

آزمون بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران

نویسندگان: رضا راعی^۱، علیرضا سارنج^۲ و حجت اله انصاری^{۳*}

۱. دانشیار گروه مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
۲. دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
۳. دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

*Email: Hjtansari@gmail.com

چکیده

یکی از ناهنجاری‌های بازار سهام که کارایی بازار را نقض می‌کند، وجود بازگشت به میانگین در قیمت سهام است. بازگشت به میانگین به معنای آن است که حرکت‌های قیمتی در بازار سهام تمایل دارند در دوره‌های طولانی مدت ماهیانه و سالیانه یکدیگر را خنثی نمایند. این تحقیق به بررسی وجود بازگشت به میانگین در شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. به این منظور با استفاده از دو آزمون ریشه واحد و خودهمبستگی، بازگشت به میانگین در سه شاخص قیمت، بازده نقدی و قیمت و پنجاه شرکت فعال‌تر در دوره‌های زمانی متفاوت مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل نشان می‌دهد آزمون ریشه واحد، بازگشت به میانگین در شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران را تایید می‌نماید. اما در پذیرش این پدیده با استفاده از آزمون خودهمبستگی باید احتیاط نمود.

طبقه بندی JEL: G10, G14

کلمات کلیدی: گشت تصادفی، بازگشت به میانگین، بازار کارا، آزمون ریشه واحد، آزمون خودهمبستگی

دانشور

رئیس

مدیریت و پیشرفت

Management and
Achievement

- دریافت مقاله: ۸۸/۶/۱۶
- پذیرش مقاله: ۹۰/۳/۱۶

Scientific-Research
Journal of
Shahed University
Eighteenth Year
No. 50
Dec. Jan 2011-12

دوماهنامه علمی - پژوهشی
دانشگاه شاهد
سال هجدهم - دوره جدید
شماره ۵۰
دی ۱۳۹۰

مقدمه

در دهه‌های اخیر حجم وسیعی از ادبیات مالی به مقوله آزمون‌های کارایی بازار اختصاص یافته است. در یک بازار کارا قیمت‌ها به سرعت نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند. بر اساس فرضیه بازار کارا قیمت سهام از فرایند گشت تصادفی پیروی می‌کند. به این معنا که در چنین بازاری تغییرات متوالی قیمت‌ها مستقل از یکدیگرند. بنابراین می‌توان گفت قیمت‌ها روند خاصی نداشته و بازار فاقد حافظه است. اما برخی شواهد تحقیقاتی خلاف ایده فوق را نشان می‌دهند. ارائه شواهدی دال بر وجود ناهنجاری‌هایی نظیر بازگشت به میانگین قیمت سهام^۱ و شتاب^۲، نشان دهنده روندهایی در قیمت‌ها بوده است. بر این اساس، فرضیه بازار کارا با تردیدهای جدی مواجه گردیده است. بنابراین آزمون‌هایی نظیر بازگشت به میانگین و شتاب در گروه آزمون‌های کارایی بازار قرار می‌گیرند. البته با توجه به این که بازگشت به میانگین و شتاب، نشان دهنده روندهایی در قیمت‌های سهام هستند بنابراین این آزمون‌ها سطح ضعیف کارایی بازار را مورد بررسی قرار می‌دهند. فاما و فرنچ (۱۹۸۸) و پوتربا و سامرز (۱۹۸۸) در تحقیقات خود نشان دادند که حرکات قیمت‌ها در بازار سهام در دوره‌های طولانی مدت ماهیانه و سالیانه یکدیگر را خنثی می‌نمایند. این رفتار در قیمت سهام، بازگشت به میانگین نامیده می‌شود. (۱)، (۲)

اهمیت تایید یا عدم تایید وجود پدیده بازگشت به میانگین آن است که در صورت وجود این پدیده در یک بازار می‌توان مدل‌هایی برای پیش‌بینی بازده دارایی‌ها ارائه نمود. به عبارت دیگر می‌توان استراتژی‌هایی را برای کسب بازده بیشتر از بازار طراحی نمود. علاوه بر این تایید وجود بازگشت به میانگین در قیمت‌های سهام در یک بازار نشان دهنده ناکارایی بازار خواهد بود.

هدف این تحقیق آن است که وجود پدیده بازگشت به میانگین در شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران را

مورد بررسی قرار دهد. بر این اساس سوال اصلی این تحقیق آن است که آیا بازگشت به میانگین در شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد؟

ساختار این مقاله به این شرح است: بخش دوم این مقاله به مرور تحقیقات پیشین می‌پردازد. در بخش سوم تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از دو مدل خودهمبستگی و ریشه واحد انجام خواهد شد. بخش پایانی به بحث و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص خواهد یافت.

ادبیات تحقیق

از جمله اولین محققانی که در خصوص بازگشت به میانگین مطالعاتی را انجام دادند دی بانت و تالر بودند. آن‌ها در تحقیق خود تمام سهام مورد معامله در بورس سهام نیویورک در فاصله زمانی ۱۹۸۲-۱۹۲۶ را بر اساس بازده تجمعی سه ساله رتبه‌بندی کردند. آن‌ها برای هر سه سال یک پرتفوی برنده که از ۳۵ سهم با بالاترین بازدهی و یک پرتفوی بازنده از ۳۵ سهم با پایین‌ترین بازدهی را تشکیل دادند. سپس بازدهی این دو پرتفوی را در دوره سه ساله بعدی اندازه‌گیری کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند در طول دوره زمانی تحقیق، متوسط بازده سالانه پرتفوی بازنده حدود ۸ درصد از متوسط بازده سالانه پرتفوی برنده بیشتر بوده است. (۳)

دی بانت و تالر در پاسخ به انتقاداتی به تحقیق اولیه شان در سال ۱۹۸۵، مبنی بر اینکه ریسک و اثر اندازه کوچک در آن مورد توجه قرار نگرفته، در سال ۱۹۸۷ بتا و اندازه شرکت را در تحقیق خود وارد نمودند. آن‌ها همانند تحقیق قبلی‌شان پرتفوی‌های برنده و بازنده را در دوره زمانی ۱۹۸۶-۱۹۶۶ ایجاد نمودند و آن‌ها را در چارک‌هایی تقسیم کردند. آن‌ها شواهد اندکی دال بر این که بازگشت به میانگین صرفاً می‌تواند توسط ریسک یا اندازه توضیح داده شود، یافتند. (۴)

روزنبرگ و سایرین در مطالعه‌ای با استفاده از بازده‌های ماهانه در بورس سهام نیویورک، یافته‌های دی بانت و تالر را تایید نمودند (۵). هاو با مطالعه بازده‌های هفتگی سهام در بورس سهام نیویورک و بورس سهام آمریکا طی دوره

^۱ Mean reversion

^۲ Momentum

۱۹۶۳ تا ۱۹۸۱، بازگشت به میانگین را هم برای پرتفوی- های برنده و هم پرتفوی‌های بازنده در طول یک دوره ده هفته‌ای مورد تایید قرار دادند. (۶) فاما و فرنچ با محاسبه خودهمبستگی موجود در بازده سهام در بورس سهام نیویورک در دوره زمانی ۱۹۸۵-۱۹۲۶، بازگشت به میانگین را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند وجود خودهمبستگی منفی در بازده سهام نشان دهنده این است که قیمت‌های سهام در بورس سهام نیویورک در دوره‌های پیش‌تر از یک سال به سمت میانگین خود بازگشت دارند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند در مورد پرتفوی‌هایی متشکل از سهام شرکت‌های کوچک تغییرات قابل پیش‌بینی حدود ۴۰ درصد واریانس‌های بازده، پرتفوی‌هایی متشکل از صنایع ۳۵ درصد و پرتفوهایی متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ ۲۵ درصد واریانس‌های بازده را تشکیل می‌دهند (۱). کیم و نلسون در تحقیق خود با اعتقاد به اینکه وجود دروه رکود بزرگ بر نتایج تحقیق فاما و فرنچ موثر بوده است، نتایج تحقیق آن‌ها را مورد بررسی مجدد قرار دادند. آن‌ها با استفاده از روش تصادفی تعمیم یافته نمونه گیری گیس، مساله ناهمسانی واریانس را در تخمین مدل خودرگرسیون چند دوره ای بازده‌ها بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند بر خلاف نتیجه تحقیق فاما و فرنچ به طور کلی در دروه ۱۹۹۵-۱۹۲۶ بازگشت به میانگین قابل تایید نیست. آن‌ها با تقسیم دوره زمانی تحقیق به دوره‌های قبل و بعد از جنگ دوم جهانی دریافتند در دروه زمانی ۱۹۴۶-۱۹۲۶ شواهدی دال بر وجود بازگشت به میانگین وجود دارد اما در دوره پس از جنگ جهانی دوم (۱۹۸۶-۱۹۴۷) وجود این پدیده قابل تایید نیست (۷). پوتربا و سامرز وجود بازگشت به میانگین در بازار سهام نیویورک را مورد تایید قرار داده‌اند. آن‌ها با استفاده از آزمون نسبت واریانس در دوره زمانی ۱۹۸۵-۱۹۲۶ برای دوره- های زمانی کوتاه‌مدت همبستگی سریالی مثبت و برای دوره‌های زمانی بلند مدت همبستگی سریالی منفی به دست آوردند (۲). لو و مک کین لی در تحقیق خود با استفاده از داده‌های هفتگی در دوره زمانی ۱۹۸۵-۱۹۶۲ وجود گشت تصادفی در قیمت سهام در ایالات متحده را

با استفاده از آزمون نسبت واریانس مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها وجود گشت تصادفی را مورد تایید قرار نمی‌دهند. (۸)

استورگا در تحقیق خود با استفاده از آزمون ریشه واحد وجود بازگشت به میانگین را در نرخ ارزش‌ش کشور آمریکای لاتین شامل آرژانتین، برزیل، شیلی، کلمبیا، مکزیک و ونزوئلا در دروه زمانی ۲۰۰۰-۱۹۰۰ مورد بررسی قرار داد. او نشان داد در موارد نادری این پدیده تایید می‌شود و در این موارد بازگشت بسیار کند است. اما در صورتی که داده‌ها با وجود روندها و شکست‌های ساختاری مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند، بازگشت به میانگین در دوره‌های زمانی ۰/۸ تا ۲/۵ سال مشاهده می‌شود (۹). براون و فن هارلو عملکرد پرتفویی از سهام در بورس سهام نیویورک در دوره زمانی ۱۹۴۶ تا ۱۹۸۳ را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند سهام بازنده در همه افق‌های زمانی، بازگشت به میانگین دارند در حالی که همانند نتیجه تحقیق دی بان و تالر، بازگشت به میانگین در سهام برنده ضعیف‌تر است (۱۰). دی بان و تالر در سال ۱۹۸۹ نتایج تحقیقات مربوط به واکنش بیش از اندازه و بازگشت به میانگین را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند نتایج حاصل از بیشتر تحقیقات نشان می‌دهد تمایز میان ناکارایی بازار و رفتار تأخیری سرمایه‌گذار عقلایی، مشکل است. آن‌ها نتیجه گرفتند در تحقیقات آتی باید مدل‌های جدیدی با در نظر گرفتن انتظارات غیرعقلایی و ادراکات تورش‌دار از ریسک، بسط داده شود (۱۱). میلر و سایرین در تحقیق بازگشت به میانگین را در تغییرات پایه شاخص اس اند پی ۳۵۰۰ مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها با بررسی خودهمبستگی مرتبه اول در این شاخص به این نتیجه رسیدند که تحت مفروضات منطقی درباره معاملات غیرمکرر سهام پرتفوی شاخص، انتظار خودهمبستگی مرتبه اول منفی قوی وجود دارد، حتی اگر هیچ آربیتراژ رسمی رخ ندهد باشد (۱۲). جیگادیش در تحقیق بورس سهام نیویورک را برای دوره زمانی ۱۹۸۸-۱۹۲۶ و بورس سهام لندن را برای دوره

³ S&P500

کاپورال و گیل آلانا با بررسی سه شاخص نیکه^۴، ۲۲۵، اس اند پی ۵۰۰ و شاخص داوجونز یورو استاک ۵۰، در دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۹۴ وجود بازگشت به میانگین را در این شاخص ها مورد تایید قرار دادند (۲۰). مانزان در تحقیق خود وجود بازگشت به میانگین غیر خطی را در شاخص اس اند پی ۵۰۰ در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۸۷۱ مورد تایید قرار داد (۲۱). همچنین نارایان و اسمیت در تحقیقی به بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در کشورهای گروه ۷ پرداختند. آن ها در تحقیق خود از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۶۰ استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که به استثنای ژاپن در سایر کشورهای گروه ۷ شواهدی دال بر تایید فرضیه بازار کارا وجود دارد (۲۲).

تناقض در نتایج تحقیقات انجام شده در کشورهای مختلف در زمینه پدیده بازگشت به میانگین را می‌توان به عوامل گوناگونی نسبت داد. شاید یکی از عمده‌ترین این عوامل این است که بعضی از این تحقیقات در کشورهای در حال توسعه یا بازارهای نوظهور انجام شده‌اند در حالی که برخی از آن ها در کشورهای توسعه یافته انجام شده‌اند. دلیل دیگر تناقض در نتایج این تحقیقات را می‌توان به استفاده از آزمون‌های متفاوت در این تحقیقات نسبت داد. همچنین استفاده از دوره‌های زمانی متفاوت نیز ممکن است منجر به نتایج متفاوت در این تحقیقات شده باشد. تاکنون در خصوص بررسی آزمون بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران تحقیقات زیادی انجام نگرفته است. تهرانی و سایرین در تحقیق خود با استفاده از آزمون نسبت واریانس وجود بازگشت به میانگین را در شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۱ مورد بررسی قرار دادند. آن ها بازگشت به میانگین را در بیشتر شاخص‌های مورد مطالعه تأیید کردند (۲۳). فاستر و خرازی بازده استراتژی‌های سرمایه‌گذاری معکوس و تداوم قیمت را در دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۹۷ (مهرماه ۱۳۷۶ تا آبان ماه ۱۳۸۱) مورد بررسی قرار دادند. آن ها در تحقیق خود بازده هفتگی و

زمانی ۱۹۸۸-۱۹۵۵ مورد بررسی قرار داد. او نشان داد شاخص با وزن برابر از سهام بورس نیویورک بازگشت به میانگین را نشان می‌دهد ولی شواهد اندکی در خصوص وجود بازگشت به میانگین در شاخص موزن بر اساس ارزش بازار در بورس نیویورک وجود دارد. او وجود بازگشت به میانگین در بورس سهام لندن را به جز در ماه ژانویه مورد تایید قرار نداد (۱۳). کوچران و دی فنا در تحقیقی بازگشت به میانگین را در شاخص بازار ۱۸ کشور در دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۶۹ مورد بررسی قرار دادند. آن ها به این نتیجه رسیدند بازگشت به میانگین در بخش عمده‌ای از این ۱۸ کشور قابل تایید است (۱۴). کوچران و دی فنا در تحقیق مشابهی بازگشت به میانگین را در بورس سهام نیویورک برای دوره زمانی ۱۹۹۲-۱۹۲۹ مورد بررسی قرار دادند. آن ها در نتیجه این تحقیق دریافتند بازگشت به میانگین سیستماتیک و سیکلی در قیمت سهام مشاهده می‌شود (۱۵).

لیو و سایرین داده‌های روزانه در دوره زمانی ۲۱ می ۱۹۹۲ تا ۱۸ دسامبر ۱۹۹۵ را به منظور بررسی پدیده بازگشت به میانگین در بازار سهام شانگهای و شنزن در تحقیق خود مورد استفاده قرار دادند. آن ها شواهدی دال بر وجود بازگشت به میانگین نیافتند (۱۶). گریب و ریز وجود گشت تصادفی در قیمت سهام در کشورهای برزیل و مکزیک در دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۸ را با استفاده از آزمون نسبت واریانس مورد بررسی قرار دادند. آن ها شواهدی قوی دال بر وجود بازگشت به میانگین در هر دو کشور یافتند (۱۷). بالورز و سایرین بازگشت به میانگین را در ۱۸ کشور صنعتی در دوره زمانی ۱۹۹۶-۱۹۶۹ با استفاده از روش ریشه واحد پانل مورد آزمون قرار دادند. آن ها دریافتند وجود بازگشت به میانگین را نمی‌توان رد کرد (۱۸). چاودهیوری و وو به منظور بررسی پدیده بازگشت به میانگین، داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۸۵ را در ۱۷ بازار نوظهور مورد استفاده قرار دادند. آن ها با استفاده از آزمون ریشه واحد دریافتند بازگشت به میانگین در ۱۱ کشور قابل تایید است (۱۹).

⁴ Nikkei 225

⁵ Dow Jones EURO STOXX 50

وجود پدیده بازگشت به میانگین از دو آزمون ریشه واحد و خودهمبستگی که از رایج‌ترین آزمون‌ها در این زمینه به شمار می‌روند، استفاده شده است. همچنین این آزمون‌ها در دوره‌های زمانی گوناگونی انجام شده‌اند. علاوه بر این شاخص‌های گوناگون بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این تحقیق وجود بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد. به این منظور شاخص قیمت در دوره زمانی تیرماه ۱۳۷۱ تا مردادماه ۱۳۸۷، شاخص بازده نقدی و قیمت از ابتدای تعریف و محاسبه آن توسط سازمان بورس و اوراق بهادار تهران یعنی دوره زمانی خردادماه ۱۳۷۸ تا مردادماه ۱۳۸۷ و نیز شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر در دوره زمانی مردادماه ۱۳۸۱ تا مردادماه ۱۳۸۷ مورد استفاده قرار خواهند گرفت. داده‌های مورد استفاده به صورت هفتگی خواهد بود. جدول زیر آمار توصیفی داده‌های این تحقیق را نشان می‌دهد:

نگاره ۱. آمار توصیفی داده‌های تحقیق

شرح	تعداد مشاهدات	حدتقل	حداکثر	میانگین	میانه	انحراف معیار
شاخص قیمت (TEPIX)	۵۶۴	۳۸۱	۱۳,۸۸۲	۴,۸۱۴	۲,۴۵۱	۴,۳۴۹
شاخص بازده نقدی و قیمت (TEDPIX)	۳۲۵	۲,۱۲۳	۴۹,۲۳۹	۲۰,۳۹۹	۲۶,۰۸۸	۱۳,۲۴۱
شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر	۲۱۵	۲۶۹	۱,۰۸۵	۶۷۲	۶۸۸	۲۰۸

روزانه شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر بورس اوراق بهادار تهران را مورد استفاده قرار دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که تنها استراتژی شتاب در میان مدت بازده اضافی ایجاد کرده است. ولی استراتژی‌های سرمایه‌گذاری معکوس چنین نبود. به عبارت دیگر می‌توان گفت آن‌ها وجود بازگشت به میانگین را در بورس اوراق بهادار تهران تایید نکردند (۲۴). مهرانی و نونهال در تحقیقی استفاده از استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۷۹ را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها تحقیق خود را بر اساس تشکیل پرتفوی‌های برنده و بازنده در ۵ صنعت حاضر در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. نتایج حاصل از آزمون t استیودنت در این تحقیق برای مقایسه میانگین بازدهی پرتفوی‌های تشکیل شده نشان داد امکان افزایش بازده سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس وجود دارد (۲۵).

تحقیقات مرتبط پیشین در ایران از نظر روش تجزیه و تحلیل داده‌ها، داده‌های مورد استفاده و نیز دوره زمانی تحقیق با یکدیگر تفاوت دارند. با توجه به سابقه تحقیقات انجام گرفته در این زمینه، در این تحقیق به منظور بررسی

آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته

در صورتی که P_t^i لگاریتم طبیعی قیمت سهم A_t ، در صورتی که $r_t^i = P_t^i - P_{t-1}^i$ بازده مرکب پیوسته آن و T اندازه نمونه باشد می‌توان عبارت زیر را مورد توجه قرار داد:

$$P_t^i = \mu^i + \lambda^i P_{t-1}^i + \varepsilon_t^i \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, N$$

به منظور بررسی دقیق‌تر رفتار شاخص‌های بورس، دوره‌های زمانی متفاوتی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این تحقیق به منظور بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین از آزمون‌های ریشه واحد تعمیم یافته و خودهمبستگی فاما و فرنچ استفاده می‌شود.

از فرایند گشت تصادفی پیروی نمی‌کند به عبارت دیگر می‌توان گفت که قیمت سهم در این سری دارای بازگشت به میانگین است.

معروف‌ترین آزمون‌ها برای فرضیه گشت تصادفی، آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلپس-پرون می‌باشند. برای آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته، رگرسیون‌های زیر تخمین زده می‌شود:

$$r_t^i = \mu^i + (\lambda^i - 1)P_{t-1}^i + \sum_{j=1}^k \phi_j^i r_{t-j}^i + \varepsilon_t^i \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$$r_t^i = \mu^i + \beta^i t + (\lambda^i - 1)P_{t-1}^i + \sum_{j=1}^k \phi_j^i r_{t-j}^i + \varepsilon_t^i \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

در رگرسیون‌ها وارد نمی‌شوند. ولی همبستگی سریالی جملات اخلاص از طریق یک رویکرد ناپارامتریک تصحیح می‌شود.

جدول زیر آماره آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته را در مورد شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران شامل شاخص قیمت، بازده نقدی و قیمت و پنجاه شرکت فعال-تر را در دوره‌های زمانی گوناگون نشان می‌دهد.

$t = 1, 2, 3, \dots, T$
در رابطه فوق μ^i پارامتر ثابت و ε_t^i فرایند مانایی است که می‌تواند دارای همبستگی سریالی باشد. اگر $\lambda^i = 1$ باشد، قیمت سهام از فرایند گشت تصادفی پیروی می‌کند. به عبارت دیگر اگر یک سری زمانی دارای ریشه واحد باشد سری مذکور از فرایند گشت تصادفی پیروی می‌کند (۲۶). در حالی که اگر $\lambda^i < 1$ باشد، سری مذکور

رابطه (۱۱) فرضیه صفر، مبنی بر تبعیت قیمت سهام از فرایند گشت تصادفی، را در مقابل فرضیه مانایی میانگین آزمون می‌کند. در حالی که رابطه (۱۲) همین فرضیه صفر را در برابر فرضیه مقابل مانایی روند، آزمون می‌نماید. در هر دو مورد k متغیر توضیحی اضافی، r_{t-j}^i ، برای حذف وابستگی‌های پارامتر اخلاص اضافه می‌گردد. آزمون‌های فیلپس-پرون نیز مانند آزمون دیکی فولر تعمیم یافته عمل می‌کند به استثنای این که متغیرهای توضیحی اضافی،

نگاره ۲. آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته در دوره های زمانی مختلف

آماره آزمون دیکی فولر	مقدار بحرانی آزمون در سطوح مختلف			دوره زمانی	شاخص
	۱۰٪	۵٪	۱٪		
-۵,۸۹	-۲,۵۸	-۲,۸۸	-۳,۴۷	۷۱-۷۶	شاخص قیمت
-۱۵,۷۳	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,۴۴	۷۱-۸۷	
-۱۰,۳۰	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,۴۵	۷۶-۸۴	
-۷,۶۱	-۲,۵۸	-۲,۸۸	-۳,۴۸	۸۰-۸۴	
-۱۰,۷۴	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,۴۶	۸۰-۸۷	
-۸,۳۲	-۲,۵۸	-۲,۸۹	-۳,۴۸	۸۴-۸۷	
-۹,۵۳	-۲,۵۷	-۲,۸۸	-۳,۴۶	۷۸-۸۴	شاخص بازده نقدی و قیمت
-۱۲,۲۵	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,۴۵	۷۸-۸۷	
-۷,۴۲	-۲,۵۸	-۲,۸۹	-۳,۴۹	۸۴-۸۷	
-۹,۲۵	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,۴۶	۸۱-۸۷	شاخص پنجاه شرکت فعالتر
-۸,۳۶	-۲,۵۸	-۲,۸۹	-۳,۴۹	۸۴-۸۷	

آزمون خودهمبستگی

در صورتی که $P(t)$ لگاریتم طبیعی قیمت سهم در زمان t باشد، $P(t)$ را می توان به صورت دو جزء مدل سازی کرد: مجموع گشت تصادفی، $q(t)$ ، و جزء مانا، $Z(t)$:

$$P(t) = q(t) + z(t) \quad \text{رابطه (۱)}$$

$$q(t) = q(t-1) + \mu + \eta(t), \quad \text{رابطه (۲)}$$

مدل های بازار ناکارا مد نظر قرار می گیرند، دلالت بر حذف تدریجی جزء مانای قیمت دارد. او به عنوان مثال خودهمبستگی مرتبه اول^۴ زیر را پیشنهاد می نماید:

$$Z(t) = \phi Z(t-1) + \varepsilon(t) \quad \text{رابطه (۳)}$$

و بقیه به تدریج حذف می شوند. این آزمون ها مبتنی بر این واقعیت بنا نهاده می شوند که بخش موقتی شوک قیمتی بر قابلیت پیش بینی (خودهمبستگی منفی) بازده ها دلالت دارند (۱).

مفاهیم ضمنی جزء مانای قیمت

از آن جا که $P(t)$ لگاریتم طبیعی قیمت سهم را نشان می دهد، بازده مرکب پیوسته از دوره t تا $t+T$ عبارت است از:

$$r(t, t+T) = P(t+T) - P(t) = [q(t+T) - q(t)] + [Z(t+T) - Z(t)] \quad \text{رابطه (۴)}$$

$Z(t+T) - Z(t)$ بر روی $Z(t) - Z(t-T)$ خودهمبستگی مرتبه اول تغییرات T دوره ای در $Z(t)$ عبارت است از:

$$\rho(T) = \frac{Cov[Z(t+T) - Z(t), Z(t) - Z(t-T)]}{\sigma^2[Z(t+T) - Z(t)]} \quad \text{رابطه (۵)}$$

همانطور که در جدول فوق مشاهده می شود با مقایسه آماره آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته با مقادیر بحرانی در سطوح و در دوره های زمانی مختلف می توان فرض صفر این آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد را رد نمود. به عبارت دیگر می توان گفت شاخص های مذکور از فرایند گشت تصادفی تبعیت نمی کنند. بر این اساس وجود بازگشت به میانگین در این شاخص ها قابل پذیرش است.

در روابط فوق، μ انحراف مورد انتظار^۱ و $\eta(t)$ اختلال خالص^۲ را نشان می دهد. سامرز چنین استدلال می کند که نوسانات^۳ موقتی قیمت در بلندمدت، که در

در رابطه بالا $\varepsilon(t)$ اختلال خالص را نشان می دهد و ϕ نزدیک به یک ولی کوچک تر از آن است. روابط (۱) و (۳) تنها یکی از روش های نمایش ترکیب های جزء تصادفی و جزء مانای قیمت می باشد. فرضیه عام این است که قیمت های سهام فرآیندهای نامانایی هستند که در آن ها منفعت دائمی^۵ حاصل از شوک قیمتی ماهانه، کمتر از یک است.

آزمون های فاما و فرنچ در گروه عمومی مدل هایی قرار می گیرند که در آن ها بخشی از شوک قیمتی هر ماه دائمی

جزء تصادفی قیمت در بازده ها ایجاد اختلال خالص می کند. فاما و فرنچ سپس نشان می دهند که بازگشت به میانگین جزء مانای قیمت، $Z(t)$ ، در بازده ها ایجاد خودهمبستگی منفی می نمایند. شیب معادله رگرسیون

¹ Expected drift
² white noise
³ Swing
⁴ First-order autocorrelation
⁵ permanent gain

کوواریانس صورت کسر فوق عبارت است از:

$$\text{Cov}[Z(t+T) - Z(t), Z(t) - Z(t-T)] = -\sigma^2(Z) + 2\text{Cov}[Z(t), Z(t+T)] - \text{Cov}[Z(t), Z(t+2T)] \quad \text{رابطه (۶)}$$

مانایی $Z(t)$ بر این دلالت دارد که کوواریانس‌های عبارت سمت راست رابطه (۶) با افزایش T به سمت صفر میل می‌کنند به طوریکه عبارت سمت چپ به سمت

$-\sigma^2(Z)$ میل می‌کند. واریانس مخرج رابطه (۵) برابر است با:

$$\sigma^2[Z(t+T) - Z(t)] = 2\sigma^2(Z) - 2\text{Cov}[Z(t+T), Z(t)] \quad \text{رابطه (۷)}$$

به همین ترتیب با افزایش T کوواریانس سمت راست عبارت فوق به سمت صفر و در نتیجه عبارت سمت چپ به سمت $2\sigma^2(Z)$ میل می‌کند. می‌توان از رابطه (۶) و (۷) استنباط کرد که شیب رگرسیون $Z(t+T) - Z(t)$ بر روی $Z(t) - Z(t-T)$ برای T های بزرگ به سمت $0,5$ میل می‌کند. اگر $Z(t)$ یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول^۱ (AR1) باشد، تغییر مورد انتظار از t به T عبارت است از:

$$E_t[Z(t+T) - Z(t)] = (\phi^T - 1)Z(t) \quad \text{رابطه (۸)}$$

و کوواریانس صورت $\rho(T)$ عبارت است از:

$$\text{Cov}[Z(t+T) - Z(t), Z(t) - Z(t-T)] = (-1 + 2\phi^T - \phi^{2T})\sigma^2(Z) = -(1 - \phi^T)^2\sigma^2(Z) \quad \text{رابطه (۹)}$$

بر اساس این دیدگاه مخالف که بازگشت به میانگین تدریجی می‌تواند بیشتر در افق‌های زمانی بلندمدت آشکار گردد، بنا نهاده شده است (۱).

نتایج

جدول زیر نتایج حاصل از آزمون خودهمبستگی در شاخص‌های قیمت، بازده نقدی و قیمت و پنجاه شرکت فعال تر بورس اوراق بهادار تهران را در دوره‌های زمانی مختلف نشان می‌دهد. اگر همبستگی سریالی وجود نداشته باشد، خودهمبستگی‌ها و خودهمبستگی‌های جزئی در همه وقفه‌ها بایستی نزدیک به صفر بوده و همه آماره-های Q به همراه مقادیر احتمال^۲ بزرگ بی‌معنا باشند. نمودارهای زیر الگوی خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی را تا وقفه ۱۵ نشان می‌دهد. لازم به ذکر است خط-چین‌ها در نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی دو محدوده خطای استاندارد تخمینی می‌باشند که به صورت $\pm 2/\sqrt{T}$ محاسبه می‌گردد (T تعداد مشاهدات است). اگر خودهمبستگی و خودهمبستگی

با توجه به رابطه (۸) و (۹) می‌توان چنین استنباط کرد که کوواریانس صورت برابر است با منهای واریانس تغییر مورد انتظار T دوره‌ای، $-\sigma^2[E_t Z(t+T) - Z(t)]$. بنابراین زمانی که $Z(t)$ یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول است، شیب رگرسیون $Z(t+T) - Z(t)$ بر روی $Z(t) - Z(t-T)$ برابر است با منفی نسبت واریانس تغییر مورد انتظار در $Z(t)$ به واریانس تغییر واقعی. این تفسیر از شیب، تقریبی معتبر برای فرایند مانایی است که به آرامی به سمت صفر میل می‌کند.

رابطه (۹) نشان می‌دهد زمانی که ϕ به یک نزدیک است، تغییر مورد انتظار در الگوی خودرگرسیونی مرتبه اول به تدریج با افزایش T به $-Z(t)$ میل می‌کند. به همین ترتیب شیب $\rho(T)$ برای افق‌های زمانی کوتاه-مدت بازده به صفر نزدیک است و به کندی به $0,5$ میل می‌کند. این واقعیت نشان دهنده دیدگاه سامرز است که بیان می‌کند انتخاب افق‌های زمانی کوتاه‌مدت که در آزمون‌های کارایی بازار متداول است، ممکن است وجود بازگشت به میانگین را نشان ندهد. آزمون‌های فاما و فرنچ

جزئی در درون این محدوده‌ها قرار گیرد، در این صورت به طور معنی‌داری در سطح خطای ۵ درصد متفاوت از صفر نخواهند بود.

نگاره ۳. نتایج آزمون خودهمبستگی در شاخص قیمت

۸۰-۸۷							۷۱-۸۷								
Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.389	0.389	39.913	0.000				1	0.393	0.393	87.463	0.000	
		2	0.270	0.140	59.290	0.000				2	0.277	0.145	131.11	0.000	
		3	0.130	-0.018	63.813	0.000				3	0.139	-0.014	142.10	0.000	
		4	0.124	0.057	67.905	0.000				4	0.133	0.060	152.11	0.000	
		5	0.019	-0.064	68.002	0.000				5	0.029	-0.060	152.59	0.000	
		6	-0.047	-0.076	68.601	0.000				6	-0.036	-0.073	153.33	0.000	
		7	0.055	0.122	69.415	0.000				7	0.064	0.124	155.66	0.000	
		8	-0.036	-0.083	69.768	0.000				8	-0.025	-0.077	156.01	0.000	
		9	-0.038	-0.030	70.160	0.000				9	-0.025	-0.024	156.38	0.000	
		10	0.033	0.105	70.453	0.000				10	0.044	0.107	157.50	0.000	
		11	-0.016	-0.077	70.521	0.000				11	-0.005	-0.074	157.52	0.000	
		12	0.068	0.099	71.806	0.000				12	0.075	0.099	160.81	0.000	
		13	0.055	0.044	72.632	0.000				13	0.061	0.044	162.93	0.000	
		14	0.118	0.030	76.499	0.000				14	0.121	0.031	171.45	0.000	
		15	0.156	0.129	83.296	0.000				15	0.161	0.131	186.48	0.000	
۷۶-۸۷							۸۴-۸۷								
Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.435	0.435	52.338	0.000				1	0.267	0.267	9.0137	0.003	
		2	0.193	0.004	62.604	0.000				2	0.327	0.275	22.570	0.000	
		3	0.060	-0.031	63.597	0.000				3	0.184	0.055	26.895	0.000	
		4	0.080	0.079	65.362	0.000				4	0.141	0.008	29.456	0.000	
		5	0.028	-0.037	65.577	0.000				5	-0.005	-0.115	29.459	0.000	
		6	-0.038	-0.062	65.993	0.000				6	-0.071	-0.121	30.126	0.000	
		7	0.094	0.174	68.505	0.000				7	-0.045	0.008	30.392	0.000	
		8	0.008	-0.113	68.525	0.000				8	-0.090	-0.019	31.475	0.000	
		9	-0.004	0.001	68.529	0.000				9	-0.090	-0.024	32.564	0.000	
		10	0.077	0.144	70.201	0.000				10	-0.119	-0.057	34.490	0.000	
		11	0.040	-0.088	70.668	0.000				11	-0.139	-0.091	37.141	0.000	
		12	0.135	0.161	75.948	0.000				12	-0.045	0.053	37.422	0.000	
		13	0.022	-0.074	76.087	0.000				13	-0.008	0.082	37.432	0.000	
		14	0.152	0.136	82.791	0.000				14	-0.018	-0.007	37.478	0.001	
		15	0.111	0.028	86.391	0.000				15	0.068	0.060	38.129	0.001	

نگاره ۴. نتایج آزمون خودهمبستگی در شاخص بازده نقدی و قیمت

۸۰-۸۷							۷۸-۸۴						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.377	0.377	17.028	0.000			1	0.380	0.380	47.200	0.000
		2	0.407	0.309	37.049	0.000			2	0.351	0.241	87.516	0.000
		3	0.204	-0.023	42.142	0.000			3	0.151	-0.051	95.043	0.000
		4	0.057	-0.151	42.542	0.000			4	0.073	-0.053	96.809	0.000
		5	0.055	0.021	42.922	0.000			5	0.046	0.019	97.496	0.000
		6	-0.138	-0.159	45.325	0.000			6	-0.085	-0.123	99.868	0.000
		7	-0.066	0.009	45.871	0.000			7	-0.026	0.027	100.10	0.000
		8	-0.263	-0.195	54.702	0.000			8	-0.128	-0.083	105.58	0.000
		9	-0.174	-0.012	58.626	0.000			9	-0.109	-0.049	109.54	0.000
		10	-0.137	0.066	61.078	0.000			10	-0.048	0.068	110.33	0.000
		11	-0.113	0.024	62.750	0.000			11	-0.061	-0.013	111.58	0.000
		12	-0.091	-0.096	63.853	0.000			12	0.042	0.064	112.16	0.000
		13	-0.064	0.013	64.408	0.000			13	-0.000	-0.008	112.16	0.000
		14	-0.013	0.001	64.431	0.000			14	0.036	-0.012	112.61	0.000
		15	0.003	0.020	64.433	0.000			15	0.080	0.074	114.82	0.000

نگاره ۵. نتایج آزمون خودهمبستگی در شاخص پنجاه شرکت فعالتر

۸۴-۸۷							۸۱-۸۷						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.239	0.239	6.8608	0.009			1	0.426	0.426	39.315	0.000
		2	0.147	0.096	9.4946	0.009			2	0.248	0.081	52.693	0.000
		3	0.106	0.055	10.863	0.012			3	0.126	-0.007	56.151	0.000
		4	0.175	0.137	14.632	0.006			4	0.146	0.097	60.812	0.000
		5	-0.028	-0.117	14.728	0.012			5	-0.007	-0.128	60.822	0.000
		6	-0.019	-0.028	14.771	0.022			6	0.018	0.043	60.898	0.000
		7	-0.185	-0.199	19.115	0.008			7	0.090	0.111	62.703	0.000
		8	-0.004	0.073	19.117	0.014			8	0.071	-0.020	63.847	0.000
		9	-0.049	-0.002	19.430	0.022			9	0.057	0.031	64.567	0.000
		10	-0.017	0.022	19.467	0.035			10	0.112	0.083	67.410	0.000
		11	0.023	0.097	19.535	0.052			11	0.051	-0.068	68.003	0.000
		12	0.076	0.022	20.302	0.062			12	0.118	0.133	71.207	0.000
		13	-0.024	-0.057	20.382	0.086			13	0.055	-0.041	71.991	0.000
		14	-0.027	-0.086	20.484	0.116			14	0.144	0.102	76.662	0.000
		15	-0.006	0.005	20.489	0.154			15	0.125	0.067	80.281	0.000

توان پذیرفت. اما قضاوت در مورد وجود بازگشت به میانگین در سایر شاخص‌ها به دلیل خودهمبستگی مثبت باید با احتیاط صورت گیرد. زیرا به طور معمول در تحقیقات انجام شده پیشین، وجود خودهمبستگی منفی در قیمت‌ها منبای تایید وجود بازگشت به میانگین بوده است. اما این اعتقاد رایج که برای پذیرش بازگشت به میانگین وجود خودهمبستگی مرتبه اول منفی ضروری است، الزاماً معتبر نیست (۲۷). به عبارت دیگر در شرایط وجود خود همبستگی مثبت در قیمت‌ها نیز ممکن است بتوان وجود بازگشت به میانگین را پذیرفت.

همانطور که در جداول فوق مشاهده می‌شود وجود همبستگی سریالی را در سطح خطای ۵ درصد نمی‌توان رد نمود. زیرا در برخی از وقفه‌ها خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی در درون محدوده‌ها قرار نمی‌گیرد، بنابراین به طور معنی‌داری در سطح خطای ۵ درصد متفاوت از صفر خواهند بود. بر این اساس می‌توان گفت شاخص‌های مذکور از فرایند گشت تصادفی تبعیت نمی‌کنند به عبارت دیگر وجود خودهمبستگی در این شاخص‌ها نشان دهنده وجود روند در آن‌ها است. شاخص بازده نقدی و قیمت دارای خود همبستگی منفی است. بنابراین بازگشت به میانگین در این شاخص را می

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در دهه‌های اخیر حجم وسیعی از ادبیات مالی به مقوله آزمونهای کارایی بازار اختصاص یافته است. در یک بازار کارا قیمت‌ها به سرعت نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند. بر اساس فرضیه بازار کارا قیمت سهام از فرایند گشت تصادفی پیروی می‌کند. در یک بازار کارا بازده سهام را نمی‌توان بر اساس تغییرات گذشته قیمت‌ها پیش بینی کرد. ارائه شواهدی دال بر وجود ناهنجاری‌هایی نظیر بازگشت به میانگین قیمت سهام و تداوم قیمت‌ها، فرضیه بازار کارا را دچار تردید نمود. تاکنون تحقیقات زیادی در خصوص کارایی بورس اوراق بهادار تهران انجام گرفته است. بیشتر این تحقیقات شواهدی دال بر ناکارایی بورس اوراق بهادار تهران یافته‌اند. در این تحقیق وجود پدیده بازگشت به میانگین در شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و خودهمبستگی در دوره‌های زمانی گوناگون و با استفاده از داد‌های هفتگی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل نشان می‌دهد ناکارایی شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف را می‌توان پذیرفت. اما تنها آزمون ریشه واحد تعمیم یافته وجود بازگشت به میانگین را تایید می‌کند. در حالی که در پذیرش این پدیده با استفاده از آزمون خودهمبستگی باید احتیاط نمود. در تحقیق مهرانی و نونهال با توجه به تایید امکان افزایش بازدهی با استفاده از راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس، به نوعی پدیده بازگشت به میانگین در صنایع مورد بررسی تایید می‌گردد. اما به دلیل آنکه تحقیق حاضر در دوره زمانی متفاوت و با استفاده از شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران به جای صناعی خاص و نیز روش تجزیه و تحلیل متفاوت انجام شده است، در مقایسه آن با تحقیق مهرانی و نونهال باید احتیاط نمود. اما این تحقیق با وجود متفاوت بودن روش تجزیه و تحلیل همانند تحقیق تهرانی و سایرین وجود بازگشت به میانگین را با استفاده از آزمون ریشه واحد تعمیم یافته تایید می‌کند. احتمالاً استفاده از داده‌ها و دوره زمانی مشابه دلیل این امر است. تحقیق فاستر و خرازی با مدنظر قرار دادن دوره زمانی ۱۳۸۱-

۱۳۷۶ (۲۰۰۲-۱۹۹۷) با وجود اینکه بازگشت به میانگین را در بورس اوراق بهادار تهران تایید نمی‌کند اما به دلیل تایید پدیده شتاب، ناکارایی در سطح ضعیف را در بورس اوراق بهادار تهران تایید می‌کند. بنابراین می‌توان گفت نتیجه مشترک این تحقیق و سایر تحقیقات مشابه داخلی، تایید ناکارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف است. از طرف دیگر نتیجه این تحقیق در مواردی با تحقیقات مشابه خارجی سازگار و در مواردی ناسازگار است. این تفاوت‌ها را می‌توان ناشی از تفاوت در میزان توسعه یافتگی در ساختار بورس اوراق بهادار تهران با بورس‌های مورد مطالعه در تحقیقات خارجی مشابه دانست. علاوه بر این باید در نظر داشت یکی از مهمترین محدودیت‌های این تحقیق عدم وجود داده‌های لازم برای دوره زمانی طولانی‌تر است. نکته قابل توجه در این خصوص این است که شاخص بازده نقدی و قیمت تنها از سال ۱۳۷۸ و داده‌های شاخص پنجاه شرکت فعالتر از سال ۱۳۸۱ توسط سازمان بورس و اوراق بهادار تعریف و محاسبه گردیده‌اند.

محدودیت دیگر این تحقیق این است که برخی از شرکت‌هایی که در محاسبه شاخص‌های قیمت و قیمت و بازده نقدی لحاظ می‌شوند دارای نقدشوندگی اندکی هستند. اگر چه در راستای کاهش تأثیر این عامل در این تحقیق از شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر نیز استفاده شد اما همانطور که گفته شد به دلیل محدودیت داده‌های موجود این شاخص، پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات آتی چنین شاخصی با هدف لحاظ کردن عامل نقدشوندگی برای دوره زمانی طولانی‌تری تعریف و در تجزیه و تحلیل از آن استفاده شود. محدودیت دیگر این تحقیق این است که شرکت‌های مورد استفاده در شاخص پنجاه شرکت فعالتر به صورت دوره‌ای تغییر می‌کنند. البته این محدودیت در سایر شاخص‌های مورد استفاده در این تحقیق و تحقیقات مشابه نیز وجود دارد. زیرا تعداد و نوع شرکت‌های مورد استفاده در محاسبه شاخص‌های گوناگون بازارهای سهام در طول زمان تغییر می‌نماید. همچنین پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات آتی علاوه بر داده‌های

هفتگی از داده‌های ماهانه نیز در تجزیه و تحلیل استفاده شود.

منابع و مآخذ

- and parametric contrarian investment strategies", *Journal of Finance*, Vol. LV, pp. 745-72.
19. Chaudhuri, K. and Wu, Y. (2004), "Mean reversion in stock prices: evidence from emerging markets", *Managerial Finance*, Vol. 30, pp. 22-31.
 20. Caporale, Guglielmo Maria and Gil-Alana, Luis A., (2008), "Mean Reversion in the Nikkei, Standard & Poor and Dow Jones Stock Market Indices", *Journal of Money, Investment and Banking*, ISSN 1450-288X Issue 5.
 21. Manzan, Sebastiano, (2007), "Nonlinear Mean Reversion in Stock Prices", *Quantitative and Qualitative Analysis in Social Sciences*, vol 1, Issue 3, 2007, pp.1-20.
 22. Narayan, P.K. and Smyth, R. (2007), "Mean reversion versus random walk in G7 stock prices: evidence from multiple trend break unit root tests", *International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 17, pp. 152-66.
 ۲۳. تهرانی، رضا، انصاری، حجت اله و سارنج، علیرضا (۱۳۸۸)، "بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس"، فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۵۴.
 24. Foster, K.R. and Kharazi, A. (2006), "Contrarian and momentum returns on Iran's Tehran Stock Exchange", *Journal of International Financial Markets, Institutions, & Money*, vol. 18, pp. 16-30.
 ۲۵. مهرانی، ساسان و نونهال نهر، علی اکبر (۱۳۸۶). "بررسی امکان به کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۴، شماره ۵۰، صص ۴۶-۲۵.
 ۲۶. گجراتی، دامودار (۱۹۹۵)، مبانئ اقتصادسنجی، ترجمه ابریشمی، حمید (۱۳۸۳)، تهران، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۳، جلد دوم.
 27. Summers, Lawrence H. "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?" *J. Finance* 41 (July 1986): 591-601.
 1. Fama, E.F. and French, K.R. (1988b), "Permanent and temporary components of stock prices", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 246-273.
 2. Poterba, J.M. and Summers, L.H. (1988), "Mean reversion in stock prices: evidence and implications", *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, pp. 27-59.
 3. De Bondt, W. and Thaler, R. (1985), "Does the stock market overreact?" *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 30, pp. 793-805.
 4. De Bondt, W. and Thaler, R. (1987), "Further evidence on investor overreaction and stock market?" *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 3, pp. 557-581.
 5. Rosenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein (1985), "Persuasive evidence of market inefficiency", *Journal of Portfolio Management*, vol. 11, No. 2, pp. 9-16.
 6. Howe, J.S. (1986), "Evidence on stock market overreaction", *Financial Analysts Journal*, vol. 42, No. 4, pp. 74-77.
 7. Kim, M.J., Nelson, C.R. (1998), "Testing for mean reversion in heteroskedastic data: Autoregressive tests based on Gibbs-sampling augmented randomization", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 5, No. 4, pp. 385-396.
 8. Lo, A.W. and MacKinlay, A.C. (1988), "Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test", *Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp. 41-66.
 9. Astorga, Pablo, (2010), "Men reversion in long-horizon real exchange rates: evidence from latin America", University of Oxford, discussion paper in economic and social history.
 10. Brown, K.C. and Van Harlow, W. (1988), "Market overreaction: Magnitude and intensity", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 14, No. 1, pp. 6-13.
 11. De Bondt, W.F.M., Thaler, R.H., 1989. A mean-reverting walk down Wall Street. *Journal of Economic Perspectives* 3, 189-202.
 12. Miller, Merton H., Muthuswamy, Jayaram, Whaley, Robert E., (1994), "Mean Reversion of Standard & Poor's 500 Index Basis Changes: Arbitrage-Induced or Statistical Illusion?", *The Journal of Finance*, Vol. 49, No. 2, pp. 479-513.
 13. Jegadeesh, N. (1991), "Seasonality in stock price mean reversion: Evidence from the U.S. and U.K.", *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 4, pp. 1427-1444.
 14. Cochran, S. J. and DeFina, R. H. (1994), "Mean reversion in stock prices: Tests using duration models", *Managerial Finance*, Vol. 21, No. 7, pp. 3-25.
 15. Cochran, S. J. and DeFina, R. H. (1995), "International evidence on mean reversion in stock prices", *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 33, No. 2, pp. 79-85.
 16. Liu, X., Song, H. and Romilly, P. (1997), "Are Chinese stock markets efficient? A cointegration and causality analysis", *Applied Economics Letters*, Vol. 4, pp. 511-5.
 17. Grieb, T.A. and Reyes, M.G. (1999), "Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms", *Journal of Financial Research*, Vol. 22, pp. 371-83.
 18. Balvers, R., Wu, Y. and Gilliland, E. (2000), "Mean reversion across national stock markets