



## بررسی روند زمانی قطعی و تغییر در پایداری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، مبتنی بر تحلیل بیزین و با مدل تعمیم یافته ریشه واحد تصادفی (GSTUR)

رسول سجادی<sup>۱</sup>

محسن عسگری<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۱/۶/۲۰

تاریخ دریافت: ۹۱/۲/۲۰

### چکیده

در سال‌های اخیر علاقه فزاینده‌ای به مطالعه ویژگی‌های غیرخطی در سری‌های زمانی مالی و اقتصادی در سطح کلان، شکل گرفته است که دلیل آن را می‌توان در امکان بروز نتایج و تحلیل‌های گمراه‌کننده با در نظر نگرفتن رفتار غیرخطی در محاسبات، و همچنین بررسی روندهای زمانی، تاثیرگذاری شوک‌های ساختاری و تغییر ویژگی‌های رفتاری این سری‌ها در طول زمان، جستجو کرد. استفاده از آزمون‌های رایج اقتصادسنجی بر این موضوع دلالت دارد که این سری‌های زمانی اغلب حاوی ریشه واحد بوده و به سبب آن نامانایی  $I(1)$  دارند.

در این مقاله با استفاده از معیارهای NSE، RNE و CD به بررسی الگوریتم MCMC پرداخته و با تحلیل حساسیت بر روی مقادیر پارامترهای پیشین، میزان حساسیت نتایج به تغییر مقادیر پارامترها بررسی شده است. همچنین با بررسی ویژگی‌های ساختاری توزیع‌ها و پارامترهای پسین، عدم وجود خودهمبستگی معنادار، متناسب با طول وقفه‌ها، و برازش داده‌های پسین حاصل با توزیع‌های مورد انتظار بررسی شده است. با اجرای ۴۸ حالت مختلف از مدل GSTUR، مشاهده شد که افزایش  $p$  تاثیر کمی در بهبود مدل دارد. همچنین در کلیه حالت‌ها، مدل‌های بدون روند و ثابت رگرسیون نسبت به مدل RW، ارجحیتی نداشته و با مقایسه از طریق فاکتور بیز، از مدل RW حمایت می‌شود. اما در کلیه سه نوع دیگر از مدل‌های کلاس GSTUR، مدل‌های GSTUR نسبت به مدل RW ارجحیت دارند. همچنین نتایج این بررسی حاکی از وجود شواهدی مبنی بر غیرخطی بودن سری زمانی شاخص کل بوده و این سری زمانی با احتمال ۹۹٪ دارای روند مانا است.

**واژه‌های کلیدی:** مدل تعمیم یافته ریشه واحد تصادفی (GSTUR)، تحلیل بیزین، MCMC، مانایی، الگوریتم‌های نمونه‌گیری Gibbs و M-H، فاکتور بیز، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران.

۱- استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه علم و فرهنگ

۲- دانشجوی فوق لیسانس مهندسی مالی، دانشگاه علم و فرهنگ (مسئول مکاتبات)، m.asgari@usc.ac.ir

## ۱- مقدمه

در سال‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰، اقتصادهای دنیا بسیاری از تکنیک‌های سری زمانی که توسط Box و Jenkins معرفی شده بودند را در درون خود مشاهده نمودند. در سال‌های اخیر علاقه فزاینده‌ای به مطالعه ویژگی‌های غیرخطی سری‌های زمانی مالی و اقتصاد کلان به وجود آمده است. مطالعات مربوط به وجود شواهد غیرخطی در این سری‌های زمانی، بر مبنای دو فرض شهودی تاثیر قابل توجه و ضربه زدن شوک‌های ساختاریه این سری‌ها و امکان تغییر ویژگی‌های رفتاری آن‌ها در طول زمان استوار است. بنابراین مدل‌های آماری خطی، ممکن است در شناخت رفتارهای پیچیده مخصوصاً در فرایندهای نهفته<sup>۱</sup> غیرکارآمد باشد. در سال ۱۹۹۶ Davis و Resnick خاطر نشان کردند که «در نظر نگرفتن ویژگی‌های غیرخطی در محاسبات، می‌تواند پیامدهای فاجعه باری در تحلیل‌ها به همراه داشته و منجر به نتایج کاملاً گمراه‌کننده‌ای شود.»

یکی از آزمون‌های رایج اقتصادسنجی برای آزمون مانایی یک سری زمانی و همچنین تعیین اینکه آیا متغیر دارای روند قطعی یا روند تصادفی است، استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) می‌باشد. معمولاً هنگام بررسی سری‌های زمانی مالی، با دو مشکل عدم مانایی و کشیدگی<sup>۲</sup> در توزیع مواجه هستیم. استفاده از آزمون‌های رایج اقتصادسنجی بر این موضوع دلالت دارد که سری‌های زمانی اقتصاد کلان حاوی ریشه واحد بوده و به سبب آن فرایند نامانایی  $I(1)$  دارد. برخی از این نتایج با نظریه‌های اقتصادی مغایرت دارند. بنابراین همیشه یک عدم قطعیتی در خصوص جابه‌جایی<sup>۳</sup> در پایداری یک سری زمانی مانند جابه‌جایی از مانایی  $I(0)$  به نامانایی  $I(1)$  و یا برعکس، وجود دارد. [yang, 2010]

به عنوان یک اصل بایستی شاخص‌های قیمتی بورس اوراق بهادار، منعکس کننده و مرتبط با کلیه اطلاعات نهفته و منتشر شده در هر کدام از سهام‌های پذیرفته شده، و فضای اقتصادی و سیاسی داخل و خارج آن کشور باشد. بنابراین بررسی ویژگی‌های شاخص بورس اوراق بهادار تهران به عنوان دماسنج اقتصاد کلان در بستر زمان از اهمیت زیادی برخوردار بوده و شناخت ویژگی‌های ساختاری و آماری، و شوک‌های تاثیرگذار بر آن و شدت تاثیر هر یک، می‌تواند بسیار به افزایش دانش در خصوص این شاخص و در نگاهی کلان‌تر به صنعت‌های ایجاد کننده ارزش افزوده در اقتصاد ایران کمک نماید.

در بررسی صورت گرفته در این مقاله به سئوالات زیر پاسخ داده خواهد شد: همزمان با تغییر خواص درونی<sup>۴</sup> تاثیرگذار بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران در طول زمان، چگونه می‌توان مطمئن شد که این سری زمانی دارای روند زمانی قطعی است؟ آیا می‌توان تغییرات مشاهده شده در پایداری این سری زمانی، را به اتفاقات مهم در آن زمان نسبت داد و بالعکس؟ آیا مدل GSTUR به

عنوان یک مدل با خواص غیرخطی بودن، برای مدل‌سازی رفتار سری زمانی شاخص بورس اوراق بهادار تهران نسبت به مدل خطی گام تصادفی (RW) ارجعیت دارد؟ آیا تحلیل بیزین ابزار مفیدی برای برآورد پارامترهای یک مدل می‌باشد؟

تشخیص اینکه یک سری زمانی دارای روند مانا، تفاضل مانا و یا هیچکدام است برای پیش‌بینی بسیار ضروری است. مدل GSTUR با داشتن یک ضریب غیرخطی، یعنی  $p$ ، رویکرد انعطاف‌پذیری برای مدل‌سازی برخی سری‌های زمانی اقتصاد کلان فراهم آورده است. دلیل آن را می‌توان در ثابت و یا متغیر بودن ریشه‌ها در یک فرایند دانست که این موضوع باعث تغییر در پایداری سری‌ها در طول زمان می‌شود. از این نظر مدل GSTUR می‌تواند درک بهتر و مفهوم متفاوتی در خصوص افت‌وخیزهای<sup>۱</sup> سری‌های اقتصاد کلان به ما بدهد. همچنین با استفاده از خاصیت درست‌نمایی‌های حاشیه‌ای مدل‌های دیگر، می‌توان به مقایسه راحت‌تر مدل‌ها پرداخت و برای گسترش دانش در خصوص عدم قطعیت‌های مدل و وجود روند زمانی قطعی مناسب است.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بازار سرمایه به عنوان یکی از ارکان بازار مالی، نقش به‌سزایی در تجهیز امکانات مالی و سرمایه‌ای در جهت تخصیص بهینه منابع به منظور رشد و توسعه اقتصادی کشورها دارد. نقش و اهمیت نظام مالی در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی کشورها به صورتی است که می‌توان تفاوت اقتصادهای توسعه یافته و توسعه نیافته را در درجه کارآمدی و کارایی نظام مالی آنها جست و جو کرد. عوامل متنوعی بر شاخص قیمت سهام در بورس‌های اوراق بهادار تاثیرگذار است و سطح نفوذپذیری متغیرها روی شاخص قیمت سهام می‌تواند بر اساس شرایط در هر کشوری متفاوت باشد. تغییرات حکومتی، حوادث طبیعی، جنگ، دورنمای مثبت و یا منفی اقتصاد، تغییرات بنیادی در ساختار اقتصادی یک کشور نظیر اتخاذ سیاست‌های انبساطی و انقباضی، هدفمند کردن یارانه‌های دولتی و ... برخی از این عوامل هستند که می‌توانند موجب تغییر در پایداری شاخص‌های مختلف تعریف شده شوند. افت و رشدهای غیرمنتظره شاخص‌های بورسی در دنیا، باعث شده است تا کارشناسان مالی و اقتصادی بطور جدی‌تری به بررسی دلایل و عواملی بپردازند که منجر به بروز چنین پدیده‌هایی می‌گردد. سؤال اساسی این است که این روندهای نزولی و صعودی شدید در شاخص‌ها تا چه اندازه معلول عوامل اقتصادی است و اصولاً نقش عوامل روانی و هیجانات رفتاری در بروز این وضعیت‌ها تا چه میزان می‌تواند جدی تلقی شود؟. بنابراین یکی از موضوعات مورد توجه محققان اقتصادی و مالی، موضوع بررسی تاثیر متغیرهای اقتصادی بر عملکرد بورس اوراق بهادار است. در مقاله پورحیدری (۱۳۸۷)، تاثیر سه متغیر مهم اقتصادی، یعنی حجم پول، نرخ تورم

و تولید ناخالص داخلی بر بازدهی بورس اوراق بهادار ایران طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۴ مورد بررسی قرار گرفته است. در این بررسی با مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و مدل تصحیح خطا (VECM) نشان داده شده است که ارتباط معنادار و مثبتی بین تورم و بازدهی بورس اوراق بهادار وجود داشته است. همچنین مشاهده شده است که ارتباط معناداری بین حجم چول و تولید ناخالص داخلی بورس اوراق بهادار وجود ندارد.

برخی از مجموعه عوامل خرد و کلانی که در صحنه اقتصاد کشورها می‌تواند به تنهایی نقش آفرینی کرده و یا در تعامل با عوامل دیگر، دورنمای متفاوتی را در بازارهای مالی و به خصوص بازار سرمایه ترسیم کند در زیر ذکر شده است. با مطالعه شرایط اقتصادی کشورها شاید بتوان به جرات ادعا کرد که نقش عواملی چون کاهش و یا افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی، تلاش دولت‌ها برای اجرای سیاست‌های انبساطی و انقباضی، رکود و رونق در بازارهای دیگر نظیر مسکن، ارز، طلا و فلزات گرانبها و فارکس، پیش‌بینی افزایش و یا کاهش نرخ تورم در آینده، کاهش و یا افزایش حجم واگذاری سهام شرکت‌های دولتی به بخش خصوصی و ... در بروز نوسانات در بازار سرمایه غیر قابل کتمان است.

همچنین در مقاله رهنمای رودپشتی (۱۳۷۷) برخی از عوامل اصلی افت و رکود بازار بورس اوراق بهادار تهران، و عدم تاثیر این بازار بر تبخیر منابع مالی، ذکر شده است که از آن جمله می‌توان به روشن نبودن سیاست‌های اقتصادی، شفاف نبودن اطلاعات منتشر شده از سوی بازار بورس در خصوص عملکرد شرکت‌ها و عدم امکان دسترسی عموم سرمایه‌گذاران به اطلاعات، تنوع نداشتن اوراق بهادار مورد معامله در بورس و فقدان ابزارهای متنوع، کافی نبودن خدمات مشاوران مالی و سرمایه‌گذاری و موسسات تخصصی، حساسیت زیاد بازار بورس نسبت به مسائل حاشیه‌ای، روشن نبودن سیاست‌های قیمت‌گذاری کالاهای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس، عدم تناسب بین نرخ بازده سرمایه‌گذاری در بورس با سرمایه‌گذاری در سایر بازارهای سرمایه نظیر بانک‌ها و بازارهای خارج از بورس، وابستگی اقتصاد کشور به درآمد حاصل از فروش نفت و گاز، روشن نبودن سیاست‌های تولید و توسعه در کشور، تغییرات شدید سیاسی، اداری، و نظایر آن در کشور و ساختار بازار سرمایه و سیاست‌های متغیر در امر واردات و صادرات و بسیاری دیگر اشاره کرد.

بنابراین عوامل متعددی وجود دارند که ممکن است باعث تغییرات پایداری در شاخص کل بورس تهران در طول زمان شوند و همچنین این رابطه به صورت عکس نیز صادق است یعنی در صورت مشاهده تغییرات پایداری در یک سری زمانی، علت آن را می‌توان در بین عوامل تاثیرگذار در آن مقطع زمانی بررسی نمود. بنابراین پایداری در یک نمونه، با تغییر در وقایع مختلفی جابجا می‌شود. منظور از تغییر در پایداری، جهش ریشه سری‌های زمانی به واحد یا بیشتر از آن و یا

برعکس است. اکثر نتایج حاصل از بررسی سری‌های زمانی مربوط به اقتصاد کلان با نظریه‌های اقتصادی مغایرت داشته و این سری‌ها اغلب در کل زمان خود مانا نیستند. به دلیل وجود ریشه واحد و به سبب آن نامانایی  $I(1)$ ، همیشه یک عدم قطعیت در خصوص جابه‌جایی در پایداری یک سری زمانی مانند جابه‌جایی از مانایی  $I(0)$  به نامانایی  $I(1)$  و یا برعکس، وجود دارد. تغییر در پایداری می‌تواند در هر نقطه زمانی رخ دهد و مقادیر پارامترها، یک درجه پایداری جدیدی را موجب می‌شود که به طور بالقوه به مقادیر وقفه بستگی دارند. همچنین اطلاعات قبلی و درجه پایداری قبلی، اطلاعات جدیدی را به ما می‌دهد. هرچند ممکن است برخلاف تغییرات درجات پایداری، روند قطعی وجود داشته باشد.

در تحقیقات سال‌های اخیر در خصوص مدل‌سازی سری‌های زمانی، مدل‌های غیرخطی نظیر TAR، STAR، ESTAR و ARFIMA برای بررسی نامانایی در سری‌های زمانی مربوط به داده‌های اقتصاد کلان پیشنهاد شده است. مدل GSTUR جزء مدل‌های غیرخطی محسوب می‌شود که هنوز به طور کامل مورد بررسی قرار نگرفته است. در سال ۱۹۹۷ توسط Granger و Swanson مدل پارامتریک زیر به نام مدل STUR ارائه شد:

$$y_t = \exp(\alpha_t) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\alpha_t = \Phi_0 + \Phi_1 \alpha_{t-1} + \eta_t$$

$$E(\alpha_t) = 0$$

که در آن  $\varepsilon_t$  و  $\eta_t$  دارای  $i. i. d. N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  و  $i. i. d. N(0, \sigma_\eta^2)$  است. یکی از ویژگی‌های اصلی مدل STUR این است که اجازه تغییر در پایداری در سری‌های مربوط به اقتصاد کلان در طول زمان را می‌دهد. مدل GSTUR مدلی انعطاف‌پذیر است که ویژگی آماری داده‌هایی را که برای ما جذاب هستند را در اختیار ما می‌گذارد. این مدل از لحاظ مفاهیم اقتصادی مشابه مدل STUR بوده با این تفاوت که باعث بهبود دانش ما در خصوص ویژگی‌های آماری و ساختاری داده نیز می‌شود. در سال ۲۰۰۶، Yoon با بررسی بیشتر مدل STUR درک کاملی از این فرایند را ارائه نمود که خلاصه‌ای از یافته‌های او عبارت است از:

- $y_t$  تنها بر روی میانگین، دارای ریشه واحد بوده و در برخی دوره‌ها دارای تغییرات شدید است.
- فرایند STUR دارای Tail‌های بسیار سنگین بوده و مقادیر انتهایی آن احتمال وقوع بالایی دارند.
- و فرایند STUR با تفاضل گیری نمی‌تواند مانا شود.

به دلیل خاصیت اول، فرایند STUR به سختی از فرایندهای گام تصادفی (RW)، مخصوصاً زمانی که  $\text{var}(\alpha_t)$  کوچک باشد، قابل تمایز است. بنابراین با تفاضل‌گیری نمی‌تواند فرایندهای STUR را که از لحاظ مانایی ضعیف هستند، را مدل نمود. در سال ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸، Yang مدل STUR را تعمیم داد و این تعمیم با فرض وجود روند زمانی قطعی و یک جابه‌جایی در خواص ذاتی  $y_t$  انجام گرفته است یعنی:

$$v_t = y_t - \gamma - \delta t$$

انگیزه اصلی این تعمیم بر روی مدل STUR بر مبنای این حقیقت استوار است که همیشه یک عدم قطعیتی در خصوص اینکه سری‌های زمانی اقتصاد کلان با استفاده از آزمون‌های رایج اقتصادسنجی دارای روند مانا (TS) و یا تفاضل مانا (DS) هستند یا خیر، وجود دارد. همچنین در مدل GSTUR،  $v_t$  از یک فرایند STUR تبعیت می‌کند یعنی:

$$v_t = \exp(\alpha_t) v_{t-1} + \sum_{i=1}^l \lambda_i \Delta v_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\alpha_t = \phi_0 + \phi_1 \alpha_{t-1} + \dots + \phi_p \alpha_{t-p} + \eta_t$$

این مدل بر فرض‌های زیر استوار است:

- تغییر در پایداری در هر نقطه زمانی می‌تواند رخ دهد.
- مقادیر پارامترها، یک درجه پایداری جدیدی را موجب می‌شود که به طور بالقوه به مقادیر وقفه بستگی دارند.
- اطلاعات قبلی و درجه پایداری قبلی، اطلاعات جدیدی را به ما می‌دهد.
- ممکن است برخلاف تغییرات درجات پایداری، روند قطعی وجود داشته باشد.

اگرچه مدل‌سازی تغییرات پایداری به‌عنوان یک فرایند تصادفی در هر دو مدل STUR و GSTUR دیده می‌شود، اما برآورد آن مسئله بزرگی است. در سال ۱۹۹۷، Granger و Swanson از روش برآورد حداکثر درست‌نمایی (ML) که توسط Guyton و همکاران خود در سال ۱۹۸۶ ارائه شده است، و از روش برآورد مینیمم مربعات مجموع برای برآورد پارامترهای مدل STUR استفاده نمودند. به گفته Granger و Swanson، این برآوردها «تاحدودی غیر دقیق<sup>۷</sup>» و «غیرواقعی<sup>۸</sup>» هستند. دلیل این برآوردهای ناکارا با استفاده از تقریب ML ممکن است به علت ویژگی‌های ذاتی فرایند STUR باشد. در سال ۲۰۰۶، Yoon بیان نمود که از آنجایی که «فرایند STUR هیچ‌گونه گشتاورهای محدودی در  $t \rightarrow \infty$  ندارند»، تقریب ML اصلاً کاربردی نیست، زیرا روش برآورد ML نیاز به وجود گشتاورهای بالای کافی برای اینکه برآوردها پایدار و مجانباً نرمال باشند، دارد. برای

حل این مشکل برآورد مدل STUR که پارامترهای بسیاری نیز دارد، در سال ۱۹۹۹، Jones و Marriott، از متد بیزین برای برآورد پارامترها استفاده نمودند. انگیزه استفاده از متد بیزین که در بخش بعدی مفصل در مورد تحلیل بیزین مدل GSTUR صحبت شده است، عبارت است از:

- از جنبه برآورد مدل، مدل‌های با ابعاد بالا و با متغیرهای پنهان به راحتی با روش‌های MCMC بیزین قابل برآورد است.
- از جنبه مقایسه مدل‌ها، درست‌نمایی‌های حاشیه‌ای در رویه‌های انتخاب مدل بیزین نمی‌توانند به تنهایی گویای این موضوع باشند که کدام گزاره توسط مدل بیشتر حمایت شده است، اما تا اندازه‌ای گزاره مطلوب بر اساس اطلاعات پیشین را می‌دهند که استفاده از فاکتورهای بیز می‌تواند برای مقایسه چند مدل با استفاده شود. [yang, 2010]

ویژگی‌های بسیاری از مدل‌های آماری غیرخطی در دو دهه اخیر، از زمان انتشار مقاله J. Hamilton در سال ۱۹۸۹ در رابطه با مدل‌سازی غیرخطی با مدل Markov Switching برای داده‌های کشور آمریکا، مورد بررسی قرار گرفت که معرفی برخی ویژگی‌های غیرخطی در کاربردهای مالی، از مقاله Rapach و Wohr در سال ۲۰۰۶ آغاز شد. از جمله مدل‌های دیگر که در مقالات مختلف به کرات از آن‌ها استفاده شده است می‌توان به مدل‌های STAR، ESTAR و LSTAR اشاره نمود. البته هنوز کاملاً مشخص نیست که مدل‌های آماری خطی و غیرخطی موجود، نسبت به یکدیگر از نقطه نظر قابلیت‌های پیش‌بینی، عملکرد بهتری دارند یا خیر. با استفاده از داده‌های فصلی تورم در آمریکا پس از جنگ، Watson و stock در سال ۲۰۰۷ به مقایسه مدل پیش‌بینی با قابلیت مدل‌های چندمتغیره و تک‌متغیره پرداختند. از جمله مدل‌های مورد بررسی توسط این دو می‌توان به AR-AIC، گام تصادفی، MA(1) متحرک، و مدل اجزاء غیرقابل مشاهده با نوسان پذیری تصادفی (UC-SV<sup>1</sup>) اشاره نمود. برخی از محققان نیز تفاوت معناداری بین مدل‌های خطی و غیرخطی را قائل نبوده‌اند. با استفاده از داده‌های ماهانه نرخ‌های ارز از دوره post-Bretton Woods Rapach و Wohr در سال ۲۰۰۶ متوجه شدند که پیش‌بینی‌های نقطه‌ای حاصل از مدل‌های Band TAR و ESTAR بسیار به پیش‌بینی‌های حاصل از مدل خطی AR در یک بازه زمانی کوتاه شبیه است. نتیجه کلی این است که ویژگی غیرخطی بودن به‌عنوان ویژگی‌های مدل‌های Band TAR و ESTAR بسیار ناچیز است. در سال ۲۰۰۷، yang با وجود ادبیات گسترده و نتایج مبهم در این خصوص، به بررسی ویژگی‌های غیرخطی در سری‌های زمانی تک‌متغیره پرداخت. همچنین او با تعمیم مدل STUR، مدل GSTUR را ارائه نمود و برای جلوگیری از افزایش موضوعات مورد بررسی که ممکن بود پوشش تمام آن‌ها مشکل باشد، خود را محدود به سه سری زمانی تک‌متغیره خاص نمود: یعنی داده‌های سالانه S&P 500، نرخ

ارز UK/US و داده‌های فصلی نرخ تورم انگلستان. در زمینه تکنیک‌های بیزین در مدل‌سازی سری‌های زمانی نیز می‌توان به بهبود Nelson و plosser's در یافته‌های Whiteman و DeJong در خصوص روندهای زمانی قطعی در سال ۱۹۹۱، تحلیلی ریشه واحد نرخ ارز در van Dijk در سال ۱۹۹۱ و یافتن ویژگی‌های غیرخطی در US GNP در Koop و potter در سال ۱۹۹۹ اشاره نمود. همچنین در سال ۱۹۹۸ و ۹۹، Bauwens و همکارانش اشاره نمودند که ایجاد چگالی‌های پیشین در نتایج بسیار با اهمیت است زیرا پیشین‌های مختلف نه تنها باورهای پسین مختلف را ارائه می‌دهند، بلکه خواص مختلفی در خصوص پسین‌ها از طریق تابع درست‌نمایی فراهم می‌آورند. در مقاله اوتوضیحات کاملی از نحوه به‌کارگیری تکنیک‌های بیزین با مدل‌های اقتصادسنجی پویا مانند مدل  $AR(P)$  و مدل ARCH ارائه شده است. در زمینه تحلیل بیزین و مدل GSTUR و STUR، تاکنون در ایران مطالعه‌ای بر روی سری‌های زمانی مالی و اقتصادی صورت نگرفته است. اما در مورد بررسی مانایی سری‌های زمانی مشترک و آزمون مدل‌های خطی و غیرخطی، می‌توان به بررسی تاثیر نوسان نرخ ارز بر صنایع مختلف بازار سهام ایران توسط ناصر شمس و سعید بهزادی در سال ۱۳۸۸، پیش‌بینی شاخص کل بازدهی سهام تهران با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی ARIMA، ARFIMA، GARCH و ANN توسط سعید مشیری و حبیب مروت در سال ۱۳۸۸، پیش‌بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با مدل ARFIMA توسط علیرضا عرفانی در سال ۱۳۸۸ و ارزیابی پیش‌بینی پذیری شاخص بورس تهران توسط سعید صمدی در سال ۱۳۸۸ اشاره نمود. یکی از موضوعات مورد توجه محققان اقتصادی و مالی، موضوع بررسی تاثیر متغیرهای اقتصادی بر عملکرد بورس اوراق بهادار است. در مقاله پورحیدری (۱۳۸۷)، تاثیر سه متغیر مهم اقتصادی، یعنی حجم پول، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی بر بازدهی بورس اوراق بهادار ایران طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۴ مورد بررسی قرار گرفته است. پاکدین امیری (۱۳۸۷) در مقاله خود برای اولویت‌بندی عوامل مالی موثر بر شاخص قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش TOPSIS، نشان داد که به ترتیب، نسبت قیمت بر درآمد، سیر تاریخی قیمت سهام، عایدی هر سهم و میزان بازدهی دارایی‌ها بیشترین تاثیر را بر شاخص قیمت سهام دارند. همچنین در مقاله رهنمای رودپشتی (۱۳۷۷) برخی از عوامل اصلی افت و رکود بازار بورس تهران، و عدم تاثیر این بازار بر تبخیر منابع مالی، ذکر شده است.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

داده‌های مورد استفاده در این مقاله شامل شاخص کل ماهانه بورس اوراق بهادار تهران طی یازده سال، از ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۷، و شاخص کل روزانه از ابتدای سال ۱۳۷۷ تا پایان دی ماه ۱۳۹۰،



برای بررسی مدل GSTUR بر روی آن می‌باشد. به دلیل اینکه میانگین‌گیری از اعداد در طول ماه ساختار آماری داده را تحت تاثیر قرار می‌دهد، به دلیل تغییر فرمول شاخص کل از آذر ۱۳۸۷، برای یک دست بودن داده‌ها، شاخص ماهانه تا آبان ۱۳۸۷ استفاده شده است. همچنین برای بررسی مدل در مقیاسی جزئی‌تر، از داده‌های روزانه شاخص از ابتدای سال ۱۳۷۷ تا دی ماه ۱۳۹۰، تقریباً ۳۳۰۰ داده استفاده شده است.

رویه‌ها و متدولوژی بیزین و مدل GSTUR به کار گرفته شده در این مقاله در نرم‌افزار Matlab R2011 برنامه‌نویسی شده است که در ادامه به شرح این متدپرداخته شده است. بر طبق مدل GSTUR،  $\alpha_t$  به‌طور واقعی کلمه، یک فرایند AR(P) است.

$$\alpha_t = \phi_0 + \phi_1 \alpha_{t-1} + \dots + \phi_p \alpha_{t-p} + \eta_t$$

ریشه‌های چندجمله‌ای  $\alpha_t$  در ناحیه درونی یک دایره واحد محدود شده است. بنابراین میانگین غیر شرطی  $\mu_\alpha$  حاصل از فرایند مانای  $\alpha_t$ ، دارای رابطه زیر است:

$$\mu_\alpha = \frac{\phi_0}{1 - \sum_{j=1}^p \phi_j}$$

همچنین داریم:

$$\rho_t = \exp(\alpha_t)$$

متغیرهای موجود در مدل‌های ارائه شده تاکنون به شرح زیر می‌باشد:

- در مدل GSTUR،  $F_t$  عبارت است از:  $F_t = (y_{1-1}, \dots, y_1, \dots, y_t)'$
- تمام نمونه‌های مشاهده شده با صورت  $y = (y_{1-1}, \dots, y_1, \dots, y_n)$  نشان داده می‌شود که اندازه نمونه برابر است با  $T = n + 1$  و  $l + 1$  مقدار اول یعنی  $y_{init} = (y_{1-1}, \dots, y_1)'$  به‌عنوان مقادیر اولیه استفاده می‌شود.
- متغیر پنهان  $\alpha$  که  $\alpha = (\alpha_2, \dots, \alpha_n)$ ، نشان‌دهنده سری‌هایی از ریشه‌های تصادفی بر روی کل پریود زمانی  $T$  است که به‌طور ساختاری غیر قابل مشاهده بوده و نشان‌دهنده تغییر در پایداری  $y$  است.

- وضعیت اولیه  $\alpha$  به‌صورت  $\alpha_{init} = (\alpha_{2-p}, \dots, \alpha_1)'$  نشان داده می‌شود که تمام عناصر آن مساوی صفر بوده و  $\alpha_{-t}$  دنباله‌ای از داده‌های عقب‌مانده<sup>۱۱</sup> از  $\alpha_t$  به صورت  $\alpha_{-t} = (\alpha_{2-p}, \dots, \alpha_{t-1})'$  تعریف می‌شود.

- بردار  $\phi$  و  $\lambda$  به‌صورت  $\phi = (\phi_1, \dots, \phi_p)'$  و  $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_1)'$  تعریف می‌شود.
- بر اساس معادله  $\rho_t = \exp(\alpha_t)$  بردار  $\rho = (\rho_2, \dots, \rho_n)'$  تابعی از  $\alpha$  است.
- دقت خطا به‌صورت  $h_\varepsilon = \sigma_\varepsilon^{-2}$  و  $h_\eta = \sigma_\eta^{-2}$  تعریف می‌شود.

-  $\theta = (\Omega, \lambda, \phi, \mu_\alpha, h_\varepsilon, h_\eta)$  که داریم  $\theta = (\Omega, \lambda, \phi, \mu_\alpha, h_\varepsilon, h_\eta)$  و  $\Omega = (\gamma, \delta)$

باید خاطر نشان نمود که  $\rho_t$  در فرایند GSTUR به طور تصادفی تغییر می‌کند. برای بررسی اینکه یک فرایند  $y_t$  دستخوش جابه‌جایی در پایداری می‌شود و یا اینکه یک پارامتر غیر خطی است یا خیر، می‌توان از استنباط حاصل از برآورد  $\rho_t$  استفاده نمود. بر طبق معادله  $\alpha_t = \phi_0 + \phi_1 \alpha_{t-1} + \dots + \phi_p \alpha_{t-p} + \eta_t$  مقدار  $\sigma_\eta^2$  که همان واریانس  $\eta_t$  در معادله انتقال<sup>۱۲</sup> است،  $\alpha_t$  را قادر می‌سازد که حول میانگین شرطی تغییر نماید. در نتیجه، اگر  $\rho_t < 1$  باشد، فرایند  $y$  ممکن است مانا  $I(0)$  باقی بماند. اما اگر میانگین مقادیر  $\rho_t$  از یک بزرگتر باشد ( $\rho_t > 1$ )، آنگاه فرایند  $y$  تبدیل به یک فرایند با پایداری بالا،  $I(1)$  می‌شود. بنابراین فرایند STUR یک فرایند  $I(0)$  یا  $I(1)$  خالص نبوده بلکه یک فرایند نزدیک به هر دو را دنبال می‌کند. این ویژگی‌های خاص یک فرایند STUR، تشخیص آن را از فرایند RW بسیار مشکل می‌کند. اینکه چگونه اغلب فرایندها به نامانایی موقت تبدیل می‌شوند، بستگی به نحوه منفی شدن  $\mu_\alpha$  و اندازه  $\sigma_\eta^2$  دارد. اگر  $\mu_\alpha = 0$  باشد، ریشه تصادفی  $\rho_t$ ، حول یک تغییر خواهد کرد و فرایند اغلب مانا می‌شود تا نامانا. تفاوت فرایند RW مانا با فرایند GSTUR در نقطه‌ای است که  $\mu_\alpha = 0$  و  $\sigma_\eta^2 = 0$  به طوری که  $\rho_t$  ثابت و برای تمام  $t$ ها برابر با یک خواهد شد. بنابراین رفتار یک فرایند می‌تواند از مشاهده توزیع  $\mu_\alpha$  و تغییرات تدریجی  $\rho_t$  در طول زمان یادگرفته شود. همچنین برآورد ما بر  $\mu_\alpha$ ،  $\rho_t$  و  $\delta$ ، که  $\delta$  نشان‌دهنده رفتار روند زمانی قطعی در  $y$  است، تمرکز دارد. متغیر پنهان  $\alpha_t$  از یک توزیع شرطی غیر استاندارد پیروی می‌کند که در مقاله JM از روش ریشه نسبت‌ها (Devvoye 1986) برای نمونه  $\alpha_t$  استفاده شده است. در مقاله yang اشاره شده است که توزیع‌های پسین شرطی  $\alpha_t$  بسیار به تابع چگالی نرمال شبیه هستند. یکی از الگوریتم‌هایی که می‌توان برای شبیه‌سازی  $\alpha_t$  استفاده نمود، الگوریتم M-H است. yang با استفاده از الگوریتم M-H برای شبیه‌سازی  $\alpha_t$ ، نشان داد که این الگوریتم در تجربه‌های بعدی باعث رسیدن سریع به همگرایی شده و الگوریتم نمونه‌گیری کارایی برای  $\alpha$  محسوب می‌شود. پس از به دست آوردن تمام توزیع‌های پسین شرطی، از رویه MCMC زیر برای شبیه‌سازی توزیع‌های پسین پارامترهای مورد نظر در مدل GSTUR استفاده می‌نماییم. [yang, 2010]

**الگوریتم ۱:** شبیه‌ساز پسین پارامترهای مدل GSTUR با پیاده‌سازی الگوریتم‌های نمونه‌گیری M-H و Gibbs

- (۱) دادن مقادیر اولیه به  $\sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2, \mu_\alpha, \phi, \alpha, \lambda, \Omega$
- (۲) نمونه‌گیری تصادفی  $\sigma_\varepsilon^2$  از تابع شرطی  $(\sigma_\varepsilon^2 | y, \Omega, \lambda, \alpha, \phi, \mu_\alpha, \sigma_\eta^2)$  که توزیع آن معادل است با  $f_{\Gamma_\varepsilon}^{-1}(\bar{\alpha}_\varepsilon, \bar{\beta}_\varepsilon)$
- (۳) نمونه‌گیری تصادفی  $\sigma_\eta^2$  از تابع شرطی  $(\sigma_\eta^2 | y, \Omega, \lambda, \alpha, \phi, \mu_\alpha, \sigma_\varepsilon^2)$  که توزیع آن معادل است با  $f_{\Gamma_\eta}^{-1}(\bar{\alpha}_\eta, \bar{\beta}_\eta)$
- (۴) نمونه‌گیری تصادفی  $\mu_\alpha$  از تابع شرطی  $(\mu_\alpha | y, \Omega, \lambda, \alpha, \phi, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2)$  که توزیع آن معادل است با  $f_N(\bar{\mu}_\alpha, \bar{V}_{\mu_\alpha})$
- (۵) نمونه‌گیری تصادفی  $\phi_i$  از تابع شرطی  $(\phi_i | y, \Omega, \lambda, \alpha, \mu_\alpha, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2)$  که توزیع آن معادل است با  $f_N(\bar{\mu}_{\phi_i}, \bar{V}_{\phi_i})$ . اگر تمام  $\phi_i$ ها به صورت مشترک شرط مانایی را برآورده کنند یعنی  $\|z_j\| > 1$ ، اعداد تصادفی بردار  $\phi$  پذیرفته می‌شود، در غیر این صورت نمونه‌گیری مجدداً برای تمام بردار  $\phi$  تکرار می‌شود.
- (۶) نمونه‌گیری تصادفی  $\alpha$  از  $p(\alpha_t | y, \Omega, \lambda, \phi, \mu_\alpha, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2, \alpha_{-t})$  با استفاده از الگوریتم زنجیره مستقل M-H که در آن توزیع  $t$  تک متغیره به عنوان تابع چگالی مولد منتخب استفاده می‌شود.
- (۷) نمونه‌گیری تصادفی  $\lambda$  از تابع شرطی  $(\lambda | y, \Omega, \alpha, \phi, \mu_\alpha, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2)$  که توزیع آن معادل است با  $f_{MN}(\bar{\mu}_\lambda, \bar{V}_\lambda)$
- (۸) نمونه‌گیری تصادفی  $\Omega$  از تابع شرطی  $(\Omega | y, \alpha, \lambda, \phi, \mu_\alpha, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2)$  که توزیع آن معادل است با  $f_{MN}(\bar{\mu}_\Omega, \bar{V}_\Omega)$
- (۹) مجدداً به گام ۲ بروید.
- (۱۰) در صورتی اجرای S تکرار از حلقه خارج شوید.

باتوجه به مقاله Draper در سال ۱۹۹۹ و Hoeting و همکاراندر سال ۱۹۹۹، انتخاب مدل در مسئله تصمیم‌گیری بسیار حیاتی است. ارزیابی مدل در چارچوب بیزین از طریق فاکتورهای بیز  $B_{ij}$  (انتخاب بین مدل  $M_i$  و مدل  $M_j$ ) امکان‌پذیر است که به صورت زیر بوده و به نسبت درست‌نمایی حاشیه‌ای نیز معروف است:

$$B_{ij} = \frac{p(y|M_i)}{p(y|M_j)}$$

که در آن  $p(y|M_i)$  و  $p(y|M_j)$  به ترتیب درست‌نمایی‌های حاشیه‌ای از لحاظ داده‌های در دسترس مبتنی بر  $M_i$  و  $M_j$  می‌باشد. هر دو مدلی به شرط اینکه درست‌نمایی حاشیه‌ای آن‌ها قابل

محاسبه باشد می‌تواند از این طریق مقایسه شوند. بنابراین استفاده از درست‌نمایی حاشیه‌ای برای انتخاب مدل از لحاظ مفهومی بسیار ساده است. علاوه بر این مقایسه‌های جفتی، درست‌نمایی حاشیه‌ای نسبت به برآزش هر شکلی از مدل‌های مورد نظر، می‌تواند قابلیت استنتاج بیشتری داشته باشد، که این استنتاج یا آزمون‌ها در چارچوب کلاسیک همیشه به سختی بدست می‌آمدند. در عمل، تصمیم نهایی در خصوص انتخاب مدل از میان گروهی از مدل‌ها، به مدل‌های درست‌نمایی حاشیه‌ای مبتنی بر داده بستگی خواهد داشت. استفاده از فاکتورهای بیز برای مقایسه مدل‌ها دارای مزایای بسیاری است. خوانندگان علاقه‌مند می‌توانند به Kass و Raffrey در سال ۱۹۹۵ که مرور جامعی بر عامل‌های بیز نموده است، مراجعه کنند. ارتباط بین عامل بیز  $B_{ij}$  و نسبت وقوع پسین<sup>۱۳</sup> یعنی  $\frac{p(M_i|y)}{p(M_j|y)}$  به صورت زیر بیان می‌شود: [yang, 2010]

$$\frac{p(M_i|y)}{p(M_j|y)} = \frac{p(M_i|y)p(M_i)}{p(M_j|y)p(M_j)} = B_{ij} \frac{p(M_i)}{p(M_j)}$$

که  $\frac{p(M_i)}{p(M_j)}$  به نسبت وقوع پیشین<sup>۱۴</sup> معروف است. اگر تمام مدل‌ها با اطلاعات تئوریک<sup>۱۵</sup> قابل مقایسه و با احتمال برابر<sup>۱۶</sup> رفتار کنند، نسبت وقوع پیشین برابر یک است. در نتیجه نسبت وقوع پسین برابر فاکتور بیز می‌شود. در مواردی که نسبت وقوع پیشین برابر با واحد نباشد، یعنی ما بین مدل‌های مختلف تمایزات مختلفی قائل هستیم، از لحاظ باور قبلی، انتخاب مدل  $i$  و  $j$  به محاسبات مربوط به عامل‌های بیز وابسته می‌شود. قدرت شواهد مدل  $M_i$  در مقابل  $M_j$  بر اساس مقیاس فاکتور بیز در جدول ۴-۱ طبق دسته‌بندی Jeffrey محاسبه شده است:

جدول ۴-۱ تفسیر Jeffrey از فاکتورهای بیز

$B_{ij} > 1$	حمایت از مدل $M_i$
$10^{-\frac{1}{2}} < B_{ij} < 1$	شواهد خیلی کم بر ضد $M_i$
$10^{-1} < B_{ij} < 10^{-\frac{1}{2}}$	شواهد کم بر ضد $M_i$
$10^{-2} < B_{ij} < 10^{-1}$	شواهد بسیار بسیار قوی بر ضد $M_i$
$B_{ij} < 10^{-2}$	شواهد قطعی بر ضد $M_i$

اگرچه عامل بیز یک ابزار بنیادی برای انتخاب مدل در مفهوم بیزین می‌باشد، اما به طور شهودی به محاسبه درست‌نمایی حاشیه‌ای از تمام مدل‌های مورد نظر و احتمالات آن‌ها می‌پردازد. با استفاده از قواعد ترکیبی احتمالات، درست‌نمایی حاشیه‌ای با استفاده از انتگرال عددی زیر قابل محاسبه است:

$$p(y|M_i) = \int p(y|M_i, \Theta) \cdot p(\Theta|M_i) d\Theta$$

که  $\Theta$  اشاره به پارامترهای درون  $M_i$  دارد. هرگاه  $M_i$  دارای تعداد زیادی پارامتر باشد، محاسبه معادله فوق از طریق یک فرم بسته<sup>۱۷</sup> به ندرت قابل دستیابی است. بنابراین روش‌های جدیدی نظیر روش MCMC، ارتقاء کاربرد بیزین در چارچوب مدل‌سازی غیرخطی را تسهیل نموده است. مدل GSTUR دارای ابعاد بالا و دارای پارامترهای غیرخطی بوده و انتخاب توزیع‌های پیشین غیر توام<sup>۱۸</sup> موجب می‌شود تا برای محاسبه درست‌نمایی حاشیه‌ای آن یک فرم بسته وجود نداشته باشد. با توجه به ابعاد بالای مدل، درست‌نمایی حاشیه‌ای با استفاده از روش انتگرال‌گیری عددی مستقیم، قابل محاسبه نیست. همچنین استفاده از روش‌های انتگرال‌گیری با آزمون و خطا در ابعاد بالا بسیار مشکل‌ساز خواهد بود. در این مقاله از روش Chib برای محاسبه درست‌نمایی‌های حاشیه‌ای استفاده شده است. ایده روش Chib از اصول مربوط به خصوصیات درست‌نمایی حاشیه‌ای نشئت می‌گیرد. اگر  $\underline{C}$  و  $\bar{C}$  را به‌عنوان ثابت‌های انتگرال‌گیری در توزیع‌های پیشین و پسین نرمال منقطع<sup>۱۹</sup> در نظر بگیریم، در روش ارائه شده توسط Chib در سال ۱۹۹۵، چگالی حاشیه‌ای  $y = (y_2, \dots, y_n)'$  به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$p(y) = \frac{\prod_{t=2}^n p(y_t|\theta) p(\theta)/\underline{C}}{p(\theta|y)/\bar{C}}$$

که صورت کسر تابع چگالی نمونه‌گیری و پیشین با تمام ثابت‌های انتگرال درون آن، و مخرج کسر چگالی پسین  $\theta$  به همراه تمام ثابت‌های حاصل از انتگرال‌گیری را تولید می‌نماید. در معادله انتقال، همانطور که  $\emptyset$  برای ارضاء محدودیت مانایی برش داده می‌شود، ثابت حاصل از انتگرال‌گیری برای  $\emptyset$  پیشین و  $\emptyset$  پسین، که به ترتیب به‌صورت  $\underline{C}_\emptyset$  و  $\bar{C}_\emptyset$  نشان داده می‌شود<sup>۲۰</sup>، در یک رویه شبیه‌سازی<sup>۲۱</sup> می‌تواند مورد ارزیابی واقع شود. با حفظ خصوصیات درست‌نمایی حاشیه‌ای برای  $\theta$  که به آن  $\theta^*$  گفته می‌شود، درست‌نمایی حاشیه‌ای لگاریتمی به صورت زیر قابل برآورد است:

$$\ln \hat{p}(y) \propto \sum_{t=2}^n \ln \hat{p}(y_t | \theta^*, F_{t-1}) + \ln \left[ \frac{\hat{p}(\theta^*)}{\underline{C}_\theta} \right] - \ln \left[ \frac{\hat{p}(\theta^* | y)}{\underline{C}_\theta} \right] \quad (4-1)$$

که  $\hat{p}(\theta^*)$  به طور مستقیم از طریق چگالی‌های پیشین در  $\theta^*$  قابل دستیابی است.<sup>۲۲</sup> مختصات تابع چگالی پسین  $\ln \hat{p}(\theta^* | y)$  و مختصات تابع درست‌نمایی  $\ln \hat{p}(y_t | \theta^*, F_{t-1})$  در نقطه  $\theta^*$  از طریق نمونه‌های مونت کارلو قابل محاسبه است. مقادیر  $\theta^*$  به طور نرمال از میانگین‌ها و مدهای تابع پسین انتخاب می‌شود. برای برآورد مختصات پسین  $\hat{p}(\theta^* | y) = \hat{p}(\theta^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \gamma^* \delta^*, \lambda^*, h_\epsilon^* | y)$  می‌توان از تجزیه حاشیه‌ای یا شرطی T با خروجی‌هایی از اجراهای MCMC ساده شده یا رویه‌های معروف به نمونه‌گیر تکرار شده Gibbs استفاده نمود. با استفاده از قاعده ضربی داریم:

$$\begin{aligned} \hat{p}(\theta^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \gamma^* \delta^*, \lambda^*, h_\epsilon^* | y) &\propto \hat{p}(\phi^* | y) \cdot \hat{p}(\mu_\alpha^* | y, \phi^*) \\ &\cdot \hat{p}(h_\eta^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*) \cdot \hat{p}(\gamma^* \delta^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*) \\ &\cdot \hat{p}(\lambda^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \gamma^* \delta^*) \cdot \hat{p}(h_\epsilon^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \gamma^* \delta^*, \lambda^*) \end{aligned} \quad (4-2)$$

عبارت  $\hat{p}(\theta^* | y)$  در معادله ۴-۲ از طریق خروجی‌های نمونه‌گیر Gibbs زیر قابل برآورد است:

$$\hat{p}(\phi^* | y) \cong \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S p(\phi^* | y, \mu_\alpha^{(s)}, h_\eta^{(s)}, \Omega^{(s)}, \lambda^{(s)}, h_\epsilon^{(s)}) / \bar{C}_\phi$$

که  $\bar{C}_\phi$  نسبتی از اعداد تصادفی پذیرفته شده از کل اعداد تصادفی می‌باشد. برای برآورد  $\hat{p}(\mu_\alpha^* | y, \phi^*)$  از عدد ثابت  $\phi = \phi^*$  و  $\phi^*$  میانگین تابع پسین است، استفاده می‌گردد.

$$\hat{p}(\mu_\alpha^* | y, \phi^*) \cong \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S p(\mu_\alpha^* | y, \phi^*, h_\eta^{(s)}, \Omega^{(s)}, \lambda^{(s)}, h_\epsilon^{(s)})$$

9

$$\hat{p}(h_\eta^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*) \cong \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S p(h_\eta^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, \Omega^{(s)}, \lambda^{(s)}, h_\epsilon^{(s)})$$

$$\hat{p}(\gamma^* \delta^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*) \cong \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S p(\gamma^* \delta^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \lambda^{(s)}, h_\epsilon^{(s)})$$

$$\hat{p}(\lambda^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \gamma^* \delta^*) \cong \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S p(\lambda^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \gamma^* \delta^*, h_\epsilon^{(s)})$$

$$\hat{p}(h_\epsilon^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \gamma^* \delta^*, \lambda^*) \cong p(h_\epsilon^* | y, \phi^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \gamma^* \delta^*, \lambda^*)$$

با چهار اجرا از تکرارهای Gibbs می‌توانیم مختصات پسین را برآورد نماییم. با بدست آوردن مستقیم مختصات پیشین و پسین، مختصات تابع درست‌نمایی  $p(\theta^*|y)$  با استفاده از الگوریتم  $APF^{23}$  بدست می‌آید. با توجه به اینکه  $y_t$  تابعی از متغیر پنهان  $\alpha_t$  و به شرط  $F_{t-1} = p(y_{t-1}, \dots, y_1, \dots, y_{t-1})$  است، برآورد مختصات درست‌نمایی  $p(y_t|\theta^*, F_{t-1})$  شامل انتگرال از درست‌نمایی توام  $p(y_t, \alpha_t|\theta^*, F_{t-1})$  می‌شود که داریم:

$$p(y_t|\theta^*, F_{t-1}) = \int p(y_t, \alpha_t|\theta^*, F_{t-1}) d\alpha_t = \int p(y_t|\alpha_t, \theta^*, F_{t-1}) \cdot p(\alpha_t|\theta^*, F_{t-1}) d\alpha_t \quad (4-3)$$

همان‌طور که می‌دانید  $\alpha_t$  غیر قابل مشاهده است، بنابراین محاسبه انتگرال ۳-۴ با استفاده از روش‌های تحلیلی بسیار مشکل است. هرچند با کمک میانگین‌گیری مونت کارلو  $p(y_t|\alpha_t, \theta^*, F_{t-1})$  بر روی نمونه بزرگی از اعداد تصادفی یعنی  $\alpha_t^1, \dots, \alpha_t^M$  از تابع  $p(\alpha_t|\theta^*, F_{t-1})$  می‌توان تقریبی از  $p(y_t|\theta^*, F_{t-1})$  به صورت زیر داشت:

$$p(y_t|\theta^*, F_{t-1}) \cong \frac{1}{M} \sum_{g=1}^M p(y_t|\alpha_t^{(g)}, \theta^*, F_{t-1}) \quad (g \leq M)$$

با مشخصه درست‌نمایی حاشیه‌ای از فرمول ۳-۴ مختصات پسین برآورد شده با استفاده از اجراهای Gibbs کاهش  $^{24}$  از فرمول ۲-۴ و مختصات درست‌نمایی لگاریتمی برآورد شده از یک  $APF$ ، ما قادر به برآورد درست‌نمایی حاشیه‌ای لگاریتمی هر نوع مدلی نظیر مدل  $GSTUR$  با هر مشخصه‌ای خواهیم بود. همچنین می‌توان تا مدل خطی و ساده  $RW$  را با مدل غیرخطی پیچیده  $GSTUR$  مقایسه نمود. درست‌نمایی حاشیه‌ای مدل  $RW$  از لحاظ محاسباتی ساده‌تر بوده و انتگرال آن به صورت تحلیلی قابل حل است که به صورت زیر می‌باشد:

$$p_{RW}(y) = \int p(y|\sigma_\varepsilon^2) p(\sigma_\varepsilon^2) d\sigma_\varepsilon^2$$

در مدل  $RW$ ،  $\sigma_\varepsilon^2$  تنها پارامتری است که باید برآورد شود. اگر  $h_\varepsilon = \sigma_\varepsilon^{-2}$  و پیشین منتخب برای  $h_\varepsilon$  توزیع گاما به صورت  $h_\varepsilon \sim f_{\Gamma_\varepsilon}(\underline{\alpha}_\varepsilon, \underline{\beta}_\varepsilon)$  داشته باشد، درست‌نمایی حاشیه‌ای مدل  $RW$  به طور گسترده‌ای بستگی به مقادیر  $\underline{\alpha}_\varepsilon$  و  $\underline{\beta}_\varepsilon$  خواهد داشت. از جنبه مقایسه مدل، مدل  $RW$  به انتخاب توزیع پیشین مشابه، برای پارامترهای مشترک در بین مدل‌های رقیب حساس است. مقادیر  $\underline{\alpha}_\varepsilon$  و  $\underline{\beta}_\varepsilon$  مشابه مدل  $GSTUR$  و مطابق با جدول پیشین برای  $\sigma_\varepsilon^{-2}$  انتخاب می‌شود. با وجود

درست‌نمایی حاشیه‌ای برای مدل‌های مورد نظر، فاکتورهای بیز برای مقایسه مدل‌ها قابل استفاده می‌باشد. [yang, 2010]

#### ۴- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به وجود عدم قطعیت در خصوص جابه‌جایی در پایداری یک سری زمانی، فرضیه‌های این تحقیق که مورد بررسی قرار گرفته‌اند عبارتند از:

**فرضیه اول:** «ارتباط معناداری بین جابه‌جایی در پایداری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در طول زمان، با وقایع مهم تاثیرگذار بر آن وجود دارد.»

**فرضیه دوم:** «مدل GSTUR قابلیت تبیین بالایی جهت تشخیص مانایی، روند زمانی قطعی، تغییرات پایداری و استخراج سری ریشه‌های واحد تصادفی دارد.»

#### ۵- نتایج پژوهش

مجموعه داده‌های مورد استفاده در این مقاله برای مطالعه کاربردی مدل GSTUR و الگوریتم مقایسه‌ای فاکتور بیز، شامل داده‌های ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از فروردین سال ۱۳۷۷ تا آبان ماه ۱۳۸۷ است که این مقطع زمانی به دلیل تغییر فرمول محاسبه شاخص کل از آذر ماه ۱۳۸۸ انتخاب شده است. همچنین به دلیل بالا بودن زمان هر یک از اجراهای ۴۸ حالت مختلف از مدل GSTUR، از ۱۲۸ داده ماهانه طی این دوره استفاده شده است. همچنین مدل یکبار نیز با داده‌های روزانه از ابتدای سال ۱۳۷۷ تا دی ماه ۱۳۹۰ و به صورت لگاریتمی برای بررسی وجود ریشه واحد، روند زمانی قطعی و تغییر در پایداری و مقایسه مدل‌های مختلف کلاس GSTUR با مدل RW استفاده شده است. در جدول ۵-۱ مقادیر و توزیع‌های پیشین پارامترهای مدل GSTUR ارائه شده است.

با توجه به اینکه مقادیر پارامترها در چگالی پیشین  $(\underline{\alpha}, \underline{\beta}) \sim f_{\Gamma}^{-1}(\sigma_{\epsilon}^2)$  به‌طور دلخواه نمی‌توانند انتخاب شوند، با تحلیل حساسیت انجام گرفته به این نتیجه رسیدیم که استفاده از چگالی‌های پیشین منطقی معقول و متعارف، به شرطی که  $\underline{\beta}$  انتخاب شده مقدار بسیار کوچکی نباشد، برآوردها خیلی تغییر نخواهند کرد. همچنین برای اطمینان از تحت تاثیر قرار نگرفتن نتایج توسط مقادیر اولیه دیگر پارامترها، ما پنج حالت مختلف از شرایط اولیه را اجرا نمودیم. نقاط شروع  $\pm 5$ ،  $\pm 3$  و صفر برابر انحراف استانداردهای پیشین از میانگین‌های پیشین انتخاب شده‌اند. (جدول ۵-۲ را مشاهده نمایید)



جدول ۵-۱ مقادیر پارامترهای پیشین در GSTUR

پارامترها	مقادیر منتخب به عنوان اطلاعات پیشین				توزیع‌های پیشین
$\mu_\alpha$	$\underline{\mu}_\alpha$	Ln 0.9	$\underline{V}_\alpha$	$0.1^2$	$f_{N_{\mu_\alpha}}(\underline{\mu}_\alpha, \underline{V}_\alpha)$
$\Phi_i$	$\underline{\mu}_{\Phi_i}$	1	$\underline{V}_{\Phi_i}$	0.1	$f_{N_{\Phi_i}}(\underline{\mu}_{\Phi_i}, \underline{V}_{\Phi_i})$
$h_\varepsilon$	$\underline{\alpha}_\varepsilon$	1.1	$\underline{\beta}_\varepsilon$	0.2	$h_\varepsilon \sim f_{\Gamma_\varepsilon}(\underline{\alpha}_\varepsilon, \underline{\beta}_\varepsilon)$
$h_\eta$	$\underline{\alpha}_\eta$	1.5	$\underline{\beta}_\eta$	2.5	$h_\eta \sim f_{\Gamma_\eta}(\underline{\alpha}_\eta, \underline{\beta}_\eta)$
$\Omega$	$\underline{\mu}_\Omega$	$\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$	$\underline{V}_\Omega$	$10^4 \text{eye}(2)$	$f_{MN}(\underline{\mu}_\Omega, \underline{V}_\Omega)$
$\lambda$	$\underline{\mu}_\lambda$	$(0, \dots, 0)'$	$\underline{V}_\lambda$	$10^4 \text{eye}(i)$	$f_{MN}(\underline{\mu}_\lambda, \underline{V}_\lambda)$
$\text{eye}(2) = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} = \text{Identity matrix}[2]$					

جدول ۵-۲ پراکندگی نقاط شروع در پنج حالت مختلف

حالت ۵	حالت ۴	حالت ۳	حالت ۲	حالت ۱	
$\ln 0.9 - 5 \times 0.1$	$\ln 0.9 + 5 \times 0.1$	$\ln 0.9 - 3 \times 0.1$	$\ln 0.9 + 3 \times 0.1$	$\ln 0.9$	$\mu_\alpha$
$1 - 5 \times 0.1^{1/2}$	$1 + 5 \times 0.1^{1/2}$	$1 - 3 \times 0.1^{1/2}$	$1 + 3 \times 0.1^{1/2}$	1	$\Phi_1$
$-5 \times 10^2 \times \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$	$5 \times 10^2 \times \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$	$-3 \times 10^2 \times \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$	$3 \times 10^2 \times \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$	$\Omega$
$-5 \times 10^2 \times \text{ones}(1)$	$5 \times 10^2 \times \text{ones}(1)$	$-3 \times 10^2 \times \text{ones}(1)$	$3 \times 10^2 \times \text{ones}(1)$	$\text{zeros}(1)$	$\lambda$

با مشاهده نتایج حاصل از برآورد مدل با حالت‌های مختلف، مقادیر برآورد شده نشان می‌دهد که در تمامی حالت‌ها به دلیل خارج شدن نمونه‌های سوخته<sup>۲۵</sup> همگرا می‌شود. بنابراین در مورد دیگر پارامترها، به دلیل اینکه تکرارهای اولیه حاصل از نمونه‌گیر Gibbs به تدریج از بین می‌رود، نتایج حاصل از عارضه‌یابی همگرایی MCMC نشان می‌دهد که اجرای MCMC از مقادیر اولیه پراکنده ضرورتی ندارد. برای اطمینان از اینکه اثر مقادیر اولیه در الگوریتم‌های MCMC غیرمعنادار باشد، ما ۲۵۰۰۰ عدد تصادفی که ۵۰۰۰ عدد اول آن نادیده گرفته شده است، ایجاد نمودیم. کارایی شبیه‌سازی توسط خطای استاندارد عددی (NSE)، مشکلات مربوط به همگرایی توسط معیار CD و همبسته نگارهای نمونه‌ها مورد ارزیابی قرار گرفته است. شکل‌زیر نشان می‌دهد که مدل GSTUR در وضعیت  $p = 1$  و  $l = 2$  و با ثابت رگرسیون و دارای روند، برای تمام پارامترهای مورد نظر هیچ‌گونه خودهمبستگی معناداری با طول وقفه بزرگتر از ۱۵ وجود ندارد. در مواردی که اعداد تصادفی ناهمبسته‌اند، تعداد ۱۰۰۰۰ تکرار برای یک NSE که کمتر از ۱٪ انحراف معیار پسین

باشد، کافی است. تعداد تکرارهای ما که ۲۵۰۰۰ اعداد تصادفی و با نادیده گرفتن ۵۰۰۰ داده اولیه، بسیار بیشتر از تعداد مورد نیاز برای اطمینان از همگرایی نمونه‌گیر Gibbs است.

### برآورد پارامترهای مدل

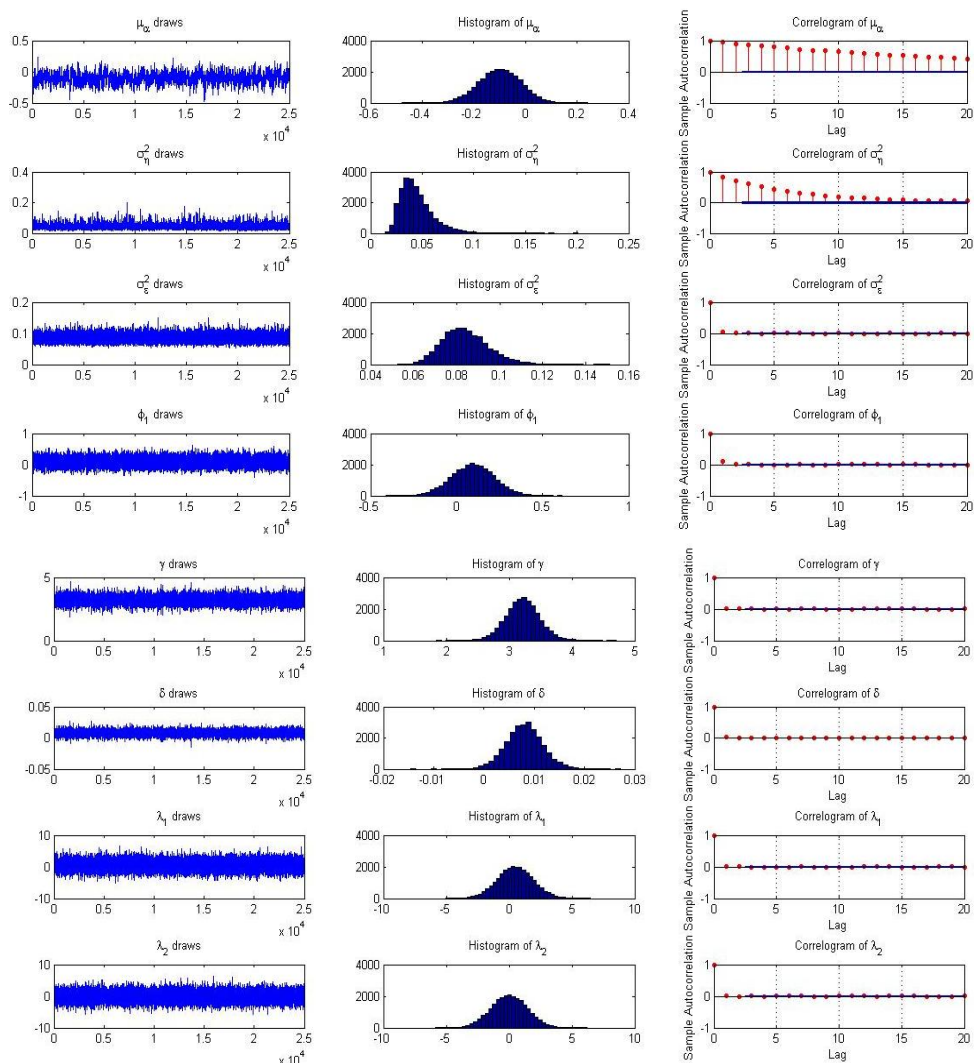
مقادیر برآورد شده در جدول ۳-۵ برای پارامترهای مدل GSTUR با  $p = 1$  و  $l = 2$  و با وجود ثابت رگرسیون  $\gamma \neq 0$  و دارای روند،  $\delta \neq 0$  اجرای نمونه‌گیر Gibbs در ۲۵۰۰۰ تکرار که ۵۰۰۰ تکرار اولیه آن نادیده گرفته می‌شود، آورده شده است.

### برآورد پارامترهای مدل

مقادیر برآورد شده در جدول ۳-۵ برای پارامترهای مدل GSTUR با  $p = 1$  و  $l = 2$  و با وجود ثابت رگرسیون  $\gamma \neq 0$  و دارای روند،  $\delta \neq 0$  اجرای نمونه‌گیر Gibbs در ۲۵۰۰۰ تکرار که ۵۰۰۰ تکرار اولیه آن نادیده گرفته می‌شود، آورده شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از این برآورد شامل میانگین‌های پسین، انحراف‌های استاندارد، شاخص‌های مربوط به مشکلات همگرایی MCMC و بیشترین فاصله چگالی پسین یا  $HPDI^{26}$  می‌باشد. نتایج بدست آمده، محدوده ۹۵٪ و ۹۹٪ فواصل چگالی پسین هر یک از پارامترهای مدل را مشخص نموده است. در مقاله یانگ با استفاده از داده‌های مصنوعی برای پارامترها و استفاده از داده‌های واقعی فرضی برای پارامترهای مدل، نتیجه گرفته شده است که برآورد تمام پارامترها، با  $HPDI$  ۹۹٪ به مقادیر واقعی پارامترهای استفاده شده نزدیک است. مطابق با مقادیر  $CD^{27}$  برای تمام پارامترها، به دلیل اینکه که قدر مطلق آن‌ها کوچکتر از عدد 1.96 است، نمونه‌گیر Gibbs همگرا بوده است. بنابراین افزایش تکرارها بیش از ۲۵۰۰۰ تکرار به دلیل رسیدن به همگرایی ضرورتی ندارد. همچنین مطابق با مقادیر  $NSE^{28}$  حاصل از عبارت  $\frac{\sigma_B}{\sqrt{S}}$  به عنوان خطای استاندارد عددی، اگر تکرارهای کافی در نمونه‌گیر Gibbs استفاده شده باشد، مقدار  $NSE$  بایستی به‌طور تقریبی برابر صفر باشد. با توجه به مقادیر بدست آمده تعداد تکرارهای نمونه‌گیر Gibbs یعنی  $S = 25000$ ، برای تمام پارامترهای مورد نظر کافی است. مقادیر  $NSE$  به دلیل مجهول بودن  $\sigma_g$ ، از  $\sigma_{NW,q}^2$  برآوردگر واریانس Newey-west (در سال ۱۹۸۷) و با همبستگی با وقفه‌های  $q\%$  از اندازه نمونه محاسبه شده است. مقادیر عملی برای  $q$  می‌تواند ۴، ۸ و یا حتی 15٪ باشد. همچنین مقادیر بدست آمده برای  $RNE^{29}$  که تولید اعداد تصادفی از یک نمونه  $i.i.d$  و مستقیماً از توزیع پسین را نشان می‌دهد و معیاری برای تولید دقت عددی یکسانی است، بایستی به عدد یک نزدیک باشد. نتایج بدست آمده کارایی الگوریتم MCMC و شبیه‌ساز ایجاد شده برای تولید نمونه‌های

تصادفی i.i.d از توزیع پسین را تایید می نماید. ویژگی‌های بدست آمده از توزیع‌های پسین، بر معنادار بودن پارامترهای مذکور دلالت دارد. مقدار منفی  $\mu_\alpha$  و مقدار کوچک  $\sigma_\eta^2$  بر این موضوع دلالت دارد که سری شاخص کل بورس تهران می‌تواند به خوبی یک فرایند با ریشه واحد تصادفی را محقق<sup>۳۰</sup> نماید.



شکل ۵-۳ ویژگی‌های ساختاری پارامترهای پسین

جدول ۵-۳ برآورد پارامترهای پسین با  $p = 1$  و  $l = 2$  و با وجود ثابت رگرسیون و روند

پارامترها	Posterior						
	Est. Mean	St.Dev	CD	HPDI.95		HPDI.99	
$\mu_\alpha$	-0.0990	0.0818	-0.8188	-0.2342	0.0328	-0.2880	0.0905
$\sigma_\eta^2$	0.0449	0.0165	-0.7918	0.0250	0.763	0.0208	0.0999
$\sigma_\varepsilon^2$	0.0842	0.0109	-0.5403	0.0679	0.1036	0.0625	0.1140
$\phi_1$	0.0949	0.1262	-0.5831	-0.1134	0.3030	-0.1964	0.3900
$\gamma$	3.2177	0.2776	1.1705	2.7677	3.6725	2.5479	3.9152
$\delta$	0.0081	0.0037	-0.8651	0.0020	0.0142	-0.0011	0.0170
$\lambda_1$	0.5089	1.4294	0.6009	-1.8271	2.8774	-2.8207	3.8600
$\lambda_2$	0.0029	1.4453	0.0982	-2.3800	2.3657	-3.3468	3.3271
پارامترها	NSE <sub>no</sub>	NSE <sub>04</sub>	NSE <sub>08</sub>	NSE <sub>15</sub>	RNE <sub>04</sub>	RNE <sub>08</sub>	RNE <sub>15</sub>
$\mu_\alpha$	0.00134	0.00878	0.0087	0.0084	0.02306	0.0235	0.0252
$\sigma_\eta^2$	0.0003	0.00102	0.00115	0.00128	0.07853	0.06087	0.04889
$\sigma_\varepsilon^2$	0.00017	0.00016	0.00017	0.00016	1.1171	1.0134	1.1186
$\phi_1$	0.002	0.00184	0.00183	0.0016	1.1725	1.1853	1.559
$\gamma$	0.00426	0.0043	0.0049	0.0054	0.98144	0.7576	0.6244
$\delta$	0.000057	0.000057	0.00006	0.00007	1.0138	0.9113	0.7554
$\lambda_1$	0.0228	0.0234	0.0217	0.0185	0.9547	1.1048	1.524
$\lambda_2$	0.0229	0.02667	0.0277	0.029	0.7352	0.6819	0.6217

## انتخاب مدل

تحت شرایط مختلف و با استفاده از فاکتورهای بیز و روش Chib، می‌توانیم بر وجود روند زمانی قطعی، غیرخطی بودن و بررسی احتمالات مدل برای گروهی از مدل‌های GSTUR تحت حالت‌های زیر تمرکز نماییم:

(۱) مدل GSTUR با ثابت رگرسیون و دارای روند،  $\delta \neq 0$  و  $\gamma \neq 0$

(۲) مدل GSTUR تنها با ثابت رگرسیون،  $\gamma \neq 0$

(۳) مدل GSTUR تنها دارای روند،  $\delta \neq 0$

(۴) مدل GSTUR بدون ثابت رگرسیون و روند،  $\delta = 0$  و  $\gamma = 0$

با تحمیل محدودیت‌های  $\delta = 0$ ،  $\gamma = 0$  یا  $\gamma = \delta = 0$ ، به‌طور معناداری نتایج برآورد مربوط به ریشه‌های تصادفی تغییر می‌کند. در سال ۱۹۹۴، Koop خاطر نشان نمود که «تحمیل محدودیت‌ها به روند زمانی قطعی باعث تصمیم‌گیری بهتر در خصوص احتمال روند زمانی قطعی

می‌شود، به طوری که هرگونه رفتار روند گونه باید تصادفی بودن خود را بر اساس آزمون‌های مرتبط با نامانایی تصادفی آشکار نماید.» با توجه به مشکل تعداد زیاد پارامترها، تصمیم‌گیری درخصوص پارامترهای لازم برای برازش مناسب مدل بسیار اهمیت دارد. در چارچوب بیزین، فاکتور بیز ابزاری موثری در رویه انتخاب مدل بوده و برای اجتناب از مشکلات مربوط به تعداد پارامترها<sup>۳۱</sup> قابل استفاده است. در جدول ۴-۵ نتایج مربوط به درست‌نمایی حاشیه‌ای لگاریتمی ۴۸ حالت مختلف از مدل GSTUR برآورد شده است. زمانی که طول وقفه‌ها (اعداد l) برابر هستند و تحت ویژگی‌های مشابه  $\gamma$  و  $\delta$ ، درست‌نمایی‌های حاشیه‌ای لگاریتمی از مدل‌های GSTUR با فرض تغییر مقدار p از 1 تا 3، تغییر زیادی نمی‌کنند. از آنجایی که p در مدل GSTUR به جای مرتبه خودرگرسیون در فرایند پنهان عمل می‌کند، معادله انتقالی  $\alpha_t = \phi_0 + \phi_1\alpha_{t-1} + \dots + \phi_p\alpha_{t-p} + \eta_t$  تاثیر کمی بر تعیین برازش‌های مناسب مدل دارد. رویه انتخاب مدل بسیار به ویژگی‌های موجود در معادله  $v_t = \exp(\alpha_t)v_{t-1} + \sum_{i=1}^l \lambda_i \Delta v_{t-i} + \varepsilon_t$  بستگی دارد.

با حل انتگرال حداکثر درست‌نمایی مدل گام تصادفی‌ه روش تحلیلی، عدد زیر حاصل شده است:  $1.4916 \times 10^{-7}$  که لگاریتم آن می‌شود: -15.7183

جدول ۴-۵ لگاریتم درست‌نمایی حاشیه‌ای در مدل‌های کلاس GSTUR

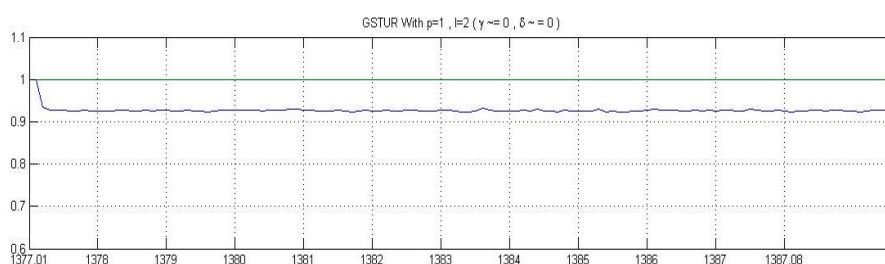
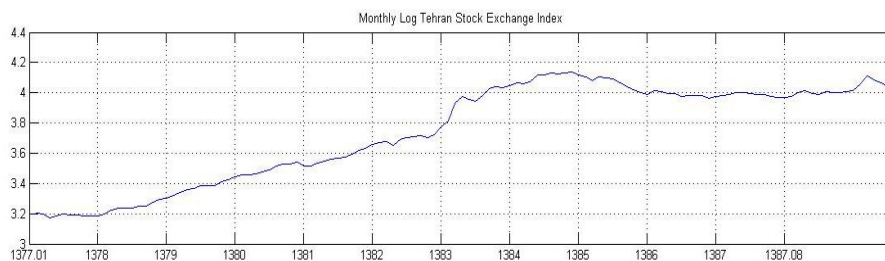
	$\gamma \neq 0, \delta \neq 0$	$\gamma \neq 0$	$\delta \neq 0$	$\gamma = 0, \delta = 0$
(a)	p = 1			
l = 0	109.3441	109.6371	25.6766	-73.8152
l = 1	101.3494	101.9298	19.2731	-79.6869
l = 2	92.4589	93.8617	11.7649	-85.5650
l = 3	83.5335	85.6201	3.7503	-91.2939
(b)	p = 2			
l = 0	108.7253	107.1544	24.2223	-74.5259
l = 1	100.7967	99.3549	17.4138	-80.4362
l = 2	91.8049	91.5813	10.0118	-86.4738
l = 3	82.9727	83.9720	2.0894	-92.4888
(c)	p = 3			
l = 0	108.2874	104.1200	23.0399	-75.5851
l = 1	100.0546	96.6094	15.8106	-81.2214
l = 2	91.2900	88.8130	7.9906	-87.5673
l = 3	82.2979	81.1449	0.7702	-93.4911

همان‌طور که از اعداد جدول ۴-۵ مشاهده می‌شود، با افزایش l، در یک دسته از مدل‌ها و با p ثابت، از قابلیت حمایت مدل بر اساس فاکتور بیز کاسته شده و مدل‌های دارای l کمتر بهتر داده‌های سری زمانی شاخص کل بورس را مدل‌سازی می‌نمایند. همچنین دیده می‌شود که افزایش

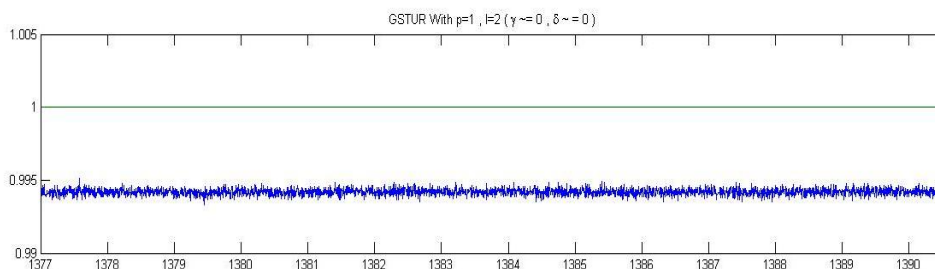
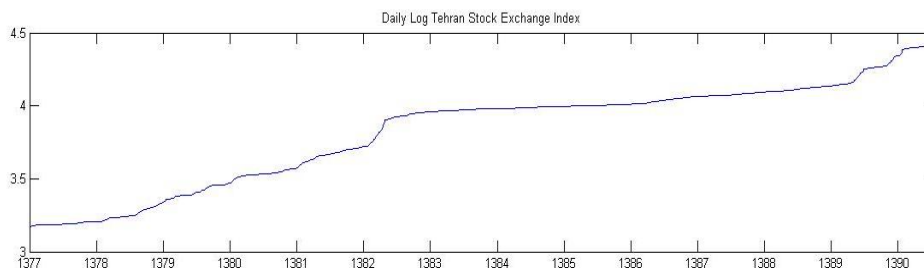
p تاثیر کمی در بهبود مدل دارد. در کلیه مدل‌های کلاس GSTUR، مدل‌های بدون روند و ثابت رگرسیونی نسبت به مدل RW، ارجعیتی نداشته و با مقایسه از طریق فاکتور بیز، از مدل RW حمایت می‌شود. اما در کلیه سه نوع دیگر از مدل‌های کلاس GSTUR، مدل‌های GSTUR نسبت به مدل RW ارجعیت دارند. طبق فاکتور بیز مدل زیر نسبت به حالت‌های دیگر مدل‌های کلاس GSTUR بهتر توانسته است سری زمانی شاخص کل بورس تهران را مدل‌سازی نماید:

$$\begin{aligned}v_t &= y_t - \gamma - \delta t \\v_t &= \exp(\alpha_t) v_{t-1} + \varepsilon_t \\ \alpha_t &= \phi_0 + \phi_1 \alpha_{t-1} + \eta_t\end{aligned}$$

برای مقایسه مدل غیرخطی GSTUR که دارای پارامترهای بسیاری است، با مدل خطی RW، ما در دستنمایی حاشیه‌ای مدل RW را با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص کل بورس تهران محاسبه نمودیم. مطابق با نتایج بدست آمده، ضرایب غیرخطی بودن در فرم ریشه واحد تصادفی در سری‌های نمونه پشتیبانی شده است. با لحاظ عدم قطعیت‌های مدل، اگر تنها مدل RW و GSTUR در نظر گرفته شود، می‌توان با میانگین وزنی از احتمالات ریشه‌ها، مستقل یا وابسته بودن به زمان<sup>۳۲</sup> این سری‌ها را بررسی نمود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که سری‌های نمونه با احتمال 99% یک فرایند ریشه واحد تصادفی می‌باشند. برای تفسیر تغییر در پایداری در فرایند تحت بررسی بر روی دوره زمانی نمونه، ریشه‌های وابسته به زمان برآورد شده  $\square = 1377 - 1388$  از مدل GSTUR نظیر به نظیر داده‌های شاخص کل ترسیم شده است. برآورد ریشه‌های  $\square$  تحت خصیصه‌های مختلف از جمله ثابت بودن یا نبودن  $\gamma$  و روند زمان قطعی یعنی  $\delta$  متغیر است. در شکل ۴-۵ و ۵-۵ ریشه‌های تصادفی برآورد شده با استفاده از مدل GSTUR تحت فرض  $\square = 1$  و  $\square = 2$  و مستقل نبودن با زمان و با روند زمانی قطعی یعنی  $\square \neq 0$ ، و  $\gamma \neq 0$  ترسیم شده است. از شکل ۴-۵ متوجه می‌شویم که با وجود تغییرات بسیار کم، ریشه‌ها در طول زمان بیش از یک نشده‌اند. به صراحت می‌توان گفت که ریشه‌های سری شاخص کل حول  $\square = \exp(\square)$  در ناحیه مانا برای اغلب زمان‌ها تغییر می‌کند اما در زمان‌هایی این مقدار بیش از یک شود، نشان‌دهنده یک رفتار هیجانی<sup>۳۳</sup> است. در این نقاط زمانی، ممکن است که تغییراتی در پایداری فرایند تحت بررسی رخ دهد. بازده و واریانس ریشه‌های واحد تصادفی برآورد شده یعنی  $\square$  کوچک می‌باشند. این موضوع نشان می‌دهد که فرایند STUR ممکن نیست که به راحتی از یک فرایند ریشه واحد ثابت خطی تشخیص داده شود. همچنین ریشه‌های تصادفی مدل GSTUR با داده‌های روزانه از فروردین ۱۳۷۷ تا پایان دی ماه ۱۳۹۰ به صورت زیر می‌باشد:



شکل ۴-۵ ریشه‌های تصادفی متغیر در طول زمان شاخص کل بر اساس یک مدل خاص GSTUR با داده‌های ماهانه



شکل ۵-۵ ریشه‌های تصادفی متغیر در طول زمان شاخص کل بر اساس یک مدل خاص GSTUR با داده‌های روزانه

برای بیان نتایج حاصل از این مقاله، و بر اساس فرضیات ارائه شده در بخش اول نتایج حاصل به شرح زیر دسته‌بندی و ارائه می‌شود که عبارت است از:

### فرضیه اول:

✓ «ارتباط معناداری بین جابه‌جایی در پایداری شاخص کل بورس تهران در طول زمان، با وقایع مهم تاثیرگذار بر آن وجود دارد.»

وقایع بسیاری بر بورس تاثیرگذار است که از آن جمله می‌توان به تغییرات حکومتی، حوادث طبیعی، جنگ، دورنمای مثبت و یا منفی اقتصاد کشورها، تغییرات بنیادی در ساختار اقتصادی یک کشور نظیر اتخاذ سیاست‌های انبساطی و انقباضی، هدفمند کردن یارانه‌های دولتی و ... اشاره کرد که این وقایع می‌توانند موجب تغییر در پایداری شاخص‌های مختلف شوند. نتایج بدست آمده بر روی شاخص کل بورس تهران، حاکی از آن است که در چارچوب زمانی ماهانه و روزانه، نتایج مشابه‌ای در خصوص تغییرات پایداری یعنی جابه‌جایی ریشه واحد از محدوده کمتر از یک به بیش از یک و یا تغییر از مانایی به نامانایی و برعکس حاصل شده است. نکته مهم این است که مدل GSTUR به خوبی توانسته است تغییر در پایداری سری زمانی شاخص کل بورس تهران را در هر مقطع زمانی مدل نموده و به تصویر کشد. به عنوان مثال تغییرات اندکی در سری ریشه‌های تصادفی در محدوده سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵ مشاهده می‌شود که دلیل آن را می‌توان تغییرات سیاسی و ساختاری در بورس تهران در آن سال‌ها دانست. با توجه به اینکه بازار سرمایه ایران در حال رشد بوده و در آن مقطع بسیاری از شرکت‌های کنونی در بورس پذیرفته نشده بودند، بنابراین این تغییر، موجب جابه‌جایی اندکی در پایداری شاخص در آن مقطع زمانی شده است که در شکل‌های ارائه شده از ریشه‌های تصادفی در بخش قبل مشهود است. با ترسیم ریشه‌های تصادفی شاخص کل و بر اساس یک مدل خاص GSTUR با داده‌های ماهانه و روزانه مشاهده شد که با وجود تغییرات بسیار کم، هیچ‌کدام از مقادیر ریشه‌ها در طول زمان بیش از یک نشده‌اند. به صراحت می‌توان گفت که ریشه‌های سری شاخص کل حول  $[\exp(\square)]$  در ناحیه مانا برای اغلب زمان‌ها تغییر می‌کند. بازده و واریانس ریشه‌های واحد تصادفی برآورد شده یعنی  $\square$  کوچک بوده که این موضوع نشان می‌دهد فرایند STUR مشاهده شده در شاخص کل بورس تهران ممکن نیست که به راحتی از یک فرایند ریشه واحد ثابت خطی تشخیص داده شود.



## فرضیه دوم:

✓ «مدل GSTUR قابلیت تبیین بالایی جهت تشخیص مانایی، روند زمانی قطعی، تغییرات پایداری و استخراج سری ریشه‌های واحد تصادفی دارد.»

نتایج حاصل از مقایسه مدل‌های غیرخطی کلاس GSTUR با مدل خطی گام تصادفی (RW) نشان می‌دهد که مدل GSTUR نسبت به مدل RW بهتر توانسته است شاخص کل بورس تهران را مدل کند. همچنین نتایج این بررسی حاکی از وجود شواهدی مبنی بر غیرخطی در سری زمانی شاخص کل بورس تهران است. با بررسی صورت گرفته بر روی ریشه‌های واحد سری زمانی شاخص کل بورس تهران، نتیجه بدست آمده نشان می‌دهد که این سری زمانی با احتمال ۹۹٪ دارای روند مانا بوده که با آزمون داده‌های مشابه با آزمون دیکی فولر تعمیم یافته نیز مانایی این سری تایید شده است. با توجه به نظر Engel and Kim در سال ۱۹۹۹، یعنی «جزء ناپایدار از پدیده‌های پولی موقت ناشی شده و نمایان می‌گردد، و در زمان وقایع پولی مهم تاریخی جابه‌جایی در واریانس رخ می‌دهد»، و نتایج بدست آمده از این مقاله می‌توان نتیجه‌گیری نمود که مدل GSTUR، اجزای ناپایدار سری زمانی شاخص کل بورس تهران، را به خوبی به تصویر کشیده است.

## ۶- نتیجه‌گیری و بحث

در این مقاله با به‌کارگیری مجموعه داده‌های شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، بر روی مدل پویای GSTUR و با تحلیل بیزین، الگوریتم نمونه‌گیر Gibbs و روش‌های اقتصادسنجی، به برآورد پارامترهای این مدل پرداخته شده است. مدل کارای GSTUR به دلیل قابلیت لحاظ پارامترهای زیاد در خود، برای مدل‌سازی شاخص کل مناسب دیده شده است و در این مقاله سعی شده است تا این موضوع بررسی شود. واژه کارا در نمونه‌گیر Gibbs، به‌طور خاص اشاره به همگرایی سریع در الگوریتم MCMC و همبستگی سریالی کوچک میان اعداد تصادفی نمونه و جابه‌جایی سریع این اعداد دارد. این کارایی MCMC تحت شرایط کنترل شده با استفاده از یک سری داده‌های شبیه‌سازی شده مورد ارزیابی قرار گرفته است. با وجود مشکلات در محاسبات در دستنمایی حاشیه‌ای برای مدل چند بعدی GSTUR که در آن یک انتگرال تحلیلی دارای فرم بسته با  $1 \times \square$  بعد متغیر پنهان یعنی  $\alpha_t$  که  $t = 2, \dots, T$ ، قابل دستیابی نیست، که در این مقاله‌پروش Chib با الگوریتم APF به کار گرفته شد.

تشخیص اینکه یک سری زمانی دارای روند مانا، تفاضل مانا و یا هیچکدام است برای پیش‌بینی بسیار مهم است. مدل GSTUR با داشتن یک ضریب غیرخطی، یعنی  $p$ ، رویکرد انعطاف‌پذیری برای مدل‌سازی برخی سری‌های زمانی اقتصاد کلان فراهم آورده است. دلیل آن را می‌توان در ثابت و یا

متغیر بودن ریشه‌ها در یک فرایند دانست که این موضوع باعث تغییر در پایداری سری‌ها در طول زمان می‌شود. از این نظر مدل GSTUR می‌تواند درک بهتر و مفهوم متفاوتی درخصوص افت‌وخیزهای<sup>۳۴</sup> سری‌های اقتصاد کلان به ما بدهد. همچنین با استفاده از خاصیت درست‌نمایی‌های حاشیه‌ای مدل‌های رقیب، می‌توان به مقایسه راحت‌تر مدل‌ها پرداخت و برای گسترش دانش درخصوص عدم قطعیت‌های مدل و وجود روند زمانی قطعی مناسب است.

یکی از اهداف این مقاله، بررسی وجود روند زمانی قطعی در سری زمانی مذکور بوده که با استفاده از داده‌های ماهانه و روزانه شاخص کل بورس تهران برای مدل‌های کلاس GSTUR، ما شواهد محکمی در خصوص روند قطعی و تغییرات جزئی پایداری بر طبق مدل احتمالات مدل‌های کلاس GSTUR که با روندهای زمانی قطعی تصریح شده اند، یافت نمودیم. بنابراین در این مقاله امکان شناسایی وجود ارتباط معنادار بین جابه‌جایی در پایداری یک سری زمانی تک متغیره در طول زمان، با وقایع مهم تاثیرگذار بر آن با مدل GSTUR بررسی و کشف شد و همچنین قابلیت مدل GSTUR در تشخیص مانایی، روند زمانی قطعی، تغییرات پایداری و استخراج سری ریشه‌های واحد تصادفی نشان داده شد.

با توجه به نتایج بدست آمده از مقاله یانگ که نشان می‌دهد مدل پیش‌بینی GSTUR بر روی داده‌های نرخ‌های تورم UK بهترین عملکرد را نسبت به دیگر مدل‌ها داشته است، می‌توان مدل مذکور را بر روی داده‌های نرخ تورم ایران نیز تست نمود.

یکی دیگر از موضوعات قابل بررسی در ادامه روند این تحقیق می‌تواند در نظر گرفتن همبستگی بین تغییر در پایداری و وقایع مهم باشد. در این تحقیق مقدار تغییر در پایداری و وقایع پولی که به هم همبسته‌اند، مورد بررسی قرار نگرفته است. بررسی مدل GSTUR بر روی سری‌های زمانی متغیرهای کلان اقتصادی شامل صادرات غیرنفتی، حجم نقدینگی، واردات، و شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اساس یافته‌های مقاله دکتر فریدون رهنمای رودپشتی با عنوان «تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، و نیز لحاظ نرخ تورم بر اساس مقاله yang می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد. پرسش اصلی در این بررسی می‌تواند این باشد که آیا رابطه معنی‌داری بین سری زمانی ریشه‌های واحد سری‌های یاد شده با یکدیگر و با وقایع تاثیرگذار ذکر شده بر آن‌ها وجود دارد؟

همچنین در این مقاله، ما قابلیت پیش‌بینی مدل GSTUR را در حالی که داده‌های مورد بررسی در آن دارای روند قطعی است را ارزیابی نمودیم. این موضوع نیاز به بررسی‌های بیشتر بر روی مدل و ادبیات مشابه برای مقایسه نتایج وجود دارد. در سال ۲۰۰۳، Hendry و Clements ادعا نمودند که مدل‌های تفاضل مانا<sup>۳۵</sup> در زمانی که با مدل‌های روند مانا<sup>۳۶</sup> مورد مقایسه قرار

می‌گیرند، پیش‌بینی‌های بهتری ایجاد می‌کنند. سؤال جامع‌ای که می‌توان پرسید این است که اگر خواص دورنی یک سری زمانی تغییر کند، آیا مدل‌های بدون روند زمانی قطعی همچنان پیش‌بینی‌های بهتری ایجاد می‌کنند؟

با توجه با قابلیت‌های مناسب مدل GSTUR برای پیش‌بینی، می‌توان نتایج حاصل از مدل‌سازی و پیش‌بینی این مدل را با مدل‌های زیر مقایسه نمود:

- TAR
- Markov Switching
- مدل‌های نوسان‌پذیری تصادفی

با توجه به اینکه مدل GSTUR، تغییرات پایداری را در خود لحاظ می‌نماید، اجزای روند چرخشی و نوسان‌پذیری تصادفی در آن دیده نشده و توسعه و بررسی بیشتر این موضوع برای تحقیقات آتی رها شده است. به‌عنوان مثال مقایسه مدل GSTUR با مدل‌های غیرخطی دیگر نظیر مدل Markov Switch یا مدل شکست ساختاری می‌توان به این موضوع پرداخت.

یکی دیگر از مدل‌هایی که توسط yang معرفی و مورد بررسی قرار گرفته و نتایج حاصل از پیش‌بینی آن با پیش‌بینی حاصل از مدل GSTUR مقایسه شده است، مدل Stationary Bilinear (SB) است که عبارت است از:

$$y_t = (a + b\varepsilon_{t-1})y_{t-1} + \varepsilon_t$$

### فهرست منابع<sup>۳۷</sup>:

- ۱) پاکدین امیری، مجتبی، پاکدین امیری، مرتضی، پاکدین امیری، علیرضا، (۱۳۸۷)، «اولویت‌بندی عوامل مالی موثر بر شاخص قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش TOPSIS»، تحقیقات مالی، دوره ۱۰، شماره ۲۶
- ۲) پورحیدری، امید، پهلوان، حمید، (۱۳۸۷)، «بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی بورس اوراق بهادار»، فصلنامه بورس اوراق بهادار.
- ۳) رهنمای رودپشتی، فریدون، (۱۳۷۷)، «نقش بازارهای مالی در توسعه اقتصادی کشور»، مجله تدبیر، شماره ۸۹
- ۴) شمس، ناصر، بهزادی، سعید، (۱۳۸۸)، بررسی تاثیر نوسان نرخ ارز بر صنایع مختلف بازار سهام ایران، مجله علمی و پژوهشی شریف
- 5) Bauwens, L. (1999). Bayesian inference in dynamic econometric models. Oxford: Oxford University Press.

- 6) Bauwens, L. and Lubrano, M. (1998). Bayesian inference on GARCH models using the Gibbs sampler. *Econometrics Journal*, 1 (Conference Issue), C23-46.
- 7) Chib, S., Nardari, F. and Shephard, N (2002/6). Markov Chain Mont Carlo Method for stochastic volatility models. *Journal of Econometrics*, 108(2), 281-361.
- 8) Chib, S., Nardari, F. and Shephard, N (2006). Analysis of dimensional multivariate stochastic volatility models. *Journal of Econometrics*, 134(2), 341-71.
- 9) Clements, M.P and Smith, J. (2000). Evaluating the forecast densities of linear and nonlinear models applications to output growth and unemployment. *Journal of Forecasting*, (19), 255-76.
- 10) DeJong, D.N. and Whiteman, C.H (1991 a). The Case for Trend-Stationarity is Stronger than we Thought. *Journal of Applied Econometrics*, 6(4), 413-21.
- 11) DeJong, D.N. and Whiteman, C.H (1991 b). Reconsidering 'trend and random walks in macroeconomic time series'. *Journal of Monetary Economics*, 28(2), 221-54.
- 12) Geweke John, 2005, *Contemporary Beysian Econometrics and Statistics*, Wiley Series
- 13) Geweke, J. (1989). Bayesian Inference in Econometrics Models Using Mont Carlo Integration. *Econometrica*, 57(6), 1317-39.
- 14) Granger, C.W.J. and Swanson, N.R (1997/9). An introduction to stochastic unit root processes. *Journal of Econometrics*, 80(1), 35-62.
- 15) Koop, G. and potter, S.M (2004 Dec). Forecasting and Estimating Multiple Change Point Model with an Unknown Number of Change Points. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, (no.196).
- 16) Koop, G. and Potter, S.M. (1999). Bayes factor and Nonlinearity: Evidence from economic time series. *Journal of Econometrics*, 88(2), 251-81.
- 17) Koop, G., Ley, Eduardo, O., J. and Steel, M.F.J. (1997/0). Bayesian Analysis of long memory and persistence using ARFIMA models. *Journal of Econometrics*, 76(1-2), 149-69.
- 18) Koop, G., Poirier, Dale J. and Tobias, Justin L. (2007). *Bayesian Econometric methods*. Cambridge: Cambridge University Press.
- 19) Nelson, C.R. and Plosser, C.I., (1982). Trend and Random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162
- 20) Potter, S.M. (1999). *Nonlinear Time Series Modeling: An Introduction*. *Journal of Economic Surveys*, 13(5), 505-28.
- 21) Rapach, D.E. and Wohar, M.E. (2006). The out of sample forecasting performance of nonlinear models of Real exchange rate behavior. *International Journal of Forecasting*, 22(2), 341 – 61.
- 22) Schotman, p. and van Dijk, H.K. (1991). A Bayesian analysis of the unit root in real exchange rates. *Journal of Econometrics*, 49(1-2), 195-238.
- 23) Watson, M. and Stock, j.H. (2007). Why has inflation become harder to forecast? *Journal of Money Credit and Banking*, 39(1), 3-33.
- 24) Yang, Fuyu (2010), Bayesian Estimation and Model Selection in the Generalized Stochastic Unit Root Model, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*

## یادداشت‌ها

<sup>1</sup>Underlying process

<sup>2</sup>Leptokurtic

<sup>3</sup>Shifts

<sup>4</sup>Persistence

<sup>5</sup>Underlying properties

<sup>6</sup>Fluctuations

<sup>7</sup>Fairly imprecise

<sup>8</sup>Wild estimates

<sup>9</sup>“Theoretical models incorporating transaction costs”

<sup>10</sup>Unobserved component model with stochastic volatility (UC-SV)

<sup>11</sup>Lagged data sequence

<sup>12</sup>Transition

<sup>13</sup>Posterior Odds Ratio

<sup>14</sup>PriorOdds Ratio

<sup>15</sup>Priori

<sup>16</sup>Equally likely

<sup>17</sup>Close form

<sup>18</sup>Non conjugate

<sup>19</sup>Truncated normal priors

<sup>۲۰</sup>برای برآورد  $\bar{C}_\theta$  از روش شرح داده شده در مقاله Koop (سال ۲۰۰۳، ص ۱۳۴) استفاده شده است.

<sup>۲۱</sup>برای جزئیات بیشتر به مقاله Judge et al (1985, pp.128) مراجعه شود.

<sup>۲۲</sup>تقریبمختصات پیشین از  $p(\theta^*) = p(\theta^*, \mu_\alpha^*, h_\eta^*, \gamma^*, \delta^*, \lambda^*, h_\varepsilon^*)$  برآورد می‌شود.

<sup>23</sup>Auxiliary Particle Filter

<sup>24</sup>Reduce Gibbs runs

<sup>25</sup>Burn in

<sup>26</sup>Highest Posterior Density Interval

<sup>27</sup>Convergence Diagnostics

<sup>28</sup>Numerical Standard Error

<sup>29</sup>Relative Numerical Efficiency

<sup>30</sup>Realization

<sup>31</sup>در سال ۱۹۹۹ مراجعه نمایید. Koop و Potter به مقاله

<sup>32</sup>Time varying or constant

<sup>33</sup>explosive behavior

<sup>34</sup>Fluctuations

<sup>35</sup>Difference Stationary Models

<sup>36</sup>Trend Stationary Models

<sup>۳۷</sup>مقاله حاضر از پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشجو محسن عسگری، با عنوان «تحلیل بیزین در بررسی روند زمانی قطعی و تغییر در پایداری بر روی شاخص بورس تهران با مدل تعمیم یافته ریشه واحد تصادفی (GSTUR)»، دانشکده مهندسی مالی دانشگاه علم و فرهنگ، در سال ۱۳۹۰، استخراج شده است.