فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال دوازدهم، شماره چهل‌ویکم
بهار ۱۳۹۸

آزمون فرضیه ناهمگنی عاملین بازار با استفاده از مدل STAR با تابع انتقال چند متغیره (مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران)*

حسن حیدری[۱]
پریسا جوهری سلماسی[۲]
سعید راسخی[۳]
حمید رضا فعالجو[۴]

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۶/۲۰

چکیده

در این مطالعه به منظور بررسی فرضیه ناهمگنی عاملین بازار در بورس اوراق بهادار تهران و به منظور بررسی تجربی اهمیت تحلیل گران بنیادی و تحلیل‌گران تکنیکی در بورس اوراق بهادار تهران و همچنین اثرات متغیرهای اقتصادکلان بر سهم این عاملین تصمیم گیرنده در بازار سهام از داده های بورس اوراق بهادار تهران و همچنین داده های سری زمانی اقتصاد کلان ایران برای تخمین مدل STAR با تابع انتقال چند متغیره طی دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳و به صورت فصلی استفاده شده است. نتایج تخمین‌های مدل مورد بررسی حاکی از این است که سهم تحلیل گران بنیادگرای بازار در زمانی که ریسک در بازار بالاست و نوسانات شدید شاخص قیمت سهام وجود دارد، بیشتر از تحلیل گران تکنیکال است. همچنین در زمان رشد اقتصادی سهم بیشتری از تحلیل‌گران بازار از تحلیل های عاملین تکنیکال استفاده می‌کنند و در نتیجه قیمت های بازار از مقدار پایه ای شان واگرا می‌شوند. همچنین طی دوره هایی که تولید صنعتی در اقتصاد افزایش می‌یابد تحلیل گران بنیادگرا در بازار سهام غالب اند و تحلیل‌های آنها در تعیین جهت قیمت سهام مؤثرتر است و قیمت‌ها رفته رفته به سمت قیمت پایه‌ای همگرا می-شوند.

واژه‌های کلیدی: مدل ناهمگنی عاملین بازار، عقلانیت محدود، قیمت دارایی، خودرگرسیونی انتقال ملایم با تابع انتقال چند متغیره.

* این مقاله برگرفته از رساله دکتری خانم پریسا جوهری سلماسی در دانشگاه ارومیه می باشد

۱- دانشیار اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه ، ایران. h.heidari@urmia.ac.ir
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه، ارومیه ، ایران. (نویسنده مسئول) p.johari@urmia.ac.ir
۳- استاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، مازندران، ایران. srasekhi@umz.ac.ir
۴- استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، ارومیه ، ایران. h.faaljou@urmia.ac.ir

۱- مقدمه

ناهمگنی عاملین بازار بعنوان یکی از موضوعات مهم مورد بحث درپارادایم مالی رفتاری است. نظریه های مطرح شده در مباحث مالی مدرن، بر این پیش فرض استوار است که فعالان بازار به صورت عقلائی عمل می‌کنند. این عقلانیت[۱] از طریق نظریه مطلوبیت مورد انتظار در تصمیم گیری ها نمود پیدا می‌کند. طبق فرضیه بازار کارا، قیمت دارایی‌های مالی در برگیرنده همه اطلاعات مربوط به دارایی است، به عبارت دیگر سرمایه گذاران همه اطلاعات موجود و در دسترس را پردازش می‌کنند و دنبال حداکثر ساختن مطلوبیت مورد انتظار خود هستند و دارایی‌های مالی همیشه به صورت عقلایی قیمت‌گذاری می‌شوند. بنابرین، حرکات و تغییرات بعدی قیمت ها قابل پیش بینی نیست، زیرا تغییرات قیمت تنها به علت اطلاعات جدیدی ایجاد می‌شود که به بازار تزریق می‌شود و از آنجا که این اطلاعات به سرعت در دسترس همه سرمایه گذاران قرار می‌گیرد، هیچ‌کس نمی‌تواند بازده غیر عادی و بیشتر از میانگین داشته باشد. از طرف دیگر همان طور که شواهد تاریخی نشان می دهد، نوسانات در قیمت سهام بمراتب بیشتر از نوسانات عوامل بنیادی آن است، به‌عنوان مثال شاخص کل بورس اوراق بهادار در اوایل سال ۱۳۸۸ نزدیک به ۷۹۰۰ واحد، و در پایان مهرماه همان سال عددی نزدیک به ۱۲۱۰۰ بود که حاکی از بازدهی ۵۳ درصدی بازار در مدتی نزدیک به هفت ماه بود، ولی طی همین مدت عوامل بنیادی سهام و به طور خاص پیش بینی سود سهام شرکت ها رشدی به این میزان نداشته است. فرض عقلائی بودن عاملین بازار نیز یکی از ارکان اصلی مباحث مالی پیشرفته است و تقریبا همه نظریه‌های مالی پیشرفته از جمله نظریه پرتفوی مارکوئیتز[۲]، الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای شارپ[۳]، نظریه قیمت گذاری آربیتراژ راس[۴] و . . . از این فرض تأثیر می پذیرند (راعی و همکاران ۱۳۹۰). اما عقلانیت موضوعی است که بیش از آنکه بتوان آنرا دارای یک زمینه‌ی اقتصادی صرف دانست، مفهومی فلسفی، اجتماعی و روان شناختی دارد، از اینرو است که در مورد عقلانیت با طیف وسیعی از نظرات مواجه هستیم. یکی از این نظرات رویکرد مرسوم علم اقتصاد است که عقلانیت کامل را پیش فرض تغییر ناپذیر می داند که بر پایه نفع شخصی بنا شده است. انتقادهای بسیاری به رویکرد عقلانیت کامل وارد شده است، یکی از این انتقادها، عقلانیت محدود یا مرزبندی شده در مقابل عقلانیت کامل است، که هربرت سیمون [۵] (۱۹۵۷) مطرح کرده است. به گفته هربرت سیمون (۱۹۵۷)، در عقلانیت محدود، فرد تصمیم گیرنده بجای تصمیم بهینه به دنبال تصمیم رضایت بخش است و در این راه بجای استفاده از مدل های پیچیده تصمیم گیری، اغلب از تجربیات گذشته و قواعد سرانگشتی بهره می برد. در تئوری های اقتصادی و اقتصاد مالی، اصطلاح ناهمگنی، در مقابل مدل عامل نماینده که همه عوامل در آن یکسان هستند، قرار دارد. اغلب مدل های اقتصادی با این فرض که همه تصمیم گیرندگان یکسان (همگن) هستند، ساده سازی می شوند. طی چند دهه اخیر برخی از الگوهای ارزش گذاری دارایی‌ها معرفی شده است که بر نقش انتظارات ناهمگن[۶] در بازار های مالی تاکید دارد که در آن گروه های معامله‌گر در مورد قیمت های آینده، انتظارات متفاوتی دارند. از اواخر قرن ۱۹ علم اقتصاد شاهد مهم‌ترین تغییر پارادایم از روش بنگاه عقلائی نماینده به یک روش مبتنی بر پایه رفتار بنگاه هستیم.

به‌طور کلی، در یک اقتصاد پایدار خطی[۷] با یک مسیر حالت پایدار منحصر به فرد به نظر طبیعی می - رسد که عاملین در نهایت در بلند مدت انتظارات عقلایی داشته باشند و یک عامل نماینده کاملا عقلائی، بخوبی منطبق بر یک نمایش خطی از یک اقتصاد قابل پیش بینی و پایدار جهانی است. اما سوالی که پیش می آید این است که عاملین چگونه در یک دنیای پیچیده‌ی غیرخطی با تحرکات نامنظم قیمت و مقادیر، می‌توانند انتظارات عقلایی و پیش‌بینی‌های کامل داشته باشند؟ ازاین‌رو، یک دنیا با عاملین دارای

عقلانیت محدود که از استراتژی های پیش بینی ساده و نه کامل ولی تقریبا درست استفاده می‌کنند، به نظر مناسب ترمی‌رسد. در نهایت اگرفرضیه همگنی عاملین بازار و عقلانیت کامل که سنگ بنای تئوری های اقتصادی محسوب می‌شود، قابلیت تطابق با واقعیت را نداشته باشد، قاعدتا می توان به این نتیجه دست یافت که نظریات اقتصادی مرسوم توانایی شناخت جامعه و ارایه توصیه های کاربردی به منظور حل مسایل و مشکلات جامعه را نیز ندارد. ازاین‌رو، مطالعه حاضر در پی بررسی این مسئله است که آیا فرضیه ناهمگنی عاملین بازار در بورس اوراق بهادار تهران صادق است؟

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

سارجنت[۸] (۱۹۹۳)، بیان می‌کند که رفتار عقلائی دارای دوجنبه متفاوت ولی مرتبط است: اول اینکه، یک قاعده تصمیم گیری منطقی بر مبنای برخی پایه-های خرد اقتصادی است و از اصول بهینه سازی مثل مطلوبیت مورد انتظار یا ماکزیمم سود مورد انتظار استفاده می‌کند. دوم ، مدل عامل نماینده، در مورد تمام رویدادهای آینده انتظارات عقلائی دارد، همچنین یک عامل عقلائی خطاهای پیش بینی سیستماتیک انجام نمی‌دهد. در واقع انتظارات عقلایی یک راه حل ظریف و صرفه جویانه برای حذف قوانین پیش بینی و روانشناسی بازار از مدل اقتصادی فراهم می‌کند.

یکی از مفروضات مهم در قیمت‌گذاری استاندارد دارایی‌ها این است که سرمایه گذاران انتظارات همگن دارند و بر مبنای این فرض، هیچ گونه معامله ای صورت نخواهد گرفت. ولی همان طور که آبل[۹] (۱۹۸۹) اشاره می‌کند به منظور ایجاد معامله، سرمایه-گذاران باید باورهای ذهنی و توابع مطلوبیت متفاوت و یا مجموعه فرصت های سرمایه‌گذاری متفاوت داشته باشند، به عبارت ساده ترآبل معتقد است که ناهمگنی بر بازارها حاکم است و همگنی انتظارات وجود ندارد. میلر[۱۰] (۱۹۷۷) و ویلیام[۱۱] (۱۹۷۷) ادبیات موضوعی تأثیر انتظارات ناهمگن را بر قیمت دارایی‌ها و تخصیص سهم به پرتفوی را بررسی کردند، که جزو اولین الگوهای بررسی ناهمگنی رفتار بود. پژوهشگرانی مانند هامس (۲۰۰۱)[۱۲] نشان دادند که سرمایه گذاران در مورد بازدهی سهام در آینده انتظارات ناهمگن دارند و بر مبنای استراتژیی که بیشترین بازدهی را داشته است، باورهای خود را تغییر می دهند. ناهمگنی یا همگنی باورها در بازارهای مختلف آزمون شده است که اغلب حاکی از ناهمگنی باورها در بازارهاست. به-طور خلاصه می‌توان گفت مبنای برخی از نظریه ها در علوم اقتصاد و مالی همگنی، نماینده بودن عامل، بعنوان جامعه[۱۳] است. آنچه که در مالی رفتاری بیان می شود، ناهمگنی باورها یا انتظارات متفاوت در پیش بینی های افراد است(راعی و همکاران ۱۳۹۰).

اولین مطالعه تجربی در زمینه پویایی های رفتاری عاملین بازار توسط چیارلا[۱۴](۱۹۹۲)، صورت گرفت. چیارلا در تحلیلی سرمایه‌گذاران را به دو گروه تحلیل-گران بنیادی وتحلیل‌گران تکنیکی تقسیم می‌کند، که بر اساس تجربیات خود به مبادله دارایی‌ها می‌پردازند و در مطالعه خود بیان می‌کند که پایداری و ناپایداری تعادل ایجاد شده تحت تاثیر تعاملات بین قدرت تقاضای تحلیل‌گران بنیادی و میزان تقاضای سفته بازی و سرعت واکنش تحلیل‌گران تکنیکی، به منظور تشخیص روند و یا اصلاح تخمین است. چیارلا و خومین[۱۵] در سال (۱۹۹۹) به بررسی تعاملات پویای تحلیل گران بنیادی و تحلیل گران تکنیکی در شرایط تورمی پرداختند. آنها در این مطالعه بیان می‌کنند که در یک مدل پایه‌ای از پویایی‌های شرایط اقتصاد پولی، انتظار داریم که انتظارات تورمی تحلیل‌گران بنیادی و تحلیل گران تکنیکی از شرایط تورمی، میانگین وزنی هر یک از گروه ها را در تعیین قیمت دارایی شکل دهند. در این مطالعه همچنین نشان دادند که تحلیل گران بنیادی، انتظارات تورمی خود را بر اساس شرایط اقتصادی و تحلیل های بنیادی و تحلیل گران تکنیکی انتظارات خود را بر اساس تحلیل روندهای استاندارد شکل

می‌دهند. همچنین آنها نشان دادند زمانی که تورم با سرعت بالایی افزایش می‌یابد، نسبت عامل هایی که از

گروه تحلیل‌گران تکنیکی به گروه تحلیل‌گران بنیادی تغییر وضعیت می‌دهند، افزایش می‌یابد. ژاو و همکاران[16](۲۰۰۸)، با این عنوان که آیا تحلیل های تکنیکی در بلند مدت باقی می‌ماند یا نه؟ به بررسی دوره زمانی و نوع تحلیل غالب بر بازار در دوره زمانی مورد نظر و پایه های رفتاری دو گروه از عاملین پرداختند، آنها با مدل قیمت گذاری دارایی ها با بخش بندی تصادفی بازار به بررسی استراتژی غالب بازار، میزان سود آوری و تغییر موقعیت تحلیل گران بنیادی و تکنیکال در دوره های زمانی کوتاه مدت و بلندمدت پرداختند. آنها در تحقیقات‌شان از شبیه سازی مونت کارلو استفاده کردند و نشان دادند زمانی که در بازار دیدگاه تحلیل گران بنیادی غالب گردد، نسبت تحلیل گران بنیادی و ثروتشان در بازار افزایش می یابد و از طرف دیگر زمانیکه استراتژی تحلیل گران تکنیکی در بازار غالب می شود، نسبت ثروت تحلیل گران بنیادی در کوتاه مدت افزایش چندانی نخواهد داشت و حتی این احتمال وجود دارد که تحلیل گران بنیادی به سمت استراتژی تحلیل گران تکنیکی تغییر وضعیت دهند. بطور کلی در کوتاه مدت، به دلیل وجود عوامل مختلف، تصمیم گیری در خصوص استراتژی غالب مشکل است، اما در بلند مدت تقریباً افراد به استراتژی تحلیل‌گران بنیادی وزن بیشتری می‌دهند و اعتقاد به بازگشت قیمت پایه ای در بلند مدت دارند. چیارلا و همکاران(۲۰۱۱)، به بررسی مدل پویا با عوامل تصادفی در مدل قطعی پایه پرداختند. آنها در مطالعه خود از مدل چیارلا(۱۹۹۲) استفاده کردند و آنرا به یک مدل تصادفی در چارچوب عوامل ناهمگن برای قیمت و بازار گسترش دادند و به تحلیل سازگاری پویایی‌های تصادفی تحت رویکرد مستقیم و غیرمستقیم پرداختند. آنها با استفاده از روش های تصادفی میانگین‌گیری و تئوری انشعاب تصادفی، نشان دادند که در مدل تصادفی زمانیکه تاخیر زمانی تحلیل گران تکنیکی در شکل‌گیری انتظاراتشان مخالف صفر باشد، رفتاری سازگار با مدل قطعی از خود نشان می‌دهد و زمانیکه این تاخیر به سمت صفر میل می کند این سازگاری از بین می رود. اسپیردیج و همکاران[17] (۲۰۱۲)، با استفاده از یک مدل قیمت گذاری بازار سهام برای ۱۸ کشور عضو OCED به بررسی سهم تحلیل گران تکنیکی و تحلیل گران بنیادی پرداختند و در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که در شرایط عدم اطمینان بالای اقتصاد سرعت بازگشت به میانگین ارزش پایه ای افزایش می یابد که بیان‌کننده سهم بیشتر تحلیل گران بنیادی است. لوف[18] (۲۰۱۲)، به بررسی ناهمگنی عاملین بازار در بورس اوراق بهادار با دو عامل تحلیل‌گران بنیادی و تکنیکی با نسبت های سود سهام P/E و در آمد سهام P/D، شاخص S&P500 پرداخت. نتایج وی نشان می‌دهد که سهم تحلیل‌گران تکنیکی طی دوره رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و باعث دور شدن قیمت سهام از قیمت پایه ای بازار می شود. در پژوهشی که توسط ایکدا و ژانگ (۲۰۱۲) صورت گرفت، ارتباط میان باورهای ناهمگن و بازده آتی سهام با در نظر گرفتن ممنوعیت فروش استقراضی و ویژگی هایی از قبیل اندازه، اهرم، نسبت ارزش دفتری به بازار و شتاب در بازار چین مورد آزمون قرار گرفته است. نوعی از مدل فاما و فرنچ با این فرضیه همراه است که سرمایه گذاران مختلف باورهایشان را در یک قالب همگن شکل می دهند. این فرضیه بیان می کند که همه سرمایه گذاران به نتیجه یکسانی درباره ارزش بنیادی یک سهم دست می یابند. حتی اگر مجموعه اطلاعات مشابهی به صورتی یکسان توسط همه سرمایه گذاران قابل دسترسی باشد، تخمین آنها از سودآوری آینده یک شرکت ممکن است توسط بازتاب اولویت های مختلف، عوامل تنزیلی، محدودیت نقدینگی، افق های سرمایه گذاری و ویژگی های رفتاری مختلف، تغییر کند. تای ما وهاوویین[19](۲۰۱۴)، برای بررسی فرضیه ناهمگنی عاملین در بازار مالی از مدل STAR- GARCH استفاده کردند. آنها در مطالعه خود به بررسی رابطه پویا مابین سهم تحلیل گران تکنیکی و نوسانات و نیز حباب های بازار با استفاده از ۵۰ بازار سهام بین المللی برای دوره ۱۹۹۶-۲۰۱۱ پرداختند و به این نتیجه

رسیدند که مدل عاملین ناهمگن در اکثر بازارها معنی دار است. همچنین نتایج مطالعه آنها نشان می داد که نوسانات بازار سهام بطور مثبت و معنی داری مرتبط با وزن تحلیل‌گران تکنیکی می باشد و حباب‌های بازار سهام در اکثر کشورها مرتبط با وزن بالای تحلیل گران تکنیکی در بازار است. همچنین مطالعاتی توسط کیل لین[۲۰] (۲۰۰۳)، سینکمن و زیانک[۲۱] (۲۰۰۳)، دامس و همکاران[۲۲] (۲۰۰۵)، براسک و جلتساو[۲۳] (۲۰۰۶)، گالمیر و هالیفیاد[۲۴] (۲۰۰۶) انجام شده است که موضوع ناهمگنی را از جنبه های مختلفی مورد بررسی قرار داده‌اند (راعی و همکاران ۱۳۹۰).

در داخل کشور فرضیه ناهمگنی بطور مستقیم بررسی نشده و بیشتر تورش‌های رفتاری در حوزه مالی رفتاری مورد توجه قرار گرفته است. محمدی و همکاران(۱۳۸۹)، به تجزیه و تحلیل رفتار جمعی سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده ازمدل حالت فضا[۲۵] پرداختند و در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، با نادیده گرفتن متغیرهای بنیادی به هنگام اخذ تصمیمات سرمایه گذاری به صورت جمعی و دایم به عامل بازار توجه می‌کنند. راعی و همکاران(۱۳۹۰) در مطالعه ای به ارزش گذاری سهام در بورس اوراق بهادار با در نظر گرفتن موضوع ناهمگنی رفتار سرمایه گذاران پرداختند. نتایج آنها حاکی از آن است سرمایه گذاران بین دو استراتژی بنیادی و تکنیکال در حرکت هستند و در بعضی مقاطع تحلیل‌گران پیرو روند تحلیل‌گران بنیادین را وادار می‌کنند که استراتژی پیروی از روند را انتخاب کنند. مطالعه ای دیگر که در ایران در زمینه بازار مالی و آزمون انتظارات ناهمگن انجام شده مطالعه فروش باستانی و همکاران (۱۳۹۳) است. فروش باستانی و همکاران در مطالعه خود از یک مدل سه بعدی زمان گسسته از پویایی های قیمت دارایی که متأثر از انتظارات عاملین ناهمگن دوگروه بنیادگرا و تکنیکی بود، براساس قانون تعدیل قیمت بازارساز استفاده کرده‌اند. همچنین باید عنوان شود که این مطالعه کار تجربی ارائه نکرده بلکه با داده های فرضی به شبیه سازی کمی رفتارهای پویا و شناسایی جذب کننده های همزمان پرداخته است.

رستمی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه ای به بررسی کاربردهای اطلاعات ناهمگن برای قیمت گذاری تعادلی دارایی ها و انتخاب پرتفوی بهینه پرداختند. بر خلاف پارادایم سنتی قیمت گذاری دارایی ها و انتظارات منطقی، تحقیق آنها توجه زیادی به پارادایم جدیدی از ناهمگونی و عقلانیت محدود مبذول داشته است. نتایج تحقیق همبستگی مثبت میان قیمت های نسبی و بازده های ماهانه را نشان می دهد. بایستی اذعان نمود که مطالعه حاضر به لحاظ تجربی اهمیت تحلیل گران بنیادی و تحلیل گران تکنیکی را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده و همچنین اثرات اقتصاد کلان بر سهم این عاملین تصمیم گیرنده در بازار سهام بررسی شده است. بطور خلاصه بایستی گفت که مطالعه حاضر به دلیل استفاده از یک مدل پیوسته در زمان، استفاده از مدل های غیرخطی STAR با تابع انتقال چند متغیره و تخمین مدل با استفاده از داده های بورس اوراق بهادار تهران از مطالعات صورت گرفته، متمایز می‌شود.

۳- روش شناسی پژوهش

این پژوهش کاربردی است و از حیث روش انجام، از نوع همبستگی و علی است. جامعه آماری این پژوهش ایران است و نمونه آماری مشتمل بر داده‌های سری زمانی تاریخی فصلی مربوط به متغیرهای حوزه کلان اقتصادی و مالی طی دوره زمانی ۱۳۷۶تا ۱۳۹۳ است که در ادامه به تفصیل توضیح داده خواهند شد. مدل استفاده شده در این پژوهش، مدل STAR با تابع انتقال چندمتغیره است.

مدل قیمت گذاری دارایی بر مبنای فرضیه بازارهای کارا[۲۶] (EMH) مشکلات فراوانی دارد و پویایی پویایی های بازار های مالی را شرح نمی دهد. مدل بنگاه های ناهمگن، جایگزینی برای مدل EMH بود، که در آن یک بنگاه عقلائی نماینده، با بنگاه هایی با عقلانیت محدود که در انتظارات ناهمگن هستند،

جایگزین می شود. مدلی که در این مطالعه استفاده می شود مدل معرفی شده در مطالعه بروک و هومز[۲۷] (۱۹۹۷و۱۹۹۸) می باشد. در این مدل، انتظارات تحلیل گران بنیادی بر مبنای فرضیه بازار کارا است و قیمت دارایی ها به سمت مقدار پایه ای تعدیل پیدا می‌کند ولی تحلیل گران تکنیکی بر این باورند که انحراف از ارزش پایه ای تداوم دارد. این مطالعه، کاربرد یک مدل قیمت گذاری دارائی با عاملین ناهمگن را بیان می‌کند، که عاملین شامل تحلیل گران بنیادی و تحلیل گران تکنیکی می باشند.

مدل های عامل ناهمگن بصورت تجربی با استفاده از مدل های رگرسیونی تغییر رژیم تخمین زده می شوند، که رژیم های متفاوت نشانگر پروسه ی قیمت گذاری انتظاری دارائی ها مطابق با انتظارات هر نوع از عاملین بازار است. برای تخمین اثرات شرایط اقتصاد کلان روی رفتار عاملین اقتصادی از یک مدل STAR با تابع انتقال چند متغیره استفاده شده است. رژیم ها بصورت سهم هر دو گروه تفسیر می شود و انتخاب استراتژی توسط عاملین در چرخه های تجاری تغییر می‌کند. در این مطالعه انتخاب تحلیل گران از استراتژی ها بصورت تکاملی نیست و در بسیاری از چرخه های تجاری تغییر می‌کند. به این دلیل ما یک مدل STAR که درآن تابع انتقال به یک ترکیب خطی از متغیرهای کلان و مالی بصورت برون‌زا بستگی دارد، تخمین زدیم و با این چارچوب ما به شناسایی شرایط اقتصادی که تحت آن بنیادگراها یا تکنیکال ها در بازار تسلط دارند پرداختیم. در واقع در این مطالعه به منظور تخمین همزمان اثرات غیر خطی متغیرهای متعدد اقتصادی روی رفتار عاملین بازار از این روش استفاده شده است. تخمین مدل STAR با تابع انتقال چندمتغیره، دو مشکل در مقایسه با مدل STAR تک متغیره دارد:۱- انتخاب متغیرهای انتقال برای محاسبات ۲- برآورد وزن‌های متغیرهای انتقال.

ما در این تحقیق از مطالعه لوف (۲۰۱۲) و ازمون خطی بودن لوکنن (۱۹۸۸) برای انتخاب متغیرهای انتقال از یک مجموعه بزرگ از اطلاعات و برآورد همزمان وزن مربوطه شان در تابع انتقال استفاده کرده ایم.

۳-۱- مدل پژوهش

طبق مدل سیستم اعتقادات تطبیقی ABS[۲۸] بنگاه های سرمایه‌گذاری، امکان سرمایه‌گذاری دارائی-هایشان را در دارائی بدون ریسک و یا دارایی با ریسک دارند. فرض می شود دارائی بدون ریسک تحت تاثیر عرضه و تقاضا قرار نمی‌گیرد و کاملا کشش پذیر است و نسبت ثابت بازده r را دارد. ولی دارائی با ریسک در طول زمان، سود و بازده نامشخص و تصادفی دارد که با Y_t مشخص می شود، قیمت دارائی با ریسک با P_t مشخص می شود. در نتیجه تقاضای عامل نوع h برای دارائی با ریسک به بازده اضافی بستگی دارد، $R = r + 1$ بازده ناخالص است. نوسانات در نرخ بازده اضافی به وسیله واریانس مشاهدات محاسبه می‌شود. با توجه به مطالعات گفته شده، سرمایه گذار بازده انتظاریش از دارائی با ریسک را با واریانس و ریسک گریزی یکسان در هر گروه از عاملین اقتصادی ماکزیمم می‌کند. بدین ترتیب تابع تقاضای Z برای دارائی با ریسک عامل تحلیل گرhام در زمان t بدست می آید:

رابطه (۱)

$$Z_{h,t} = \frac{E_{h,t}(P_{t+1} + Y_{t+1} - RP_t)}{\eta V_{h,t}(P_{t+1} + Y_{t+1} - RP_t)} = \frac{E_{h,t}(P_{t+1} + Y_{t+1} - RP_t)}{\eta\sigma^2}$$

بر اساس رابطه (۱)، H نوع عامل در بازار وجود دارد و هرکدام به اندازه n در بازار سهم دارند به طوری‌که $(0 < n_{h,t} < 1)$ و مجموع آنها مساوی ۱ است. بروک و هومز(۱۹۹۸)، چیارلا و هی(۲۰۰۳) فرض کردند که عرضه خالص سهام صفر است. این بدان معنی است که هیچ دارائی با ریسک جدیدی صادر یا پس گرفته نمی شود. در شرایط تعادل داریم:

رابطه (۲)

$$Z_e = \sum_{h=1}^{H} n_{h,t} \frac{E_{h,t}(P_{t+1} + Y_{t+1} - RP_t)}{\eta\sigma^2}$$

در حالتی که عامل همگن و عقلائی است و فرضیه بازار کارا صادق است، $(\mathrm{H}=1, \mathrm{n_f}=1)$ است $Ze = 0$، یعنی مازاد عرضه و تقاضا وجود ندارد و قیمت بدست آمده از تعادل، مساوی قیمت پایه ای می باشد (P_t). در یک مدل قیمت گذاری دارائی ارزش فعلی خطی ساده که بر مبنای فرضیه بازار کارا است، قیمت دارائی مالی مساوی مجموع تنزیل یافته از قیمت مورد انتظار دارائی در دوره ی بعد و هر جریان نقدی مورد انتظار (سود سهام D_{t+1}) که به دارائی در دوره آینده تعلق می‌گیرد، می‌باشد. گوردون[۲۹] (۱۹۵۹)، بیان کرد که قیمت می تواند بصورت یک مجموع نامتناهی از سود انتظاری تنزیل شده باشد:

رابطه (۳)

$$P_t = \frac{1}{1+r} E_t(P_{t+1} + D_{t+1}) = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^i} E_t(D_{t+i})$$

که در آن عامل تنزیل ثابت به وسیله $\frac{1}{1+\mathrm{r}}$ بدست می آید.g_t نرخ رشد سود سهام است:

رابطه (۴)

$$D_t = (1+g_t)D_{t-1}$$

دراینصورت با جایگذاری معادله ۴ در ۳، می توان نوشت:

رابطه (۵)

$$\frac{P_t}{D_t} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{1+r^i} E_t(\prod_{j=1}^{i}(1+g_{t+j}))$$

تحت فرضیه عامل تنزیل ثابت، افزایش در نسبت $\frac{\mathrm{P_t}}{\mathrm{D_t}}$ (P/D)، افزایش در سود آینده و برعکس را پیش بینی می کند.

بروک و هومز(۱۹۹۸)، یک جایگزین برای رابطه ارزش فعلی (۳) ارائه کردند، به‌طوری‌که طبق نتایج آنها قیمت سهام وابسته به انتظارات h نوع مختلف از عاملین با عقلانیت محدود بود:

رابطه (۶)

$$P_t = \frac{1}{1+r} \sum_{h=1}^{H} G_{h,t} E_t^h(P_{t+1} + D_{t+1})$$

در رابطه (۶)، $\mathrm{E_t^h}[\ ]$ نشانگر انتظارات عامل بازار نوع h است، بخشی از عاملین بازار استراتژی تجاری h را در زمان t دنبال می‌کنند که با $\mathrm{G_{h,t}}$ نشان داده می شود. برای انعطاف پذیری تحلیلی، بروک و هومز فرض کردند عامل تنزیل ثابت است و اگر تمام عاملین تحلیل گر بازار عقلائی باشند $\mathrm{E_t^h}[0] = E_t[0] \forall h$، مدل ۶ تبدیل به مدل ۳ خواهد شد. بوسویچ و همکاران[۳۰] (۲۰۰۷)، نشان دادند که اگر سود سهام به صورت یک پروسه ی گام تصادفی هندسی مشخص شوند، مدل (۶)، می تواند بصورت زیر فرموله شود:

رابطه (۷)

$$Y_t = \frac{1}{1+r} \sum_{h=1}^{H} G_{h,t} E_t^h[Y_{t+1}]$$

$\mathrm{Y_t}$ بصورت انحراف از ارزش پایه ای P/D تعریف می شود.

رابطه (۸)

$$Y_t = \frac{P_t}{D_t} - \mu$$

که درآن $\mu = \frac{1}{\mathrm{T}} \sum_{\mathrm{t=1}}^{\mathrm{T}} \frac{\mathrm{P_t}}{\mathrm{D_t}}$، بیانگر یک تخمین از ارزش پایه ای، نسبت P/D است. $\mathrm{Y_t}$ بیانگر اندازه حباب ها در بازار سهام است که می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. در صورتیکه $\mathrm{Y_t} > 0$، دارائی بیشتر از ارزش پایه اش قیمت گذاری شده، درصورتیکه $\mathrm{Y_t} < 0$، دارائی کمتر از ارزش پایه ای اش ارزش گذاری شده است. می توان قیمت دارائی P_t را به دوقسمت ارزش پایه ای تخمینی $\mu\mathrm{D_t}$ و حباب $\mathrm{Y_t D_t}$ تقسیم کرد.

رابطه (۹)

$$P_t = \mu D_t + Y_t D_t$$

تفاوت دونوع عامل بازار بنیادی و تکنیکال اینست که هر دو از قیمت پایه ای دارایی آگاه هستند، تحلیل گران بنیادی اعتقاد دارند که قیمت ها در بلند مدت به سمت ارزش پایه‌ای‌شان برمی‌گردند، یعنی قیمت گذاری اشتباه در طول زمان ناپدید می شود:

رابطه (۱۰)

$$E_t^F(Y_{t+1}) = \eta_F Y_{t-1} \quad , \quad \eta_F < 1 + r$$

برخلاف تحلیل گران بنیادی، تحلیل گران تکنیکی اعتقاد دارند که بازار سهام به واگرایی از ارزش پایه ای اش ادامه خواهد داد.

رابطه (۱۱)

$$E_t^C(Y_{t+1}) = \eta_c Y_{t-1} \quad , \quad \eta_c \geq 1 + r$$

با جایگذاری این دو عقیده (۱۰) و (۱۱) در معادله (۷) و با تغییر زمانی سهم هر دو نوع عامل، پروسه ی قیمت گذاری دارائی می تواند به وسیله پروسه ی خودرگرسیونی با یک انتقال ملایم[۳۱] شرح داده شود.

رابطه (۱۲)

$$Y_t = \alpha_F Y_{t-1}(1 - G_t) + \alpha_C Y_{t-1} G_t + \varepsilon_t$$

که در آن $\alpha_F = \frac{\eta_F}{1+r} < 1$ و $\alpha_C = \frac{\eta_C}{1+r} \geq 1$ و تابع انتقال G_t بصورت سهم تحلیل گران تکنیکی در بازار سهام تعریف می شود و $1 - G_t$ نشان دهنده ی تحلیل گر بنیادی در بازار است.

تابع انتقال بصورت یک تابع لجستیک [۳۲] وابسته به مقدار وقفه ی متغیر وابسته می باشد:

رابطه (۱۳)

$$G_t = (1 + \exp[-\gamma(\eta_C - \eta_F)Y_{t-3}(Y_{t-1} - (1+r)Y_{t-2})])^{-1}$$

که درآن γ، شدت انتخاب عامل[۳۳] را نشان می دهد. اگر $\gamma \to \infty$ تمام عاملین بازار استراتژی را که بیشترین سود دهی را در دوره قبلی داشته، انتخاب می کنند. (فرض ناهمگنی از بین می‌رود) و اگر $\gamma = 0$ در اینصورت سهم هر نوع عامل در تمام دوره ها بدون در نظر گرفتن سود دهی، دقیقا ۵۰ ٪ خواهد بود. بجای این پویایی تکاملی، در این مطالعه فرض می‌شود که عاملین بازار، انتخاب استراتژی شان را بر اساس اطلاعات کلان و مالی قرار می‌دهند. قدم بعدی مشخص کردن شرایط اقتصادی مرتبط با هر عامل تصمیم گیرنده می‌باشد. تابع انتقال G_t یک تابع لجستیک است، در مدل LSTAR که در مطالعه تراسویرتا (۱۹۹۴)[۳۴] ارائه شده است، بصورت زیر می باشد:

رابطه (۱۴)

$$G_t = (1 + \exp(-\gamma(X_t - c)))^{-1}$$

که در آن متغیر انتقال X_t معمولا مقدار وقفه متغیر وابسته یا وقفه دیفرانسیل متغیر وابسته می باشد ولی می‌تواند هر متغیر از پیش تعیین شده یا برونزا نیز باشد. تابع انتقال همچنین ممکن است وابسته به یک ترکیب خطی از متغیرها باشد :

رابطه (۱۵)

$$G_t = (1 + \exp(-\gamma(\beta X_t - c)))^{-1}$$

که در معادله (۱۵)، $X_t = [X_{1,t}, \ldots, X_{p,t}]$ و p تعداد متغیرهای انتقال موجود در معادله می باشند. برای این مدل γ, c, β همگی باهم قابل شناسایی نیستند. بنابراین برای حل این مشکل، طبق مطالعه لوف (۲۰۱۲) این محدودیت که مجموع β ها مساوی ۱ شوند، را قائل شدیم. بنابراین $X_t\beta$ یک مجموع وزنی از متغیرهای انتقال چندگانه است. برای تعیین اینکه کدام یک از متغیر ها بصورت متغیرهای انتقال در مدل STAR هستند، متغیرها را با یک آزمون خطی بر مبنای تقریب تیلور بر مبنای مطالعه لوکنن و همکاران (۱۹۸۸) بدست می آوریم. تقریب تیلور مرتبه سوم از معادله ۱۲ با تابع انتقال تک متغیره معادله ۱۴ حول $\gamma = 0$ بصورت زیر است:

رابطه (۱۶)

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{3} \phi_i + iY_{t-1}X_t^i + e_t$$

X_t متغیر انتقال در دسترس است. با جایگذاری $X_t = X_t\beta$ در معادله ۱۶، این تقریب به دلیل نامشخص بودن وزن هایβ، با روش های مرسوم قابل تخمین نیست. بنابراین برای رهایی از این مشکل از تقریب مرتبه اول تیلور معادله ۱۲ با تابع چند متغیره (۱۵) حول $\gamma = 0$ استفاده می شود:

رابطه (۱۷)

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-1}(X_t\beta) + e_t$$

رابطه (۱۸)

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \theta_i Y_{t-1}X_{i,t-1} + e_t$$

در این مطالعه به انتخاب ساختار وقفه مناسب و آزمون های غیرخطی بودن می پردازیم و بـرای تعیـین طـول وقفه مناسب از مدل های AR استفاده می‌شود.

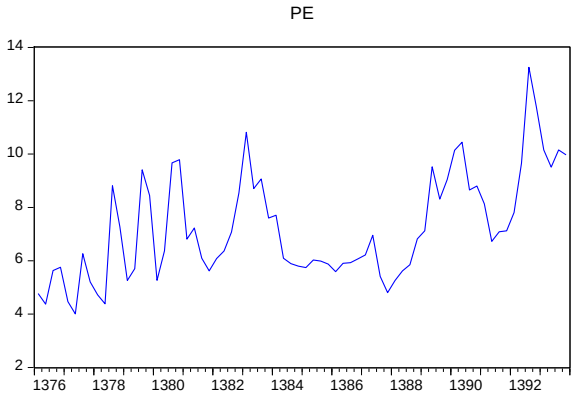
جامعه آماری مورد استفاده در این مطالعه، شامل داده های بورس اوراق بهادار تهران و همچنین داده های سری زمانی اقتصاد کلان ایران می باشد. دوره زمانی و تواتر داده ها از سال ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳و به صورت فصلی[۳۵] می باشد. به منظور تعیین متغیرهای انتقال، مجموعه هایی از شاخص های مالی و کلان بعنوان نشانگر متغیرهای انتقال بالقوه بر مبنای مطالعات پیشین انتخاب شده است. اولین مجموعه از متغیر ها مربوط به عملکرد بازار مالی است که شامل متغیرهای P/E[۳۶] (شاخص متوسط قیمت به درآمد) می‌باشد. برای محاسبه آن از فرمول قیمت سهم تقسیم بر پیش بینی سود خالص استفاده گردیده است، ضمنا منظور از پیش بینی سود خالص، میزان سود متعلق به هر سهم در یک دوره مالی که توسط شرکت پیش بینی اعلام می‌گردد، می‌باشد. برای محاسبه این عدد حاصل تقسیم میزان سود یا زیان (بعد از کسر مالیات) شرکت بر تعداد سهام مورد استفاده قرار گرفته است. (نیکبخت و مرادی ۱۳۸۴)، همچنین P/E بازار نیز میانگین وزنی آن با توجه به ارزش بازار هر شرکت در هر صنعت در نظر گرفته شده است و شرکت هایی که داری P/E منفی یا بزرگتر از عدد چهل بود از جامعه آماری حذف شد. انحراف از میانگینP/E (GEMPE)، نوسانات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار(VOL) است لوف (۲۰۱۲). مجموعه دوم، که شامل متغیرهای انتخابی بر مبنای مطالعه کمپل (۲۰۰۳) می‌باشد، عبارتند از: شاخص ادوار تجاری و نرخ های بهره. شاخص ادوار تجاری شامل: تولید ناخالص داخلی حقیقی(GDP) و مصرف خصوصی (CON) هستند که ما متغیرهای تولید صنعتی (IND) و شکاف GDP (OPG) (شکاف تولید ناخالص داخلی از اختلاف تولید ناخالص داخلی و تولید بالقوه که به روش های محاسباتی برآورد شده است به دست می آید بدین منظور ما در این مطالعه از روش فیلترینک هدریک پرسکات[۳۷] برای محاسبه تولید ناخالص بالقوه استفاده کرده ایم[۳۸]) را نیز اضافه کرده ایم. مجموعه سوم شامل نرخ های تورم (INF) ، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی (DEF)[۳۹] هستند. نرخ بهره استفاده شده در مطالعه لوف (۲۰۱۲) و کمپل(۲۰۰۳)، بازده اوراق خزانه کوتاه مدت سه ماهه امریکا و بازده بلند مدت ۱۰ ساله اوراق وزارت خزانه داری امریکاست، به دلیل نبود داده های نرخ بهره در ایران در این مطالعه، بعنوان پراکسی از داده های نرخ سود حقیقی کوتاه مدت سه ماهه (RE) و نرخ سود حقیقی یکساله (RE1) (نرخ سود حقیقی= نرخ سود بانکی+ نرخ تورم) استفاده شده است. از بین تمام متغیرها، متغیرهای ادوار تجاری وضعیت فعلی اقتصاد و نرخ های بهره انتظارات و شرایط آینده اقتصاد را مورد سنجش قرار می‌دهند.

بطور کلی متغیر هایی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته اند عبارتند از: CON،GDP ، IND، CPI، INF، DEF، OPG، VOL، RE، RE1 تمامی

متغیرها بصورت لگاریتمی هستند و برای دوره زمانی ۱۳۷۶تا ۱۳۹۳ و بصورت فصلی تعدیل یافته و مورد استفاده قرار گرفته اند. همچنین داده های مورد نیاز برای آزمون فرضیه ها از سایت بانک مرکزی، گزارش های روزانه معاملات در سایت بورس اوراق بهادار تهران و از گزارشات بسته نرم افزاری جامع بورس اوراق بهادار شرکت ره آورد نوین استخراج گردیده است.

۴- یافته های پژوهش

بررسی نموداری شاخص P/E در مقابل زمان برای دوره ۱۳۷۶-۱۳۹۳ نشان می دهد که، در سال ۱۳۸۷ سونامی بحران مالی جهانی و مسائل درون و برون سازمانی متعدد مانند طرح تحول اقتصادی و حذف یارانه‌های انرژی و غیره، رؤیاهای مدیران و مسئولان بورس و سازمان خصوصی‌سازی را باطل کرد. این وقایع باعث شد که شاخص متوسط قیمت به درآمد در فصل چهارم سال ۸۷ کمترین میزان خود در تاریخ بورس را تجربه نماید. یعنی متغیر ارزش روز بازار سهام در پایان اسفند ۸۷ به ۴۹ میلیارد دلار رسید تا کاهش بیش از ۲ میلیارد دلاری خود را به ثبت برساند که این افت نشان از خروج سرمایه‌گذاران جدید و قدیم از بورس و در نتیجه کاهش اعتماد به آینده کوتاه یا میان‌مدت بورس تهران شد. افت محسوس قیمت سهام اکثر شرکت‌های بزرگ و مطرح بورس در کاهش محسوس و ۲۶ درصدی میانگین نسبت قیمت به درآمد (P/E) بازار نمایان شد. بدین ترتیب که این نسبت در ابتدای سال ۸۶ ، ۵/۲۰ مرتبه بود اما در نتیجه سیر نزولی قیمت سهام در پایان سال ۸۷ با کاهش ۱/۳ مرتبه‌ای به ۳/۸۴ مرتبه رسید که نشان از ارزان شدن قیمت سهام اکثر شرکت ها دارد. همچنین بورس تهران طی سال های ۹۱ تا ۹۳ با رشد بی سابقه متوسط قیمت به درآمد همراه بوده است و شاخص از مرداد ۹۱ تا خرداد ۹۲ با رشد ۷۰ درصدی روبرو شده بود. این امر نشان دهنده نگرش مثبت سهامداران به آینده بازار و پذیرش شرکت های اصل ۴۴ در بورس است. نسبت قیمت به درآمد بازار در آذر ماه به رقم ۸/۰۴ رسید که بازگشت سرمایه بورس را ۸ ساله نشان می‌داد. در اواخر خرداد ۹۳ یک اتفاق دیگری نیز رخ داد، که محصولات صادراتی ایران را به شدت تحت تاثیر خود قرار داد. ظهور داعش در عراق برای صنعت سیمان سخت و گران تمام شد. از آذر ۹۲ الی شهریور ۹۳ به صورت مداوم نسبت قیمت به درآمد P/E بازار کاهشی بوده و بازار در اصلاح شدید قرار داشته است. در مهر و آبان سال ۹۳ نیز بورس وارد مرحله خوش بینی هسته ای شد که شاخص با یک رشد خیلی محسوس از محدوده ۷۰ هزار وارد محدوده ۷۶ هزار شده بود که البته بعد از تمدید توافق هسته ای و افت سنگین قیمت نفت و مشتقات نفتی و فلزات اساسی از محدوده ۷۶ هزار با ریزش بسیار سنگین توانست به محدوده ۶۱ هزار برسد. داستان خوش بینی هسته ای در سال ۹۴ نیز چند بار تکرار شد و یکی از مهم‌ترین موارد، در همان ابتدای سال ۹۴ رخ داد، بازار در تعطیلات عید عموما دچار سستی در حجم و ارزش معاملات می شد اما این بار در روزهای آغازین سال رشد بسیار مناسبی داشت و پس از توافق لوزان نیز رشد خوبی داشت، اما در نهایت با عرضه های سنگین حقوقی ها و عدم وزن مناسب به توافق هسته‌ای، بورس بار دیگر ریزشی شد.



نمودار ۱- شاخص P/E در مقابل زمان برای دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۶

۴-۱- نتایج آزمون خطی بودن

برای یافتن طول وقفه بهینه، مدل های $AR(q)$ خطی که شامل حداکثر ۴وقفه برای نسبت مالی P/E و GEMPE (قدر مطلق انحراف از میانگین P/E) می‌باشد، تخمین زده شده است. طبق نتایج جدول ۱، برای متغیر P/E وقفه دوم و برای متغیر GEMPE وقفه اول بعنوان وقفه بهینه انتخاب می شود. مدل STAR در معادله ۱۲ با ساختار خودرگرسیونی با ۲وقفه مناسب تخمین زده شده است و در نهایت ما کارایی این ساختار را با باقی مانده های مدل STAR و با آزمون ناهمبستگی سریالی مورد آزمون قرار داده‌ایم.

جدول ۱- انتخاب مدل

Y_t	q	۱	۲	۳	۴
P/E	SBC	۳,۶۲	۳,۵۳*	۳,۷۰	۳,۵۹
GEMPE	SBC	۲,۹۲*	۳,۲۲	۳,۲۱	۳,۱۹

معیار شوارتز بیزین برای مدل AR(q)، تعداد مشاهدات ۷۱، از سال ۱۳۷۶-۱۳۹۳.

مرحله بعدی آزمون غیر خطی بودن و انتخاب متغیر های انتقال می باشد. برای آزمون خطی بودن ما از یک تقریب تیلور تابع انتقال تک متغیره معادله ۱۴ بر مبنای مطالعه لوف(۲۰۱۲) و لوکنن(۱۹۸۸) استفاده کرده ایم و یک تقریب تیلور مرتبه سوم از معادله ۱۲ و با تابع انتقال تک متغیره ۱۴ حول $\gamma = 0$ به‌دست آوردیم (معادله ۱۶). سپس آزمون خطی بودن توسط تخمین تقریب تیلور معادله ۱۶ با آزمون فرضیه ارائه شده در رابطه (۱۹) انجام گرفت:

رابطه (۱۹)

$$H_0 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = 0$$

نتایج آزمون خطی بودن و مقدار آماره F در جدول ۲ نشان داده شده است. در جدول ۲ جائیکه H_0 رد می‌شود، (F عدد بزرگ و P-VALUE کوچک) متغیر یک متغیر انتقال است. طبق نتایج، متغیرهای GDP، IND، VOL متغیرهای انتقال می-باشند. تابع انتقال می‌تواند به دو صورت لجستیک و یا نمایی باشد و به منظور بررسی نوع تابع انتقال سه آزمون F بر مبنای معادله ۱۶ که توسط تراسویرتا (۱۹۹۴) پیشنهاد شده انجام گرفته است.

رابطه (۲۰)

$$H_{01}: \emptyset_4 \neq 0$$

$$H_{02}: \emptyset_3 = 0 | \emptyset_4 = 0$$

$$H_{03}: \emptyset_2 = 0 | \emptyset_3 = \emptyset_4 = 0$$

اگر هر سه فرضیه ی H_{01}, H_{02}, H_{03} رد شوند مدل ESTAR و در غیر اینصورت مدلLSTAR ترجیح داده می شود. نتایج جدول ۲ نشان دهنده ی متغیرهای انتقال با مدل LSTAR می باشند.

برای تخمین مدل با تابع انتقال چند متغیره از معادلات ۱۷ و ۱۸ استفاده می شود و برای محاسبه تخمین های β، از تخمین $\hat{\theta}$ به روش OLS و محدودیت $\sum_{i=1}^{p} \beta_i = 1$ استفاده شده است. برای انتخاب مجموعه ی بهینه از متغیرهای انتقال متغیرها به ۴ دسته تقسیم شده اند: ۱- شاخص های بازار سهام ۲- شاخص های ادوار تجاری ۳- نرخ های تورم ۴- نرخ های بهره. برای تخمین، از هر مجموعه فقط یک متغیر انتخاب می کنیم به این دلیل که چندین متغیر در هر گروه وجود دارند که به شدت به همدیگر همبسته اند و به این ترتیب از مشکل همخطی در تابع انتقال نیز جلوگیری می شود. برای اجتناب از انتخاب یک مدل بیش از برآورد شده نیز تخمین ها را فقط با مجموعه ای از متغیر های انتقال ادامه می‌دهیم که تمامی ضرائب $\tilde{\beta}$ در سطح ۱۰و ۵ درصد معنی دار باشند و در نهایت مجموعه‌ای که بطور قوی فرض خطی بودن را رد می‌کند بعنوان مجموعه بهینه انتخاب می شود. جدول ۳، نتایج نهایی از پروسه ی آزمون انتخاب متغیرهای انتقال را نشان می‌دهد.

جدول۲- آزمون خطی بودن:تابع تک متغیره

$Y_t = \frac{P}{E}$						
	t-1			t-2		
	F	P	L/E	F	P	L/E
PE	۱,۴۳۵	۰,۲۴	E	۰,۳۷	۰,۷۸	E
VOL	۲,۹۷۲	۰,۰۳۸*	L	۱,۹۶	۰,۱۳	L
GBORS	۳,۰۲۴	۰,۰۳۶*	L	۱۲,۸	۰,۰۰*	L
INF	۱,۹۵۴	۰,۱۳	L	۲,۰۶	۰,۱۱	L
CPI	۱,۵۱۶	۰,۲۲	E	۱,۶۲	۰,۱۹	E
DEF	۱,۷۵۷	۰,۱۶	E	۱,۶۴	۰,۱۹	E
CON	۱,۲۸۳	۰,۲۹	L	۱,۳۷	۰,۲۶	E
OPG	۰,۷۸۸	۰,۵	E	۰,۴۵	۰,۷۲	E
GDP	۳,۶۶۱	۰,۰۲*	E	۳,۰۴	۰,۰۳۵*	E
IND	۲,۴۹۳	۰,۰۶۸*	L	۹,۷۵	۰,۰۰*	L
RET	۱,۰۵۲	۰,۳۷	E	۱,۲۹	۰,۲۸	E
DRET	۱,۸۳۲	۰,۱۵	E	۱,۴	۰,۲۵	L
R1	۱,۵۰۵	۰,۲۲	E	۱,۱۵	۰,۳۳	L

جدول۳- آزمون خطی بودن: تابع چند متغیره

متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	β_1	β_2	β_3	F	P	L/E
PE	VOL,GDP,IND	۰,۵۵	۰,۱۸	۰,۲۷	۱۳,۷	۰,۰۰	L

بزرگترین مقدار F و کمترین میزان p برای انتخاب بهینه مجموعه متغیرهای انتقال بکار گرفته شده است.

نتایج تخمین پارامتر های مدل STAR با تابع انتقال چند متغیره در جدول ۴ بیان شده است. مدل براساس LS غیرخطی تخمین زده شده است و قبل از آن یک شبکه جستجوی[۴۰]، $p+1$ بعدی برای γ، c و $p-1$ برای یافتن ارزش اولیه ی β مورد استفاده قرار گرفته است و با ثبات β،C، γ می تواند به وسیله ی OLS تخمین زده شود. پارامترهای خودرگرسیونی از هر رژیم توسط α_1وα_2 نشان داده شده اند.

جدول۴- تخمین پارامترها برای مدل STAR

متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	α_1	α_2	γ	C	β_1	β_2	β_3
P/E	IND	-۰,۰۳ (۰,۰۰)	۰,۷۷ (۰,۰۰)	۸۴۹,۷ (۰,۰۰)	۱,۳۳ (۰,۰۰)	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
P/E	VOL,GDP,IND	۰,۲۲ (۰,۰۱)	۱,۰۴ (۰,۰۳)	۰,۶۲ (۰,۰۵)	۰,۱۱ (۰,۰۰۶)	-۰,۷۲ (۰,۰۰۴)	۰,۸۸ (۰,۰۴)	-۰,۲۸ (۰,۰۶)

اولین سطر جدول ۴، نشان دهنده ی پارامترهای تخمین زده شده برای مدل STAR با تابع انتقال تک متغیره ی (۱۴) و با استفاده از متغیر انتقال IND است، که قویا فرض خطی بودن را رد می کند. نتایج نشان می‌دهد که به دلیل اینکه γ عدد بزرگی است، فرض نا همگنی عاملین بازار رد می‌شود و سهم هر دو نوع عامل صفر و یک می باشد. ردیف دوم جدول ۴، نتایج تخمین مدل STAR (۱۲) را با تابع انتقال چند متغیره (۱۵) نشان می دهد. مقدار γ کمتر نشان دهنده ی انتقال آرام میان رژیم ها می‌باشد و در این مدل دو رژیم شناسایی می‌شوند و در مدل هر رژیم دارای پارامتر خودرگرسیونی معنی دار است (α_1وα_2). α کوچکتر از یک بیانگر عامل اقتصادی نوع بنیادگرا و پارامتر خودرگرسیونی دیگر بطور معنی داری بزرگتر از یک است که بیانگر عامل اقتصادی نوع تکنیکال می-باشد. ($\alpha_1 = 0.2247$ و $\alpha_2 = 1.0427$)

تفسیر $\beta_1 = -0.7252$، نشان می دهد که بنیادگراها در طی دوره هایی که نوسانات قیمتی افزایش می یابد، یعنی طی دوره ای که نااطمینانی در اقتصاد بالاست، عامل غالب در بازار هستند که این نتیجه نتایج اسپریدیچ (۲۰۱۲)را تایید می‌کند. تفسیر $\beta_2 = 0.8814$، نشان می دهد که رشد اقتصادی، اثر مثبتی بر سهم عاملین تکنیکال در بازار دارد که این نتایج همسو با نتایج لوف (۲۰۱۲) است و نتایج مطالعه راعی و همکاران (۱۳۹۰) را رد می‌کند. درواقع زمانی که رشد اقتصادی در کشور از میانگین بلندمدت آن بیشتر باشد استفاده از تحلیل های تکنیکال در بورس اوراق بهادار از تحلیل بنیادین بهتر خواهد بود و زمانیکه میزان رشد اقتصادی از میانگین کمتر باشد استفاده از الگوهای ارزش گذاری همانند گوردون برای سرمایه گذاران سود آوری بهتری خواهد داشت. در واقع در طی دوره ای که شرایط مساعد اقتصادی وجود دارد سهم تکنیکال ها در بازار افزایش یافته و باعث می شوند قیمت سهام از قیمت پایه ای فاصله بگیرد در واقع طی دوران رشد اقتصادی، عاملین بازار استراتژی شان را از بنیادگرا به تکنیکال تغییر می دهند. یعنی انتظارات و باورهای تکنیکال ها بر عقاید و انتظارات تحلیل گران بنیادین غلبه دارد و آنها را مجبور کرده اند که از استراتژی آنها پیروی کنند که آن نیز باعث ایجاد حباب در قیمت دارائی ها می شوند. $\beta_3 = -0.27811$ ، بیانگر اینست که طی دوره ای که تولید صنعتی IND افزایش می‌یابد عاملین بنیادگرا گروه غالب در بازار هستند که نتیجه نیز مطابق نتایج لوف (۲۰۱۲) می باشد.

جدول ۵، نتایج ارزیابی مدل STAR را در مقایسه با برازش مدل AR(1) ، مدل رگرسیون خطی $Y_t = \omega_1 Y_{t-1} + \omega_t X_t + e_t$ که شامل متغیرهای توضیحی یکسان با مدلSTAR است و میزان R^2، AIC و SBC برای تمام مدل ها برآورد شده را نشان می‌دهد.

جدول۵- آزمون خوبی برازش

متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	مدل	R^2	AIC	SBC	MAE	RMSE	F^{lin}	P
P/E	-	AR(1)	۰,۳۵	-۳۴,۶۹	-۳۰,۱۹	۰,۲۱	۰,۲۵	۰,۰۰	۰,۰۰
P/E	IND	LINEAR	۰,۳۱	-۰,۱۳۳	-۰,۰۷	۰,۱۸	۰,۲۲	۰,۰۰	۰,۰۰
P/E	IND	STAR	۰,۷۹	۰,۳۰	۰,۹۴	۰,۱۸	۰,۲۳	۴,۲۹	۰,۱۳
P/E	VOL,GDP,IND	LINEAR	۰,۵۲	-۴۸,۱۴	-۳۴,۶۵	۰,۱۷	۰,۲۱	۰,۰۰	۰,۰۰
P/E	VOL,GDP,IND	SRAT	۰,۵۱	-۵۰,۲۴	-۴۱,۲۵	۰,۱۷	۰,۲۱	۲۲,۵۵	۰,۰۰

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که، میزان R^2 مدل STAR با تابع انتقال تک متغیره بیشترین مقدار است. مطابق نتایج AIC, SBC مدل STAR با تابع انتقال چند متغیره دارای مقادیر کمتری نسبت به سایر مدل ها است، همچنین این مدل فرضیه ناهمسانی بنگاه ها را به خوبی نشان می‌دهد و با داده ها بهتر فیت می‌شود. نتایج جدول۵، آماره آزمون خطی بودن هنسن(۱۹۹۶) را نیز نشان می‌دهد، که این آزمون نشان دهنده رد قوی فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن می باشد.

نهایتا آزمون های تشخیصی در جدول ۶ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون های ناهمبستگی سریالی، برای ۴ مرتبه، نشان می‌دهد که هیچ دلیلی برای رد فرضیه ی صفر مبنی بر فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی در باقی مانده ها وجود ندارد. آزمون دوم در مورد ثبات پارامترها با فرضیه صفر، عدم وجود تغییر زمانی پارامترها را با آماره آزمون F نشان می‌دهد. نتیجه این آزمون هم نشان از عدم رد فرضیه صفر و ثبات پارامترها دارد. آزمون بررسی عدم وجود رابطه غیرخطی، برای بررسی حالتی است، که یک متغیر انتقال حذف شده باشد، یا متغیر از طریق کانال های غیرخطی دیگر روی متغیر وابسته تاثیر داشته باشند. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که تمام متغیرهای انتقال بالقوه در این مقاله بکار گرفته شده اند و هیچ متغیر انتقال حذف شده ای وجود ندارد و رابطه غیر خطی دیگری یافت نشده است.

جدول۶- آزمون های تشخیصی

	متغیر وابسته	P/E	
	متغیرهای توضیحی	(GDP, IND, CON, CPI)	
	F	P	
ناهمبستگی سریالی	1st	۳,۳۴	۰,۰۷
2st		۱,۶۷	۰,۲۰
3st		۱,۴۲	۰,۲۴
4st		۱,۱۱	۰,۳۶
ثبات پارامتر	P/E	۰,۳۵	۰,۹۰
:عدم وجود رابطه غیر خطی	P/E	۰,۰۴	۰,۹۹
VOL		۰,۵۸	۰,۶۳
INF		۰,۹۴	۰,۴۱
CON		۰,۴۵	۰,۷۲
OPG		۰,۵۳	۰,۶۶
DOPG		۰,۸	۰,۹۷
CPI		۰,۶	۰,۶۱
IND		۰,۷۳	۰,۵۴
DEF		۰,۴۰	۰,۷۵
GDP		۰,۹۱	۰,۴۴
RET		۱,۱۷	۰,۳۳
DRET		۱,۲۰	۰,۳۱
GBORS		۰,۱۸	۰,۹۱
R1		۰,۳۴	۰,۸۰
RE1		۰,۲۹	۰,۸۳

۵- نتیجه گیری و بحث

در نظام کنونی اقتصاد جهانی بورس اوراق بهادار بعنوان نبض اقتصاد معرفی می نمایند که وضعیت اقتصادی و حتی سیاسی و اجتماعی کشور در حال و آینده تاثیر بسزایی بر میزان سود آوری شرکتها خواهد گذاشت. ورود مداوم اطلاعات به بازارهای مالی باعث ایجاد واکنش های متفاوت و در نتیجه تغییرات در قیمت سهام می گردد. یکی از مهم ترین گروه های استفاده کننده اطلاعات، سرمایه گذاران بوده که عرضه و تقاضا اساس مکانیزم تنظیم قیمت در بازارهای مالی را شکل می دهد. بدین منظور در این مطالعه به بررسی فرضیه ناهمگنی عاملین بازار در بورس اوراق بهادار تهران و بررسی تجربی اهمیت تحلیل گران بنیادی و تحلیل گران تکنیکی در بورس اوراق بهادار تهران و همچنین اثرات اقتصاد کلان بر سهم این عاملین تصمیم گیرنده در بازار سهام پرداخته شده است. برای اینکار از داده های بورس اوراق بهادار تهران و همچنین داده های سری زمانی اقتصاد کلان ایران برای تخمین مدل STAR باتابع انتقال چند متغیره طی دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳و به صورت فصلی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که الگوی غیر خطی بر الگوی خطی برتری دارد به عبارت دیگر نظریه ناهمگنی عاملین اقتصادی بر نظریه فرد به عنوان جامعه یا نماینده بودن برتری دارد. همچنین نتایج تخمین های مدل مورد بررسی حاکی از اینست که عاملین بازار عقاید ناهمگن در مورد قیمت سهام دارند که همین ناهمگنی موجب نوسانات سهم در کوتاه مدت و بلندمدت می شود که این نتیجه برخلاف نتایج محمدی و همکاران (۱۳۸۹) می باشد. طبق نتایج سهم تحلیل گران بنیادی بازار در زمانی که ریسک در بازار بالاست و نوسانات شدید شاخص قیمت سهام وجود دارد، بیشتر از تحلیل گران تکنیکال است و با کاهش نوسانات، سهم عاملین تکنیکال در بازار افزایش می یابد. همچنین در زمان رشد اقتصادی سهم بیشتری از تحلیل گران بازار از تحلیل های عاملین تکنیکال استفاده می‌کنند و در نتیجه قیمت های بازار از مقدار پایه ای شان واگرا شده و حباب های قیمتی که در زمان رشد اقتصادی اتفاق می افتد، ناشی از تسلط تکنیکال ها در بازار است، که این نتایج مخالف نتایج راعی و همکاران (۱۳۹۰) و مطابق نتایج لوف (۲۰۱۲) می باشد. همچنین طی دوره هایی که تولید صنعتی در اقتصاد افزایش می‌یابد تحلیل گران بنیادگرا در بازار سهام غالب اند و تحلیل های آنها در تعیین جهت قیمت سهام مؤثرتر است و قیمت ها رفته رفته به سمت قیمت پایه ای همگرا می‌شوند این نتیجه مطابق نتایج مطالعه لوف (۲۰۱۲) می باشد. در خاتمه، به منظور تبیین بیشتر پدیدهٔ ناهمگنی عاملین بازار در بورس اوراق بهادار تهران، با توجه به اینکه ممکن است سرمایه گذارانی با استراتژی های دیگر نیز در بازار وجود داشته باشند و به پژوهشگران پیشنهاد می شود از الگوهای ناهمگنی با تعداد بیشتری استراتژی استفاده کنند.

فهرست منابع

* محمدی، شاپور. راعی، رضا . قالیباف، حسن. گل ارضی، غلامحسین (۱۳۸۹)، تجزیه و تحلیل رفتار جمعی سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده ازمدل فضای حالت، مجله پژوهشهای حسابداری مالی، سال دوم ، شماره دوم، شماره پیاپی (۴)، ۴۹-۶۰ .
* راعی، رضا .اسلامی بیدگلی، غلامرضا. میرزا بیاتی، مهدی (۱۳۹۰) ، ارزش گذاری سهام و ناهمگنی رفتار سهامداران در بورس اوراق بهادار تهران، مجله دانش حسابداری ، شماره ۵، ۱۰۳-۱۲۶.
* فروش باستانی، علی .اسلامی بیدگلی، سعید .رحیمی فر، سید محم ایمان (۱۳۹۳)، ارایه مدل پویای بازارمالی با انتظارات ناهمگن واطمینان وابسته به حالات، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، تابستان، ۵۷-۹۱.
* Abel, A. (1989). Asset prices under heterogeneous beliefs: implication for the equity premium. Working paper, Wharton School at University of Pennsylvania.

* Fudenberg, D., Tirole, J., (1991). Game Theory. MIT Press, Cambridge.
* Gordon, M.J., (1959). Dividends, earnings, and stock prices. The Review of Economics and Statistics 41, 99–105.
* Gallmeyer, M and Hollifield, B., (2006). Financial Leverage Does Not Cause the Leverage Effect. Society for Economic Dynamics, Issue 263, 281-304.
* Hommes, C., (2001). Financial markets as nonlinear adaptive evolutionary systems. Quantitative Finance 1, 149–167.
* Kahneman, D., Tversky, A., (1973). On the psychology of prediction. Psychological Review 80 (4): 237–251.
* Kyle, L,. (2003). decentralized admission control of a queuing system: A game-theoretic model. Naval Research Logistics (NRL), Volume 50, Issue 7, 702-718.
* Leroy, S.F., Porter, R.D., (1981). The present – value relation: tests based on implied variance bounds. Econometrica, 49, 555-574.
* Lof, M., (2012). Heterogeneity in stock prices: A STAR model with multivariate transition function. Journal of Economic Dynamics & Control 36, 1845–1854.
* Milgrom, P., Stokey, N., (1982). Information, trade and common knowledge. Journal of Economic Theory 26, 17–27.
* Miller, E. M., (1977). Risk, uncertainty, and divergence of opinion. The Journal of Finance, Volume 32, Issue 4, September 1977, 1151–1168.
* Recchioni, M.C., Tedeschi, G., Gallegati, M., (2015). A calibration procedure for analyzing stock price dynamics in an agent-based framework, Journal of Economic Dynamics& Control 60, 1–25.
* Sargent, T., (1993). Bounded Rationality in Macroeconomics. Clarendon Press, Oxford.
* Saang, J.B., (1999). Tests for bounded rationality with a linear dynamic model distorted by heterogeneous expectations. Journal of Economic Dynamics & Control, 23, 1517-1543.
* Simon, H., (1957). A Behavioral Model of Rational Choice, in Models of Man, Social and Rational: Mathematical Essays on Rational Human Behavior in a Social Setting. New York: Wiley.
* Spierdijk, L., Bikker, J.A., van den Hoek, P., (2012). Mean reversion in international stock markets: an empirical analysis of the 20th
* Brock, W.A., Hommes, C.H. (1997). A rational route to randomness. Econometrica, 65, 1059–1096.
* Brock, W.A., Hommes, C.H., (1998). Heterogeneous beliefs and routes to chaos in a simple asset pricing model. Journal of Economic Dynamics and Control, 22, 1235–1274.
* Boswijk, H.P., Hommes, C.H., Manzan, S., (2007). Behavioral heterogeneity in stock prices. Journal of Economic Dynamics and Control 31, 1938–1970.
* Buraschi, A and Jilltsov., (2006). A Model Uncertainty and Option Markets with Heterogeneous Beliefs. The Journal of Finance, Volume 61, Issue 6, 2841–2897.
* Chauveau, Th., Subbotin, A., (2013). Price dynamics in a market with heterogeneous investment horizons and boundedly rational traders, Journal of Economic Dynamics & Control 37, 1040–1065.
* Chiarella, C., He, X. Zh., Zheng, M., (2011). An analysis of the effect of noise in a heterogeneous agent financial market model. Journal of Economic Dynamics & Control 35, 148–162.
* Chiarella, C., He, X., (2003). Dynamics of beliefs and learning under aL-process the heterogeneous case. Journal of Economic Dynamics and Control 27, 503–531.
* Chiarella, C., Khomin, P., (1999). Adaptively evolving expectations in models of monetary dynamics—The fundamentalists forward looking. Annals of Operations Research 89, 21–34.
* Chiarella, C., (1992). The dynamics of speculative behaviour. Annals of Operations Research 37, 101–123.
* Dumas, B and Kurshev, A and Uppal, R., (2005). What Can Rational Investors Do About Excessive Volatility and Sentiment Fluctuations? NBER Working Papers 11803, National Bureau of Economic Research, Inc, 1-47.
* Frankel, J.A., Froot, K.A., (1986). Understanding the US dollar in the eighties: the expectations of chartists and fundamentalists. Economic Record 1 (2), 24–38. Also published as NBER working paper No. 0957, December 1987, special issue.
* Friedman, M., (1953). The case of flexible exchange rates. In: Essays in Positive Economics. University of Chicago Press.

century. Journal of International Money and Finance 31, 228–249.

* Scheinkman, J. A and Xiong, W., (2003). Overconfidence and Speculative Bubbles. Journal of Political Economy, Volume 111, NO. 6, 1183-1219.
* Simon, L. H., (2015). Cross-sectional asset pricing with heterogeneous preferences and beliefs, Journal of Economic Dynamics & Control, 58,125–151.
* Shiller, R.J., (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? American Economic Review 71, 421–436.
* Terasvirta, T., (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. Journal of the American Statistical Association 89, 208–218.
* Tai, Ma. , Hao Yin, Chun., (2014). Chartist Weights and Market Instability: Applications of the Heterogeneous Agent Model in International Stock Markets. Twenty first annual conference of the Multinational Finance Society, June 11, 2014.
* Williams, J., (1977). Estimating Betas from Nonsynchronous data. Journal of financial economics, Volume 53, 309-327.

یادداشت‌ها

[1] Rationality
[2] Markowitz
[3] Sharp
[4] Rass
[5] Simon(1957)
[6] Heterogeneous Beliefs
[7] Linear State
[8] Sargent (1993)
[9] Abel(1989)
[10] Miller (1977)
[11] Williams(1977)
[12] Hommes
[13] Representative Theory
[14] Chiarella (1992)
[15] Chiarella and Khomin (1999)
[16] Jaw and et.al(2008)
[17] Spierdijk and et al, (2012)
[18] Lof(2012)
[19] Tai Ma and Hao Yin(2014)
[20] Kyle Lin(2003)
[21] Scheinkman and Xiong(2003)
[22] Dumas and et al(I2005)
[23] Buraschi and Jiltsov (2006)
[24] Gallmeyer and Hollifield(2006)
[25] State Space
[26] Efficient Market Hypothesis (EMH)
[27] Brock and Hommes (1997,1998)
[28] Adaptive belief system (ABS)
[29] Gordon (1959)
[30] Boswijk and et .al (2007)
[31] Smooth Transition Autoregressive Regression
[32] Logestic
[33] Intensity of agent
[34] Terasvirta(1994)

[۳۵] دلیل انتخاب روند فصلی به این دلیل است که روند های فصلی به نوعی شفافتر می تواند گویای نوسانات سیکلی در اقتصاد باشند.
[۳۶] نسبت قیمت به درآمد در مقایسه با قیمت بازار شاخص بهتری برای ارزش گذاری سهم است و همچنین این شاخص تعیین کننده رفتار عاملین اقتصادی است.
[۳۷] روش فیلترینگ توانترهای مربوط به چرخه های تجاری را از تولید جدا می کند و روش فیلترینگ هدریک پرسکات برای داده های فصلی بهتر جواب میدهد.
[۳۸] بالفعلGDP – بالقوه$GDP = GDP$شکاف
[۳۹] یکی از معیار های سطح قیمت ها، شاخص ضمنی GDP است و به صورت $GDP\ DEFLATOR = GDP(\text{اسمی})/GDP(\text{واقعی}) * 100$
[40] Grid Search