

## ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات ارزی در بازار ارز ایران: روش مارکوف سوئیچینگ گارچ

محب اله مطهری

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد [moheb\\_m\\_2000@yahoo.com](mailto:moheb_m_2000@yahoo.com)

محمد رضا لطفعلی پور\*

استاد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، [lotfalipour@um.ac.ir](mailto:lotfalipour@um.ac.ir)

محمد طاهر احمدی شادمهری

دانشیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، [shadmhri@um.ac.ir](mailto:shadmhri@um.ac.ir)

تاریخ دریافت: ۹۴/۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۲/۱۰

### چکیده

پیش‌بینی نوسانات ارزی گامی مهم در سیاست‌گذاری ارزی کشور به منظور جلوگیری از نوسانات شدید ارزی محسوب می‌شود. نوسانات ارزی از آن جهت اهمیت دارد که می‌تواند معیاری از ناطمینانی سرمایه‌گذاری در اقتصاد هر کشور محسوب شود. هدف از این مقاله معرفی یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار ارز کشور است. بدین منظور با برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ، نوسانات نرخ ارز بازار آزاد مدل‌سازی شد. در این مقاله از داده‌های روزانه نرخ ارز بازار غیررسمی (آزاد) ارز در بازه زمانی بیست و پنجم اردیبهشت سال ۱۳۸۵ تا بیست و یکم تیرماه سال ۱۳۹۴ استفاده شده است. با برآورد این مدل، ماتریس احتمالات انتقال دو وضعیت پرنوسان و کم نوسان ارزی محاسبه می‌شود. با استفاده از این ماتریس می‌توان احتمال مواجه شدن بازار با نوسانات شدید را در هر دوره آتی پیش‌بینی نمود و بدین ترتیب به یک الگوی مناسب برای پیش‌بینی نوسانات شدید دست یافت. نتایج این الگو نشان می‌دهد که احتمال ماندن در رژیم پر نوسان ارزی، احتمال انتقال از رژیم پر نوسان به رژیم کم نوسان ارزی، احتمال انتقال از رژیم کم نوسان به رژیم پر نوسان ارزی و احتمال ماندن در رژیم کم نوسان ارزی به ترتیب برابر با ۰/۱۴، ۰/۰۳، ۰/۸۶ و ۰/۹۷ است.

**واژه‌های کلیدی:** الگوی هشدار پیش از وقوع، نوسانات بازار ارز، مارکوف سوئیچینگ گارچ.

**طبقه‌بندی JEL:** F37، F32، F30

\* نویسنده مسئول مکاتبات

## ۱- مقدمه

پیش‌بینی بحران‌های اقتصادی به دلایل مختلف مورد علاقه برخی نهادهای اقتصادی مثل صندوق بین‌المللی پول، بانک جهانی و سایر نهادها یا سازمان‌های دولتی و خصوصی است. سیاست‌گذاران اقتصادی هر کشور نیز به منظور مقابله با بحران‌های اقتصادی نیاز به پیش‌بینی بحران‌ها را احساس می‌کنند. از میان بحران‌های اقتصادی، بحران‌های ارزی و ایجاد نوسانات شدید در بازار ارز به خصوص در کشورهای در حال توسعه به دلیل وابستگی‌های ارزی تولیدات این کشورها به مواد اولیه، واسطه‌ای و سرمایه‌ای خارجی تاثیرات قابل توجهی بر متغیرهای اقتصاد کلان این کشورها برجای می‌گذارد. به عنوان مثال بحران ارزی اخیر که به دنبال تحریم‌های گسترده اقتصادی در کشور رخ داد بسیاری از متغیرهای مهم اقتصاد کلان کشور همچون تولید، اشتغال و تورم را دستخوش تغییرات شدیدی نمود. از این رو پیش‌بینی نوسانات ارزی به دلیل تاثیر گسترده آن بر بخش‌های واقعی اقتصاد از اهمیت فراوانی در اقتصاد کشور برخوردار است.

پژوهشگران بسیاری به منظور اطلاع و مقابله با بحران‌های اقتصادی، اقدام به معرفی سیستم‌های هشدار پیش از وقوع<sup>۱</sup> (EWS) کرده‌اند. در این زمینه طیف وسیعی از شاخص‌ها به عنوان شاخص‌های پیشرو شناسایی و آزمون شده‌اند. روش‌های معمول پیش‌بینی در سیستم هشدار پیش از وقوع شامل دو روش استاندارد به نام‌های روش سیگنالی<sup>۲</sup> (یا روش استخراج علائم بحران از شاخص‌های پیشرو) و دیگری روش احتمالی یا روش لوجیت<sup>۳</sup> یا پروبیت<sup>۴</sup> هستند. روش جدیدتر در زمینه سیستم هشدار پیش از وقوع، روش رژیم مارکوف سوئیچینگ<sup>۵</sup> است. با استفاده از این روش می‌توان احتمال وقوع بحران‌های مالی را برای سال‌های آتی پیش‌بینی کرد و با آگاهی از افزایش احتمال وقوع بحران‌های مالی در یک زمان معین، با استفاده از سیاست‌گذاری‌های لازم از وقوع چنین بحران‌هایی جلوگیری کرد یا حداقل اثرات منفی وقوع بحران را کاهش داد (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷). هدف از این مقاله ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار ارز کشور است که برای دستیابی به این هدف از روش مارکوف سوئیچینگ گارچ<sup>۶</sup> استفاده شده

<sup>1</sup> Early Warning System

<sup>2</sup> Signal Method

<sup>3</sup> Logit

<sup>4</sup> Probit

<sup>5</sup> Markov Switching Regime

<sup>6</sup> Markov Switching GARCH

است. تمایز مقاله حاضر با مطالعات قبلی آن است که اولاً در مقاله حاضر از رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ استفاده می‌شود که با توجه به وجود نوسانات بازار ارز مدل واقع‌بینانه-تری نسبت به مدل مارکوف سوئیچینگ با واریانس ثابت است. وجه تمایز دوم مقاله حاضر در این است که در مقاله حاضر از رویکرد سری زمانی استفاده می‌گردد و این رویکرد برای پیش‌بینی و الگوی هشدار پیش از وقوع به مراتب عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های با متغیر توضیحی دارد.

مقاله حاضر در پنج بخش تدوین شده است. در بخش بعدی به ادبیات نظری پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مطالعات تجربی پیش‌بینی در بازار ارز می‌پردازیم. در بخش سوم روش تحقیق و توصیف داده‌ها ارائه شده است. بخش چهارم نیز به ارائه الگوی هشدار پیش از وقوع مبتنی بر روش مارکوف سوئیچینگ گارچ اختصاص دارد و در نهایت در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهاد ارائه شده است.

## ۲- ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

پیش‌بینی نرخ ارز برای فعالان و پیش‌بینی‌کنندگان در بازار نرخ ارز یکی از موضوعات بسیار جذاب می‌باشد. در ادبیات اقتصاد بین الملل، دو رویکرد نسبت به پیش‌بینی نرخ ارز وجود دارد. اولین رویکرد بنیادی<sup>۱</sup> است که پیش‌بینی نرخ ارز را بر اساس دیگر متغیرهای کلان اقتصادی انجام می‌دهد. دومین رویکرد تک‌متغیره است که فقط از رفتار گذشته نرخ ارز برای پیش‌بینی روند آتی آن استفاده می‌کند و به دلیل عدم توجه به سایر متغیرهای کلان اقتصادی، به نام رویکرد فنی<sup>۲</sup> شهرت یافته است (نیلی<sup>۳</sup>، ۱۹۹۷).

به عنوان اولین مدل بنیادی برای تعیین نرخ ارز، می‌توان به مدل برابری قدرت خرید<sup>۴</sup> (PPP) اشاره کرد، که بر اساس آن، یک واحد پول در داخل و خارج با توجه به نرخ ارز متقابل باید قدرت خرید یکسانی داشته باشد. این روایت مطلق<sup>۵</sup> از برابری قدرت خرید است. روایت دیگر از این نظریه، آن است که تغییرات نرخ ارز برابر با اختلاف تورم داخل و خارج است که در بردارنده مفهوم برابری قدرت خرید نسبی<sup>۶</sup> می‌باشد. شایان ذکر است

<sup>1</sup> Fundamental approach

<sup>2</sup> Technical approach

<sup>3</sup> Neely

<sup>4</sup> Purchasing Power Parity

<sup>5</sup> Absolute Purchasing Power Parity

<sup>6</sup> Relative Purchasing Power Parity

که برای محاسبه نرخ ارز بر اساس مدل برابری قدرت خرید، از شاخص قیمتی مصرف-کننده<sup>۱</sup> (CPI) و شاخص قیمتی تولیدکننده<sup>۲</sup> (PPI) استفاده می‌شود (رستم‌زاده، ۱۳۹۰). مدل بنیادی دیگر برای توضیح رفتار نرخ ارز، مدل ماندل - فلمینگ<sup>۳</sup> (MFM) است، که تا مدت زمان زیادی توضیح غالب برای رفتار نرخ ارز بوده است. در این مدل نرخ ارز بر اساس حساب سرمایه و حساب جاری و تعادل نیروهای عرضه و تقاضا تعیین می‌شود. بر اساس این رویکرد، کسری تراز پرداخت‌ها بیانگر مازاد تقاضای ارز و مازاد تراز پرداخت‌ها به معنای مازاد عرضه ارز است (مارک<sup>۴</sup>، ۲۰۰۰). این رویکرد که بر فروض کینزی استوار می‌باشد، مورد انتقاد قرار گرفت، و پس از آن مدل‌های پولی ظهور کردند. در این مدل‌ها، نرخ ارز را با عرضه و تقاضای پول داخلی و خارجی مدل‌سازی می‌نمایند. مدل‌های پولی در قالب دو مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر<sup>۵</sup> (FPM) و مدل پولی با قیمت‌های چسبنده<sup>۶</sup> (SPM) بررسی می‌شود. مدل پولی با فرض قیمت‌های منعطف بر خلاف مدل پولی با قیمت‌های چسبنده، برابری قدرت خرید را در کوتاه‌مدت به طور پیوسته برقرار فرض می‌کند، در حالی که در حالت مدل پولی با قیمت‌های چسبنده برابری قدرت خرید فقط در بلندمدت صادق می‌باشد که این ناشی از چسبندگی قیمت در کوتاه‌مدت می‌باشد (آبسفلد و رگوف<sup>۷</sup>، ۲۰۰۰).

رویکرد بنیادی دیگر، مدل تعادلی نرخ ارز<sup>۸</sup> (EERM) می‌باشد که در این مدل، تعادل عمومی یک مدل دوکشوری برای حداکثر کردن ارزش فعلی مطلوبیت مورد انتظار<sup>۹</sup> یک عامل اقتصادی نمونه<sup>۱۰</sup>، با توجه به محدودیت بودجه و نیز محدودیت پرداخت نقدی از پیش<sup>۱۱</sup> تجزیه و تحلیل می‌شود (رستم‌زاده، ۱۳۹۰).

از روش‌های بنیادی دیگر، مدل تراز سبد دارایی<sup>۱۲</sup> (PBM) است. همانند مدل‌های پولی، در مدل‌های تراز سبد دارایی نرخ ارز از طریق عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی تعیین

<sup>1</sup> Consumer Price Index

<sup>2</sup> Producer Price Index

<sup>3</sup> Mundell ° Fleming Model

<sup>4</sup> Mark

<sup>5</sup> Flexible Price Model

<sup>6</sup> Sticky Price Model

<sup>7</sup> Obstfeld, and Rogoff

<sup>8</sup> Equilibrium Exchange Rate Model

<sup>9</sup> Expected Present Value of Utility

<sup>10</sup> Representative Agent

<sup>11</sup> Cash-in-advance

<sup>12</sup> Portfolio Balance Model

می‌شود و نرخ ارز یک متغیر مهم در تعیین حساب جاری و تراز پرداخت‌ها می‌باشد، لذا از مدل تراز سبب دارایی به عنوان یک مدل پویای تعدیل نرخ ارز نیز یاد کرده‌اند. در برابر مدل‌های بنیادی تحلیل نرخ ارز، مدل‌های فنی قرار دارند. این مدل‌ها بر خلاف مدل‌های بنیادی در جهت یافتن روابط علی بین نرخ ارز و سایر متغیرهای کلان تلاشی نمی‌کنند. تحلیل فنی نرخ ارز یا قیمت هر دارایی مالی دیگر بر اساس مقادیر قبلی آن متغیر است و به طور خاص، برای بازه‌های زمانی کوتاه استفاده می‌شود. تحلیل فنی بر این فرض استوار است که نرخ ارز یک متغیر تصادفی نیست، بلکه از الگوهای تکرارشونده و قابل تشخیص پیروی می‌کند.

علت توسعه مدل‌سازی فنی، ناکامی بعضی از مدل‌های بنیادی در توضیح و پیش‌بینی نرخ ارز در کوتاه‌مدت بوده است. تحلیل فنی بر سه اصل استوار است (موسی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۰). اولین اصل این است که همه عواملی که بر نرخ ارز اثرگذارند، در رفتار مشاهده شده نرخ ارز که در قالب نمودارها عرضه می‌شوند، منعکس شده‌اند. اصل دوم این است که نرخ ارز بر اساس روندهای تداومی تغییر می‌کند؛ یعنی تعادل عرضه و تقاضا یک روند متحرک را به وجود می‌آورد و تا وقتی که پایان یابد، دست نخورده باقی می‌ماند. برای مثال، اگر یک نرخ ارز افزایش یابد، این روند ادامه می‌یابد تا این که یک فرآیند معکوس دیده شود و بالعکس. اصل سوم این است که رفتار بازار تکرارشونده است.

رویکردهای فنی برای تحلیل رفتار نرخ ارز، بر اساس فرضیه بازار کارا<sup>۲</sup> (EMH) بنا نهاده شده‌اند که در این مدل‌ها، فرصت‌های شناخته شده جهت به دست آوردن هر نوع سود غیرنرمال در بازار حذف گردیده است و انتظارات عقلایی<sup>۳</sup> (RE) نقش تعیین‌کننده‌ای در این مدل ایفا می‌کند. به دلیل وجود برخی ضعف‌ها در بعضی از مدل‌های فرضیه بازار کارا و عدم انطباق با مشاهدات تجربی، فرضیه گام تصادفی<sup>۴</sup> (RWH) که حمایت‌های تجربی گسترده‌ای از آن صورت گرفته است و نیز در ارتباط با فرضیه بازار کارا بوده، در پیش‌بینی نرخ ارز به عنوان یکی از روش‌های موثر دیگر مطرح گردید که در مطالعات تجربی مربوط به این رویکرد، انواع و اشکال بسیار گسترده آن به صورت‌های مدل خود رگرسیون، مدل میانگین متحرک، مدل خودرگرسیون با میانگین متحرک و مدل بازگشت به میانگین

<sup>1</sup> Moosa

<sup>2</sup> Efficient Market Hypothesis

<sup>3</sup> Rational Expectation

<sup>4</sup> RandomWalk Hypothesis(RWH)

استفاده می‌گردد (رستم‌زاده، ۱۳۹۰).

## ۲-۱- مطالعات خارجی

در یک مطالعه اولیه کامینسکی، لیزندو و رینهارت<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) با بکار بستن روش استخراج علائم، اقدام به ارائه یک سیستم هشدار پیش از وقوع نموده‌اند. آن‌ها ابتدا برای مشخص نمودن رخدادهای بحران در سنوات گذشته، آن‌ها از یک شاخص فشار بر بازار ارز استفاده کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که رفتار ذخایر بین‌المللی، نرخ واقعی ارز، اعتبارات داخلی، اعتبار به بخش عمومی و تورم داخلی شاخص‌هایی هستند که در پیش‌بینی بحران‌ها موثرترند.

ادیسون<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) یک سیستم هشدار پیش از وقوع را ارائه می‌دهد که می‌تواند بحران‌های مالی را تشخیص دهد. برای رسیدن به این هدف وی سیستم هشدار پیش از وقوع کامینسکی، لیزندو و رینهارت (۱۹۹۸) را که مبنای استخراج علائم بحران مالی است را تحلیل و بسط داده است. نتایج این مقاله عنوان می‌کند که یک سیستم هشدار پیش از وقوع، نوعی راهنمایی در تحلیل منظم اطلاعات ارائه داده و در شناسایی مناطق و کشورهای آسیب‌پذیر از بحران کمک کننده است.

کاندلون، دمیتروچ و هورلین<sup>۳</sup> (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به ارائه الگوی هشدار پیش از وقوع بحران پولی پرداخته‌اند. آن‌ها الگویی جدید از مدل لاجیت پویا برای پیش‌بینی بحران‌های پولی ارائه کرده‌اند. آن‌ها این مدل را برای ۱۶ کشور آزمون نموده‌اند که نشان دهنده عملکرد بهتر مدل پویای ارائه شده نسبت به مدل‌های ایستای قبلی است. لذا آن‌ها استفاده از مدل‌های پویای لاجیت را برای الگوهای هشدار پیش از وقوع پیشنهاد داده‌اند.

کاملی<sup>۴</sup> (۲۰۱۴) سیستم‌های هشدار پیش از وقوع پارامتریک و ناپارامتریک بحران پولی را در اقتصادهای نوظهور از دو منظر درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای با یکدیگر مقایسه کرده است. نتیجه مقایسه مدل‌ها نشان می‌دهد که مدل‌های پارامتریک هشدار پیش از وقوع عملکرد بهتری در افق برون نمونه‌ای نسبت به مدل‌های ناپارامتریک هشدار پیش از وقوع داشته‌اند.

آن<sup>۵</sup> (۲۰۱۵) یک الگوی هشدار پیش از وقوع بحران پولی در ویتنام را در طی سالهای

<sup>1</sup> Kaminsky, Lizondo and Reinhart

<sup>2</sup> Edison

<sup>3</sup> Candelon, Dumitrescu and Hurlin

<sup>4</sup> Comelli

<sup>5</sup> Anh

۱۹۹۶-۲۰۱۲ ارائه داده‌اند. نتایج الگوی ارائه شده نشان می‌دهد احتمال پیش‌بینی درست یک بحران پولی ۸۰/۷ درصد است. همچنین نتایج این مقاله نشان داده است که افزایش بیش از اندازه واقعی ارزش پول، ذخایر بین‌المللی و نرخ رشد اعتبار داخلی از علائم پیشرو در بحران پولی در ویتنام هستند.

کریستوفیدس، ایچر و پاپاگریو<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) به دنبال یک الگوی هشدار پیش از وقوع برای بحران ۲۰۰۸ به بررسی الگوهای مختلف پرداخته‌اند. اگرچه آن‌ها به یک الگوی جامع برای پیش‌بینی بحران دست نیافتند اما در عوض مجموعه‌ای هشدار دهنده از سیگنال‌های بحران را یافتند که شامل علائمی چون بانکداری، تراز پرداخت‌ها، فشار نرخ ارز و رکود است.

لانگ و اشمیت<sup>۲</sup> (۲۰۱۶) به بررسی عوامل بنیادین بحران‌های بانکی سیستماتیک پرداخته‌اند. آن‌ها الگوی هشدار پیش از وقوع جدیدی برای بحران بانکی ارائه دادند. تعامل نسبت نقدینگی و از دست دادن سپرده تقاضا در مدل لحاظ شده است و به طور قابل ملاحظه‌ای منجر به بهبودی نتایج شده است. عوامل منتخب از نظر آماری معنی‌دار هستند. پیش‌بینی‌های خارج از نمونه نیز نشان دهنده توان بالای پیش‌بینی مدل بوده است.

## ۲-۲- مطالعات داخلی

مرزبان، اکبریان و جواهری (۱۳۸۴) با استفاده از مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی و برخی الگوهای متداول در زمینه پیش‌بینی نرخ ارز، به مقایسه مدل‌های مختلف نرخ ارز برای پیش‌بینی نرخ ارز پرداخته‌اند. هدف اصلی این مقاله، آزمون این فرضیه است که آیا شبکه‌های عصبی مصنوعی با توان برآورد روابط غیرخطی، دارای نتایج بهتر و قابل مقایسه در پیش‌بینی نرخ ارز نسبت به الگوهای سنتی، به خصوص الگوی گام تصادفی‌اند یا خیر؟ در حالت کلی، نتایج به دست آمده حاکی از دشوار بودن پیش‌بینی نرخ ارز، توسط الگوهای ساختاری اقتصادی است، این نتایج هماهنگ با مطالعات قبلی در این زمینه است. بدین صورت که الگوی (فرایند) گام تصادفی نسبت به الگوهای ساختاری پولی در پیش‌بینی نرخ ارز از عملکرد بهتری برخوردار است. در مقایسه مستقیم عملکرد مدل‌های (خطی) اقتصادسنجی ساختاری و سری زمانی با شبکه‌های عصبی (غیرخطی) و با داده‌های ماهانه،

<sup>۱</sup> Christofides, Eicher and Papageorgiou

<sup>۲</sup> Lang & Schmidt

مدل‌های شبکه‌های عصبی مصنوعی به وضوح از قدرت بیشتری در زمینه پیش‌بینی نرخ ارز برخوردارند.

خاشعی و بیجاری (۱۳۸۶) با استفاده از داده‌های روزانه نرخ دلار در بازار ارز کشور در سال ۱۳۸۴ به مقایسه توان پیش‌بینی مدل‌های میانگین متحرک خود رگرسیون انباشته، شبکه‌های عصبی مصنوعی و مدل‌های رگرسیون فازی در پیش‌بینی نرخ ارز پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان داده است که مدل‌های میانگین متحرک خود رگرسیون انباشته دارای محدودیت تعداد داده‌های گذشته بوده و شبکه‌های عصبی مصنوعی نیز به منظور حصول نتایج دقیق احتیاج به داده‌های زیادی دارند. مدل‌های رگرسیون فازی، مدل‌هایی مناسب در شرایط پیش‌بینی با داده‌های قابل حصول کم‌اند. آن‌ها به منظور برطرف ساختن مشکل مذکور و حصول نتایج دقیق‌تر، مدل‌های میانگین متحرک خود رگرسیون انباشته را با رگرسیون فازی ترکیب کرده‌اند. نتایج حاصله از به کارگیری روش ترکیبی در بازار ارز بیانگر کارآمدی این روش در پیش‌بینی بازه تغییرات نرخ ارز بوده است.

طیبه، موحدنیا و کاظمینی (۱۳۸۷) در مقاله خود، علاوه بر طراحی و اجرای یک مدل شبکه عصبی برای پیش‌بینی نرخ ارز در ایران با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۳۸، این فرضیه را که شبکه عصبی مصنوعی نسبت به روش‌های معمول اقتصادسنجی و مدل‌های سری‌های زمانی در پیش‌بینی روند نرخ ارز کارایی بیشتری دارد، بررسی نموده‌اند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که در صورت طراحی دقیق، مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی در زمینه پیش‌بینی نرخ ارز نسبت به رقبای خود عملکرد بهتری دارند.

ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱) به طراحی سامانه هشداردهی زود هنگام بحران‌های ارزی در ایران با استفاده از رویکرد مارکوف - سوئیچینگ پرداخته‌اند. در این مقاله، با استفاده از نرخ رشد ارز بازار آزاد، بحران‌های ارزی که در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۹-۱۳۶۷ به وقوع پیوسته شناسایی و طبقه‌بندی شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که برای دوره‌های زمانی نیمه دوم ۱۳۶۷ و نه ماهه اول ۱۳۶۸، سه ماهه اول ۱۳۶۹، نیمه دوم ۱۳۷۲، سال ۱۳۷۳، نیمه اول ۱۳۷۴، سه ماهه سوم ۱۳۷۵، سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸، وقوع بحران هشدار داده شده است که با واقعیات اقتصاد ایران انطباق مناسبی دارد.

تمایز مقاله حاضر با مقاله ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱) آن است که اولاً در مقاله حاضر از



رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ استفاده می‌شود که با توجه به وجود نوسانات در بازار ارز مدل واقع‌بینانه‌تری نسبت به مدل مارکوف سوئیچینگ با واریانس ثابت است. وجه تمایز دوم مقاله حاضر با مقاله مذکور در این است که در مقاله حاضر از رویکرد سری زمانی استفاده می‌گردد و این رویکرد برای پیش‌بینی و الگوی هشدار پیش از وقوع به مراتب عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های با متغیر توضیحی دارد. این روش در مطالعه نادمی (۱۳۹۲) جهت معرفی یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار سهام تهران نیز استفاده شده است. وی از روش مارکوف سوئیچینگ گارچ برای مدل‌سازی نوسانات بازدهی بازار سهام تهران و ارائه الگوی هشدار پیش از وقوع استفاده نموده است.

### ۳- روش تحقیق و توصیف داده‌ها

#### ۳-۱- روش تحقیق

مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ، مدلی است که الگوی چرخشی مارکوف را در دو معادله میانگین و واریانس شرطی لحاظ می‌کند. بنابراین با فرض وجود دو رژیم، دو معادله میانگین شرطی و دو معادله واریانس شرطی یا گارچ خواهیم داشت. این مدل را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$exc_t | I_{t-1} \sim \begin{cases} f(\theta_t^{(1)}) p_{1,t} \\ f(\theta_t^{(2)}) (1 - p_{1,t}) \end{cases} \quad (1)$$

که در آن  $exc_t$  نرخ ارز آزاد روزانه،  $f(\theta_t^{(i)})$  نشان دهنده یکی از توزیع‌های شرطی ممکن است که می‌توان فرض کرد دارای توزیع نرمال،  $t$ -استیودنت یا GED است. جمله  $\theta_t^{(i)}$  بردار پارامترها در رژیم  $i$ ام که توزیع را مشخص می‌کند، عبارت  $p_{1,t} = \Pr[s_t = 1 | I_{t-1}]$  احتمال پیش‌بینی شده و  $I_{t-1}$  بیانگر مجموعه اطلاعات در زمان  $t-1$  است.

بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به سه جزء تجزیه کرد:

$$\theta_t^{(i)} = (\mu_t^{(i)}, h_t^{(i)}, v_t^{(i)}) \quad (2)$$

که در آن  $\mu_t^{(i)} \equiv E(exc_t | I_{t-1})$  میانگین شرطی (یا پارامتر موقعیت)،  $h_t^{(i)} = Var(exc_t | I_{t-1})$  واریانس شرطی (یا پارامتر مقیاس) و  $v_t^{(i)}$  پارامتر شکل توزیع شرطی است (نادمی، ۱۳۹۲).

بنابراین، رژیم مارکوف سوئیچینگ گارچ شامل چهار عنصر میانگین شرطی، واریانس شرطی، فرآیند رژیم و توزیع شرطی است. معادله میانگین شرطی در اینجا به شکل یک فرآیند خودرگرسیون مدل‌سازی خواهد شد. مرتبه خودرگرسیونی میانگین شرطی بر

اساس متدولوژی باکس-جنکینز شناسایی می‌شود.

$$exc_t = \gamma^{(i)} + \rho_1^{(i)} AR(1) + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در آن  $i=1,2$  و  $\varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t}$  و  $\eta_t$  یک فرآیند با میانگین صفر و واریانس واحد است. واریانس شرطی  $exc_t$  با فرض مسیر رژیم کامل  $\tilde{s}_t = (s_t, s_{t-1}, \dots)$  عبارت است از  $h_t^{(i)} = V[\varepsilon_t | \tilde{s}_t, I_{t-1}]$  برای واریانس شرطی با فرآیند  $GARCH(1,1)$  فرض می‌شود:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)} h_{t-1} \quad (4)$$

که در آن  $h_{t-1}$  یک میانگین مستقل از وضعیت واریانس‌های شرطی گذشته است. در واقع، در بحث رژیم سوئیچینگ، اگر  $h_{t-1}$  نیز وابسته به وضعیت‌های گذشته  $\tilde{s}_{t-1}$  باشد، یعنی اگر  $h_{t-1}^{(i)}$  نیز دارای اندیس  $i$  باشد، باید  $n$  پارامتر برآورد کرد. زیرا در آن صورت  $h_{t-1}^{(i)}$  نیز وابسته به  $h_{t-2}^{(i)}$  و  $h_{t-2}^{(i)}$  نیز وابسته به  $h_{t-3}^{(i)}$  و ... خواهد شد، که برآورد پارامترها در این حالت ناممکن می‌شود. بنابراین یک ساده‌سازی برای اجتناب از این که واریانس شرطی یک تابع از تمام وضعیت‌های گذشته شود، نیاز است. ک لاسن<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) برای اجتناب از این مشکل، جمله زیر را برای واریانس شرطی معرفی کرد:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)} E_{t-1} \{h_{t-1}^{(i)} | s_t\} \quad (5)$$

که در آن واریانس شرطی  $(h_t^{(i)})$  تابعی از مجذور با وقفه خطاهای معادله میانگین شرطی  $(\varepsilon_{t-1}^2)$  و امید ریاضی واریانس شرطی دوره قبل به شرط معین بودن وضعیت رژیم در دوره جاری  $(E_{t-1} \{h_{t-1}^{(i)} | s_t\})$  است.

در حالت کلی برای محاسبه پیش‌بینی نوسانات، احتمال فیلتر (هموار شده)  $\tau$  دوره جلو مورد نیاز است. در ادبیات رژیم مارکوف سوئیچینگ یک عنصر ضروری برای برآورد ماکزیمم درست‌نمایی، احتمال پیش‌بینی  $p_{1,t} = \Pr[s_t = 1 | I_{t-1}]$  است. احتمال قرار گرفتن در رژیم اول در زمان  $t$  با اطلاعات مفروض در زمان  $t-1$  بصورت زیر تصریح می‌شود (مارکوسی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵):

$$p_{1,t} = (6) \quad (1-q) \left[ \frac{f(exc_{t-1} | s_{t-1} = 2)(1-p_{1,t-1})}{f(exc_{t-1} | s_{t-1} = 1)p_{1,t-1} + f(exc_{t-1} | s_{t-1} = 2)(1-p_{1,t-1})} \right] + p \left[ \frac{f(r_{t-1} | s_{t-1} = 1)p_{1,t-1}}{f(exc_{t-1} | s_{t-1} = 1)p_{1,t-1} + f(exc_{t-1} | s_{t-1} = 2)(1-p_{1,t-1})} \right]$$

<sup>1</sup> Klaassen

<sup>2</sup> Marcucci

که در آن  $p$  و  $q$  احتمالات انتقال و  $f(\cdot)$  توزیع شرطی نرخ ارز در معادله (۱) است. بنابراین، تابع لگاریتم درستنمایی را می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$l = \sum_{t=1}^T \log [p_{1,t} f(exc_t | s_t = 1) + (1 - p_{1,t}) f(exc_t | s_t = 2)] \quad (7)$$

بطوری که  $f(exc_t | s_t = i)$  توزیع شرطی نرخ ارز به شرط رخ دادن رژیم  $i$  در زمان  $t$  است. تابع لگاریتم درستنمایی (۷) با استفاده از روش‌های محاسبات عددی ماکزیمم می‌شود.

همچنین در این مقاله، به دلیل آنکه مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با مدل‌های گارچ و GJR از نظر قدرت پیش بینی مقایسه شده‌اند لازم است توضیح مختصری نیز در خصوص مدل‌های گارچ و GJR داده شود. مدل GARCH(1,1) برای سری زمانی نرخ ارز را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$exc_t = \delta + \gamma AR(1) + \eta_t \sqrt{h_t} \quad (8)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (9)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0 \quad (10)$$

که در آن معادله ۸ معادله میانگین شرطی نرخ ارز را نشان می‌دهد که بصورت یک معادله خودرگرسیون با یک وقفه  $AR(1)$  نشان داده شده است. جزء تصادفی معادله (۸) عبارت است از حاصلضرب یک فرآیند تصادفی همسان و مستقل با میانگین صفر و واریانس ۱ ( $\eta_t$ ) ضرب در جذر واریانس شرطی ( $\sqrt{h_t}$ ). معادله ۹ معادله واریانس شرطی را نشان می‌دهد که تابعی از واریانس دوره قبل ( $h_{t-1}$ ) و مقادیر مجذور تصادفی ( $\varepsilon_{t-1}^2$ ) است. محدودیت‌های معادله ۱۰ بر ضرایب به دلیل اطمینان از مثبت بودن واریانس شرطی می‌باشد.

گلستن، جاناتان و رانکل<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) یک مدل گارچ تغییر یافته را برای محاسبه اثر نامتقارن اخبار خوب و بد بر نوسانات بازار ارائه دادند که به مدل (GJR) مشهور است. این مدل گارچ نامتقارن به واریانس شرطی اجازه می‌دهد که به طور متفاوت به شوک‌هایی از یک علامت پاسخ دهد. مدل آنها به صورت زیر تعریف شده است:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 [1 - I_{\{\varepsilon_{t-1} > 0\}}] + \xi \varepsilon_{t-1}^2 I_{\{\varepsilon_{t-1} > 0\}} + \beta_1 h_{t-1} \quad (11)$$

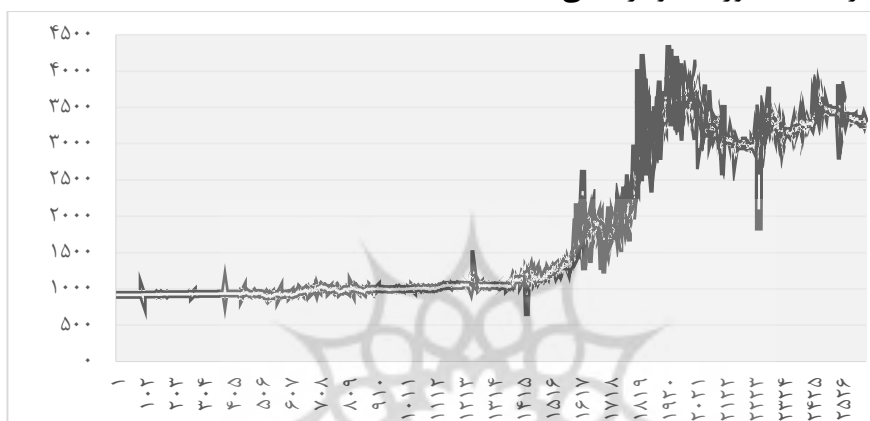
که در آن  $I_{\{w\}}$  یک تابع شاخص است: مقدار آن زمانی که شرط  $w$  برقرار باشد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر می‌باشد. با استفاده از این مدل می‌توان آزمون کرد که

<sup>1</sup> Glosten, Jagannathan & Runkle

آیا اخبار بد ( $\varepsilon_{t-1} < 0$ ) یعنی ضریب  $\alpha_1$  اثر بیشتری بر نوسانات بازار دارد یا خیر.

### ۳-۲- توصیف داده‌ها

در این مقاله از داده‌های روزانه نرخ ارز بازار غیررسمی (آزاد) ارز در بازه زمانی بیست و پنجم اردیبهشت سال ۱۳۸۵ تا بیست و یکم تیرماه سال ۱۳۹۴ استفاده شده است. بازه مذکور شامل ۲۶۱۲ مشاهده است. نمودار سری زمانی روزانه نرخ ارز بازار آزاد در بازه زمانی ذکر شده به صورت نمودار ۱ می‌باشد.



نمودار (۱): سری زمانی روزانه نرخ ارز بازار آزاد

منبع: بانک مرکزی

جدول ۱ برخی از آماره‌های توصیفی نرخ ارز بازار آزاد را نشان می‌دهد. میانگین نرخ ارز بازار آزاد عدد ۱۷۷۴/۸ تومان را نشان می‌دهد. انحراف از معیار حدود ۱۰۴۱/۱ می‌باشد. کمترین میزان نرخ ارز در بازه مورد بررسی حدود ۸۹۴/۹ تومان و بیشترین میزان ثبت شده نرخ ارز در همین بازه حدود ۳۹۲۰ تومان است.

جدول (۱): آمار توصیفی نرخ ارز روزانه بازار آزاد (تومان)

| ماکزیمم | مینیمم | انحراف معیار | میانگین |
|---------|--------|--------------|---------|
| ۳۹۲۰    | ۸۹۴/۹  | ۱۰۴۱/۱       | ۱۷۷۴/۸  |

منبع: محاسبات تحقیق

در گام بعدی به بررسی مانایی سری نرخ ارز آزاد با استفاده از آزمون زیوت-آندریوس پرداخته شده که نتایج آن در جدول ۲ گزارش شده است. دلیل استفاده از این آزمون

وجود شکست‌های ساختاری پیاپی در اقتصاد ایران و در بازار ارز است. نتایج آزمون مانایی نشان می‌دهند که سری نرخ ارز بازار آزاد مانا می‌باشد.

جدول (۲): آزمون‌های مانایی نرخ ارز آزاد

|                  |              |
|------------------|--------------|
| نوع آزمون        | زیوت-آندریوس |
| آماره محاسبه شده | -۵/۰۵        |
| P-Value          | ۰/۰۰         |

منبع: محاسبات تحقیق

#### ۴- ارائه الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار ارز

در ابتدا مدل‌های مختلف گارچ با تصریح‌های مختلف معادله میانگین شرطی برآورد می‌شوند که پس از برآورد و محاسبه میانگین مجذور خطاها در پیش‌بینی نرخ ارز درون نمونه‌ای، مدل‌های مختلف در جدول ۳ رتبه‌بندی شدند. همچنین نتایج برآورد مدل نامتقارن GJR حاکی از وجود اثرات نامتقارن اخبار خوب و بد بر نوسانات نرخ ارز است، به طوری که اثر اخبار بد بر نوسانات بیش از اثر اخبار خوب بر نوسانات بدست آمد. تفاوت ضرایب با آزمون نسبت درستنمایی نشان دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر برابری اثرات اخبار خوب و بد بر نوسانات نرخ ارز است. به طوری که P-Value این آزمون صفر بدست آمد که نشان دهنده تفاوت ضرایب اخبار خوب و بد بر نوسانات نرخ ارز در سطح معنی‌داری ۱ درصد است.

همان‌طور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد مدل‌های مارکوف سوئیچینگ عملکرد دقیق‌تری در پیش‌بینی نرخ ارز نسبت به مدل‌های متعارف گارچ (مدل‌های تک رژیم گارچ) در درون نمونه داشته‌اند. به منظور مقایسه دقت پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل‌ها، مدل‌های مختلف گارچ در دو افق ۵ روزه و ۲۲ روزه از نظر دقت پیش‌بینی مقایسه شده‌اند که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

جدول (۳): ارزیابی پیش‌بینی درون نمونه‌ای مدل‌های رقیب

| مدل                | میانگین مجذور خطا | رتبه |
|--------------------|-------------------|------|
| GARCH-N            | ۰/۱۷۹۷            | ۲۳   |
| GARCH-t            | ۰/۱۷۹۷            | ۲۳   |
| GARCH-GED          | ۰/۱۷۹۴            | ۲۰   |
| AR(1)-GARCH-N      | ۰/۱۶۵۴            | ۱۶   |
| AR(1)-GARCH-t      | ۰/۱۶۵۸            | ۱۷   |
| AR(1)-GARCH-GED    | ۰/۱۶۸۷            | ۱۹   |
| AR(2)-GARCH-N      | ۰/۱۵۷۷            | ۱۴   |
| AR(2)-GARCH-t      | ۰/۱۵۲۹            | ۱۰   |
| AR(2)-GARCH-GED    | ۰/۱۵۴۶            | ۱۲   |
| GJR-N              | ۰/۱۷۹۶            | ۲۲   |
| GJR-t              | ۰/۱۷۹۵            | ۲۱   |
| GJR-GED            | ۰/۱۷۹۴            | ۲۰   |
| AR(1)-GJR-N        | ۰/۱۶۵۳            | ۱۵   |
| AR(1)-GJR-t        | ۰/۱۶۵۸            | ۱۷   |
| AR(1)-GJR-GED      | ۰/۱۶۶۷            | ۱۸   |
| AR(2)-GJR-N        | ۰/۱۵۵۶            | ۱۳   |
| AR(2)-GJR-t        | ۰/۱۵۲۹            | ۱۰   |
| AR(2)-GJR-GED      | ۰/۱۵۴۲            | ۱۱   |
| MRSGARCH-N         | ۰/۰۹۳۲            | ۹    |
| MRSGARCH-t         | ۰/۰۸۹۷            | ۸    |
| MRSGARCH-GED       | ۰/۰۸۶۷            | ۷    |
| AR(1)-MRSGARCH-N   | ۰/۰۷۹۸            | ۶    |
| AR(1)-MRSGARCH-t   | ۰/۰۷۸۴            | ۴    |
| AR(1)-MRSGARCH-GED | ۰/۰۷۸۱            | ۳    |
| AR(2)-MRSGARCH-N   | ۰/۰۷۸۸            | ۵    |
| AR(2)-MRSGARCH-t   | ۰/۰۷۲۳            | ۲    |
| AR(2)-MRSGARCH-GED | ۰/۰۷۱۸            | ۱    |

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۴): نتایج ارزیابی پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل‌های رقیب

| مدل                | MSE<br>(5 step) | رتبه | MSE<br>(22 step) | رتبه |
|--------------------|-----------------|------|------------------|------|
| GARCH-N            | ۰/۰۰۵۳          | ۱۲   | ۰/۰۲۵            | ۶    |
| GARCH-t            | ۰/۰۰۷۳          | ۱۴   | ۰/۰۲۹            | ۱۰   |
| GARCH-GED          | ۰/۰۰۶۵          | ۱۳   | ۰/۰۲۸            | ۹    |
| AR(1)-GARCH-N      | ۰/۰۰۱۸          | ۸    | ۰/۰۲۸            | ۹    |
| AR(1)-GARCH-t      | ۰/۰۰۱۷          | ۷    | ۰/۰۲۷            | ۸    |
| AR(1)-GARCH-GED    | ۰/۰۰۱۸          | ۸    | ۰/۰۲۶            | ۷    |
| AR(2)-GARCH-N      | ۰/۰۰۱۸          | ۸    | ۰/۰۲۶            | ۷    |
| AR(2)-GARCH-t      | ۰/۰۰۱۶          | ۶    | ۰/۰۲۳            | ۴    |
| AR(2)-GARCH-GED    | ۰/۰۰۱۵          | ۵    | ۰/۰۲۰            | ۳    |
| GJR-N              | ۰/۰۰۷۸          | ۱۵   | ۰/۰۲۹            | ۱۰   |
| GJR-t              | ۰/۰۰۲۱          | ۱۰   | ۰/۰۳۳            | ۱۱   |
| GJR-GED            | ۰/۰۰۲۳          | ۱۱   | ۰/۰۲۸            | ۹    |
| AR(1)-GJR-N        | ۰/۰۰۲۰          | ۱۰   | ۰/۰۲۶            | ۷    |
| AR(1)-GJR-t        | ۰/۰۰۱۹          | ۹    | ۰/۰۲۵            | ۶    |
| AR(1)-GJR-GED      | ۰/۰۰۱۸          | ۸    | ۰/۰۲۴            | ۵    |
| AR(2)-GJR-N        | ۰/۰۰۱۹          | ۹    | ۰/۰۲۰            | ۳    |
| AR(2)-GJR-t        | ۰/۰۰۱۷          | ۷    | ۰/۰۱۹            | ۲    |
| AR(2)-GJR-GED      | ۰/۰۰۱۶          | ۶    | ۰/۰۱۸            | ۱    |
| MRSGARCH-N         | ۰/۰۳۴           | ۱۶   | ۰/۰۹۸            | ۱۶   |
| MRSGARCH-t         | ۰/۰۶۷           | ۱۷   | ۰/۱۸۸            | ۱۷   |
| MRSGARCH-GED       | ۰/۰۹۸           | ۱۸   | ۰/۲۵۷            | ۱۸   |
| AR(1)-MRSGARCH-N   | ۰/۰۰۰۸۸         | ۴    | ۰/۰۹۶            | ۱۵   |
| AR(1)-MRSGARCH-t   | ۰/۰۰۰۸۱         | ۲    | ۰/۰۳۴            | ۱۳   |
| AR(1)-MRSGARCH-GED | ۰/۰۰۰۸۲         | ۳    | ۰/۰۳۱            | ۱۲   |
| AR(2)-MRSGARCH-N   | ۰/۰۰۰۰۹         | ۵    | ۰/۰۴۴            | ۱۴   |
| AR(2)-MRSGARCH-t   | ۰/۰۰۰۰۸         | ۱    | ۰/۰۱۹            | ۲    |
| AR(2)-MRSGARCH-GED | ۰/۰۰۰۰۸         | ۱    | ۰/۰۱۹            | ۲    |

منبع: محاسبات تحقیق

رتبه‌بندی حاصل از ارزیابی پیش‌بینی مدل‌ها به تنهایی برای قضاوت در خصوص بهترین مدل‌های پیش‌بینی کننده نرخ ارز کافی نیست و لازم است از آزمون‌های برابری توان پیش‌بینی استفاده نمود، تا بررسی شود که آیا تفاوت بین مقادیر مختلف میانگین مربع خطای پیش‌بینی معنی‌دار است یا خیر؟ یکی از آزمون‌های معرفی شده در زمینه آزمون

نمودن برابری توان پیش‌بینی‌ها، آزمون دایبولد-ماریانو<sup>۱</sup> است. جدول ۵ نتایج آزمون برابری دقت پیش‌بینی دایبولد-ماریانو را نشان داده است.

جدول (۵): نتایج آزمون برابری دقت پیش‌بینی دایبولد-ماریانو

| مدل                | 5-step | 22-step |
|--------------------|--------|---------|
| GARCH-N            | ۰/۰۰   | ۰/۰۴    |
| GARCH-t            | ۰/۰۰   | ۰/۰۶    |
| GARCH-GED          | ۰/۰۰   | ۰/۰۸    |
| GJR-N              | ۰/۰۰   | ۰/۱۱    |
| GJR-t              | ۰/۰۰   | ۰/۱۲    |
| GJR-GED            | ۰/۰۰   | ۰/۱۳    |
| MRSGARCH-N         | ۰/۰۰   | ۰/۱۶    |
| MRSGARCH-t         | ۰/۰۰   | ۰/۱۵    |
| MRSGARCH-GED       | ۰/۰۰   | ۰/۱۱    |
| AR(1)-GARCH-N      | ۰/۰۰   | ۰/۱۳    |
| AR(1)-GARCH-t      | ۰/۰۰   | ۰/۱۵    |
| AR(1)-GARCH-GED    | ۰/۰۰   | ۰/۱۶    |
| AR(2)-GARCH-N      | ۰/۰۰   | ۰/۰۹    |
| AR(2)-GARCH-t      | ۰/۰۰   | ۰/۰۶    |
| AR(2)-GARCH-GED    | ۰/۰۴   | ۰/۰۳    |
| AR(1)-GJR-N        | ۰/۰۰   | ۰/۰۴    |
| AR(1)-GJR-t        | ۰/۰۰   | ۰/۰۷    |
| AR(1)-GJR-GED      | ۰/۰۰   | ۰/۰۶    |
| AR(2)-GJR-N        | ۰/۰۰   | ۰/۰۵    |
| AR(2)-GJR-t        | ۰/۰۰   | ۰/۱۰    |
| AR(2)-GJR-GED      | ۰/۰۰   | ۰/۱۳    |
| AR(1)-MRSGARCH-N   | ۰/۰۲   | ۰/۰۵    |
| AR(1)-MRSGARCH-t   | ۰/۰۴   | ۰/۰۶    |
| AR(1)-MRSGARCH-GED | ۰/۰۴   | ۰/۰۷    |
| AR(2)-MRSGARCH-N   | ۰/۰۴   | ۰/۰۷    |
| AR(2)-MRSGARCH-t   | ۰/۰۹   | ۰/۱۲    |

منبع: محاسبات تحقیق

از آنجایی که مدل AR(2)-MRSGARCH-GED در رتبه بندی افق پیش‌بینی ۵ روزه

<sup>1</sup> Diebold & Mariano



بهترین مدل محسوب می‌شود و در افق پیش‌بینی ۲۲ روزه نیز دومین مدل در دقت پیش‌بینی نوسانات به دست آمده است. نتایج آزمون دایبولد-ماریانو را در مقابل این مدل آزمون نموده‌ایم و مقادیر گزارش شده مقادیر احتمال این آزمون می‌باشد. در صورتی که مقادیر جدول از ۰/۰۵ کمتر باشد یعنی توان پیش‌بینی‌ها برابر نیست و تفاوت بین میانگین مربع خطای پیش‌بینی مدل‌های رقیب در سطح معنای ۵ درصد معنی‌دار است. در غیر این صورت تفاوت توان پیش‌بینی مدل‌های رقیب با مدل AR(2)-MRSARCH-GED معنی‌دار نیست.

برای افق پیش‌بینی ۵ روزه نرخ ارز، مدل‌های AR(2)-MRSARCH-GED و AR(2)-MRSARCH-t دارای توان یکسانی در پیش‌بینی نرخ ارز در افق ۵ روزه بوده‌اند. هر دو این مدل‌ها نسبت به سایر مدل‌های دیگر بهترین عملکرد پیش‌بینی نرخ ارز در افق ۵ روزه را داشته‌اند. پس از این مدل‌ها، مدل‌های AR(1)-MRSARCH-t و AR(1)-MRSARCH-GED به ترتیب بهترین عملکرد را در پیش‌بینی نرخ ارز نسبت به سایر مدل‌های رقیب داشته‌اند. همچنین مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گارچ عملکرد بسیار بهتری نسبت به مدل‌های متعارف گارچ داشته‌اند.

برای افق پیش‌بینی ۲۲ روزه نرخ ارز، نتایج متفاوت است. نتایج آزمون دایبولد-ماریانو نشان داده است که تفاوت معنی‌داری بین دقت پیش‌بینی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گارچ و مدل‌های متعارف گارچ وجود ندارد و در واقع توان پیش‌بینی این مدل‌ها در بلندمدت یکسان می‌باشد. این نتایج نشان می‌دهد که در افق‌های بلندمدت پیش‌بینی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ لزوماً نمی‌توانند دقت پیش‌بینی را افزایش دهند و در افق‌های بلندتر تفاوت معنی‌داری با مدل‌های متعارف ندارند.

بنابراین نتیجه‌گیری کلی در این بخش را می‌توان بدین شکل بیان نمود که مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گارچ عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های گارچ تک رژیم در افق پیش‌بینی کوتاه‌مدت دارند، اما در افق‌های پیش‌بینی بلندمدت، تفاوت معنی‌داری بین مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و مدل‌های متعارف گارچ در پیش‌بینی نرخ ارز وجود ندارد. در ادامه الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید نرخ ارز ارائه می‌گردد. جدول ۶ نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ را نشان می‌دهد. مدل انتخابی از میان تصریح‌های متفاوت میانگین شرطی و مبتنی بر معیار شوارتز است. این معیار نشان می‌دهد که میانگین شرطی از الگوی AR(2) تبعیت کرده و واریانس شرطی نیز فرآیند

GARCH(1,1) است. انتخاب مدل بر اساس رویکرد متعارف باکس-جنکینز می‌باشد.

جدول (۶): برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ

| Parameters       | Coefficient |
|------------------|-------------|
| $\gamma^{(1)}$   | /           |
| p-value          | /           |
| $\gamma^{(2)}$   | /           |
| p-value          | /           |
| $\rho_1^{(1)}$   | /           |
| p-value          | /           |
| $\rho_1^{(2)}$   | /           |
| p-value          | /           |
| $\rho_2^{(1)}$   | /           |
| p-value          | /           |
| $\rho_2^{(2)}$   | /           |
| p-value          | /           |
| $\alpha_0^{(1)}$ | /           |
| p-value          | /           |
| $\alpha_0^{(2)}$ | /           |
| p-value          | /           |
| $\alpha_1^{(1)}$ | /           |
| p-value          | /           |
| $\alpha_1^{(2)}$ | /           |
| p-value          | /           |
| $\beta_1^{(1)}$  | /           |
| p-value          | /           |
| $\beta_1^{(2)}$  | /           |
| p-value          | /           |
| p                | /           |
| p-value          | /           |
| q                | /           |
| p-value          | /           |
| Log likelihood   | - /         |

منبع: محاسبات تحقیق

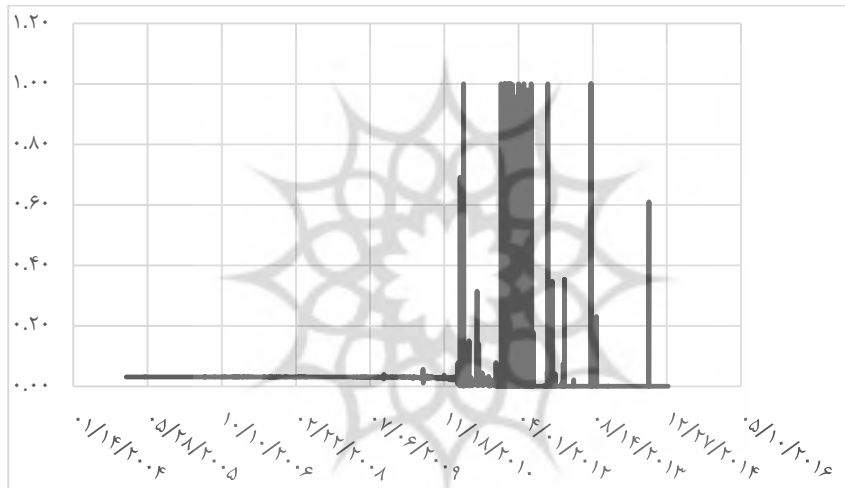
با توجه به نتایج جدول ۶ ماتریس احتمال انتقال برای مدل مارکوف سوئیچینگ به صورت زیر برآورد شده‌است:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.14 & 0.86 \\ 0.03 & 0.97 \end{bmatrix}$$

به عبارت دیگر این مدل بیان می‌کند که احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۱ (ماندن در رژیم) ۰/۱۴ و احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲ (انتقال از رژیم) ۰/۰۳ است.

به رژیم کم نوسان)، ۰/۰۳ است. همچنین احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ (انتقال از رژیم کم نوسان به رژیم پر نوسان) ۰/۸۶ می‌باشد. به عبارت دیگر احتمال ماندن در رژیم کم نوسان در این مدل ۰/۹۷ محاسبه شده است.

می‌توان احتمال‌های گذار  $m$  دوره به جلو برای زنجیره مارکف را با  $m$  بار ضرب کردن  $P$  در خودش به دست آورد. بنابراین برای هر دوره زمانی پیش رو احتمال انتقال از رژیم کم‌نوسان به رژیم پرنوسان و احتمال ماندن در هر دو رژیم کم نوسان و پر نوسان قابل محاسبه است. همین‌طور احتمال قرار گرفتن در هر رژیم در هر زمان دلخواه به شرط دانستن اطلاعات دوره قبل یا  $p_{1,t}$  قابل محاسبه است. بنابراین در هر زمان دلخواه می‌توان احتمال قرار گرفتن در هر رژیم را به شرط دانستن اطلاعات قبلی محاسبه کرد.



نمودار (۲): احتمال قرار گرفتن در رژیم پرنوسان ارزی

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲ احتمالات شرطی قرار گرفتن در رژیم پرنوسان ارزی را در بازه زمانی تحقیق نشان می‌دهد. همان‌طور که نمودار نشان می‌دهد در اواخر سال ۱۳۹۰ و سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی، بازار ارز دچار نوسانات شدیدی شده به طوری که احتمال قرار گرفتن در رژیم نوسانات شدید ارزی تا نزدیک احتمال ۱ افزایش یافته است که این امر درستی پیش‌بینی نوسانات شدید ارزی مدل ارائه شده را با دنیای واقعی نشان می‌دهد. در مجموع الگوی اراده شده هشدار پیش از وقوع نوسانات ارزی را می‌توان بصورت زیر نشان داد:

$$exc_t = \gamma^{(i)} + \rho_1^{(i)} AR(1) + \rho_2^{(i)} AR(2) + \varepsilon_t$$

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)} h_{t-1}$$

$$P = \begin{bmatrix} 0.14 & 0.86 \\ 0.03 & 0.97 \end{bmatrix}$$

مطابق با نمودار ۲ این الگو قادر خواهد بود نوسانات شدید ارزی را بخوبی پیش‌بینی نماید.

### ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

هدف از این مقاله ارائه الگویی به منظور پیش‌بینی نوسانات شدید ارزی در بازار ارز کشور می‌باشد. بدین منظور با الگوی مارکوف سوئیچینگ گارچ به مدل‌سازی و برآورد نوسانات ارز پرداخته شده است. با برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ، الگویی هشدار پیش از وقوع حاصل می‌شود که با این الگو می‌توان احتمال قرار گرفتن در رژیم پرنوسان ارزی را در هر لحظه از زمان محاسبه نمود. هنگامی که احتمال قرار گرفتن در رژیم پرنوسان ارزی افزایش می‌یابد این امر به مثابه هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید ارزی است و لذا سیاست‌گذاران ارزی لازم است که با اتخاذ سیاست‌های مقتضی، مانع ایجاد نوسانات شدید شوند یا حداقل از تبعات منفی آن بکاهند. به هر حال اگرچه در امر پیش‌بینی هیچ قطعیتی وجود ندارد و این مدل نیز همانند هر مدل آماری دیگر بی‌نقص نیست، اما این پیش‌بینی‌ها می‌تواند دیدی را در مقابل سیاست‌گذاران ارزی قرار دهد که در مقابل هشدارهای نوسانات شدید ارزی به طور فعال‌تری عمل کنند و حداقل الگویی برای پیش‌بینی بحران‌های ارزی داشته باشند. لذا پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌گذاران ارزی کشور نتایج الگوی این مقاله را در سیاست‌گذاری‌های آتی ارزی مدنظر قرار دهند.

در مطالعات قبلی در خصوص الگوی هشدار پیش از وقوع تنها یک مقاله توسط ابراهیمی و توکلیان (۱۳۹۱) نگاشته شده است که مقاله حاضر از دو جهت نسبت به آن مقاله برتری دارد. یکی اینکه در این مقاله رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ استفاده می‌شود که با توجه به وجود نوسانات در بازار ارز مدل واقع‌بینانه‌تری نسبت به مدل مارکوف سوئیچینگ با واریانس ثابت است. همچنین در این مقاله از رویکرد سری زمانی استفاده می‌گردد و این رویکرد برای پیش‌بینی و الگوی هشدار پیش از وقوع به مراتب عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های با متغیر توضیحی دارد.

در تحقیقات آتی می‌توان از مدل‌های متنوع دیگری نیز استفاده نمود و توان پیش‌بینی این مدل‌ها را در پیش‌بینی نرخ ارز و نوسانات آن نیز مقایسه نمود. از جمله این مدل‌ها می‌توان به مدل‌های ناپارامتریک گارچ، نیمه پارامتریک گارچ، مدل‌های نوسانات تصادفی و حتی ترکیبی از این مدل‌ها با مدل‌های مارکوف سوئیچینگ استفاده نمود.

### فهرست منابع

۱. ابراهیمی، ایلناز، و حسین توکلیان (۱۳۹۱). طراحی یک سامانه هشداردهی زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ. بیست و دومین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، تهران، پژوهشکده پولی و بانکی.
  ۲. ابونوری، اسمعیل، و عرفانی، علیرضا (۱۳۸۷). الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک. *مجله پژوهشنامه اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی*، ۳۰، ۱۵۳-۱۷۴.
  ۳. خاشعی، مهدی، و بیجاری، مهدی (۱۳۸۶). به‌کارگیری مدل میانگین متحرک خودرگرسیون انباشته فازی به منظور پیش‌بینی نرخ ارز. *مجله استقلال*، سال ۲۶، ۲، ۶۷-۷۵.
  ۴. طیبی، سیدکمیل، موحدنیا، ناصر، و کاظمینی، معصومه (۱۳۸۷). بکارگیری شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مقایسه آن با روشهای اقتصادسنجی: پیش‌بینی روند نرخ ارز در ایران. *مجله علمی پژوهشی شریف*، ۴۳، ۹۹-۱۰۴.
  ۵. رستم‌زاده، مهدی (۱۳۹۰). ارزیابی مدل‌های تعیین نرخ ارز با استفاده از الگوریتم ژنتیک (مطالعه موردی ایران و اتحادیه اروپا). رساله دکترای علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران.
  ۶. مرزبان، حسین، اکبریان، رضا، و جواهری، بهنام (۱۳۸۴). یک مقایسه بین مدل‌های اقتصاد سنجی ساختاری، سری زمانی و شبکه عصبی برای پیش‌بینی نرخ ارز. *تحقیقات اقتصادی، تابستان ۱۳۸۴*، ۶۹، ۱۸۱-۲۱۶.
  ۷. نادمی، یونس (۱۳۹۲). مدل‌سازی نوسانات بازدهی بازار سهام تهران با روش مارکوف سوئیچینگ گارچ. رساله دکترای علوم اقتصادی دانشگاه مازندران.
1. Anh, P. T. H. (2015). Early warning system of currency crisis based on exchange market pressure: The case of Vietnam. Available at SSRN 2595608.
  2. Armstrong, J. S. (2001). *Principles of forecasting: A handbook for researchers and practitioners* (Vol. 30). Springer.
  3. Candelon, B., Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2014). Currency crisis early warning systems: Why they should be dynamic. *International Journal of Forecasting*, 30(4), 1016-1029.
  4. Christofides, C., Eicher, T. S., & Papageorgiou, C. (2016). Did established early warning signals predict the 2008 Crises?. *European Economic Review*, 81, 103-114.
  5. Comelli, F. (2014). Comparing parametric and non-parametric early warning systems for currency crises in emerging market economies. *Review of International Economics*, 22(4), 700-721.
  6. Edison, Hali (2001). Do indicators of financial crises work? An evaluation

- of an early warning system. *FRB International Finance Discussion Paper*, 675.
7. Granger, C. W. J. (1980). *Forecasting in business and economics* (Vol. 2). New York: Academic Press.
  8. Glosten, L.R., Jagannathan, R. & Runkle, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779° 1801.
  9. Hamilton, J. D (1989). A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57, 357-384.
  10. Hamilton, J.D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
  11. Kaminsky, Graciela, Saul Lizondo, and Carmen M. Reinhart (1998). Leading indicators of currency crises, *Staff Papers-International Monetary Fund*, 1-48.
  12. Klaassen, F. (2002). Improving GARCH volatility forecasts with regime-switching GARCH. *Empirical Economics*, 27, 363-394.
  13. Lang, M., & Schmidt, P. G. (2016). The early warnings of banking crises: nteraction of broad liquidity and demand deposits. *Journal of International Money and Finance*, 61, 1-29.
  14. Mark, N.C. (2000). *International macroeconomics and finance*, Oxford: Blackwell Publishers, 71.
  15. Marcucci, J. (2005). Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(4), 1-55.
  16. Moosa, I. A. (2000). Exchange rate forecasting, techniques and Applications. *Macmillan Business, London*, 1(1), 31-39.
  17. Neely, C. J. (1997). Technical analysis in the foreign exchange market: A Layman's guide. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 79, 23-38.
  18. Obstfeld, M., & Rogoff, K. (2000). New directions for stochastic Open economy models. *Journal of International Economics*, 50(2), 117 53.