[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

سال نهم، شماره ۳۳، بهار ۱۴۰۰، صفحات ۱۳۵–۱۱۳

# بررسی دقت روش‌های مختلف پیش‌بینی کوتاه‌مدت شاخص سهام و تعداد موارد مبتلایان روزانه به بیماری کرونا (Covid-19) در ایران

**عبدالرشید جام‌نیا**
استادیار اقتصاد مجتمع آموزش عالی سراوان (نویسنده مسئول)
a.r.jamnia@gmail.com

**امام‌بخش تیره‌عیدوزهی**
مربی اقتصاد مجتمع آموزش عالی سراوان
e.eiduzahi@gmail.com

سازمان بهداشت جهانی، نخست در ۲۰ فوریه ۲۰۲۰ بیماری کرونا را به عنوان یک خطر جهانی و سپس در ۱۱ مارس آن را یک بیماری همه‌گیر اعلام کرد. همانند نابسامانی‌های سیاسی، اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی ناشی از بیماری کرونا، بازارهای مالی متناسب با خبرهای بیماری کرونا دارای نوسانات شدید شدند. با توجه به اهمیت موضوع در این مطالعه، قدرت پیش‌بینی روش ابتکاری و جدید (SutteARIMA) و مقایسه آن با سه روش رایج «خودتوضیح با میانگین متحرک انباشته (ARIMA)»، «شبکه عصبی مصنوعی (ANN)» و «هالت – وینتر (HM)» به صورت کوتاه‌مدت در بازه زمانی ۱۳۸۹/۱۲/۰۵ تا ۱۳۹۹/۰۲/۳۱ برای پیش‌بینی مقادیر شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال‌تر در بازار بورس اوراق بهادار تهران و تعداد موارد مبتلایان روزانه به بیماری کرونا در ایران مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که برای پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت موردنظر در این مطالعه، نتایج روش (SutteARIMA) در مقایسه با سه روش دیگر دارای دقت بیشتر و خطای کمتر است.

طبقه‌بندی JEL: C22, C45, C52, C53, C58, D83, G01, G10, G17, I10
واژگان کلیدی: پیش‌بینی کوتاه‌مدت، شاخص قیمت سهام، بیماری کرونا، SutteARIMA

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۱۵

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]
[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

## ۱. مقدمه

در حال حاضر به دلیل اپیدمی بیماری کرونا[1] در دنیا یک شوک وارد شده است. بر اساس گزارش‌های سازمان بهداشت جهانی[2]، بیماری کرونا یک بیماری مسری و کشنده است که کل جهان را درگیر خود کرده است که اولین بار در دسامبر ۲۰۱۹ در شهر ووهان استان هوبی چین گزارش شد. بیماری کرونا، بیماری واگیری است که به‌وسیله ویروس کرونای جدید[3] به وجود آمده است و در چین کشف شد (یانگ، ۲۰۲۰). بر اساس آمار رسمی سازمان بهداشت جهانی، تا تاریخ ۱۳۹۹/۰۳/۱۲ تعداد کل مبتلایان جهان ۶,۲۹۵,۵۶۳ نفر و برای ایران ۱۵۴,۴۴۵ نفر بوده است. در ایران اولین مورد رسمی در تاریخ ۲۹ بهمن ۱۳۹۸ به ثبت رسیده است. بیشترین تعداد مبتلایان جدید روزانه در کشور تا زمان نگارش این متن برابر با ۳,۱۸۶ نفر است که در تاریخ ۱۳۹۹/۰۱/۱۱ رخ داده است. ایران در جهان در خصوص نرخ شیوع بیماری کرونا، نرخ بهبودیافتگان و نرخ مرگ‌ومیر به ترتیب دارای رتبه‌های چهاردهم، پنجم و یازدهم است؛ و از لحاظ تعداد کل مبتلایان در جهان، ایران در رتبه یازدهم قرار گرفته است. مقیاس و روند گسترش بیماری کرونا موجب شد که سازمان بهداشت جهانی، نخست در ۲۰ فوریه ۲۰۲۰ این بیماری را به عنوان یک خطر جهانی و سپس در ۱۱ مارس آن را یک بیماری همه‌گیر[4] اعلام کرد (علی و دیگران، ۲۰۲۰).

بیماری با درجه همه‌گیری مثل کرونا موجب اثرات زیادی بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد است، هرچند ابعاد اثرات واقعی ناشناخته است. تا پایان مارس ۲۰۲۰ بیش از ۱۰۰ کشور جهان در قرنطینه کامل و جزئی بودند، مسافرت‌های هوایی و زمینی بین‌شهری و کشوری در مقایسه با مدت مشابه سال قبل در حدود ۷۰ تا ۹۰ درصد کاهش یافت. اکثر رویدادهای فرهنگی و اجتماعی تعلیق شدند. در سطح ملی دولت‌ها تصمیمات و سیاست‌های اورژانسی از قبیل برقراری فاصله اجتماعی،

1. Covid-19
2. World Health Organization (WHO)
3. SARS-COV-2
4. Pandemic

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

سرمایه‌گذاری در راستای روش‌های آزمایش، قرنطینه کردن موارد بیماران قطعی جهت درمان و جلوگیری از گسترش بیماری اتخاذ کردند. همچنین دولت‌ها از طریق سیاست‌های مالی و پولی توسط بانک‌های مرکزی و استقراض از صندوق بین‌المللی پول و دیگر سازمان‌های پولی و جهان، جهت جبران خسارت اقتصادی و اجتماعی بسته‌های حمایتی برای شهروندان خویش در نظر گرفتند. همانند نابسامانی‌های سیاسی، اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی ناشی از بیماری کرونا، بازارهای مالی متناسب با خبرهای بیماری کرونا دارای نوسانات شدید شدند (اشرف، ۲۰۲۰).

جهت جلوگیری از شیوع و گسترش بیشتر بیماری کرونا در کشور، همه مشاغل و کسب‌وکارها به‌جز مراکز بهداشتی قرنطینه شدند. بنابراین، تعطیلی ناشی از بیماری کرونا علاوه بر اثرات اجتماعی و فرهنگی دارای اثرات قابل توجهی بر بخش اقتصاد به‌ویژه بازار سرمایه کشور و در راستای آن بر شاخص‌های قیمت بورس اوراق بهادار تهران خواهد بود.

در مارس ۲۰۲۰ در پی شیوع بیماری کرونا بازارهای سهام سقوط کردند به طوری که اکثر شاخص‌های سهام جهان شاهد سقوط بودند و بیشترین سقوط خود را در ۱۶ مارس ۲۰۲۰ به میزان ۲,۹۷۷ واحد کاهش تجربه کردند. همچنین برخی از شرکت‌های مشهور شاهد سقوط بیش از ۸۰ درصد قیمت سهام خود در طی چند روز بوده‌اند. اما بر خلاف بازارهای بورس دیگر کشورها، بازار سهام ایران (بازار بورس اوراق بهادار تهران)، در دوره اپیدمی و همه‌گیر کرونا رو به رشد و در روند رکوردشکنی بوده است (اشرف، ۲۰۲۰).

جهت کسب اطلاعات بیشتر در خصوص اثرات قرنطینه و بیماری کرونا، پیش‌بینی داده‌های موجود ضروری است. داده‌های سری زمانی از زمانی به زمان دیگر و گاهی اوقات به طور ناگهانی تغییر می‌کنند. برای مشاهده این تغییرات از زمانی به زمان دیگر، لازم است که برآورد داده‌ها انجام شود (احمر و دلوال، ۲۰۲۰). بنابراین در این مطالعه، روش پیش‌بینی ابتکاری و جدید (SutteARIMA) و مقایسه آن با سه روش «خود توضیح با میانگین متحرک انباشته[1]»، «شبکه

1. Auto Regressive Integrated Moving Average (ARIMA)

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

عصبی مصنوعی[1]» و «هالت – وینتر[2]» در خصوص قدرت و دقت پیش‌بینی کوتاه‌مدت مقادیر شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال‌تر در بازار بورس اوراق بهادار تهران و تعداد موارد مبتلایان روزانه به بیماری کرونا در ایران مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

## ۲. مرور پیشینه تحقیق

### ۲-۱. مطالعات داخلی

کلاهدوز و دیگران (۱۳۹۹)، در مطالعه خویش مشخصات ویروس و بیماری کرونا جدید را مورد بررسی قرار داده‌اند و نیز روش‌های پیشگیری و کنترل بیماری و تجربیات کشور چین در این زمینه را نیز تجزیه و تحلیل نموده‌اند. علیزاده‌فرد و صفاری‌نیا (۱۳۹۸)، پیش‌بینی سلامت روان را بر اساس اضطراب و همبستگی اجتماعی ناشی از کرونا مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنان در مطالعه خویش نتیجه‌گیری کرده‌اند که بروز اثرات مثبت و منفی روانی و اجتماعی در زمان قرنطینه بوده و دارای تلویحات کاربردی در تدوین مداخلات بحران در زمان همه‌گیری بیماری کرونا است. امیری (۱۳۹۸)، نقش سلامت الکترونیک را در دوره شیوع بیماری کرونا مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که دولت‌ها و متخصصان انفورماتیک پزشکی می‌توانند از تجارب نقش سلامت الکترونیک در شیوع بحران بیماری کرونا برای مقابله با هرگونه بیماری همه‌گیر در آینده درس بگیرند تا مانع از هرگونه تهدید جانی ملل، رکود اقتصادی و در نهایت پاسخ سریع در مواقع فوق بحرانی گردند.

دولو و حیدری (۱۳۹۶)، با استفاده از مدل شبکه عصبی هیبریدی مبتنی بر الگوریتم ژنتیک و جستجوی هارمونی، پیش‌بینی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قراردادند. نتایج آن‌ها نشان داد که دقت پیش‌بینی مدل‌های فرا ابتکاری ژنتیک و جستجوی هارمونی در دوره آزمون، بالاتر از شبکه عصبی عادی است. همچنین یافته‌ها نشان داد که مدل شبکه عصبی هیبریدی

1. Artificial Neural Networks (ANN)
2. Holt-Winters (HM)

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

مبتنی بر الگوریتم ژنتیک از دقت بالاتری برخوردار است. خسروی‌نژاد و صدرپیشه (۱۳۹۳)، قدرت پیش‌بینی مدل‌های خطی و غیرخطی در بازار سهام را بررسی نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد که اختلاف معنی‌داری بین قدرت پیش‌بینی دو مدل سری‌های زمانی و شبکه عصبی مصنوعی وجود ندارد. آماده و دیگران (۱۳۹۳)، با استفاده از مدل‌های «خود توضیح با میانگین متحرک انباشته» و «خود توضیح با میانگین متحرک انباشته کسری[1]» به پیش‌بینی قیمت بنزین فوب خلیج فارس پرداختند. نتایج آن‌ها بیانگر این بود که قدرت پیش‌بینی مدل «خود توضیح با میانگین متحرک انباشته کسری» نسبت به مدل «خود توضیح با میانگین متحرک انباشته» بیشتر و دارای خطای کمتری است.

## ۲-۲. مطالعات خارجی

پیش‌بینی مرتبط با بیماری کرونا و اثرات آن توسط محققان مختلفی در نقاط مختلف جهان انجام شده است که در ادامه شرح مختصری از آن‌ها بیان شده است. توسط فنیلا و پیازا[2] (۲۰۲۰) با استفاده از مدل سرد[3] گسترش کرونا در چین، ایتالیا و فرانسه مورد بررسی و پیش‌بینی قرار گرفته است. روزا[4] و دیگران (۲۰۲۰) پیش‌بینی زمان واقعی بیماری کرونا در چین را با استفاده از مدل رشد لوجیستیک تعمیم‌یافته تجزیه و تحلیل نموده‌اند. همچنین با استفاده از مدل «خود توضیح با میانگین متحرک انباشته» پیش‌بینی بیماری کرونا توسط بنفناتو[5] و دیگران (۲۰۲۰) در چین مورد بررسی قرار گرفته است. با استفاده از روش ساده منحنی نمایی پیش‌بینی بیماری کرونا توسط کوزداج[6] و دیگران (۲۰۲۰) در خارج از چین بررسی شده است. با استفاده از مدل «خود توضیح واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته نمایی[7]» عکس‌العمل کاهشی و نوسان بازارهای مالی جهانی

1. AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average (AFRIMA)
2. Fanelli and Piazza
3. Susceptible-Infected-Recovered-Dead (SIRD)
4. Roosa
5. Benvenuto
6. Koczkodaj
7. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic (EGARCH)

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

در وضعیت و شرایط تغییر مرکز شیوع از چین به اروپا و ایالات متحده توسط علی و دیگران (۲۰۲۰) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. اشرف (۲۰۲۰)، عکس‌العمل بازارهای مالی نسبت به همه‌گیری بیماری کرونا را با استفاده از داده‌های پنل ۶۴ کشور بررسی نموده است. احمر و دلوال[1] (۲۰۲۰)، با استفاده از مدل (SutteARIMA) شاخص قیمت بازار سهام و تعداد موارد مبتلا به بیماری کرونا را در اسپانیا پیش‌بینی نموده‌اند.

## ۳. مدل تحقیق و روش برآورد

### ۳-۱. مدل خود توضیح با میانگین متحرک انباشته

«مدل خود توضیح با میانگین متحرک انباشته»، اولین بار توسط باکس و جنکینز[2] (۱۹۷۶) معرفی گردید. به طور کلی «مدل خود توضیح با میانگین متحرک انباشته»، به صورت ARIMA(p,d,q) نوشته می‌شود، به طوری که p بیانگر درجه خودهمبستگی یا تعداد جملات فرایند خود توضیح (رگرسیون) است، d نشان‌دهنده درجه یکپارچگی یا انباشتگی است و q درجه یا مرتبه فرایند میانگین متحرک را تبیین می‌نماید. یک سری زمانی مانند $\{Z_t, t \in \mathbb{Z}\}$ برای استفاده در مدل‌های پیش‌بینی لازم است که مانا یا ایستا باشند. بر اساس مطالعه براک‌ول و دیویس[3] (۲۰۱۶)، یک سری سری زمانی مانا باید دارای شرایط زیر باشد:

الف) ارزش انتظاری یا امید ریاضی سری‌زمانی یعنی $E(Z_t)$ نباید وابسته به زمان (t) باشد.

ب) تابع خودهمبستگی قابل تعریف به صورت $cov(Y_t, Y_{t+k})$ برای هر وقفه از k، فقط تابعی از k باشد و نه زمان؛ به عبارت دیگر $\gamma(Y_t, Y_{t+k})$ برای هر k مستقل از زمان است.

1. Ahmar and Del Val
2. Box and Jenkins
3. Brockwell and Davis

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

### ۳-۱-۱. مدل خود توضیح[1]

مدل (AR)، یک نوع رگرسیون است که مشاهدات یک لحظه معین را با مشاهدات قبلی در بازه زمانی موردنظر مرتبط می‌سازد.

طبق مطالعه وی[2] (۱۹۹۴)، فرایند ایجاد مدل (AR) با مرتبه p یعنی ((AR(p)) به صورت روابط (۱) زیر است:

$$\begin{aligned} Z_t &= \emptyset_1 Z_{t-1} + \emptyset_2 Z_{t-2} + \cdots + \emptyset_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \;\; ; \; \varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2) \;\; ; \;\; \emptyset_i \epsilon \mathbb{R}, t \epsilon \, \mathbb{Z} \\ Z_t &= \emptyset_1 B Z_t + \emptyset_2 B^2 Z_t + \cdots + \emptyset_p B^p Z_t + \varepsilon_t \;\; ; \; \varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2) \;\; ; \;\; \emptyset_i \epsilon \mathbb{R}, t \epsilon \, \mathbb{Z} \\ \left(1 - \emptyset_1 B - \emptyset_2 B^2 - \cdots - \emptyset_p B^p\right) Z_t &= \varepsilon_t \;\; ; \; \varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2) \;\; ; \;\; \emptyset_i \epsilon \mathbb{R}, t \epsilon \, \mathbb{Z} \end{aligned} \quad (۱)$$

معادله (۱)، با در نظر گرفتن $\left(\emptyset_p B \quad = 1 - \emptyset_1 B - \emptyset_2 B^2 - \cdots - \emptyset_p B^p\right)$، قابل ساده‌سازی به صورت $\emptyset_p B^p Z_t = \varepsilon_t$ است.

در روابط فوق $\varepsilon_t$ ، دارای ویژگی فرایند نوفه سفید[3] است که دارای میانگین صفر و واریانس ثابت $\sigma^2$ است ($\varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2)$)، و بر اساس مطالعه براک‌ول و دیویس (۲۰۱۶)، فرایند مزبور در صورتی صحیح است که اگر و فقط اگر $\varepsilon_t$ شرایط رابطه (۲) زیر را تأمین نماید:

$$\gamma(t) = \begin{cases} \sigma^2, & t = 0, \\ 0\;, & t \neq 0 \end{cases} \quad (۲)$$

آنگاه بر اساس مطالعه وی (۱۹۹۴)، فرایند نوفه سفید $\varepsilon_t$ با اضافه نمودن تابع خودهمبستگی (۱-۲) و تابع خودهمبستگی جزئی (۲-۲) زیر، مانا خواهد بود:

$$\rho_k = \begin{cases} 1, & k = 0, \\ 0\;, & k \neq 0 \end{cases} \quad (۲-۱)$$

$$\emptyset_{kk} = \begin{cases} 1, & k = 0, \\ 0\;, & k \neq 0 \end{cases} \quad (۲-۲)$$

1. Autoregressive Model (AR)
2. Wei
3. White noise

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

### ۳-۱-۲. مدل میانگین متحرک[1]

فرایند میانگین متحرک (MA)، فرایندی است که ارزش سری زمانی در زمان t از جزء خطای جاری متأثر شده و ممکن است در گذشته وزن داده شود. طبق مطالعه وی (۱۹۹۴)، فرایند ایجاد مدل عمومی (MA) با مرتبه q یعنی ((MA(q)) به صورت رابطه (۳) زیر است:

$$Z_t = \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q\varepsilon_{t-q} \;\; ; \; \varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2) \;\; ; \;\; \theta_i \epsilon \mathbb{R}, t\epsilon \, \mathbb{Z}$$
$$Z_t = \sum_{i=0}^{q} \emptyset_i \, \varepsilon_{t-i}, \theta_0 = 1 \;\; , \;\; ; \; \varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2) \;\; ; \;\; \emptyset_i \epsilon \mathbb{R}, t\epsilon \, \mathbb{Z} \qquad (۳)$$

معادله (۳)، با در نظر گرفتن $\left(\theta_q(B) \;\; = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots - \theta_q B^q\right)$ قابل ساده‌سازی به صورت $Z_t = \theta_q(B)\varepsilon_t \quad ; \; \varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2) \;\; ; \;\; \theta_q \epsilon \mathbb{R}, t\epsilon \, \mathbb{Z}$ است.

### ۳-۱-۳. مدل خود توضیح با میانگین متحرک انباشته

فرایند $Z_t$ دارای یک مدل خود توضیح میانگین متحرک ((ARMA(p, q)) است که بر اساس مطالعه وی (۱۹۹۴)، به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$\emptyset_p(B)Z_t = \theta_q(B)\varepsilon_t \quad ; \; \varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2) \; ; \; \emptyset_p, \theta_q \epsilon \mathbb{R}, t\epsilon \, \mathbb{Z} \qquad (۴)$$

$$\emptyset_p(B) \;\; = \left(1 - \emptyset_1 B - \emptyset_2 B^2 - \cdots - \emptyset_p B^p\right); \quad \text{مربوط به AR(p)} \qquad (۴-۱)$$

$$\theta_q(B) \;\; = \left(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots - \theta_q B^q\right); \quad \text{مربوط به MA(q)} \qquad (۴-۲)$$

اگر تفاضل گیری و یا انباشتگی وجود داشته باشد، آنگاه مدل (ARIMA) به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\emptyset_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_q(B)\varepsilon_t \quad ; \; \varepsilon_t \sim WN(0,\sigma^2) \; ; \; \emptyset_p, \theta_q \epsilon \mathbb{R}, t\epsilon \, \mathbb{Z} \qquad (۴)$$

در معادله بالا عبارت $(1-B)^d$ بیانگر تفاضل گیری است.

1. Moving Average (MA)

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

### ۳-۲. شاخص $\alpha - Sutte$

شاخص ($\alpha - Sutte$)، با استفاده از اصول روش پیش‌بینی از طریق داده‌های گذشته توسط احمر و دیگران (۲۰۱۸) توسعه یافته است.

شاخص ($\alpha - Sutte$)، چهار مرحله قبلی داده‌ها ( $Z_{t-4}$ و $Z_{t-3}$ ، $Z_{t-2}$ ، $Z_{t-1}$ ) را به عنوان داده‌های پشتیبان برای پیش‌بینی و تصمیم‌سازی استفاده می‌نماید. معادلات روش شاخص ($\alpha - Sutte$) به شرح زیر است (احمر، ۲۰۱۸):

$$Z_t = \frac{\gamma\left(\frac{\Delta x}{\frac{\gamma+\delta}{2}}\right) + \beta\left(\frac{\Delta y}{\frac{\beta+\delta}{2}}\right) + \alpha\left(\frac{\Delta z}{\frac{\alpha+\delta}{2}}\right)}{3} \quad (۵)$$

در معادله فوق (۵)، $Z_t$ بیانگر داده‌ها در زمان t و $Z_{t-k}$ نشان‌دهنده داده‌ها در زمان (t-k) است، همچنین روابط $\delta = Z_{t-4}$، $\gamma = Z_{t-3}$ ، $\beta = Z_{t-2}$ ، $\alpha = Z_{t-1}$، $\Delta x = \gamma - \delta = Z_{t-3} - Z_{t-4}$ ، $\Delta y = \beta - \gamma = Z_{t-2} - Z_{t-3}$ ، $\Delta z = \alpha - \beta = Z_{t-1} - Z_{t-2}$ در معادله فوق مفروض می‌باشند.

### ۳-۳. روش ابتکاری و جدید (SutteARIMA)

روش (SutteARIMA)، یک روش پیش‌بینی است که در آن شاخص $\alpha - Sutte$ با ARIMA ترکیب شده است. نتایج حاصل از روش (SutARIMA) معادل با میانگین نتایج پیش‌بینی شاخص $\alpha - Sutte$ و ARIMA است (احمر، ۲۰۲۰).

معادله (۴) به صورت زیر قابل بیان است:

$$\left(1 - \emptyset_1 B - \emptyset_2 B^2 - \cdots - \emptyset_p B^p\right) Z_t = \left(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots - \theta_q B^q\right)\varepsilon_t \quad (۶)$$
$$Z_t - \emptyset_1 B Z_t - \emptyset_2 B^2 Z_t - \cdots - \emptyset_p B^p Z_t = \varepsilon_t - \theta_1 B \varepsilon_t - \theta_2 B^2 \varepsilon_t - \cdots - \theta_q B^q \varepsilon_t$$

معادله (۶) با استفاده از عملیات برگشت به عقب ($B^p Z_t = Z_{t-p}$) به صورت زیر قابل بازنویسی است:

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

$$\begin{aligned} Z_t &= \emptyset_1 Z_{t-1} - \emptyset_2 Z_{t-2} - \cdots - \emptyset_p Z_{t-p} \\ &= \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} Z_t = \\ &= \emptyset_1 Z_{t-1} - \emptyset_2 Z_{t-2} - \cdots - \emptyset_p Z_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \\ &- \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \end{aligned} \tag{۷}$$

اگر داشته باشیم $\delta = Z_{t-4}$، $\gamma = Z_{t-3}$، $\beta = Z_{t-2}$، $\alpha = Z_{t-1}$، آنگاه معادله (۷) را به صورت زیر می‌توان بازنویسی نمود:

$$\begin{aligned} Z_t = \emptyset_1 \alpha + \emptyset_2 \beta + \emptyset_3 \gamma + \emptyset_4 \delta + \cdots + \emptyset_p Z_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots \\ - \theta_q \varepsilon_{t-q} \end{aligned} \tag{۸}$$

و معادله (۵) به صورت زیر ساده‌سازی می‌شود:

$$\begin{aligned} Z_t &= \frac{\gamma\left(\frac{\Delta x}{\frac{\gamma+\delta}{2}}\right) + \beta\left(\frac{\Delta y}{\frac{\beta+\delta}{2}}\right) + \alpha\left(\frac{\Delta z}{\frac{\alpha+\delta}{2}}\right)}{3} \\ Z_t &= \frac{\frac{\gamma \Delta x}{\frac{\gamma+\delta}{2}} + \frac{\beta \Delta y}{\frac{\beta+\delta}{2}} + \frac{\alpha \Delta z}{\frac{\alpha+\delta}{2}}}{3} \\ Z_t &= \frac{\gamma \Delta x}{\frac{3\gamma+3\delta}{2}} + \frac{\beta \Delta y}{\frac{3\beta+3\gamma}{2}} + \frac{\alpha \Delta z}{\frac{3\alpha+3\beta}{2}} \\ Z_t &= \frac{2\gamma \Delta x}{3\gamma+3\delta} + \frac{2\beta \Delta y}{3\beta+3\gamma} + \frac{2\alpha \Delta z}{3\alpha+3\beta} \\ Z_t &= \gamma \frac{2\Delta x}{3\gamma+3\delta} + \beta \frac{2\Delta y}{3\beta+3\gamma} + \alpha \frac{2\Delta z}{3\alpha+3\beta} \end{aligned} \tag{۹}$$

از حاصل جمع دو معادله (۸) و (۹) خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} 2Z_t = \emptyset_1 \alpha + \emptyset_2 \beta + \emptyset_3 \gamma + \emptyset_4 \delta + \cdots + \emptyset_p Z_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots \\ - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \gamma \frac{2\Delta x}{3\gamma+3\delta} + \beta \frac{2\Delta y}{3\beta+3\gamma} + \alpha \frac{2\Delta z}{3\alpha+3\beta} \end{aligned} \tag{۱۰}$$

در نهایت معادله مدل (SutteARIMA) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} Z_t = \alpha\left(\frac{\emptyset_1}{2} + \frac{\Delta z}{3\alpha+3\beta}\right) + \beta\left(\frac{\emptyset_3}{2} + \frac{2\Delta y}{3\beta+3\gamma}\right) + \gamma\left(\frac{\emptyset_3}{2} + \frac{2\Delta x}{3\gamma+3\delta}\right) + \frac{\emptyset_4 \delta}{2} \\ + \cdots + \frac{\emptyset_p Z_{t-p}}{2} + \frac{\varepsilon_t}{2} - \frac{\theta_1 \varepsilon_{t-1}}{2} - \frac{\theta_2 \varepsilon_{t-2}}{2} - \cdots - \frac{\theta_q \varepsilon_{t-q}}{2} \end{aligned} \tag{۱۰-۱}$$

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

## ۳-٤. مدل هالت - وینتر

مدل هالت – وینتر (HW) توسط هالت[1] (۱۹۵۷) و وینتر[2] (۱۹۶۰) ارائه شده است. مدل (HW)، توسعه فرایند میانگین متحرک وزن داده‌شده به صورت نمایی است. روش میانگین متحرک وزنی نمایی (HW)، بر اساس مشاهدات گذشته و وزن دادن بیشتر به مشاهدات اخیر، مقادیر آینده را پیش‌بینی می‌نماید. مدل (HW)، به طور جداگانه با دو پارامتر هموارساز (با مقادیر بین صفر و یک)، مقادیر روند را هموارسازی می‌نماید. روش هموارساز نمایی خطی هالت وینتر به صورت مجموع معادلات زیر از (۱۱) تا (۱۳) قابل بیان است (هانگ[3]، ۲۰۲۰):

$$s_t = \alpha a_t + (1-\alpha)(s_{t-1)} + b_{t-1}) \quad (۱۱)$$

$$b_t = \beta(s_t - s_{t-1}) + (1-\beta)b_{t-1}) \quad (۱۲)$$

$$f_t = s_t + ib_t \quad (۱۳)$$

در معادلات فوق $a_t$ بیانگر مقدار اصلی در زمان t، $s_t$ نشان‌دهنده برآورد هموارساز شده در زمان t، $b_t$ مبین مقدار روند در زمان t، $\alpha$ سطح ضریب هموارساز، و $\beta$ ضریب هموارساز روند است.

در معادله (۱۱)، مقدار اصلی به صورت بازگشتی از طریق وزن دادن سطح جاری ($\alpha$) هموارسازی می‌شود و سپس $s_t$ به طور مستقیم برای روند دوره گذشته $b_{t-1}$، با اضافه شدن آخرین مقدار هموارساز شده $s_{t-1}$ تعدیل می‌شود. این باعث می‌شود تا وقفه حذف گردد و $s_t$ به عنوان پایه تقریبی مقدار داده جاری معرفی گردد. معادله (۱۲)، روند را به‌روزرسانی می‌کند که به صورت تفاضل بین آخرین مقادیر هموارساز شده بیان می‌شود. معادله مذکور (۱۲)، روند را از طریق هموارسازی با $\beta$ در آخرین دوره ($s_t - s_{t-1}$) تصحیح می‌نماید، و آن را به برآورد قبلی روند با ضرب کردن در ($1-\beta$) اضافه می‌نماید. معادله (۱۳)، برای پیش‌بینی مقادیر آینده مورد

1. Holt
2. Winters
3. Hong

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

استفاده قرار می‌گیرد. روند $b_t$، با تعداد دوره‌های آینده قابل پیش‌بینی i، ضرب می‌گردد، و به مقدار پایه $s_t$ اضافه می‌شود. خطای پیش‌بینی ($e_t$)، به صورت تفاضل بین مقدار اصلی و مقدار برآوردی (پیش‌بینی‌شده) برای زمان t بیان می‌گردد و با معادله زیر (۱۴) قابل نمایش است:

$$e_t = a_t - f_t \quad (۱۴)$$

فرض می‌گردد که خطای پیش‌بینی متغیر تصادفی، دارای میانگین صفر و واریانس ثابت است. مقادیر ضرایب هموارساز شده $\alpha$ و $\beta$ طوری معین می‌شوند که شاخص خطای پیش‌بینی حداقل گردد (هانگ، ۲۰۲۰).

## ۳-۵. مدل شبکه عصبی مصنوعی

مدل شبکه عصبی مصنوعی (ANN) به عنوان یک فرایند ساده و به‌هم‌پیوسته الهام گرفته از مغز انسان و فرایند یادگیری واقعی آن است. اتصال بین واحدها دارای وزن‌هایی هستند که با مقادیر عبوری از آن‌ها ضرب می‌شوند. همچنین واحدها معمولاً دارای ورودی ثابت به نام انحراف می‌باشند. هر یک از این واحدها یک مقدار وزنی از ورودی‌های خود تشکیل می‌دهند به طوری که انحراف نیز به آن اضافه می‌شود (ادیبیه و دیگران، ۲۰۱۴).

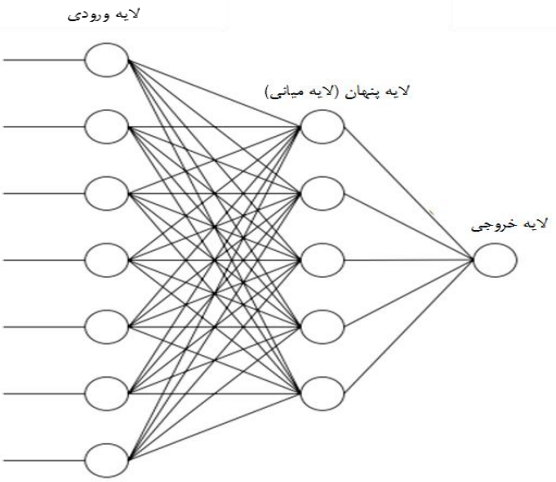
ادراک چندلایه‌ای معروف‌ترین نوع مدل (ANN) است. این نوع از مدل‌های چندلایه‌ای (ANN)، از ترکیب یک لایه ورودی، یک و یا تعداد بیشتری لایه پنهان و یا میانی، با یک لایه خروجی ساخته می‌شوند. در شکل زیر (۱)، یک مدل شبکه عصبی (ANN) عمومی قابل ملاحظه است (کاتالائو[1] و دیگران، ۲۰۵).

1. Catalão

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]




شکل ۱. نمونه‌ای از یک شبکه عصبی سه لایه

مأخذ: کاتالائو و دیگران (۲۰۰۵)

مدل (ANN)، یکی از مدل‌های غیرخطی است که برای تخمین بسیاری از توابع پیچیده با دقت بالا مورد استفاده قرار می‌گیرد. علاوه بر مزیت مدل‌سازی غیرخطی، مدل (ANN) برای تخمین روابط خطی با دقت بالا نیز به کار می‌رود. یکی از مزیت‌های مدل (ANN) این است که نیازی به فرضیه‌سازی ویژه برای مدل‌سازی ندارد.

شبکه بازخورد سه لایه‌ای مهم‌ترین نوع شبکه‌های عصبی است که در مدل‌سازی پیش‌بینی سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدل (ANN)، از طریق برقراری ارتباط بین مشاهدات در زمان t $(y_t)$ به عنوان خروجی با مشاهدات گذشته $(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$ به عنوان داده برای پیش‌بینی سری‌های زمانی استفاده می‌نماید، و می‌توان این فرایند را به صورت معادله زیر بیان نمود:

$$y_t = \vartheta_0 + \sum_{j=1}^{q} \vartheta_0 f(w_{0j} + \sum_{j=1}^{p} w_{ij} y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (۱۵)$$

در معادله فوق (۱۵)، $\vartheta_j (j = 0, 2, \dots, q)$ و $w_{ij} (i = 0, 1, \dots, p$ و $j = 1,2, \dots, q)$ بیانگر وزن‌هایی هستند که به ترتیب نشان‌دهنده قدرت ارتباط بین گره‌ها در لایه دوم (گره‌های پنهان) با

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

خروجی‌ها، و ارتباط گره‌ها در لایه اول (گره‌های ورودی) با گره‌های پنهان می‌باشند. در این مطالعه، تابع f موجود در معادله فوق (۱۵)، بیانگر تانژانت سیگموئید است که به صورت $\tanh(x) = [1 - \exp(-2x)]/[1 + \exp(-2x)]$ قابل بیان است. نماد p و q به ترتیب نشان‌دهنده تعداد گره‌های ورودی و گره‌های پنهان است (سولاندری[1]، ۲۰۲۰).

## ۳-۶. ارزیابی قدرت پیش‌بینی کنندگی مدل‌ها

دقت پیش‌بینی روش‌های به کار رفته در این مطالعه، با استفاده از روش‌های خطای آماری از قبیل سه معیار «جذر میانگین مجذور خطا[2]»، «میانگین قدرمطلق خطا[3]» و «میانگین قدرمطلق درصد خطا[4]» مورد ارزیابی قرار گرفته است. مقادیر کوچک‌تر معیارهای ارزیابی دقت پیش‌بینی فوق‌الذکر، بیانگر نزدیکی مقادیر پیش‌بینی‌شده با مقادیر واقعی است، بنابراین هر چه مقادیر معیارهای مورد اشاره مزبور کوچک‌تر باشند، دقت مدل پیش‌بینی موردنظر بیشتر خواهد بود. معیارهای ارزیابی دقت پیش‌بینی مزبور به صورت معادلات (۱۶) قابل نمایش می‌باشند (بابو، ۲۰۱۵).

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=1}^{n} \frac{[y_t\left(\text{مشاهدات اصلی}\right) - y_t\left(\text{مقادیر پیش بینی شده}\right)]^2}{n}}$$

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} |y_t\left(\text{مشاهدات اصلی}\right) - y_t\left(\text{مقادیر پیش بینی شده}\right)| \qquad (۱۶)$$

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} \left|\frac{y_t\left(\text{مشاهدات اصلی}\right) - y_t\left(\text{مقادیر پیش بینی شده}\right)}{y_t\left(\text{مشاهدات اصلی}\right)}\right| \times 100$$

همه تجزیه‌وتحلیل‌های مدل‌های مورد بررسی در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار آماری متن‌باز R نسخه 3.6.3، انجام گرفته است.

1. Sulandari
2 .Root Mean Square Error (RMSE)
3 .Mean Absolute Error (MAE)
4. Mean Absolute Percentage Error (MAPE)

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

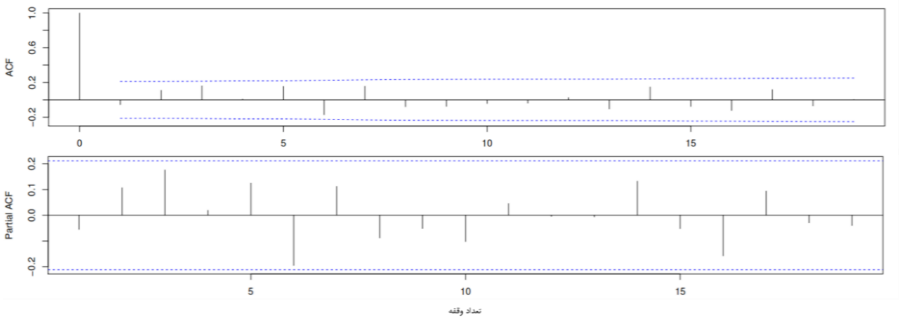
[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

## ٤. داده‌ها و نتایج تجربی

متغیر مورد استفاده در این مطالعه برای پیش‌بینی شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، متغیر شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال‌تر در بازه زمانی ۱۳۸۹/۱۲/۰۵ تا ۱۳۹۹/۰۲/۳۱ به صورت روزانه است. اطلاعات شاخص قیمت سهام موردنظر، از وب‌سایت مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران استخراج شده است و در مجموع تعداد ۸۷ داده مورد استفاده قرارگرفته است. همچنین داده‌های به کار رفته برای پیش‌بینی تعداد موارد بیماران کرونا از آمار رسمی اعلام شده توسط وزارت بهداشت و تأیید شده توسط بهداشت جهانی در بازه زمانی ۱۳۸۹/۱۲/۰۵ تا ۰۲/۳۱/ ۱۳۹۹ به تعداد ۸۷ داده گردآوری شده است.

برای تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی مورد بررسی در این تحقیق، نخست ایستایی سری‌های موردنظر با استفاده از نمودارهای خودهمبستگی[1] (AC) و خودهمبستگی جزئی[2] (PAC) و سپس آزمون‌های دقیق رایج مانایی سری‌زمانی از قبیل آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته[3] (ADF) و آزمون فیلیپس- پرون[4] (PP) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این بررسی‌ها برای هر دو سری زمانی به شرح اشکال (۲) و (۳) و جداول (۱) و (۲) زیر است.




شکل ۲. نتایج آزمون خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی بعد از یک‌بار تفاضل‌گیری برای سری‌زمانی موارد بیماران کرونا (مأخذ: یافته‌های پژوهشگر)

1. Autocorrelation (AC)
2. Partial Autocorrelation (PAC)
3. Augmented Dickey–Fuller (ADF)
4. Phillips–Perron (PP)

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

نمودار شکل (۲) نشان‌دهنده‌ی این است که سری‌زمانی موارد بیماران کرونایی بعد از یک بار تفاضل گیری روند زدایی شده و مانا است. برای اطمینان از مانایی سری‌زمانی از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون فیلیپس-پرون (PP) استفاده شده است و نتایج آن‌ها در جدول (۱) قابل مشاهده است. در این دو آزمون فرض صفر بیانگر وجود ریشه واحد و عدم مانایی است و فرض مقابل نشان‌دهنده‌ی عدم وجود ریشه واحد و در نتیجه سری‌زمانی مانا است. همان‌طور که از نتایج موجود در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، با یک بار تفاضل‌گیری آزمون‌های موردنظر معنی‌دار شده و بیانگر عدم پذیرش فرضیه صفر بوده و در نتیجه فرضیه مقابل مبنی بر مانایی سری‌زمانی مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد سری‌زمانی موارد بیماران کرونایی

| نوع آزمون | آماره t در سطح ۵ درصد | احتمال |
|---|---|---|
| آزمون ریشه واحد در سطح | | |
| آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته | -۲/۱۹ | ۰/۴۹ |
| آزمون فیلیپس پرون | -۱/۷۸ | ۰/۶۶ |
| آزمون ریشه واحد سری زمانی یک بار تفاضل گیری شده | | |
| آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته | -۲/۷۹ | ۰/۰۱ |
| آزمون فیلیپس پرون | -۹/۵۶ | ۰/۰۴ |

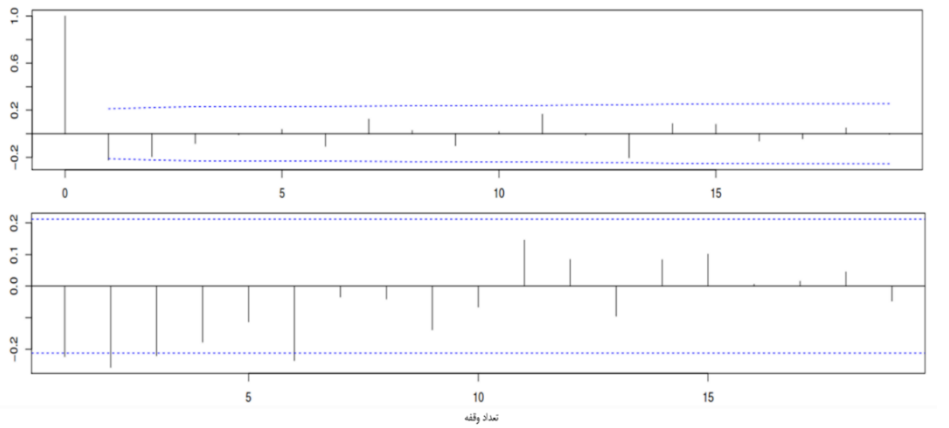
مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

نمودار شکل (۳) بیانگر ایستایی (مانایی) سری‌زمانی شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال در بورس بعد از دو بار تفاضل‌گیری است.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]




شکل ۳. نتایج آزمون خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی بعد از دو بار تفاضل‌گیری برای سری‌زمانی شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال (مأخذ: یافته‌های پژوهشگر)

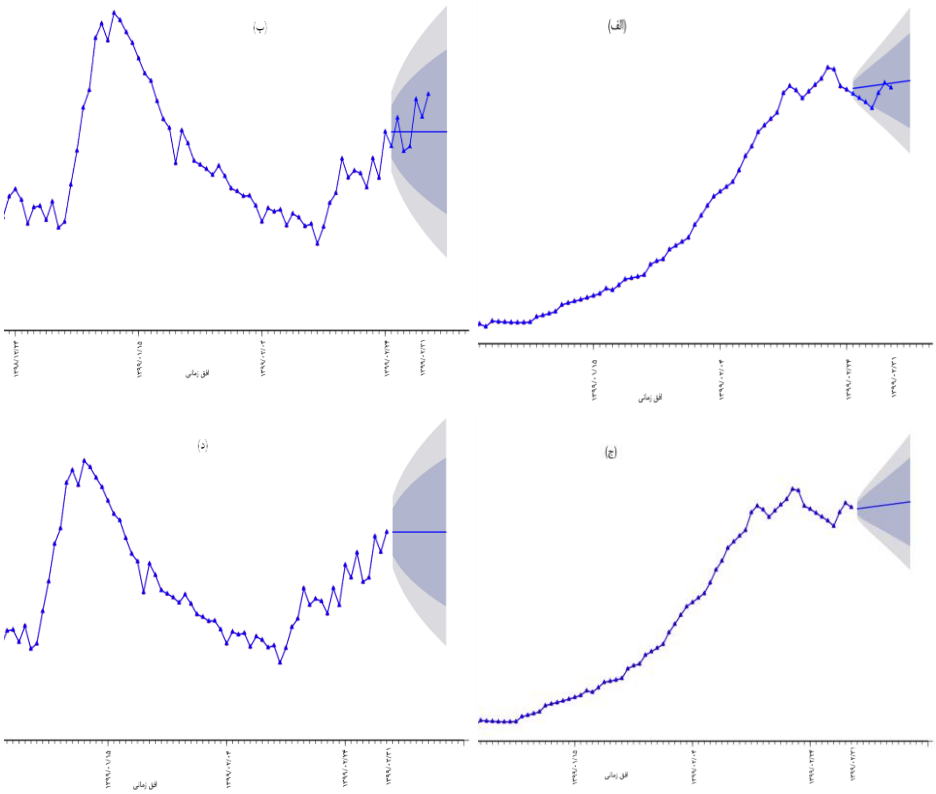
نتایج بررسی بیشتر و دقیق‌تر مانایی سری‌زمانی شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال با استفاده آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون فیلیپس- پرون (PP) در جدول (۲) قابل ملاحظه است. همان‌طور که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، سری‌زمانی مورد بررسی در سطح، به دلیل معنی‌دار نشدن آزمون‌ها و پذیرش فرضیه صفر، نامانا است، اما نتایج بخش دوم جدول (۲) تأیید می‌نماید که با دو بار تفاضل گیری آزمون‌های موردنظر معنی‌دار شده و بیانگر رد فرضیه صفر و در نتیجه پذیرش فرضیه مقابل مبنی بر مانایی سری‌زمانی مورد است.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد سری‌زمانی شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال

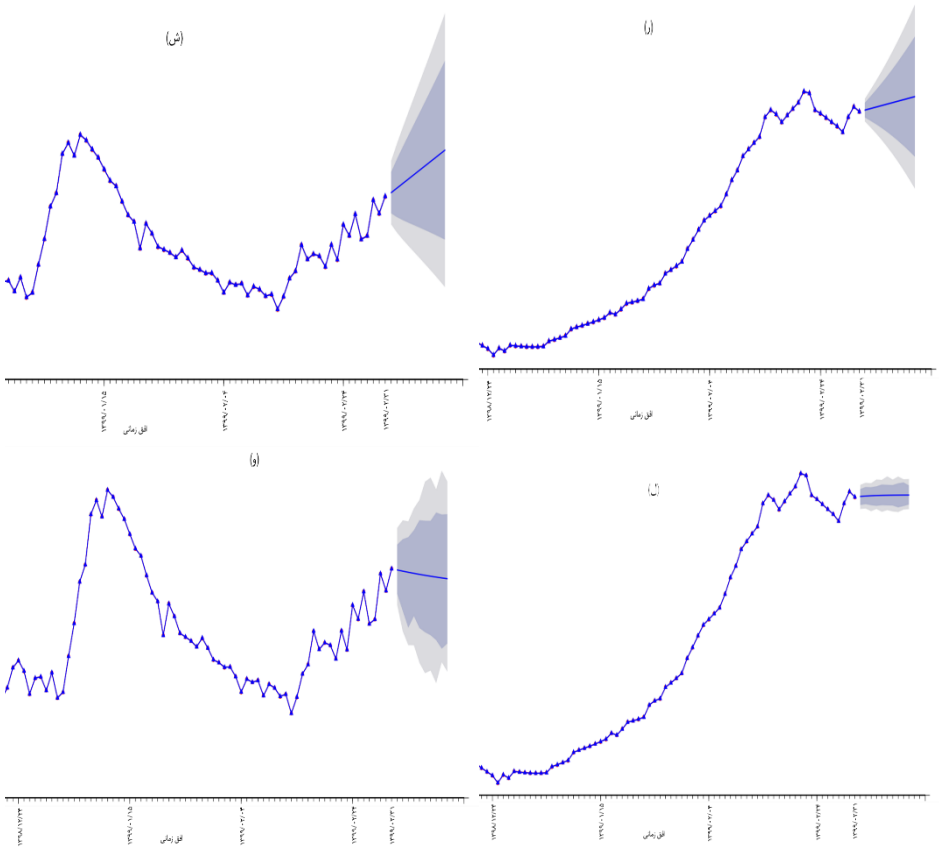
| نوع آزمون | آماره t در سطح ۵ درصد | احتمال |
|---|---|---|
| آزمون ریشه واحد در سطح | | |
| آزمون دیکی– فولر تعمیم‌یافته | -۱/۸ | ۰/۶۵ |
| آزمون فیلیپس پرون | -۱/۵۴ | ۰/۷۶ |
| آزمون ریشه واحد سری زمانی دو بار تفاضل گیری شده | | |
| آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته | -۶/۱۲ | ۰/۰۱ |
| آزمون فیلیپس پرون | -۱۲/۵۴ | ۰/۰۱ |

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

نمودارهای موجود در شکل (۴)، نتایج پیش‌بینی‌های مدل‌های مورد استفاده مرتبط با سری‌های زمانی مورد بررسی به صورت شماتیک همراه با فاصله اطمینان را نشان می‌دهند.




[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]
[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]
[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]




شکل ۴. نمایش نموداری نتایج پیش‌بینی سری‌های زمانی مورد بررسی در مطالعه حاضر (مأخذ: یافته‌های پژوهشگر)

در شکل فوق (۴)، نمودارهای (الف)، (ج)، (ر) و (ل) نتایج پیش‌بینی مقادیر شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال را به ترتیب بر اساس مدل‌های SutteARIMA، ARIMA، HW و ANN نمایش می‌دهد، همچنین نمودارهای (ب)، (د)، (ش) و (و) نتایج پیش‌بینی تعداد موارد روزانه مبتلایان به بیماری کرونا را به ترتیب بر اساس مدل‌های SutteARIMA، ARIMA، HW و ANN نشان می‌دهد.

نتایج پیش‌بینی کوتاه‌مدت به تعداد سه روز در مورد سری‌های زمانی مورد بررسی در این تحقیق برای چهار مدل مورد استفاده، به شرح جداول (۳) و (۴) در زیر قابل ملاحظه است.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]
[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]
[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

جدول ۳. مقادیر پیش‌بینی‌شده شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال برای سه روز آینده

| افق زمانی | مدل‌های مورد استفاده | | | |
|---|---|---|---|---|
| | SutteARIMA | ARIMA(0,2,2) | ANN | HW |
| ۱۳۹۹/۰۳/۰۱ | ۲۰۸۰۲۱/۵ | ۲۰۷۶۵۷/۵ | ۲۰۸۵۱۱/۸ | ۲۰۸۹۳۱/۲ |
| ۱۳۹۹/۰۳/۰۲ | ۲۰۸۳۸۳/۵ | ۲۰۸۰۱۱/۹ | ۲۸۶۵۸/۲ | ۲۰۹۵۵۳/۵ |
| ۱۳۹۹/۰۳/۰۳ | ۲۰۸۷۴۵/۶ | ۲۰۸۳۶۶/۲ | ۲۰۸۷۶۳/۷ | ۲۱۰۱۷۵/۷ |

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

نتایج پیش‌بینی کوتاه‌مدت شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال در بورس تهران برای بازه زمانی ۱۳۹۹/۰۳/۰۱ تا ۱۳۹۹/۰۳/۰۳ استخراج شده از چهار مدل مورد بررسی در این مطالعه، در جدول (۳) قابل مشاهده و مقایسه است.

جدول ۴. مقادیر پیش‌بینی‌شده تعداد موارد مبتلا به کرونا برای سه روز آینده

| افق زمانی | مدل‌های مورد استفاده | | | |
|---|---|---|---|---|
| | SutteARIMA | ARIMA(0,1,0) | ANN | HW |
| ۱۳۹۹/۰۳/۰۱ | ۲۳۴۰/۴ | ۲۳۴۶ | ۲۳۳۲/۶ | ۲۳۹۵/۱ |
| ۱۳۹۹/۰۳/۰۲ | ۲۳۸۷/۸ | ۲۱۸۴ | ۲۳۱۹/۹ | ۲۴۹۵/۷ |
| ۱۳۹۹/۰۳/۰۳ | ۲۲۵۱/۱ | ۲۲۱۰ | ۲۳۰۷/۹ | ۲۵۲۴/۳ |

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

نتایج پیش‌بینی کوتاه‌مدت به‌دست‌آمده از چهار مدل مورد بررسی در این مطالعه در ارتباط با تعداد موارد مبتلا به کرونا برای بازه زمانی ۱۳۹۹/۰۳/۰۱ تا ۱۳۹۹/۰۳/۰۳ در جدول (۴) قابل ملاحظه و بررسی است.

نتایج ارزیابی دقت پیش‌بینی کنندگی مدل‌های مورد استفاده در این تحقیق به شرح جداول (۵) و (۶) نشان داده شده است.

جدول ۵. سنجش دقت پیش‌بینی مدل‌های مورد استفاده برای پیش‌بینی مقادیر شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال

| معیار | مدل‌های مورد استفاده | | | |
|---|---|---|---|---|
| | SutteARIMA | ARIMA(0,2,2) | ANN | HW |
| MAE | ۱۴۸۳/۷ | ۱۵۸۲/۵ | ۱۶۲۵/۹ | ۵۱۷۸۳/۱ |
| MAPE | ۰/۰۱۰۱ | ۰/۰۱۰۵ | ۰/۰۱۰۹ | ۰/۳۵ |
| RMSE | ۲۰۰۴/۷ | ۲۲۲۰/۳ | ۲۰۴۳/۵ | ۸۶۴۷۰/۱ |

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

با بررسی نتایج جدول (۵)، می‌توان نتیجه گرفت که مدل (SutteARIMA) در مقایسه با سه مدل دیگر به دلیل دارا بودن کمترین مقادیر معیارهای سنجش دقت پیش‌بینی یعنی (MAE)، (MAPE) و (RMSE)، بیشترین کارایی پیش‌بینی کوتاه‌مدت را برای مقادیر شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال را دارا است. به طوری که به ترتیب بعد از مدل فوق بیشترین کارایی و دقت پیش‌بینی مربوط به مدل‌های (ARIMA)، (ANN) و (HW) است. همچنین می‌توان نتیجه گرفت که روش (HW) دارای کمترین قدرت پیش‌بینی کوتاه‌مدت است و نیز دو مدل (ARIMA) و (ANN) بر اساس قدرت پیش‌بینی کوتاه‌مدت دارای اختلاف جزئی می‌باشند.

جدول ۶. سنجش دقت پیش‌بینی مدل‌های مورد استفاده برای پیش‌بینی تعداد موارد روزانه مبتلا به کرونا در روز

| معیار | مدل‌های مورد استفاده | | | |
|---|---|---|---|---|
| | SutteARIMA | ARIMA(0,1,0) | ANN | HW |
| MAE | ۱۶۴/۰۶ | ۱۷۰/۹ | ۱۶۸/۱ | ۶۴۳/۳ |
| MAPE | ۰/۱۳ | ۰/۱۵ | ۰/۲۴ | ۰/۵۱ |
| RMSE | ۲۰۸/۵ | ۲۱۵/۴ | ۲۱۰/۶ | ۹۸۶ |

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج جدول (۶)، می‌توان نتیجه گرفت که مدل (SutteARIMA) در مقایسه با سه مدل دیگر به دلیل دارا بودن کمترین مقادیر معیارهای سنجش دقت پیش‌بینی یعنی (MAE)، (MAPE) و (RMSE)، بیشترین کارایی پیش‌بینی کوتاه‌مدت را برای تعداد موارد روزانه مبتلا به کرونا داشته است. کمترین کارایی و دقت پیش‌بینی کوتاه‌مدت مربوط به روش (HW) است و دو مدل (ARIMA) و (ANN) بر اساس قدرت پیش‌بینی کوتاه‌مدت دارای اختلاف جزئی می‌باشند؛ و می‌توان بر اساس نتایج معیار (RMSE) در جداول (۵) و (۶) روش (ANN) را برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت نسبت به روش (ARIMA) در اولویت قرار داد.

## ۵. نتیجه‌گیری

پیش‌بینی مقادیر شاخص قیمت سهام و تعداد موارد بیماران کرونا، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران را در امر تصمیم‌سازی برای آینده می‌تواند کمک نماید. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده روش

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

(SutteARIMA) در مورد پیش‌بینی کوتاه‌مدت نسبت به سه روش دیگر یعنی (ARIMA)، (ANN) و (HM) دارای دقت و ثبات بیشتری است. مطالعه روش‌های مختلف پیش‌بینی و مقایسه آن‌ها در جهت استخراج بهترین روش و مدل پیش‌بینی، موجب کاهش هزینه مطالعات آینده، نتیجه‌گیری بهتر و ارائه پیشنهادها و راه‌کارهای اثربخش‌تر در زمینه حل مسائل و مشکلات می‌شود. بنابراین پیشنهاد می‌گردد روش ابتکاری جدید (SutteARIMA) با داده‌های بیشتر و با مدل‌های پیش‌بینی دیگر مورد بررسی و مقایسه قرار گیرد.

## منابع


Ahmar, A. S. (2018). A comparison of α-Sutte Indicator and ARIMA methods in renewable energy forecasting in Indonesia. *International Journal of Engineering and Technology*, 7(1.6), 20-22.

Ahmar, A. S., & Del Val, E. B. (2020). SutteARIMA: Short-term forecasting method, a case: Covid-19 and stock market in Spain. *Science of The Total Environment*, 138883.

Ali, M., Alam, N., & Rizvi, S. A. R. (2020). Coronavirus (COVID-19)–An epidemic or pandemic for financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 100341.

Alizadehfard, S., & Saffarinia, M. (2020). The prediction of mental health based on the anxiety and the social cohesion that caused by Coronavirus. *Social Psychology Research*, 9(36), 129-141. {In Persian}

Amadeh, H., Effati Barn, F., Amini, A. (2014). Persian Gulf FOB Gasoline Price Forecast Using ARIMA and ARFIMA Models. *Quarterly Journal of Financial Economics*, 8(29), 115-130. {In Persian}

Amiri P. (2020). The Role of Electronic Health During the Covid-19 Crisis: A Systematic Review of Literatures. *Journal of Health and Biomedical Informatics*, 6 (4), 358-367. {In Persian}

Ashraf, B. N. (2020). Stock markets' reaction to COVID-19: cases or fatalities? *Research in International Business and Finance*, 101249.

Babu, C. N., & Reddy, B. E. (2015). Prediction of selected Indian stock using a partitioning–interpolation based ARIMA–GARCH model. *Applied Computing and Informatics*, 11(2), 130-143.

Benvenuto, D., Giovanetti, M., Vassallo, L., Angeletti, S., & Ciccozzi, M. (2020). Application of the ARIMA model on the COVID-2019 epidemic dataset. Data in Brief, 29, 105340. doi:https://doi.org/10.1016/j.dib.2020.105340

Brockwell, P. J & ,.Davis, R. A. (2016). *Introduction to time series and forecasting*: springer.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]

Catalão, J., Mariano, S., Mendes, V., & Ferreira, L. (2005). An artificial neural network approach for day-ahead electricity prices forecasting. *WSEAS Transactions on Systems*,4(4), 451-454.

Doloo, M., & Heidari, T. (2017). Prediction of stock index using a combination of artificial neural network and meta-innovative models of harmonic search and genetic algorithm. *Quarterly Journal of Financial Economics*, 11(40), 1-24. {In Persian}

Fanelli, D., & Piazza, F. (2020). Analysis and forecast of COVID-19 spreading in China, Italy and France. Chaos, Solitons & Fractals, 134, 109761. doi:https://doi.org/10.1016/j.chaos.2020.109761

Financial Information Processing Center of Iran (FIPCI). (2020). http://www.fipiran.com.

Golahdooz, M., Tabibzadeh, A. R., Taherizadeh, M., Laali, A., Khoonsari, M. R., Ajdarkosh, H., Safarnezhad Tameshkel, F., Faal, M., Karbalaie Niya, M. H. (2020). A review on Coronavirus 2019 Disease (COVID-19, SARS-CoV-2): Control and Prevention. *Razi Journal of Medical Sciences*, in press. {In Persian}

Holt, C. (1957). Forecasting trends and seasonal by exponentially weighted moving averages. *ONR Memorandum*, 52.

Hong, W.-C. (2020). *Modeling for Energy Demand Forecasting Hybrid Intelligent Technologies in Energy Demand Forecasting* (pp. 25-44): Springer.

Khosravinazhad, A. A., & Shabani Sadr Pisheh, M. (2014). Evaluation of linear and nonlinear models in predicting stock price index in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Financial Economics*, 8(27), 51-64. {In Persian}

Koczkodaj, W. W., Mansournia, M. A., Pedrycz ,W., Wolny-Dominiak, A., Zabrodskii, P. F., Strzałka, D., Mazurek, J. (2020). 1,000,000 cases of COVID-19 outside of China: The date predicted by a simple heuristic. Global Epidemiology, 2, 100023. doi:https://doi.org/10.1016/j.gloepi.2020.100023

Ministry of Health and Medical Education of Iran (MHMEI). (2020). https://behdasht.gov.ir.

Roosa, K., Lee, Y., Luo, R., Kirpich, A., Rothenberg, R., Hyman, J. M., Chowell, G. (2020). Real-time forecasts of the COVID-19 epidemic in China from February 5th to February 24th, 2020. Infectious Disease Modelling, 5, 256-263. doi:https://doi.org/10.1016/j.idm.2020.02.002

Sulandari, W., Lee, M. H., & Rodrigues, P. C. (2020). Indonesian electricity load forecasting using singular spectrum analysis, fuzzy systems and neural networks. *Energy*, 190, 116408.

Wei, W. W. (1994). Univariate and Multivariate Methods. *Time Series Analysis*.

Winters, P. R. (1960). Forecasting Sales by Exponentially Weighted Moving Averages. *Management Science*, 6(3), 324-342. doi:10.1287/mnsc.6.3.324

Yang, Y., Peng, F., Wang, R., Guan, K., Jiang, T., Xu, G., Chang, C .(2020).The deadly coronaviruses: The 2003 SARS pandemic and the 2020 novel coronavirus epidemic in China. *Journal of Autoimmunity*, 109, 102434. doi:https://doi.org/10.1016/j.jaut.2020.102434.

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ] [ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ] [ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ Downloaded from qjfep.ir on 2025-12-08 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1400.9.33.3.4 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.9.33.113 ]