مدل بندي بيزي حيابهای قيمتي در بازار سهام ايران

رضآ حبيبي، محمد رضا صالحيرادي، محمد زارع‌پور

چگيه: حيابه‌های قيمتي از عوامل مخرب هر بازار به شمار می‌آيند. روشهای کوتاگونی اماری و اقتصادي برای تشخیص حيابه‌های قيمتي وجود دارد. اين مدل‌ها به طور معمول از پیچيدگي‌های رياضي رجح مي‌يرند. در اين مقاله، یک مدل اماري ساده به مشترک شناسایی حيابه‌های قيمتي در بازار‌های سهام ايران مي‌رسد. به واسطه پراورد پاپترام، سهم متفاوت مدل از جمله احتمال‌های انتقال مي‌توان تشخيص داد که به يك ناحيه‌گردي در حال بازار‌هاي مدرن‌تر قيد خواهد شد. مدل‌هاي محاسباتي بازگشتی قابل پراورده است. همچنين از آنجا که اين محاسبات به حجم غذائي از حافظه كامپيوترهاي استاندارد نياز دارد، تقريبي از محاسبات ارائه داده مي‌شود که ويزدگي بازگشتی بدون پراورده را حفظ مي‌كند. در پانه، برای تشخیص حيابه‌ها، مدل در بازار‌های تفاوت اثبات مدت زمان و ضعف به کار گرفته شده و همچنين برای داده‌های بازار سهام ايران هم دوري استفاده قرار مي‌گيرد. از مراياي اين مدل، مي‌توان به سادگي و روابط بازگشتی، تقريب روابط بازگشتی، استفاده از استنباط به اين اشاره نمود. نتایج تجربه نيز نشان دهند كه در اين روش در شناسایي حيابه‌های قيمتي است.

وارد‌های كليدي: بازار سهام، مدل‌بندي بيزه، حيابه‌های قيمتي.

JEL: G23, G32
مقدمه

بازارهای مالی، شبیه بازار سرمایه از مهم‌ترین ابزارهای تجزیه و تحلیل منابع مالی به‌شمار می‌رود. نظر به اهمیت راهبردی مالی و اقتصادی این بازار بر گزاره‌های انتخاب و انحراف گستردگی در ان رخ داده می‌باشد که بسیاری از مسائلی از جمله قیمت‌گذاری است که در دسترس افراد است. اگر از این بازار، قیمت‌ها صورت می‌گیرد بنابراین تنها در این اثبات مسئولیت‌های تفاوتی و در نتیجه افزایش دوباره قیمت‌ها می‌شود. افزایش تفاوت بر کل قیمت‌ها نتیجه اثرهای مثبت و سودآوری نشان می‌دهد که دریافت نباید بازداشت این است. همین بازارهای افزایش قیمت‌ها است که به افراد محدود قیمت‌ها یا دیگر. در این مقاله رفتار بازار با وسیله‌روشهای آماری مدل‌سازی بررسی است. در استیل بازار بازاریابی مدل به عنوان مغزهای‌های تصمیم‌گیری با توزیع‌های اولیه (توزیع‌های پیشین) در نظر گرفته می‌شوند و با استفاده از قانون بهتر استیل‌های و استیل‌های پیشین محاسبه می‌شوند. استیل‌های به بسیاری از مسائل از جمله سری‌های زمانی مالی ظاهر می‌شوند. سری‌های زمانی سری داده‌های هستند که در طول زمان تبدیل به‌شوند و به هم ارتباط دارند. می‌توان از اثر زمانی که داده‌ها بر روی یکدیگر می‌گذارند مدل و تفاوت را به‌دست آورد. ایجاد نهایی کردن پیش‌بینی در بسیاری از مسائل اقتصادی و مالی پیدا می‌آید. این جمله قیمت‌ها از جمله برای ارزیابی می‌شود. نظر از جمله، نیاز به بازارهای مالی می‌باشد که جمعیت مالی باید در بازارهای مالی است. منظور از جمله به بازاری که بازار یک تک یا چند یک تک و یا چند تک بالکه در ادبیات مالی جای بگزیده می‌شود که قیمت بازار یک کلا با تفاوت فاقد نسبت به ژست ذاچ آن ما عاملی می‌شود که غیرقابل یک است. موضوع جای در بازارهای مالی برای منافع فردی، همواره مطروح بوده و شدت و ضعف آن در بازارهای مختلف متفاوت است.

شواهد می‌باشد که این که در همان بحث دستکاری اوراق بهادار در اولین قرن پیش‌تر از وصدا که هم‌چنین بازارهای توزیع‌های بالا و عوارض و مکانیسم‌های توزیع‌های اثربخش، سیاست از اشکال دسکارتی در بازار اوراق بهادار این کشورها محور شده است. در مقابل، بیشتر بازارهای نوظهور بر علیه ضعف در سامانه‌های قانونی و مکانیسم‌های توزیع‌های خود، به طور گسترده‌ای همان‌گونه‌ای با هم‌گونه‌ای بروز جابه‌مایه‌ها هستند که یکی از
عوامل مهم در عدم تکامل بازار سرمایه و نبود اعتماد عمومی به این بازارها است. در نتیجه عدم حضور گسترده و بلندمدت سرمایه‌گذاران، وجود نوسان های مقطعی و شدید، نگرش کوتاه‌مدت برای سرمایه‌گذاری و نقص کیفیتی آن در توسه اقتصادی از جمله پیامدهای تمام‌الوقو است که به طور وسیع در بعد کلان اقتصاد این نوع کشورها منعکس می‌شود. در این پژوهش مسئولیت است که با تطبیق و توصیف جابه‌داز و مشاهده روند متغیرهای مفسود تأثیرگذار با استفاده از استنباط‌های مدل نیوتن و بررسی جابه‌های قیمتی بنوان الگو رفتار حسابقیمی در بازار بورس امروز کشور ایران را مشخص ساخت.

از جمله پژوهش‌های اساسی در زمینه حسابهای قیمتی می‌توان به مقاله‌های هریسون و استوبنوس (1971) اشاره کرد. در این پژوهش‌ها یک مدل آماری به منظور تشریح تغییرات ناگهانی در روند شیب و جهت یک سرمایه‌گذار مدل خود یک آرایه را ارائه کرده است. دیگر و زیگر (1989)، یک مدل مشابه ارائه دادند که با استدلال‌های داده‌ها در مدل احتمال نظر می‌گیرد. کوتیوز (2011)، یک روش مبتنی بر روش خودگردان در محاسبه توزیع نمونه متناهی آزمون مجانی فیلبس و پو (2011) آرائه داد.

سرکوبیه و کانستانتین (2001)، داده‌های 18 کشور را با استفاده از روش ریشه واحد تابلویی (بانک) و مهندسی مورد تحلیل قرار دادند و به جای‌هایی در طول سال‌های 1999 تا 2010 دست یافتند. آل-آناوشا و ولپلینگ (2011)، مدل‌های فضایی حالت با استفاده از فریز مارکوف سونیجکسک را به داده‌های شیپه ساژی شده و پاگاه داده‌های واقعی بین المللی به کار برده، هم‌اکنون مدل‌ها ساختار پیچیده دارند و به طور کلی احتمال تشکیل حساب را در نظر نمی‌گیرند و با حتم در صورت در نظر گرفتن احتمال تشکیل حساب، وابستگی آن را با داده‌های قیمت در نظر نمی‌گیرند. با احتمال این نکات به عنوان شکاف داشتن در این مورد، در این مقاله یک روش ساده آموزی با تفسیر بی‌بی‌امومس و با در نظر گرفتن وابستگی احتمال تشکیل حساب به قیمتی است که با توجه به این مقاله می‌شود.

دارایی‌های مالی الارانت می‌شود.

از جمله تابع ای این مقاله می‌توان گفت که با یک مدل آمیخته صری زمانی به صلی‌بندی حساب قیمتی برخاسته می‌شود.

در واقع احتراف قیمت موجود (قیمت یک دارایی مالی) از میزان واقعی خود، درای احتمالی صفر است و با یک مدلی احتمال قیمت، درای احتمالی از احتراف قیمت در دوره‌های قیمتی است. بنابراین صفر مدلی آمیخته برای احتراف قیمت از میزان واقعی ساخته می‌شود که با تبعیض احتمالی‌های پیشین برآورد شده‌اند احتمال جابه‌داز یکه می‌شود. در این مقاله داده‌های ماهانه‌ای برای پیش رو تا 2013 تا شهریور سال 1393 بررسی شده و تناقض
حاکی از وجود جواب قیمتی در شاخص گلوست. این منظور مدیر رجاسیونی بین لگاریتم شاخص گلو و لگاریتم شاخص اسما درآمده تالاهم ملی و تیم مهندس، بانک بانک، می‌گفتم. تایید پژوهش نشان از وجود یک جواب قیمت در شاخص گلو است.

ساختار مقاله در ادامه به دینا صورت است. در بخش دوم ابتدا در مورد ادوات موضوع و مفهوم جواب قیمتی و همچنین پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. در بخش سوم با استفاده از یک مدل آمیخته سری زمانی جواب قیمتی، مدل رگرسیون و برآوردگر بیزین از توزیع پیشین به‌دست می‌آید.

در این بخش روابط بین یک برآورد پارامتر بیشتری به‌صورت زمان‌داری پیاده‌سازی می‌شود. همچنین نتایج شبیه‌سازی در این بخش بررسی می‌شوند. کاربرد مدل ارائه شده در بازار مالی ایران در بخش چهارم نیز در این بخش بررسی می‌شود. نهایت نتایج حاصل در بخش پنجم بررسی می‌شود.

پیشینه پژوهش

جواب‌های قیمتی، پژوهش‌گران حوزه مالی را مجزوب خود کردند. ظنیایی جواب‌های قیمتی در بازارهای سهام و سکنی و موضوع تعداد سپارسی از مقاله‌های نظری و تجربی ملی شده است. از دیدگاه نظری چنین یک مسیر قیمتی با شرط وجود جواب (اصلاً) امکان و فناوری غیر منطقی نگاه‌های اقتصادی است و این گونه نگاه‌ها با توصیف نگاه‌های اقتصادی با رفتارهای منطقی از عرصه رقابت بازار بیرون رود.

یک جواب قیمتی با فاصله گرفتن سری زمانی قیمت از مقدار اولیه سری زمانت، مشخص می‌شود که این اگرایی بین از سقوط ناگهانی در دنباله قیمت‌ها است. هنگامی که یک جواب در حال شکل‌گیری است مسیر زمانی قیمت‌ها در حال افزایش است و به محدودی که این سری زمانی سقوط می‌کند یک پرچ در سری زمانی ماده‌ها رخ می‌دهد. این پزگی اگرچه در تعریف جواب خیلی مهم است اما کمتر موضوع پژوهش تحلیل‌های آماری یکی است. از نقطه نظر تجربی، سوال مورد علاقه این است که یک سری زمانی قیمت مورد نظر از فرض وجود جواب قیمتی در عدم پیش از سایر مدل‌ها توصیف می‌شود. از این رو، سپارسی از روش‌های آماری به آزمون وجود عدم وجود مدت زمان حضور جواب پرداخته‌اند. این روش‌ها پیش‌بینی به عدم استیستیو و یا یک مدل نیز تغییر در سری زمانی قیمت محتوای (وست 1978).

ویژه‌ترین دلیل می‌شود DLM هرهسون و استیونس (1971) که مدل ماری که مدل خلا رون یک مدل آماری به‌طور نمایش تغییرات ناگهانی در روند بیاینده و جهت یک سری زمانی ارائه داده شده‌اند. آن‌ها یک مدل خلا را که با وزن‌های احتمالی ترکیب می‌شود ارائه دادند.
مدل‌بندی بیزی جواب‌های قیمتی در بازار سهام ایران

مدلی که در این مقاله بیان می‌شود را می‌توان بعنوان تعمیمی از مدل آن‌ها در نظر گرفت.

این مدل چارچوبی است که در آن احتمال انتخاب هر مدل فقط به اطلاعات تاریخی سیر زمانی قیمت مورد مطالعه نسبت دارد و از تقریب هرسون برای کاهش محاسباتی و از تقریب‌های معین برای دقت برآورد مدل‌ها استفاده می‌کند.

سال ۱۹۸۹، یک مدل مشابه ارائه داده که با استفاده از مدلهای زمانی تخمین می‌رود. در این مقاله پیچیده‌های دیگری نیز از جمله آن که پارامترهای مدل را زمان متغیر در نظر گرفته و در نتیجه با استفاده از یک روش درست‌نمایی ساده قابل حل، نیست و در عوض از یک روش‌افزایی بازگشت برای محاسبات بپردازدی خواهد شد. سولسیس (۲۰۰۶)، تغییرات در استانی در نسبت اکس از مورد شاخص محاسبه کرده و با آزمون نمود و وجود نشان داده‌کننده در سری زمانی یک شده را از یک سری زمانی تجربه‌ای صفر (۰) به تجربه‌ای یک (۱) آزمون نمود.

گوارکاپانک (۲۰۰۸) به این واقعیت اشاره داشت که تالابی بسیار گوگومان است و در واقع، به ارزی هر مقاله‌ای که شوهدی از وجود جواب می‌یافت مقالات دیگری را می‌دید که برای همان مدلی پیدا می‌کند. وجود جواب به خوبی براساس داده شده بود. نادرسون، پروکس و کانتارسیس (۲۰۰۸)، ملاک‌هایی برای وجود جواب در شاخص اس ان پی ۵۰ ارائه دادند و با یک مدل رژیم سونیچنگ حسب‌ها را شناسایی کردند.

فیلیپس، وو و یو (۲۰۱۱) از رگرسیون بازگشت پیشرو دوره به دوره به منظور تهیه‌بندی به شوه‌ده در مورد وجود ریشه واحد (فرصت صفر) در مقاله برخی فرض‌های یک‌تایپیست (به معنی وجود ریشه مشخص به اندازه کمتر از یک است) استفاده نمود.

گوتریز (۲۰۱۱)، یک روش متین بر روی خودگردان برای محاسبه توزیع نمونه‌شناسی آزمون مجزا فیلیپس. وو و یو (۲۰۱۱) ارائه داده‌کردنی که در نتیجه با استفاده از روش ریشه واحد تایپیست (یاختی) و هم‌جمعیت مورد تحلیل قرار دادند و به جهاب‌های در طول سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۳ واقع در آن‌ها تایپیست و بابلندینگ (۲۰۱۱)، مدل‌های فرسای حالت با استفاده از فرض مارکف سونیچنگ را به داده‌های شبیه‌سازی شده و پایگاه داده‌های واقعی بین المللی به کار خورده.

تا این که در سال ۲۰۱۳، اسکوئر و لوبی، مدلی ارائه دادند که مدل هرسون را کاملاً کردند و تداخل‌های نوی‌فکری در نظر گرفت. که مدل آن‌ها در اینجا بررسی خواهد شد. آن‌ها از
مدل‌سازی ریسک و مهندسی مالی، دیر ۲، قطب ۲، تبثغت بنام ۱۳۹۶ تابستان

یک مدل آمیخته که آمیخته‌ای از دو سری زمانی تورگرایسی مربوطه اول با پارامترهای زمانی متغیر
و یک نویفه سفید است، استفاده کرده‌اند.

در تحلیل این که در پیشنهاد پژوهش یک مدل بزرگ‌تری را انتخاب کرده‌ایم که این ضریب اختلاف‌های آماری متغیر با مرحله برآورد پارامترها از این روش آزمایش می‌شود.

حتی اگر یک مدل اختلال‌های آماری یکسان باشد، ریسک‌های پارامتری حاصل با هم باید حجم گردید از محاسبات برای دارنده. بنابراین از دیدگاه عمیق، باید یک تقریب معین از برآوردهای دقیق پارامتری داشته که حجم محاسبات را کم کند.

روش‌شناسی پژوهش

به‌دنبال حل مساله حساب، پژوهش‌های زیادی بر روی حساب از جمله کشف‌هایی برای مدل‌های مختلف، آزمون‌های اختلال‌های در طی مدت‌های متغیر و انجام شده است. (اسکو و لیو) ۲۰۱۴، مدل آزمایش‌های نفوذی و تداخل تلفیق سفید است در این مدل وارد درکند. آن‌ها از یک مدل آمیخته که آمیخته‌ای از دو سری زمانی تورگرایسی مربوطه اول با پارامترهای زمانی متغیر و یک نویفه سفید است، استفاده کرده‌اند.

مدل حساب قیمتی

رابطه ۱: فراآیند آمیخته دو سری زمانی است. برای مدل‌بندی حساب‌های قیمتی که در این بخش بررسی می‌شود، فراآیند آمیخته‌ای زیر در نظر گرفته می‌شود.

\[ x_t = \begin{cases} \beta_t x_{t-1} + u_t & \pi_t \\ u_t & 1 - \pi_t \end{cases} \]

که در آن \( x_t \) دنبال‌های از قیمت‌ها است که به عنوان تفاوت (انحراف) از مقداری بین‌ای academy (متغیرهای بازار) آن‌ها تعیین می‌شود و \( \pi_t \) احتمال این است که \( x_t \) از مدل تورگرایسی تبعیت می‌کند که این احتمال به \( x_{t-1} \) و \( x_t \) بستگی دارد.

حباب \( u_t \) به عنوان دنبال‌های از متغیرهای تصادفی مستقل و هم‌توزیع با میانگین صفر و واریانس \( \sigma^2_u \) (نامعلوم) در نظر گرفته می‌شود و ضریب \( \beta_t \) یک پارامتر وابسته به زمان است که تغییرات آن توسط فراآیند قف‌زنده تصادفی طبق رابطه ۲، بیان می‌شود.

\[ \beta_t = \beta_{t-1} + u_t \]

(رابطه ۲)
مدل بندي پيزي جابه‌هاي قيمتی در بازار سهام ايران

دارای توزیع $\mathcal{N}(0,\sigma^2)$، مانند $\sigma^2$ نامعلوم $N$ است و پارامتر $\beta_i = \beta_{i-1} + u_i$ که همچنين فرض می‌شود $\pi_i$ در رابطه 1، صدق می‌كند. بنابراین رابطه 3 ساده است.

$$\pi_i = e^{-\gamma - \alpha x_{i-1}}$$

در رابطه 3، $\alpha$ و $\gamma$ پارامترهای نامعلوم هستند و در اثر افزایش قدر مطلق $x_{i-1}$ کوچک می‌شود و در نتیجه احتمال تشکیل جابه‌افزایش می‌شود. به عنوان یک نمونه خاص در شرایط مختلف، فرض می‌دانیم $\alpha = 0$ باشد. انگاشت فارگ از $\pi_i$ باشد به شکل زیر است. زمانی که $\alpha = \gamma = \rho$ مدل انورگرسیو مربوط اول بیان می‌شود.

مدل پیچیده تعریفی

حال شیوه پیچیده تعریفی برای پیش‌بینی پارامتر مدل بررسی می‌شود. برای بدست آوردن $eta_i$ برای هر سری جابه‌افزایش $\alpha$ انتخاب ادامه پدیداری ضرایب مدل $\beta_i$ برآورده گردید در رابطه 4. لذا $x_i$ انتیکس پارامتر مدل $\alpha$ $\beta_i$ داده می‌شود.

$$X^t = [x_1, x_{t+1}, ..., x_0] = [x_1, \nu^{X^t}]$$

$$I^t = [i_1, i_{t+1}, ..., i_0]$$

در شیوه پیچیده اگر زمان را توان دوم خطا در نظر بگیریم، پارامترهای پارامترهای پارامتر نشان دهنده این است و رابطه 5 به کار می‌رود.

$$\hat{\alpha}_t = E(\alpha | X^t)$$

$$\hat{\beta}_t = E(\beta_i | X^t)$$

$$\hat{\gamma}_t = E(\gamma_i | X^t)$$

برآوردهگر پیچیده احتمال تشکیل جابه به صورت رابطه 6 است.
\[ \hat{\theta}_t = E(\gamma^{-\theta} | x_{t-1}) \]

با استفاده از قانون قانون توزیع پسن (\(\alpha, \beta, \gamma\)) به شرط \(X_t\) به صورت رابطه 4

\[ p(\alpha, \beta, \gamma | X_t) = \frac{p(\alpha, \beta, \gamma | X_{t-1}) p(x_t | \alpha, \beta, \gamma | X_{t-1})}{p(x_t | X_{t-1})} \]

که در رابطه 7، صادق است.

\[ p(x_t | \alpha, \beta, \gamma, X_{t-1}) = e^{-\gamma^{-\theta} | x_{t-1}|} N_{\beta} (\theta, x_{t-1}, \sigma^2_\gamma) + (1-e^{-\gamma^{-\theta} | x_{t-1}|}) N_{\beta} (0, \sigma^2_\gamma) \]

\[ p(\alpha, \beta, \gamma | X_{t-1}) = \sum_I f(I^{-1}) g(I^{-1}) p_{\beta}, (\alpha, \gamma | X_{t-1}) \]

\[ N_{\beta} (\mu(I^{-1}), \sigma^2(I^{-1}) + \sigma^2_\gamma) \]

توئیز پسن احتمال (\(X_t\) به طور خلاصه به صورت رابطه 8، صادق است.

\[ N_{\beta} (\mu(I^{-1}), \sigma^2(I^{-1}) + \sigma^2_\gamma) \]

که در رابطه 9، صادق است.

\[ p_{\beta}, (\alpha, \gamma | X_t) = \left[ e^{-\sum_{i=0}^{t} \delta(i_t)} \right] \left[ e^{-\sum_{i=0}^{t} \delta(i_t)} \right] \]

\[ \left[ e^{-\sum_{i=0}^{t} |x_{i_t}|} \right] \left[ e^{-\sum_{i=0}^{t} \delta(i_t)} \right] \]

\[ f(I^{-1}, 1) = \frac{f(I^{-1})}{p(x_t | X_{t-1})} \]

\[ \times N_{\beta} (\mu(I^{-1}), \sigma^2(I^{-1}) + \sigma^2_\gamma) \]

\[ f(I^{-1}, 2) = -f(I^{-1}, 3) = -\frac{f(I^{-1})}{p(x_t | X_{t-1})} N_{\beta} (0, \sigma^2_\gamma) \]
مقدار احتمال انتظاری ادامه پیداکردن حساب به شکل رابطه ۱۵ است.

\[ \hat{\alpha} = E(\alpha \mid X') = \sum_{i'} \frac{1}{a_0 - \sum_{s=0}^{i-1} x_s} \delta(i_s) g(I') \]

\[ \hat{\beta} = E(\beta_1 \mid X') = \sum_{i'} f(I') g(I') \mu(I') \]

\[ \hat{\gamma} = E(\gamma_1 \mid X') = \sum_{i'} \frac{1}{\tilde{e}_0 - \sum_{i=0}^{i-1} \delta(i_s)} f(I') g(I') \]

برآورد واریانس ضریب اتورگرسیو مدل از رابطه ۱۶ حاصل می‌شود.

\[ \hat{\sigma}_i^2 = E(\sigma_i \mid X') = \sum_{i'} f(I') g(I') \sigma(I') \]

برای شیب‌سازی \( x \) (اختلاف قیمت‌ها) از گام‌های زیر استفاده می‌شود.
گام ۱. حجم نمونه را تعیین کرده و دنباله نوع‌های سفید، ب، و دیگر مقدار و اریان مشخص به تعداد از قبل تعیین شده شبیه‌سازی می‌شوند.

گام ۲. با اریان مشخص شده در گام ۱ ساخته می‌شود.

گام ۳. مقادیر اولیه $\alpha$ و $\beta$ و تعداد داده‌های مورد نظر برای تولید احتمال حساب $\alpha$ و $\beta$ در نظر گرفته می‌شود.

گام ۴. در این گام دنباله سری آمیخته در رابطة ۱ با احتمال ساخته شده از پارامترهای $\alpha$ و $\beta$ در گام ۳ این تک مقادیر باقی مانده تولید می‌شود.

حالتهای خاص

اگر فرض شود دو نوع سفید، ب، و در گام اول شبیه‌سازی شده باشد، آنگاه در گام ۲ به‌وسیله نوع سفید، ب، می‌باید از گام قبلی، ضریب انترگرسیون مربوطه اول به دست آمده از آن به تصویر کشیده شده است.

![شکل ۱: نمونه شبیه‌سازی شده نوع سفید](attachment:image.png)
حال با مقادیر مختلف پارامترها که در مدل توضیح شده بود با شبیه‌سازی محاسبات رابطه‌ای تولید می‌شود. زمانی که $x_i$ مستقل از $x_1$ در محدوده $0.01$ باشد، انگاه احتمال ترکیب $x_1$ جواب تابث است اما اگر $0.01$ به عنوان دو بسیار زیاد از مقادیر قبلی خود تاثیر یافته خواهد بود این حالت در شکل $2$ مشاهده می‌شود.

\[
\gamma = 0.9 \text{ و } \alpha = 0.01
\]

شکل ۲. مقادیر شبیه‌سازی شده $x_i$ با $0.9$ و $0.01$

زمانی که $0 = \gamma$ مقادیر شبیه‌سازی شده به وسیله آنورگرسیو مربوطه اول بیان می‌شود. مقادیر شبیه‌سازی شده در شکل $2$ مشاهده می‌شود. در این شکل تأثیر بالای مقادیر $\beta$ و باعث به‌ناپایداری جواب در هر مقطع شکل گیری، قابل مشاهده است. زمانی که $0 = \beta$, باشد مقادیر شبیه‌سازی شده $x_i$ به یک توزیع سطی تبدیل می‌شود و دیگر جایی وجود نخواهد داشت.

\[
\alpha = \gamma = 0
\]

شکل ۲. مقادیر شبیه‌سازی شده $x_i$ با $0$ و $0$
بافته‌های پژوهش
در مقاله آساکو و لویی (2012)، رابطه ۱۷ بر روی بزار سهام آمریکا و زاین و چین به‌کار برده شده است. در این مقاله نیز برای بزار سهام ایران به کار برده می‌شود. آساکو و لویی برای سادگی و برقرار کردن سازگاری بیشتر تناها از دو فاکتور شاخص اسمی درآمد تاخیر مالی و تعریفوی سودبادکی، که عوامل بنیادین را متعکس می‌کند به عنوان پژوهش‌های پایه‌های به‌مرتاداری کردن، بنابراین برای حذف حركات نوسانی مرتبط به عوامل بنیادی، لگاریتم داده‌های اصلی ماهانه قیمت شاخص سهام (نمونه‌های یک‌گروهی ترسیم شده به ماه) را با رابطه ۱۷ روش سطح نرخ سود و لگاریتم داده تناهاکلی کشور رگرسیون کردند.

\[
\ln(\text{Index}) = \text{constant} + a + \text{InterestRate} + b \ln(\text{GDP})
\]

(رابطه ۱۷)

در این مقاله داده‌های ماهانه شاخص کل بزار بورس ایران از فروندین سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹۳ را در اختیار گرفته و در ادامه ضرایب آن برآورد می‌شود. نتایج برآورد شده در رابطه ۱۸، نشان داده شده است.

\[
\ln(P_t) = -3.71(-4.36) - 0.02r_t^{(-4.36)} + 1.27\ln Y_t^{(7.82)}
\]

(رابطه ۱۸)

\[R^2 = 0.765\]

یافته‌های پژوهش
با رابطه ۱۷-۱۸، شاخص کل مقایسه قیمت

شکل ۲. شاخص کل مقایسه قیمت
نسبت بالایی ضریب $R^2 = 0.765$. نشان می‌دهد که شاخص کل، عوامل بنیادی اقتصاد ایران را به شکل مناسبی در دهه سال‌های 80 منفک می‌کند. حالت برای برآورد پارامترها مقادیر اولیه رابطه ۱۹ را در نظر می‌گیریم:

$$
\begin{align*}
\hat{\beta} &= 1 \\
\hat{\alpha}_0 &= \hat{\gamma}_0 = 0.01 \\
\hat{\sigma}_0 &= 0.01
\end{align*}
$$

در مرحله بعد می‌توان دو واریانس نامعلوم را به‌وسیله روش درست‌نمایی برآورد کرد. مقادیر برآورد شده $(\hat{\sigma}_1)$ (ضرایب اتورگرسیو مرتبه اول) و $t$-value $(\text{آماره آزمون آماری})$ به‌دست آمده از پارامترهای برآورد شده است که در شکل‌های 6 و 7 ترسیم شده‌اند.
مشاهده‌ی می‌شود که به طور نسبی با پراکش زیادی نوسان می‌کند و بارتاب دهنده این واقعیت هستند که برآورد ماکزیموم درست نمایی \( \hat{\beta} \) می‌تواند به‌کار گیرنده‌ی 
\( \sigma \) باشد. ماکزیمم تغییرات برآورد \( \hat{\beta} \) مقدار \( 2/3 \) را در سال ۱۳۹۱ ثبت کرده است و می‌تواند را در دی ماه سال ۱۳۸۸ می‌دهد. شکل ۸ برآورد احتمال ادامه بپیدا کردن حباب \( \hat{\beta} \) را نشان می‌دهد. که روی سطح باریکی میان ۹۷/۰ در اردیبهشت سال ۱۳۹۳ و ۹۹/۰ نوسان می‌کند.

مشاهده‌ی می‌شود که به طور نسبی با پراکش زیادی نوسان می‌کند و بارتاب دهنده این واقعیت هستند که برآورد ماکزیموم درست نمایی \( \hat{\beta} \) می‌تواند به‌کار گیرنده‌ی 
\( \sigma \) باشد. ماکزیمم تغییرات برآورد \( \hat{\beta} \) مقدار \( 2/3 \) را در سال ۱۳۹۱ ثبت کرده است و می‌تواند را در دی ماه سال ۱۳۸۸ می‌دهد. شکل ۸ برآورد احتمال ادامه بپیدا کردن حباب \( \hat{\beta} \) را نشان می‌دهد. که روی سطح باریکی میان ۹۷/۰ در اردیبهشت سال ۱۳۹۳ و ۹۹/۰ نوسان می‌کند.
نتیجه‌گیری و پیشنهادها
این مقاله یک مدل آماری ساده را برای حساب‌های قیمتی ارائه می‌دهد که می‌تواند به‌وسیله محاصل‌های بزرگ‌ترین برآورد شود. فرمول مشخص احتمال ترکیبی است که محاسبات از مقادیر قیمتی در اثر گرفته و بر اساس سرمایه‌گذاران معکوس می‌شود.

مدل ارائه شده این واقعیت را ثابت می‌کند که هیچ حسابی نمی‌تواند برای همیشه رشد کند و باقی بماند. جزئی از آن به‌خاطر آن است که اکثر سرمایه‌گذاران در این سیستم هستند و یا می‌توانند دیگر به دلیل این که امکان از بین رفتن حساب وجود دارد آماده خارج شدن از بازار هستند و جزئی دیگر به این خاطر است که سیستم‌های مالی و یا هر عامل داخل‌الکن‌کننده به‌وسیله بین‌های اقتصادی مرتبط به ارجاع و برگشت دادن نوسانات قیمت به شاخص‌های بین‌بندی‌های مستقل هستند.

فرمول‌های بزرگ‌تری به تبیع حجم عظیمی از داده‌ها نیازمند هستند به‌طوری‌که محاسبه یک دوره کوتاه با رایانه‌های استاندارد هم کار بسیار دشوار است، به این دلیل تقاضای در محاسبات استفاده شده تا رفتار بزرگ‌تری تکنیک برآورد را مورد تخمین قرار دهد. سپس مدل را برای سهام ایران به کار برده و پایان‌ها و احتمال ترکیبی حساب برآورد داشت.

باوجود برخی‌های عملی و کاربردی انجام شده که در ابتدا مسیر شکو قرار دارد چند ضریب بدون خلق واقعی یک حساب به تدریج کاهش پیدا کند. داده‌های سری‌های زمانی
یکی از مهم‌ترین شکایات، عوامل بین‌جایی در بانک‌ها، افزایش نرخ بهره و کاهش نرخ بهره بود که می‌تواند باعث آسیب بسیاری در بازار سهام باشد.

در ادامه به مقایسه نتایج این پژوهش با برخی مقالات مطرح در زمینه مدل‌سازی نقدی، جدول ۱ به میزان م tử منظور از ستون میزان، برتری روش آهنگ شده در این مقاله به روش خاص ذکر شده در جدول ۱ است.

جدول ۱. مقایسه نتایج این مقاله با سایر پژوهش‌های مشابه

<table>
<thead>
<tr>
<th>پژوهشگر(سال)</th>
<th>روش</th>
<th>نتیجه</th>
<th>مزیت</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>هرزون استونس (۱۹۷۱، ۱۹۷۹)</td>
<td>مدل خلا پویا و از تغییرات در روند استفاده کرده‌است.</td>
<td>شما می‌توانید با تغییرات در روند شیب‌شناسی قسمت را بی‌بهر کنید.</td>
<td>استفاده از یک مدل ساده‌ای با تغییرات در روند.</td>
</tr>
</tbody>
</table>
| دیگل و زیگر (۱۹۸۷) | مدل رگرسیون پویا با استفاده از تغییرات در روند واحدها و احتمال وجود نقدی | نتایج تجربی تجدید نادرد | استفاده از روش مینیموم.
| گویکاک (۲۰۱۰) | انواع مدل‌های اقتصادی | تحقیقات بارگشتی هستند و محاسبات بی‌بهر ندارند. | نتایج تجربی تجدید نادرد.
| گویکاک (۲۰۱۱) | شناسایی جهاب در شاخص | تحقیقات بارگشتی هستند و محاسبات بی‌بهر ندارند. | شناسایی جهاب در شاخص.
| سیزهار و عباسلو (۱۳۹۵) | از مدل‌های نیوامتری دو دو | احتمال وجود جهاب در بازار سهام تهران ۱۳۸۷ و ارائه این نتایج به یک پارامتر اساسی | شناسایی جهاب در مدل‌های نیوامتری دو دو.

منابع


References


