکوس‌پذیر و اگر $|d|<0.5$ باشد، آنگاه فرایند نامانا‌ست. همچنین در صورتی که $d\in(0,0.5)$ باشد، این فرایند دارای خواص وابستگی با دامنهٔ بلندمدت یا وابستگی مثبت بلندمدت، و اگر $d\in(-0.5,0)$ باشد، فرایند دارای ویژگی‌های میان‌مدت یا وابستگی بلندمدت منفی است (گرنجر و جویس، ۱۹۸۰).

در الگوهای ARFIMA، عدد غیر صحیح d، بسیار تعیین‌کننده است. اگر معادلهٔ (۳) را بازنویسی و ساده سازی کنیم، خواهیم داشت:

$$(X_t-\mu)=\Phi(L)(1-l)^{\mathrm{d}}\Theta(\mathrm{L})\varepsilon_{\mathrm{t}} \qquad (۷)$$

$$\lambda_{\mathrm{j}}=(1/\mathrm{j}!)(\mathrm{d}+\mathrm{j}-1)(\mathrm{d}+\mathrm{j}-2)(\mathrm{d}+\mathrm{j}-3)\ldots(\mathrm{d}+1))\mathrm{d}) \qquad (۸)$$

قابل اثبات است که اگر $\lambda < 1$ باشد، λ_j را می‌توان به صورت زیر تقریب زد:

$$\lambda_j \cong (j+1)^{d-1} \qquad (۹)$$

بنابراین، برای j های بزرگ، λ_j را که ضریب واکنش ضربه‌ای می‌باشد، می‌توان به شکل زیر تعریف کرد:

$$X_t = \lambda_0 \varepsilon_t + \lambda_0 \varepsilon_{t-1} + \lambda_0 \varepsilon_{t-2} + \cdots \qquad (۱۰)$$

همچنین چگالی طیفی (در حوزهٔ فرکانس) یک الگوی ARFIMA(p,d,q) به شکل زیر است:

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi}\left|1 - e^{i\lambda}\right|^{-2d}\left|\frac{\Theta(e^{i\lambda})}{\Phi(e^{i\lambda})}\right| = \frac{\sigma^2}{2\pi}\left(2\sin\frac{\lambda}{2}\right)^{-2d}\left|\frac{\Theta(e^{i\lambda})}{\Phi(e^{i\lambda})}\right| \qquad (۱۱)$$

با تقریب رابطهٔ (۱۱) حول یک مقدار ثابت، خواهیم داشت:

$$f(\lambda) = G\left|1 - e^{i\lambda}\right| \sim G|\lambda|^{-2d} \quad , \quad 0 < G < \infty \qquad (۱۲)$$

خودهمبستگی یک سری ARIMA مانا، به صورت نمایی کاهش می‌یابد. در صورتی که در یک سری انباشتهٔ کسری، تابع خودهمبستگی، به صورت شبه هذلولی کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، مادامی که ضریب واکنش ضربه‌ای در یک سری ARIMA مانا به صورت هندسی از بین برود، فرایند معادلهٔ (۸) به صورت آهسته کاهش می‌یابد. به همین دلیل است که سری‌های انباشتهٔ کسری، دلالت بر وابستگی با دامنهٔ بلندمدت سری زمانی دارند.

به طور معمول، به منظور بررسی وجود وابستگی با دامنهٔ بلندمدت در الگوهای ARFIMA، از روش‌های پارامتریک و نیمه‌پارامتریک، می‌توان مقدار شاخص d را تخمین زد. روش‌های پارامتریک، شامل روش حداکثر درست‌نمایی[1] (EML)، حداکثر درست‌نمایی تعدیل‌شده[2] (MPL) و حداقل مربعات غیرخطی[3] (NLS) است. اما ایراد این روش‌ها این است که به بحث مانایی سری زمانی مورد نظر و انتخاب وقفه‌های مناسب در

1. Exact Maximum Likelihood
2. Modified profile likelihood
3. Non Linear Least Square

تعیین الگوی ARFIMA(p,d,q)، حساس هستند (تاکو و توروفسکی[1] ۱۹۹۸). از این رو، در مطالعاتی که هدف، بررسی وابستگی با دامنهٔ بلندمدت و به طور کل تعیین میزان d است، از روش‌های نیمه‌پارامتریک استفاده می‌شود.

روش‌های نیمه‌پارامتریک مورد استفاده در الگوهای ARFIMA را به طور کل می‌توان در دو دستهٔ اصلی حوزه[2] فوریه[3] و موجک‌ها[4] طبقه‌بندی کرد (برخی اقتصاددانان، موجک‌ها را در گروهی جداگانه لحاظ می‌کنند؛ مانند نیلسن و فردریکسن[5] (۲۰۰۸)). رویه یا روش تخمین فوریه، بر اساس رابطهٔ (۱۱) است. ایدهٔ کلیدی در تجزیه فوریه این است که با تغییر فضا یا حوزهٔ یک سری زمانی، امکان بررسی برخی از ویژگی‌های این سری که قابل بررسی نبودند، میسر می‌گردد. در تبدیل فوریه، از مجموعه‌ای از توابع سینوسی و کسینوسی به منظور نشان دادن یک تابع در دامنهٔ فرکانسی استفاده می‌شود. از این رو، این تبدیل در بیشتر مواقع، در تجزیه و تحلیل‌های سری‌های زمانی نامانا استفاده می‌شود. با وجود این، فرض می‌شود که فرکانس تابع در طول زمان ماناست. یک سری فوریه، دارای انرژی نامحدود بوده که در طول زمان از بین نمی‌رود و همچنین دارای قدرت محدود بوده که در طول زمان امکان تغییر ندارد. یک اختلال منفرد، تمام فرکانس‌های کل دورهٔ سری را تحت تأثیر قرار داده و تغییر اندک در مشاهدات (فرکانس‌ها) نیز بر کل این سری اثرگذار است (یوسوشی[6]، ۲۰۰۹).

از اولین روش‌های تعیین شاخص d در حوزهٔ فوریه، روش پریودگرام[7] است. تخمین‌زن این رگرسیون، را گوویک و پورتر- هوداک[8] (۱۹۸۳) معرفی کرد و به تخمین‌زن GPH شناخته می‌شود. در این روش، تخمین d بر اساس شیب تابع چگالی طیفی حول بسامد زاویه‌ای ($\xi = 0$) انجام شده و رگرسیون طیفی به شکل زیر تعریف می‌شود:

1. Taqqu, and Teverovsky
2. Domain
3. Fourier Domain
4. Wavelets
5. Nielsen and Frederiksen
6. Ysusi
7. Periodgram
8. Gewek and Porter-Hoduk

$$\ln\{I(\zeta_\lambda)\} = \beta_0 + \beta_1 \ln\left\{4\sin^2\left(\frac{\zeta_\lambda}{2}\right)\right\} + \eta_\lambda \quad , \quad \lambda = 1,2,\ldots.\upsilon \qquad (۱۳)$$

در رابطهٔ فوق، $I(\zeta_\lambda)$ پریودگرام[1] نمونه و منفی ضریب زاویهٔ حاصل از تخمین $\hat{\beta}$، تخمین d می‌باشد. از این تخمین‌زن در مطالعات تجربی به منظور تعیین مانایی یا وارون‌پذیری شاخص d استفاده می‌گردد. به این شکل که اگر $|d| < 0.5$ باشد، سری دارای وابستگی با دامنهٔ بلندمدت خواهد بود. با این حال، مطالعات مختلف نشان داد که در صورت وجود اجزای پویایی‌های کوتاه‌مدت در سری زمانی، تخمین‌زن GPH تورش‌دار خواهد بود (ویچر و جنسن[2]، ۲۰۰۰). در ادامه، انواع دیگری از تخمین‌زن‌ها به منظور بهبود تخمین‌زن GPH از قبیل تعدیل ریزن[3] (۱۹۹۴) معرفی شد.

روش نیمه‌پارامتریک دیگر تخمین d در حوزهٔ فوریه، روش وایتل[4] است. از این روش اولین بار رابینسون (۱۹۹۵)، به منظور تعیین وجود LRD در یک سری زمانی استفاده کرد.

$$Q_\omega(G,d) = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}\left[\log\left(G\lambda_j^{-2d}\right) + \frac{\lambda_j^{2d}}{G} I_x(\lambda_j)\right] \qquad (۱۴)$$

با توجه به محدودیت‌های توابع پایه‌ای فوریه، دسته‌ای دیگر از تخمین‌زن‌های نیمه‌پارامتریک بر اساس موجک‌ها به‌وسیلهٔ جنسن[5] (۲۰۰۰) معرفی گردید. محقق این روش را به عنوان جایگزینی به منظور بهبود روش‌های قبل معرفی کرد. در روش موجک‌ها، با استفاده از توابع پایه، هر تبدیل موجک با تغییر مقیاس[6]، داده‌ها را به دامنهٔ فرکانس برده و سپس هر جزء را در زمان و فرکانس مختلف نشان می‌دهد. به عبارت دیگر در اینجا فضای زمان- فرکانس است. این امر بر خلاف تبدیل‌های ابتدایی فوریه است که به‌وسیلهٔ توابع سینوسی و کسینوسی انجام می‌گردید و تنها در فضای فرکانس بود. این امر موجب می‌شود که در موجک‌ها، تمرکز موضعی بر زمان و مقیاس باشد. موجک‌ها به ما اجازه می‌دهند که سیگنال‌هایی در مقیاس متفاوت را مشاهده نماییم. به این صورت که در

1. Periodogram
2. Whitcher and Jensen
3. Reisen
4. Whittle
5. Jensen
6. Scale

ابتدا از یک فاصله دورتر ویژگی‌های کلی و سپس به‌تدریج با بزرگ‌نمایی، جزئیات بیشتری را مشاهده نماییم. در این رابطهٔ شلیچر[1] (۲۰۰۰) بیان نمود که موجک‌ها مانند دوربینی مجهز به عدسی با زاویهٔ دید عریض هستند که اجازه می‌دهند تصاویری از دورنمای یک منظره را داشته باشیم و در عین حال با بزرگ‌نمایی بتوان اجزای ذره‌بینی را که از چشم افراد پنهان مانده‌است، نیز ببینیم. همچنین گراپس[2] (۱۹۹۵) می‌گوید که "موجک‌ها به ما این امکان را می‌دهند که هم جنگل را ببینیم و هم درختان". به این مفهوم که اگر از دور به جنگل نگاه کنیم، تنها کلیات جنگل را می‌بینیم. اما با نزدیک شدن، اجزای آن یعنی درختان را نیز می‌توانیم مشاهده کنیم. از دیگر تفاوت‌های میان موجک‌ها و توابع پایهٔ فوریه این است که بر خلاف سری‌های فوریه، هنگامی که یک اختلال در برخی از مشاهدات به وجود آید، تنها توابع پایهٔ که مسئول نظارت رفتار در هر منطقه هستند، تحت تأثیر قرار می‌گیرند. با توجه به ویژگی‌های موجک‌ها، به منظور مطالعهٔ سیگنال‌های نامانا، از موجک استفاده می‌شود. زیرا در شکل ابتدایی تبدیل فوریه، اطلاعات زمان موجود نمی‌باشد. موجک‌ها می‌توانند موجب درک بهتری از تجزیه و تحلیل داده‌های اقتصادی، پیش‌بینی حاصل از بروز تکانه‌ها و مواردی از این دست را فراهم کنند. به همین دلیل در چند سال اخیر، به واسطهٔ ویژگی‌های موجک‌ها، در مطالعات اقتصادی، کاربرد زیادی پیدا کرده‌اند.

یک تابع پایهٔ $g(t)$ به منظور توضیح داده‌ها یا توابع، به شکل کلی زیر قابل استفاده است.

$$x(t) = \sum_{j,k} \omega_{j,k} g(t) \ , \qquad t = 1,2,\dots,T \tag{۱۵}$$

در اینجا $\omega_{j,k}$ ضرایب یا وزن‌ها هستند. موجک‌ها، توابع پایه‌ایی با خواص ویژه‌ای هستند. آنها دارای بی‌نهایت شکل بوده اما تمام آنها در ساختار پایه، مشترک هستند. به این معنی که در ساختار پایه، دارای موجک‌های پدر (ϕ) و موجک‌های مادر (ψ) هستند. موجک‌های پدر عبارتند از:

1. Schleicher
2. Graps

$$\phi_{j,k}(t) = 2^{j/2}\phi(2^j t - k) \quad (۱۶)$$

همچنین موجک‌های مادر نیز عبارتند از:

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{j/2}\psi(2^j t - k) \quad (۱۷)$$

در این روابط، k نشان‌دهنده زمان و j نشان‌دهندهٔ مقیاس است. در فرکانس‌های بالا، امکان تمرکز روی جهش‌ها و به طور کل نبود پیوستگی در سیگنال‌های کوتاه‌مدت را فراهم می‌کند و در فرکانس‌های پایین، تمرکز بر پیامدهای بلندمدت هستند. به عبارت دیگر، می‌توان با نگاه کردن به یک سری از فاصلهٔ دور (فرکانس پایین)، ویژگی‌های کلی و با نگاه کردن از نزدیک (فرکانس بالا)، جزئیات بیشتری از سری را مشاهده نمود (جنسن، ۲۰۰۰). همچنین، یک تبدیل موجک سری زمانی ($x(t)$)، به‌وسیلهٔ هر دو موجک پدر و مادر به شکل زیر به دست می‌آید.

$$x(t) = \sum_{k=1}^{N_j} \upsilon_{j,k}\phi_{j,k}(t) + \sum_{j=1}^{j}\sum_{k=1}^{N_j} \omega_{j,k}\psi_{j,k}(t) \quad (۱۸)$$

در اینجا، $\upsilon_{j,k}$ و $\omega_{j,k}$ ضرایب و N_j تعداد ضرایب در j-امین مقیاس می‌باشد. این تبدیل با عنوان تبدیل موجک گسسته[1] شناخته می‌شود. ضریب موجک $w_{j,k}$ یک فرایند x_t تابعی است از ضریب مقیاس، j، و ضریب زمان، k.

$$w_{j,k} = 2^{\frac{j}{2}} \int x(t)\psi(2^j t - k)dt \quad (۱۹)$$

اگر $R(j)$ واریانس ضریب موجک در مقیاس j باشد، می‌توان نشان داد که:

$$R(j) = \sigma^2 2^{-2jd} \quad (۲۰)$$

به عبارت دیگر، واریانس ضریب موجک مستقل از ضریب زمان خواهد بود. با لگاریتم‌گیری از رابطهٔ فوق خواهیم داشت:

$$lnR(j) = ln\sigma^2 - d\ ln2^{2j} \quad (۲۱)$$

که با تخمین رابطهٔ فوق، شاخص انباشتگی کسری قابل محاسبه است (جنسن ۱۹۹۹).[2]

1. Discrete Wavelet Transform (DWT)

۲. به منظور مطالعهٔ بیشتر در مورد موجک‌ها رجوع شود به: Percival and Walden (2000) و Tan et al (2012).

در مورد چگونگی انتخاب میان روش‌های فوق باید گفت که فای و دیگران[1] (۲۰۰۹) و بوتاهار و خلفوی[2] (۲۰۱۱) با استفاده از روش‌های شبیه‌سازی[3] از قبیل مونت کارلو[4] نشان دادند که روش‌های مبتنی بر موجک، نسبت به روش‌های پایهٔ فوریه (از قبیل GPH، ریزن، رابینسون و ...)، دارای عملکردی بهتر و میانگین مربعات خطای[5] کمتری است.

در پژوهش حاضر از حرکت براونی کسری (FBM)، به عنوان روش دوم بررسی وجود وابستگی با دامنهٔ بلندمدت و در نتیجه وجود کارایی ضعیف استفاده شده که در واقع تعمیم‌یافتهٔ حرکت براونی با ضریب هورست[6] می‌باشد. این روش را مندلبروت و ون نس[7] (۱۹۶۸) معرفی کرد. همچنین FBM به عنوان یک فرایند گام تصادفی نیز شناخته می‌شود. یک فرآیند گام تصادفی زمانی حرکت براونی نامیده می‌شود که در آن H=1/2 باشد. یکی از رویکردها در الگوسازی فرایندهای مالی با وابستگی بلندمدت، از طریق معادلات تفاضلی تصادفی منتج از حرکت براونی کسری است (آلوس و دیگران[8] ۲۰۰۰). در این رویکرد، اثر وابستگی بلندمدت را می‌توان از جزء اختلال به‌دست آورد. طبق فرضیهٔ کارایی ضعیف، عایدی یا بازدهی سهام قابل پیش‌بینی نبوده و دارای حافظه نمی‌باشد. اگر سری زمانی دادهای بازده سهام دارای وابستگی با دامنهٔ بلندمدت باشد، میان داده‌ها با فاصلهٔ زمانی از یکدیگر، خودهمبستگی معنی‌داری وجود دارد. حال اگر بتوان از داده‌های دوره‌های گذشته برای پیش‌بینی بازده سهام در آیندهٔ استفاده کرد، فرضیهٔ کارایی بازار نقض می‌گردد. به این منظور، در پژوهش حاضر، با تخمین ضریب هورست از روش حرکت براونی کسری، وجود وابستگی بلندمدت در داده‌های قیمت و در نتیجه برقراری فرضیهٔ کارایی ضعیف در بازار سهام، ارزیابی خواهد شد.

1. Fay et al
2. Boutahar and Khalfaoui
3. Simulation
4. Mont Carlo
5. Mean Squared Error
6. Hurst
7. Mandelbrot and Van Ness
8. Alos et al

یک فرایند گوسی[1] به شکل:

$$B^H = \{B_t^H, t \geq 0\} \qquad (۲۲)$$

به ازای هر $H \in (0,1)$ یک حرکت براونی کسری خواهد بود اگر:

$$E(B_t^H) = 0 \qquad (۲۳)$$

$$E(B_t^H, B_s^H) = \frac{1}{2}(|t|^{2H} + |s|^{2H} - |t-s|^{2H}) \quad t,s \in \mathbb{R} \qquad (۲۴)$$

در اینجا H، ضریب هورست و E امید ریاضی است. اگر $0<H<1/2$ باشد، FBM به شکل زیر دارای ویژگی وابستگی با دامنهٔ بلندمدت است. در واقع ضریب هورست، تعیین‌کنندهٔ نوع فرایند FBM است:

$$\sum_{n=1}^{\infty} E[B_H(1)(B_H(n+1) - B_H(n))] = \infty \qquad (۲۵)$$

در این پژوهش ، از فیلترهای DLA4[2]، DLA6، DLA8 و DLA16، به منظور تجزیه[3] و تخمین ضریب هورست، استفاده شده‌است و برای یکسان‌سازی و قابلیت مقایسهٔ میان نتایج ضریب تفاضل کسری (d) حاصل از روش موجک و ضریب هورست (H) حرکت براونی کسری، از رابطهٔ پیترز[4] (۱۹۹۹) به شکل زیر استفاده می‌شود. به این معنی که ابتدا ضریب تفاضل کسری از روش موجک محاسبه شده و سپس بر اساس آن، با توجه به رابطهٔ زیر، ضریب هورست به‌دست می‌آید.

$$H = d + \frac{1}{2} \qquad (۲۶)$$

1. Gaussian
2. Daubechies least Asymmetry (DLA)
3. Decomposition
4. Peters

٤. یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی وابستگی با دامنهٔ بلندمدت و در نهایت فرضیهٔ کارایی ضعیف در بازار سهام ایران، از داده‌های ماهانهٔ شاخص قیمت و بازده و همچنین داده‌های روزانهٔ شاخص‌های کل، مالی، صنعت و ۵۰ شرکت برتر استفاده شد. برای بررسی فرضیهٔ مورد نظر، ضریب تفاضل کسری (d) از روش موجک تخمین زده شد و از طریق رابطهٔ (۲۴)، معادل ضریب هورست آن (H_w) به‌دست آمد. در ادامه، ضریب هورست از روش حرکت براونی کسری (H_{fbn}) نیز برای هر دو شاخص محاسبه و در جدول ۱، ارائه شده‌است.

جدول ۱. نتایج حاصل از تخمین ضریب هورست

	موجک (H_w)	حرکت براونی کسری (H_{fbn})			
	MLE	**D4**	**D6**	**D8**	**D16**
شاخص بازده قیمت و مقدار	۰/۷۲	۰/۷۳	۰/۵۰۸	۰/۵۷	۰/۵۸
شاخص قیمت کل	۰/۷	۰/۵۱	۰/۵۰۸	۰/۶۶	۰/۶۷
شاخص مالی	۰/۷۱	۰/۵۵	۰/۵۶	۰/۶۱	۰/۶۳
شاخص صنعت	۰/۶۱	۰/۵۰۹	۰/۵۴	۰/۵۷	۰/۵۸
شاخص ۵۰ شرکت برتر	۰/۶۸	۰/۵۲	۰/۵۱	۰/۵۶	۰/۵۸

منبع: محاسبات تحقیق.

بر اساس داده‌های جدول فوق، با توجه به اینکه ضریب هورست از هر دو روش، بین صفر و یک به‌دست آمده‌است، وابستگی بلندمدت در داده‌های شاخص‌های بازده و قیمت، کل، مالی، صنعت و ۵۰ شرکت برتر با توجه به روش‌های مورد استفاده، تأیید می‌گردد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری در فرایند رشد اقتصادی، به عنوان یکی از اصلی‌ترین اهداف اقتصاد کلان، در پژوهش حاضر، کارایی بازار بورس و اوراق بهادار تهران بررسی شد. به طور کل، یکی از مهم‌ترین دیدگاه‌های اقتصادی در حوزهٔ بازار سرمایه، دیدگاه غیر قابل پیش بینی بودن تغییرات در شاخص‌های بازار سهام است. در مقابل انواع مختلف الگوهای پیش بینی که برای قیمت‌های سهام معرفی شده‌اند، به دنبال بررسی امکان پیش‌بینی در این حوزه هستند. از جملهٔ این موارد الگوهای معرفی‌شده در علم فیزیک از جمله موجک‌هاست. در این مطالعه، به منظور بررسی فرضیهٔ کارایی ضعیف بورس و اوراق بهادار تهران، از داده‌های شاخص‌های قیمت و بازده، کل، مالی، صنعت و ۵۰ شرکت برتر استفاده و وابستگی با دامنهٔ بلندمدت داده‌ها از روش‌های موجک و حرکت براونی کسری بررسی شد. نتایج پژوهش نشان داد که شاخص‌های مورد بررسی، دارای وابستگی با دامنهٔ بلندمدت هستند. به عبارت دیگر، بر اساس یافته‌های این پژوهش، فرضیهٔ کارایی ضعیف بازار بورس و اوراق بهادار تأیید نمی‌شود.

منابع و مآخذ

- اله‌یاری، اکبر(۱۳۸۷)، بررسی شکل ضعیف کارایی بازار سرمایه در بورس و اوراق بهادار تهران، فصلنامهٔ بورس و اوراق بهادار، ۱(۴)، ۷۵-۱۰۸.
- سبزیکار، فرزاد (۱۳۸۷)، حرکت براونی کسری و کاربرد آن در ریاضیات مالی، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد.
- راسخی،سعید، و خانعلی پور، امیر (۱۳۸۸)، تحلیل تجربی نوسانات و کارایی اطلاعاتی بازار سهام (مطالعه موردی: بورس و اوراق بهادار تهران)، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳(۴۰)، ۲۹-۵۷.
- رهنمای رودپشتی، فریدون، معدنچی زاج، مهدی و بابالوئیان، شهرام (۱۳۹۱)، بررسی کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمت بورس و اوراق بهادار تهران و زیربخش‌های آن با استفاده از آزمون نسبت واریانس و آزمون پایایی قیمت-سود، فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۴، ۱-۱۷.
- صالح آبادی، علی و مهران راد، مهدی (۱۳۹۱)، آزمون کارایی اطلاعاتی سطح ضعیف بورس و اوراق بهادار تهران، فصلنامهٔ بورس و اوراق بهادار، ۴(۱۶)، ۷-۲۹.
- عباسیان، عزت الله، ذوالفقاری، مریم (۱۳۹۲)، تحلیل پویایی کارایی سطح ضعیف در بورس و اوراق بهادار تهران توسط فیلتر کالمن، فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۱(۶۵)، ۲۳۱-۲۵۴.
- فلاح پور، سعید، اصغری زاده، عزت الله و فراهانی، علیرضا (۱۳۹۱)، آزمون کارایی زیربخش‌های بورس و اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف، فصلنامهٔ بورس و اوراق بهادار، ۵(۱۷)، ۵-۲۲.
- قالیباف اصل، حسن و ناطقی، محبوبه (۱۳۸۵)، بررسی کارایی در سطح ضعیف در بورس و اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، ۲۲ ، ۴۴- ۶۶.
- کیمیاگری، علی و تیرژی، مهتاب (۱۳۸۵)، ارائهٔ مدلی جهت آزمون و ارتقاء کارایی بازار سهام، تحقیقات مالی، ۲۲، ۶۷-۸۷..

- مرزبان، ح.، منتخب، ا.، خواجوی، ش.، صمدی، ع.، زارع، هـ. (۱۳۹۲)، رهیافتی از اقتصاد فیزیک در بازار سهام ایران، فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۱(۶۵)، ۱۸۳-۲۰۰.
- نقشینه ارجمند، امید (۱۳۸۸)، حرکت براونی کسری و معادلات دیفرانسیل تصادفی با نویز کسر. رساله دکتری.
- Adelegan, O. J. (2003). Capital Market Efficiency and Effects of Dividend Announcement on Share Prices in Nigeria. *African Development Review*,15(2), 218-236.
- Alos, E., Mazet, O. & Nualart, D. (2000). Stochastic calculus with respect to fractional Brownian motion with hurst parameter less than ½. Stochastic Processes and their Applications, 86, 121-139.
- Beneda, N. (2005). Managing an asset management firm's risk portfolio. *Journal of Asset Management*, 5(5), 327- 337.
- Boutahar, M. & Khalfaoui, R. (2011). Estimation of the long memory parameter in non stationary models: A Simulation Study. halshs-00595057, 1(24), 1-17.
- Chen, C.P. & Metghalchi, M. (2012). Weak form Market efficiency test: Evidence from Brazilian Stock Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 4(9), 22-31.
- Cooray, A. & Wickremasinghe, G. (2005). The Efficiency of Emerging Stock Markets: Empirical Evidence from the South Asian Region. Discussion Paper, University of Tasmania.
- Disario R., Saraoglu H., McCarthy, J. & Li, H. (2008). Long Memory in the Volatility of an Emerging Equity Market: The case of Turkey. *International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 305-312.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25(2), 384-417.
- Fama, E. (1991). Efficient Capital Markets: II. *Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617.
- Fay, G., Moulines, E., Roueff, F. & Taqqu, M.S. (2009). Estimators of long-memory: Fourier versus wavelets. *Journal of Econometrics*, 151(2),159-177.
- Frias, M.P., Alonso, F.J., Ruiz-Medina, M.D. & Angulo, J.M. (2008). Semiparametric estimation of spatial long range dependence. *Journal of statistical Planninng and Inference*, 138, 1479-1495.
- Geweke, J.S. & Porter, S.H. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221-238.
- Granger, C. W. J. & Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long Memory time Series Models and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-29.
- Graps, A. (1995). An introduction to wavelets. *IEEE Computational Science and Engineering*, 2(2), 50-61.
- Goddard, J. & Onali, E. (2012). Short and long memory in stock returns data. *Journal of Economic letters*, 117, 253-255.

- Gupta, R. & Yang, J. (2011). Testing weak-form efficiency in the Indian Capital Market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 75,108-119.
- Jarrett, J. E. (2008). Random Walk, Capital Market Efficiency and Predicting Stock Returns for Hong Kong Exchanges and Clearing Limited. *Management Research News*, 31(2), 142-148.
- Jensen, M.J. (1999). Using Wavelets to Obtain a Consistent Ordinary Least Squares Estimator of the Long-memory Parameter. *Journal of Forecasting*, 18, 17-32.
- Jensen, M.J. (2000). An Alternative Maximum Likelihood Estimator of Long-Memory Processes Using Compactly Supported Wavelets. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24(3), 361-387.
- Liu, T. (2011). Stock Market Development and Market Efficiency on China Stock Market. *Journal of Chinese Economics and Finance*, 3, 5-14.
- Lo, A.W. & MacKinley, A.C. (1988). Stock Market Prices Do Not Follow a Random Walk: Evidence from a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- Malkeil, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, No 1, pp. 59-82.
- Magnusson, M. A. & Wydick, B. (2002). How efficient are Africa's Emerging Stock Markets. *Journal of Development Studies*, 38, 141-156.
- Maio, P. F. & Philip, D. (2013). Does the Stock Market Lead the Economy? Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2271779.
- Mandelbrot, B.B. & Van Ness, J.W. (1968). Fractional Brownian motions, fractional noises and applications. *SIAM Review*, 10 (4), 422–437.
- Mishra,R.K., Sehgal, S. & Bhanumurthy, N.R. (2011). A search for long-range dependence and chaotic structure in Indian stock market. *Review of Financial Economics*, 20, 96-104.
- McGowan, C.B. (2011). An Analysis of the Technical Efficiency of the Russian Stock Market. *International Business & Economics Research Journal*, 10(10), 31-43.
- Narayan, P. K. & Smyth, R. (2006). Random Walk versus Multiple Trends Breaks in Stock Prices: Evidence from Fifteen European Markets. *Applied Financial Economics Letters*, 2, 1–7.
- Nielsen, M. O. & Frederiksen, P. (2008). Finite sample accuracy and choice of sampling frequency in integrated volatility estimation. *Journal of Empirical Finance*, 15(2), 265-286.
- Ozkurt, F.Y., Acrad, C.V., Okur, Y. & Weber, G. (2013). Estimation of Hurst parameter of fractional Brownian motion using CMARS method. *Journal of Computational Applied Mathematics*. 112, 124-141.
- Percival, D. B. & Walden, A. T. (2000). *Wavelet Methods for Time Series Analysis*. Cambridge UK: Cambridge University Press.
- Peters. E. E. (1991). *Fractal market analysis*. Wiley New York.
- Robinson, P.M. (1995). Gaussian semi parametric estimation of long range dependence. *Annals of Statistics*, 23, 1630-1661.

- Reisen, V. A. (1994). Estimation of the fractional difference parameter in the ARFIMA(p,d,q) model using the smoothed Periodgram. *Journal Time Series Analysis*, 15(1), 335–350.
- Schleicher, C. (2002). An Introduction to Wavelets for Economists. Working Papers 02-3, Bank of Canada.
- Singh, R. (2010). Globalization and Capital Market Reforms: Impact on Efficiency of the Indian Stock Market. *Decision Statistic*, 37(2), 5-29.
- Squalli, J. (2006). A Non-Parametric Assessment of Weak-Form Efficiency in the UAE Financial Markets. *Applied Financial Economics*, 16, 1365–1373.
- Tan, P.P., Galagedera, D. U. & Maharaj, E.A. (2012). A wavelet based investigation of long memory in stock returns. *Physica A,* 391, 2330–2341.
- Taqqu, M.S. & Teverovsky, V. (1998). Long-range dependence in finite and infinite variance time series. Ed: By R. Adler, R. Feldman, and M. S. Taqqu, 12(1), 177-217.
- Whitcher, B. & Jensen, M. (2000). Wavelet estimation of a local long memory parameter. *Journal of Exploration Geophysics*, 31, 94-103.
- Ysusi, C. (2009). Analysis of the Dynamics of Mexican Inflation Using Wavelets. Working Papers 2009-09, Banco de México.