

## بهبود کیفیت مدل‌سازی آماری نوسانات سرعت باد با استفاده از مدل‌های گارچ و گارچ نامتقارن (ایستگاه هواشناسی اردبیل)

نسرین آخوندی\*

(نویسنده مسئول)، استادیار گروه ریاضی، دانشکده فنی و مهندسی، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی و عضو مرکز تحقیقات مدل‌سازی و بهینه‌سازی در علوم مهندسی واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. akhondinasrin@gmail.com

بیبا ملاعباسی

کارشناس ارشد آمار، گروه ریاضی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. bitaabbasi@gmail.com

لیلا گلشانی

استادیار، گروه ریاضی و آمار، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. leila\_golshani@yahoo.com

**چکیده:** ایران به دلیل مجاورت با دریا و دارا بودن فلات‌های گوناگون، کشوری بادخیز است. آمارهای جهانی ۳۰ سال گذشته حاکی از افزایش نیازهای انرژی جهان است و استفاده بهینه از منابع انرژی‌های تجدیدپذیر، از جمله انرژی باد برای تولید برق ارزان به ویژه براساس نگرش‌های زیست محیطی در بسیاری از کشورهای جهان رو به افزایش است. به دلیل ناپایداری انرژی باد استفاده از آن با چالش مواجه است که با مدل‌سازی نوسانات سرعت باد، می‌توان این مشکل را کاهش داد. شهر اردبیل بادخیز و تحت تأثیر دو نوع باد محلی و جبهه‌های است. در این مقاله داده‌های ثبت شده میانگین هفتگی سرعت باد در ایستگاه هواشناسی شهر اردبیل طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۰ با استفاده از الگوهای سری زمانی، مدل‌های گارچ (شامل مدل گارچ و مدل‌های گارچ نامتقارن) مدل‌سازی می‌شوند. بر اساس معیارهای اطلاع  $BIC$ ,  $AIC$ ,  $HQ$ ، بهترین مدل برای نوسانات سرعت باد در این ایستگاه طبق نتایج، مدل گارچ تعیین گردید. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها با روش مدل‌سازی باکس-جنکینز، از دو نرم‌افزار Eviews و R استفاده می‌شود.

**واژه‌های کلیدی:** گارچ، گارچ نامتقارن، اتورگرسیو میانگین متحرک، سرعت باد.

### ۱. مقدمه

در مناطق بادخیز وجود اطلاعات دقیق نوسانات سرعت باد و نیز مدل‌سازی آن، می‌تواند این مشکل را به طور مؤثری کاهش دهد. در بسیاری از فرآیندهای طبیعی و صنعتی مانند طراحی سازه‌های بلند برای تعیین پارامترهای ایمنی و نیروهای وارد بر سازه، یا در کشاورزی به‌عنوان یکی از عوامل مهم در رشد و توسعه گیاهان و غیره، مدل‌سازی سرعت باد مهم است.

در ایران توسط محققان مطالعاتی در مورد سرعت باد صورت گرفته است. رضایی و همکاران [۱] روند تغییرات سرعت باد در شمال غرب ایران را بررسی کردند. پیش‌بینی میانگین سرعت باد در مقالات ابراهیمی و غفارزاده [۲] با روش شبکه‌های عصبی، مجیری

امروزه استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر از جمله انرژی باد در مقایسه با سایر منابع انرژی در بسیاری از کشورهای جهان رو به افزایش است. با توسعه نگرش‌های زیست محیطی استفاده از انرژی باد به دلیل بی‌نیازی از آب و سوخت، تامین بخشی از تقاضاهای انرژی برق، نداشتن آلودگی‌های زیست محیطی و غیره می‌تواند یک انتخاب مناسب باشد اما یکی از مشکلات مهم در استفاده از آن در تولید برق، ناپایداری این انرژی است. از این رو ادغام انرژی باد با سیستم‌های تولید برق سنتی یک چالش است.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۰۶

دوره ۱۲ / شماره ۳

صفحات ۳۷۳-۳۸۷

\*Corresponding Author: akhondinasrin@gmail.com

فرایند جهانی شدن، ارتباط بین بازارهای مالی کشورهای مختلف از جمله کشورهای اسلامی در حال توسعه صادر کننده نفت (اوپک) بیش از پیش شده و در نتیجه مدل‌سازی واریانس (تلاطم) بازده سهام بین‌المللی مهم است زیرا در مدیریت ریسک، قیمت‌گذاری مشتقات مالی و پوشش ریسک ناشی از آنها، بازارسازی و انتخاب سبدهای مالی اثرگذار است. در این پژوهش یکی از مدل‌های گارچ با مدل تلاطم تصادفی چند متغیره، در مورد سرایت تلاطم بین بازارهای منتخب کشورهای اسلامی اوپک، مقایسه شده است. کیقبادی و همکاران [۱۱] مقایسه کارایی مدل‌های گارچ و آرچ در پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک برای انتخاب سبد سهام بهینه را انجام دادند.

تحقیقات در مورد مدل‌سازی سرعت باد در سایر کشورهای جهان به روش‌های متعددی انجام شده است. از بررسی‌های انجام شده به روش سری زمانی می‌توان به اوینگ و همکاران [۱۲] اشاره کرد. آنها مدل گارچ در میانگین (GARCH-M) را برای نوسانات سرعت باد به کار بردند. اوینگ و همکاران [۱۳] با بررسی میانگین روزانه سرعت باد در ۲۶ ایستگاه هواشناسی در ایالات متحده براساس مدل GARCH-M، نتیجه گرفتند که در این ایستگاه‌ها سرعت باد دارای ناهمسانی واریانس است و میزان و درجه ناهمسانی، به موقعیت و مکان ایستگاه بستگی دارد. پاین و کارول [۱۴] برای مدل‌سازی میانگین و نوسانات سرعت باد در مکان‌های مختلف ایالات متحده از مدل ARMA-GARCH-M استفاده کردند. لی و همکاران [۱۵] برای پیش‌بینی سرعت باد مدل‌های ARMA-GARCH با توزیع خطای نرمال تعمیم یافته را در نظر گرفتند. چن و همکاران [۱۶] مدل‌های GARCH نامتقارن را برای تحلیل ویژگی‌های نوسانات نامتقارن و پیش‌بینی قدرت باد به کار بردند. گوپتا و همکاران [۱۷] با مدل موجک-ARIMA<sup>۳</sup> پیش‌بینی انرژی باد را انجام دادند.

مدل‌های گارچ در تحلیل داده‌های زمانی هم به کار می‌روند. با این مدل‌ها می‌توان روند تغییرات زمانی را پیش‌بینی کرده و از این طریق نتایج را برای تصمیم‌گیری در زمینه‌های مختلف به کار برد از جمله برای تحلیل داده‌های زمانی سرعت باد که با این مدل‌ها می‌توان الگوی تغییرات سرعت باد را شناسایی نمود و در نیروگاه بادی برای تولید برق پیش‌بینی‌های دقیق‌تری انجام داد زیرا توان

و مومنی [۳] با استفاده از مدل‌های ARIMA و هالت وینترز در شهر زابل روی داده‌های از سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۷ و ملاعباسی و گلشنی [۴] در ایستگاه هواشناسی انزلی با مدل ARMA-EGARCH<sup>۱</sup> انجام شده است. محمدپورو همکاران [۵]، برای مدل‌سازی داده‌های سرعت باد در ایستگاه‌های تبریز و ارومیه، توزیع لگ-لوژستیک سه پارامتری را معرفی کردند و با شش مدل آماری دیگر مقایسه نمودند. جان نثاری و همکاران [۶] به پیش‌بینی سرعت باد در حوضه زاینده رود با استفاده از سری زمانی پرداختند و نشان دادند مدل ARIMA در بازه‌های زمانی روزانه و فصلی، مدل برتر است.

علاوه بر انرژی باد، امروزه مباحث انرژی‌های تجدیدپذیر از جایگاه ویژه‌ای برخوردارند و در مقالات گوناگون به اهمیت آنها پرداخته‌اند. در این رابطه می‌توان به کار تهامی پور و همکاران [۷] اشاره نمود. آنها بررسی کردند توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر، در تحقق اهداف توسعه اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی به عبارت دیگر در توسعه پایدار کشور موثر می‌باشند. در این پژوهش نتیجه گرفته‌اند که رابطه سرانه رشد اقتصادی واقعی با مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و نیز رابطه مصرف مواد سوختنی، بازیافتی با مصرف انرژی برق در کوتاه مدت و بلند مدت، منفی است. غفارپور و همکاران [۸] در پژوهشی، افزایش امنیت تأمین انرژی برق در مراکز حساس با استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر به ویژه باد و خورشید را بررسی نمودند. آنها الگوریتمی را معرفی کردند که با ترکیب بهینه منابع انرژی تجدیدپذیر، موجب افزایش قابلیت اطمینان (امنیت تأمین انرژی برق) می‌شود. اخباری و همکاران [۹] در زمینه پایش کیفیت هوا، موضوع مدل‌سازی و پیش‌بینی وضعیت آلاینده‌های هوای شهر تهران با استفاده از الگوهای سری زمانی ARIMA-GARCH با ویژگی حافظه بلندمدت، را بررسی کردند. در این مقاله برخی مطالعات آلاینده‌های هوا مربوط به عوامل محیطی از قبیل دمای هوا، جهت و سرعت وزش باد و میزان رطوبت است.

کاربرد مدل‌های گارچ در سایر زمینه‌های علمی از جمله در بازارهای مالی سهام جهانی برای مدل‌سازی واریانس بازده سهام با هدف مدیریت ریسک و انتخاب بهترین سبد مالی بسیار رایج است. ذاکری و همکاران [۱۰] در پژوهشی نشان دادند که با گسترش

<sup>3</sup> Autoregressive Moving Average

<sup>1</sup> Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>2</sup> Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean

اولیه ارائه شده توسط انگل را گسترش داد و مدل ناهم‌واریانس شرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) را معرفی کرد که در حالت ساده به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

که آن را با (1, 1) GARCH نشان می‌دهند و مدل گارچ متقارن با تغییرپذیری (واریانس) یکسان است. در مدل‌های GARCH نامتقارن تغییرپذیری یکسان نیست سه نوع از آنها عبارت‌اند از: الف) مدل GJR-GARCH<sup>1</sup>: ساده‌ترین مدل‌های GARCH نامتقارن با مدل واریانس شرطی به صورت زیر می‌باشند [۲۰]:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1} d_{t-1}$$

که در آن

$$d_t = \begin{cases} 1 & \text{اگر } \varepsilon_t < 0 \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

در این مدل اگر  $\gamma = 0$  باشد مدل کاملاً متقارن و اگر  $\gamma \neq 0$  مدل نامتقارن است و اثر شوک‌های مثبت و منفی یکسان نیست [۲۱].

ب) مدل EGARCH<sup>2</sup>: در این مدل واریانس شرطی بنا به [۲۲] عبارت است از:

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$$

در این‌جا اگر  $\gamma = 0$  باشد، مدل متقارن و در غیر این صورت، مدل نامتقارن است [۲۱].

ج) مدل NGARCH<sup>3</sup>: در این مدل واریانس شرطی به صورت زیر تعریف می‌شود [۲۳]:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \varepsilon_{t-1} - \gamma \sqrt{\sigma_{t-1}^2} \right)^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

که در آن  $\gamma$  ضریب عدم تقارن است.

الکتربیکی تولیدشده از نیروگاه بادی تحت تأثیر تغییرات سرعت باد قرار می‌گیرد. بررسی مراجع نشان داد که مطالعات بسیار اندکی در مدل‌سازی نوسانات سرعت باد در مناطق بادخیز ایران با استفاده از الگوهای سری زمانی مدل‌های گارچ انجام شده و از جهت اهمیت این انرژی در تولید برق ارزان و مناسب محیط زیست، در این مقاله برای اولین بار به دنبال مدل‌سازی نوسانات سرعت باد در شهر اردبیل با بررسی مدل‌های گارچ هستیم. علاوه بر اهمیت و ضرورت موضوع فوق، به‌عنوان دیگر جنبه نوع‌آوری در این مقاله می‌توان به انتخاب مدل مناسب از بین مدل‌های مختلف گارچ هم اشاره نمود. شهر اردبیل از مناطق بادخیز ایران و تحت تأثیر بادهای محلی و جبهه‌ای است. این شهر به دلیل روند افزایش تغییرات سرعت باد نیز حائز اهمیت است، که در این مطالعه مورد نظر قرار داده‌ایم و از داده‌های ثبت شده میانگین هفتگی سرعت باد در ایستگاه هواشناسی اردبیل در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۵ استفاده می‌نماییم. مدل‌سازی داده‌ها با استفاده از الگوهای سری زمانی، مدل‌های گارچ (شامل مدل گارچ و مدل‌های گارچ نامتقارن) به روش باکس-جنکینز با استفاده از نرم‌افزارهای Eviews و R انجام خواهد شد.

## ۲. مدل‌های GARCH

انگل [۱۸] نشان داد که می‌توان میانگین و واریانس یک سری از داده‌ها را به طور هم‌زمان مدل‌سازی کرد. مدل ARCH یکی از روش‌های مناسب برای مدل‌سازی نوسانات است. در این مدل، خودهمبستگی در نوسانات توسط واریانس شرطی جمله خطا بیان می‌شود که در ساده‌ترین حالت بستگی به مجذور خطای دوره قبل دارد. این مدل به صورت  $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$  است و آن را ARCH(1) گویند. در مدل ARCH، معادله میانگین شرطی را به هر شکلی می‌توان تعریف نمود. معادله میانگین می‌تواند یک مدل ARMA(1,1) به صورت زیر

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + b_1 \varepsilon_{t-1}$$

است.  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$  باشد که در آن اگر در مدل ARCH فرض نامنفی بودن واریانس شرطی برقرار نباشد در این صورت با مشکل مواجه می‌شود برای حل این مشکل، بالرسلیو [۱۹] الگوی

<sup>3</sup> Nonlinear Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

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

<sup>2</sup> Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

### ۳. معرفی داده ها و نتایج تجربی

در این مقاله نوسانات سرعت باد در شهر اردبیل را در نظر گرفته و نشان داده می شود که مدل GARCH برای این نوسانات مناسب است. ایستگاه هواشناسی اردبیل از نوع سینوپتیک اصلی است و در سال ۱۳۷۵ تاسیس شد. فعالیت های مستمر آن ثبت آمار و اطلاعات پارامترهای جوی به صورت ساعتی و گزارش ساعتی آنها به مرکز هواشناسی استان است. در این ایستگاه، از داده های میانگین هفتگی سرعت باد از دی ماه ۱۳۸۰ تا آذرماه ۱۳۹۵ به تعداد ۷۸۳ داده، موجود در تارنمای سازمان هواشناسی استفاده کرده ایم و برای بررسی رفتار سری سرعت باد به کار می بریم. در تجزیه و تحلیل داده ها ابتدا آماره های توصیفی محاسبه و آزمون استقلال برای داده ها و نیز وضعیت مانایی این سری بررسی می شوند. پس از آن یک مدل ARMA برای معادله میانگین سری تعیین و سپس مدل های گارچ معرفی شده در بخش ۲، برای برازش به واریانس سری به کار می روند و براساس ۳ معیار اطلاع AIC, BIC, HQ بهترین مدل انتخاب خواهد شد. HQ<sup>۱</sup> (حنان - کوئین) یک معیار برازش مدل است و معمولا وقتی تعداد مدل های برازش داده شده کم باشد، به کار می رود. مطابق منابع نظری آماری، وقتی تعداد نمونه بزرگ باشد (مانند این تحقیق) معیاری که در انتخاب یک مدل برتر نسبت به سایر مدل ها در نظر می گیرند، BIC است [۲۴].

### ۳-۱. آماره های توصیفی و آزمون استقلال

نتایج آماره های توصیفی و آماره آزمون جارک-برا برای بررسی نرمال بودن داده های مربوط به ایستگاه اردبیل در جدول ۱ ارائه شده است. در جدول ۱ مقدار آماره آزمون جارک-برا برابر ۲۰۹/۳۸ با احتمال ۰/۰۰۰ است پس در سطح ۰/۰۵ فرض نرمال بودن داده ها رد می شود و به وجود اثرات GARCH می توان پی برد. نتیجه آزمون استقلال برای داده های مربوط به ایستگاه اردبیل در جدول ۲ آمده است. مقدار آماره آزمون برابر ۲/۹۳۴۲- با احتمال ۰/۰۰۳۳ است. پس در سطح ۰/۰۵ فرض استقلال داده ها رد می شود و بنابراین داده ها وابسته اند.

### جدول ۱. آماره های توصیفی برای ایستگاه اردبیل

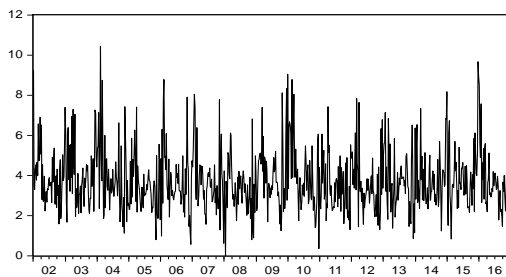
۳/۷۶۶	میانگین
۱/۵۲۲	انحراف معیار
۰/۹۹۶	چولگی
۴/۵۶۳	کشیدگی
۲۰۹/۳۸۱	آماره آزمون جارک-برا
۰/۰۰۰	مقدار احتمال

### جدول ۲. آزمون استقلال برای سری اردبیل

مقدار احتمال	آماره آزمون
۰/۰۰۳۳	-۲/۹۳۴۲

### ۳-۲. بررسی مانایی

در این قسمت برای بررسی مانایی سری، از رسم نمودار سری و آزمون های مانایی استفاده می کنیم که در نمودار ۱ و جدول ۳ آمده است. نمودار ۱ هیچ روند خاصی را نشان نمی دهد. با توجه به این نمودار سری اردبیل مانا است اما برای اطمینان بیشتر آزمون مانایی دیکی- فولر تعمیم یافته انجام می شود. مساله دیگری که نمودار ۱ نشان می دهد، خوشه ای شدن نوسانات در سری است، این مساله نشانگر وجود اثر GARCH است.



شکل ۱. نمودار سری زمانی مربوط به ایستگاه اردبیل

در جدول ۳، طبق خروجی آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته مقدار آماره آزمون برابر با ۱۴/۹۳۴- با مقدار احتمال ۰/۰۰۰ است که از مقادیر بحرانی سایر سطوح معنی داری در این جدول کوچکتر است پس سری اردبیل مانا می باشد.

### جدول ۳. آزمون دیکی- فولر برای سری ایستگاه اردبیل

آماره t	مقدار احتمال	مقادیر بحرانی در سطح معنی داری		
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
-۱۴/۹۳۴	۰/۰۰۰	-۳/۴۳۸	-۲/۸۶۵	-۲/۵۶۸

<sup>1</sup> Hannan-Quinn

### ۳-۳. معادله میانگین

در این قسمت مدل معادله میانگین سری اردبیل ارائه می‌شود. برای انتخاب مدل میانگین سری، از روش باکس-جنکینز، استفاده می‌نماییم. نمودار ۲، مربوط به نمودارهای acf و pacf سری است. بر اساس این نمودارها، ۵ مدل (AR (۱)، AR (۲)، AR (۳)، (۴) AR، (۱, ۱) ARMA به داده‌ها برازش شده‌اند و در جدول ۴ نتایج آمده‌است.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.230	0.230	41.662	0.000
		2	0.189	0.143	69.632	0.000
		3	0.148	0.084	86.944	0.000
		4	0.132	0.066	100.66	0.000
		5	0.084	0.015	106.21	0.000
		6	0.053	-0.003	108.44	0.000
		7	0.057	0.019	111.05	0.000
		8	-0.002	-0.041	111.05	0.000
		9	0.040	0.030	112.34	0.000
		10	-0.015	-0.035	112.52	0.000
		11	-0.031	-0.036	113.30	0.000
		12	-0.029	-0.016	113.97	0.000
		13	-0.067	-0.054	117.56	0.000
		14	-0.095	-0.066	124.77	0.000
		15	-0.057	-0.001	127.34	0.000

نمودار ۲. نمودار acf و pacf سری زمانی مربوط به ایستگاه اردبیل

### جدول ۴. اطلاعات مدل‌ها برای برازش به میانگین سری اردبیل

مدل	ضرایب	مقدار احتمال	BIC	AIC	HQ
AR(1)	$(a_0)$ ۳/۷۶۸	۰/۰۰۰	۳/۶۴۶	۳/۶۲۸	۳/۶۳۵
	$(a_1)$ ۰/۲۳۴	۰/۰۰۰			
AR(2)	$(a_0)$ ۳/۷۷۱	۰/۰۰۰	۳/۶۳۳	۳/۶۰۹	۳/۶۱۹
	$(a_1)$ ۰/۲۰۰	۰/۰۰۰			
	$(a_2)$ ۰/۱۴۵	۰/۰۰۰			
AR(3)	$(a_0)$ ۳/۷۷۳	۰/۰۰۰	۳/۶۳۵	۳/۶۰۵	۳/۶۱۶
	$(a_1)$ ۰/۱۸۷	۰/۰۰۰			
	$(a_2)$ ۰/۱۲۸	۰/۰۰۰			
	$(a_3)$ ۰/۰۸۴	۰/۰۰۳			
AR(4)	$(a_0)$ ۳/۷۷۴	۰/۰۰۰	۳/۶۳۹	۳/۶۰۳	۳/۶۱۷
	$(a_1)$ ۰/۱۸۲	۰/۰۰۰			
	$(a_2)$ ۰/۱۱۹	۰/۰۰۰			
	$(a_3)$ ۰/۰۷۲	۰/۰۱۴			
	$(a_4)$ ۰/۰۷	۰/۰۳۶			
ARMA(1,1)	$(a_0)$ ۳/۷۷۵	۰/۰۰۰	۳/۶۲۳	۳/۵۹۹	۳/۶۰۸
	$(a_1)$ ۰/۷۷۸	۰/۰۰۰			
	$(b_1)$ -۰/۵۸۶	۰/۰۰۰			

طبق نتایج حاصل در جدول ۴، ضرایب این مدل‌ها در سطح ۰/۰۵ در مدل باقی مانده‌اند (مقدار احتمال متناظر با آن ضرایب کوچکتر از ۰/۰۵ است) که برای آنها مناسب بودن مدل را بررسی کرده‌ایم و مشخص شده همه مدل‌ها مناسب‌اند و چون هر ۳ معیار اطلاع BIC, AIC, HQ، برای مدل (۱, ۱) ARMA مقدار کمتری نسبت

به سایر مدل‌ها دارد پس این مدل را برای میانگین سری در نظر گرفته‌ایم. در گام بعدی جهت اطمینان از درستی تشخیص مدل انتخابی (۱, ۱) ARMA، به بررسی باقیمانده‌های حاصل از این مدل با استفاده از آزمون‌های لیانگ-باکس، جارک-برا و ضرایب لاگرانژ می‌پردازیم.

### الف. آزمون لیانگ-باکس

از این آزمون برای بررسی وجود یا عدم وجود خودهمبستگی بین باقیمانده‌های حاصل از مدل، استفاده کرده‌ایم که نتایج آن برای تاخیرهای ۵ و ۹ در جدول ۵ آمده‌است. در این جدول مقدار احتمال معنی‌داری آماره‌های آزمون  $Q(5)$  و  $Q(9)$  بیشتر از ۰/۰۵ است، بنابراین خودهمبستگی بین باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل وجود ندارد.

جدول ۵. نتایج آزمون لیانگ-باکس برای باقیمانده‌های مدل

آماره آزمون	مقدار ضریب	مقدار احتمال
$Q(5)$	۰/۷۰۲	۰/۸۷۳
$Q(9)$	۳/۴۵۲	۰/۸۴۰

### ب. آزمون جارک-برا

این آزمون برای بررسی توزیع باقیمانده‌های مدل، به کار رفته که نتایج آن در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶- آزمون جارک-برا برای بررسی توزیع باقیمانده‌های مدل

ضریب چولگی	ضریب کشیدگی	انحراف معیار	آماره آزمون جارک-برا	مقدار احتمال
۰/۸۹	۴/۴۳	۱/۴۶	۱۷۷/۸۸	۰/۰۰۰

در جدول ۶ مقدار احتمال برای آماره آزمون جارک-برا، برابر ۰/۰۰۰ شده‌است. پس فرض نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها رد می‌شود یعنی اثرات گارچ در مدل وجود دارد.

### ج. آزمون ضرایب لاگرانژ

برای بررسی فرض ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها و یا وجود اثرات GARCH آزمون ضرایب لاگرانژ به کار رفته که نتایج آن در جدول ۷ آمده است. در جدول ۷ مقدار احتمال برای دو آماره F و LM هر دو کمتر از ۰/۰۵ و برابر ۰/۰۰۰ به دست آمده‌اند پس فرض صفر همسانی واریانس باقیمانده‌ها رد می‌شود و وجود اثرات GARCH (ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها) نتیجه می‌شود. به این ترتیب واریانس باقیمانده‌ها از مدل GARCH پیروی می‌کند از این جهت انوعی از مدل‌های GARCH را بررسی نموده‌ایم.

به این ترتیب مدل مناسب در ایستگاه اردبیل مدل GARCH متقارن است یعنی نوسانات سرعت باد متقارن می‌باشد.

جدول ۸. نتیجه برازش مدل‌های GARCH به واریانس سری اردبیل

معادله میانگین	GJR (I,1)	NGARCH (I,1)	EGARCH (I,1)	GARCH (I,1)	معادله
$a_0$	۲/۶۳۷۴ (۰/۰۰۰۰)	۲/۶۶۵۴ (۰/۰۰۰۰)	۳/۶۵۲۲ (۰/۰۰۰۰)	۳/۶۶۷۹ (۰/۰۰۰۰)	
$a_1$	۰/۶۵۳۲ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۵۱۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۴۲۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۵۶۳ (۰/۰۰۰۰)	
$b_1$	-۰/۴۴۰۹ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۴۴۳۷ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۴۴۰۵ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۴۴۷۸ (۰/۰۰۰۰)	
معادله واریانس					
عرض از مبدا	۰/۱۶۹۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۸۴۰ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۸۹۰ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۹۳۸ (۰/۰۰۰۰)	
$\alpha_1$	۰/۲۰۸۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۴۸۳ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۰۲۵ (۰/۹۴۴۸)	۰/۲۴۷۴ (۰/۰۰۰۰)	
$\beta$	۰/۶۹۶۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۹۱۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۸۷۵۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۸۳۷ (۰/۰۰۰۰)	
$\gamma$	۰/۰۹۵۰ (۰/۲۱۰۸)	۱/۷۸۱۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۲۸۸ (۰/۰۰۰۰)	-	
BIC	۳/۵۲۷۹	۳/۵۲۹۵	۳/۵۲۲۲	۳/۵۲۱۴	
AIC	۳/۵۱۱۷	۳/۵۱۳۵	۳/۵۱۳۵	۳/۵۰۱۰	
HQ	۳/۵۱۳۱	۳/۵۱۲۹	۳/۵۱۲۷	۳/۵۰۱۳	
Q(۵)	۱/۱۱۰۸ (۱)	۱/۲۰۳۸ (۰/۹۹۹۹)	۱/۶۷۵۸ (۰/۹۹۲۸)	۱/۰۹۰۵ (۱)	
Q(۹)	۱/۸۰۰۶ (۰/۹۹۱۴)	۱/۸۸۱۵ (۰/۹۸۹۰)	۲/۵۵۲۳ (۰/۹۴۶۶)	۱/۷۲۴۸ (۰/۹۹۳۳)	
LM	۰/۲۶۰۹ (۰/۶۰۹۵)	۰/۲۴۶۳ (۰/۶۱۹۷)	۰/۶۱۲۵ (۰/۴۳۳۸)	۰/۲۰۵۱ (۰/۶۵۰۶)	

#### ۴. نتیجه‌گیری

در این مقاله برای مدل‌سازی نوسانات سرعت باد در شهر اردبیل انواعی از مدل‌های گارچ شامل گارچ متقارن و نامتقارن را بررسی نموده‌ایم. براساس داده‌های میانگین هفتگی سرعت باد (۷۸۳ داده) از دی‌ماه ۱۳۸۰ تا آذرماه ۱۳۹۵ در این ایستگاه هواشناسی مدل‌سازی سری مورد نظر انجام شده است. ابتدا معادله میانگین سری را به دست آورده‌ایم که طبق نتایج جدول ۴ با توجه به ۳ معیار اطلاع BIC, AIC, HQ، معادله میانگین سری مدل (۱, ۱) ARMA است. پس از این نتیجه به بررسی باقیمانده‌های حاصل از این مدل با استفاده از آزمون‌های لیانگ-باکس، جاک-برا و ضرایب لاگرانژ پرداخته‌ایم که هر کدام برای هدف خاصی به کار رفته‌اند. آزمون ضرایب لاگرانژ، مربوط به بررسی همسان بودن واریانس باقیمانده‌ها در مدل ARMA (۱, ۱) است که طبق نتیجه این آزمون فرض همسان بودن واریانس باقیمانده‌ها برای مدل

جدول ۷. نتیجه آزمون ضرایب لاگرانژ برای باقیمانده‌های مدل

آماره F	مقدار احتمال	آماره LM	مقدار احتمال
۱۶/۰۷۷	۰/۰۰۰	۱۵/۷۹۳	۰/۰۰۰

#### ۳-۴. معادله واریانس

در این بخش نتایج مدل واریانس سری اردبیل ارائه شده‌اند. برای این منظور مدل‌های GARCH, EGARCH, NGARCH, GJR-GARCH را به واریانس سری برازش داده‌ایم و از بین آنها بهترین مدل براساس ۳ معیار اطلاع BIC, AIC, HQ انتخاب می‌شود. در ضمن در تمام این مدل‌های GARCH، معادله میانگین، مدل ARMA (۱, ۱) است که بنا به نتایج جدول ۴ به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = ۳/۷۷۵ + ۰/۷۷۸y_{t-1} + \varepsilon_t + ۰/۵۸۶ \varepsilon_{t-1}$$

نتایج حاصل از بررسی مدل‌های GARCH مورد نظر در جدول ۸ ارائه شده‌اند که از دو قسمت معادله میانگین و معادله واریانس برای هر مدل تشکیل می‌شوند و برای هر مدل در دو بخش معادله میانگین و واریانس، شامل ضرایب مربوطه و مقادیر احتمال (اعداد داخل پرانتز) متناظر با آن ضرایب است. در مدل GARCH کلیه ضرایب در معادله میانگین و معادله واریانس در سطح ۰/۰۵ در مدل باقی مانده‌اند (مقدار احتمال متناظر با آن ضرایب کوچکتر از ۰/۰۵ است) در مدل EGARCH هم در معادله میانگین، هیچ‌کدام از ضرایب مدل در سطح ۰/۰۵ حذف نشده‌اند اما برای معادله واریانس، ضریب  $\alpha_1$  از این مدل حذف می‌شود و این مدل مناسب نیست. در مدل NGARCH در معادله میانگین و معادله واریانس، تمامی ضرایب در سطح ۰/۰۵ در مدل باقی مانده‌اند، بنابراین مدل مناسبی است. برای مدل GJR، فقط ضریب  $\gamma$  در سطح ۰/۰۵ از مدل حذف می‌شود. پس این مدل متقارن است. در همه مدل‌های جدول ۸، مقدار احتمال در آزمون لیانگ-باکس در تاخیرهای ۵ و ۹، بزرگتر از ۰/۰۵ شده‌است که نتیجه می‌شود بین باقیمانده‌های این مدل‌ها خودهمبستگی وجود ندارد.

در آزمون LM نیز، مقدار احتمال در تمام مدل‌ها بزرگتر از ۰/۰۵ شده پس در باقیمانده‌های مدل‌های گارچ برازش داده شده، ناهمسانی واریانس وجود ندارد. براساس ۳ معیار اطلاع BIC, AIC, HQ، مدل (۱, ۱) GARCH بهتر از مدل‌های دیگر است زیرا کمترین مقدار این معیارها را نسبت به بقیه مدل‌ها دارد. پس بنا به نتایج جدول ۸ معادله واریانس به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = ۰/۱۹۳۸ + ۰/۲۴۷۴ \varepsilon_{t-1}^2 + ۰/۶۸۳۷ \sigma_{t-1}^2$$

model for the wind speed of Tabriz and Urmia stations, *Journal of Statistical Sciences*, Vol. 15 (1), 219-232. [In Persian]

[6] Jan Nisari, F. and Islamian, S. (2022). Variable forecasting of wind speed in Zayandeh Rood basin using time series, *New Research in Sustainable Water Engineering*, Vol. 1 (1), 27-43. [In Persian]

[7] Tahamipour, M., Abedi, S., Karimi Baba Ahmadi, R. and Ebrahimizadeh, M. (2015). Investigating the effect of renewable energies on real economic growth per capita in Iran, *Iranian Energy Economy Research Journal*, 5th year, (91), 53-77. [In Persian]

[8] Ghafarpour, R. and Jam, A. R. (2015). The use of renewable energy sources in order to provide safe energy in sensitive centers, *Iranian Energy Journal*, Vol. 19 (3), 167-180. [In Persian]

[9] Akhbari, R. and Amadeh, H. (2017). Modeling and forecasting the state of air pollutants in the city of Tehran, using the self-regression model with long-term memory feature, *Journal of Environmental Sciences and Technology*, Vol. 20 (1), 41-57. [In Persian]

[10] Zakari, Z., Shakri, A. and Mohammadi, T. (2019). Choosing the right model in investigating the contagion of turbulence between financial markets among selected Islamic oil exporting countries, *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 7th year, (3), 1-24. [In Persian]

[11] Kiqbadi, A. R. and Ahmadi, M. (2015). Comparing the effectiveness of GARCH and ARCH methods in predicting the value at risk for choosing the optimal portfolio, *Journal of Financial Accounting and Auditing Research*, 8th year, (63), 63-85. [In Persian]

[12] Ewing, B. T., Kruse, J. B. and Schroeder, J. L. (2006). Time series analysis of wind speed with time varying turbulence. *Environ metrics*, Vol. 17 (2), 119-127.

[13] Ewing, B. T., Kruse, J. B. and Thompson, M. A. (2008). Analysis of time-varying turbulence in geographically-dispersed wind energy markets. *Energy Sources*, Part B, Vol. 3 (4), 340-347.

[14] Payne, J. E. and Carroll, B. (2009). Modeling wind speed and time-varying turbulence in geographically dispersed wind energy markets in China. *Energy Sources*. Part A, Vol. 31 (19), 1759-1769.

[15] Li, H., Li, R. and Zhao, (2011). Wind speed forecasting based on autoregressive moving average-exponential generalized autoregressive conditional

میانگین سری اردبیل رد شده است، پس مدل‌های گارچ را به واریانس باقیمانده‌ها برازش داده‌ایم. نتایج حاصل از بررسی مدل‌های GARCH مورد نظر در جدول ۸ ارائه شده‌اند که از دو قسمت معادله میانگین و معادله واریانس برای هر مدل تشکیل می‌شوند. سپس برای باقیمانده‌های مدل‌های گارچ در جدول ۸ آزمون LM انجام شده‌است و این نتیجه بدست آمد که طبق این آزمون واریانس باقیمانده‌ها همسان است به این ترتیب نیازی به برازش مدل‌هایی به باقی مانده‌ها نیست. با توجه به این نتایج در این شهر تغییرات سرعت باد متقارن است و به دلیل روند افزایش تغییرات سرعت باد حائز اهمیت است. این نتیجه برای استفاده از انرژی باد در فرآیندهای طبیعی و صنعتی در این منطقه سودمند است و موجب تقویت ساختار اجتماعی و اقتصادی می‌شود زیرا به‌عنوان یک انرژی پاک تجدیدپذیر، دهه‌های آینده برای کنترل انتشار کربن، کنترل آلودگی‌های محیط زیست و غیره استفاده از این منابع انرژی به جای منابع فسیلی به‌ویژه در تولید برق ارزان و پاک ضروری است. در استان اردبیل نزدیک به یک دهه است که استفاده از نیروگاه بادی برای تولید برق رو به افزایش است. در این نوع نیروگاه توجه به سرعت باد بسیار مهم است زیرا توان الکتریکی تولیدشده از آن تحت تأثیر تغییرات سرعت باد قرار می‌گیرد. به این ترتیب مدل‌سازی آماری این موضوع برای پیش‌بینی سرعت باد کاربرد دارد.

## ۵- مراجع

[1] Rezaei, B., Javan, M. and Zainali, K. (2013). Investigating the trend of wind speed changes in northwest Iran, *Journal of Natural Geography*, (13), 27-36. [In Persian]

[2] Ebrahimi, S. and Ghafarzadeh, N. (2016). Short-term forecasting of wind speed using three types of combinations of neural networks based on division and combination, *Journal of Renewable and New Energies*, (1), 44-51. [In Persian]

[3] Mujiri, A. and Momeni, R. (2018). Modeling and forecasting wind speed in Zabul using statistical data (from 2008 to 2017), Dust conference in Southwest Asia. [In Persian]

[4] Malaabasi, B. and Golshani, L. (2019). Evaluation of Time Series Patterns for Wind Speed Volatilities in Anzali Meteorological Station, *Iranian Journal of Official Statistics Studies*, Vol. 31 (2), 461-476. [In Persian]

[5] Mohammadpour, M., Biorani, H. and Arabi Balaghi, R. (2021). Choosing the right statistical

نشریه مهندسی و مدیریت کیفیت

- [21] Souri, A. (2016). *Econometrics with Stata & Eviews Application*. Tehran: Culture Press. [in Persian]
- [22] Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach Econometric. *Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- [23] Engle, R. F. and Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The journal of finance*, Vol. 48 (5), 1749-1778.
- [24] Chakrabarti, A. and Ghosh, J.K. (2011). AIC, BIC and Recent Advances in Model Selection. *In Handbook of the Philosophy of Science*, Vol. 7, 583-605.
- heteroscedasticity-generalized error distribution (ARMA-EGARCH-GED) model. *International Journal of the Physical Sciences* Vol. 6 (30), 6867 – 6871.
- [16] Chen, H., Zhang, J., Tao, Y. and Tan, F. (2019). Asymmetric GARCH type models for asymmetric volatility characteristics analysis and wind power forecasting. *Protection and Control of Modern Power Systems*, 4-29
- [17] Gupta, A., Kumar, A. and Boopathi, K. (2021). Day-ahead and intra-day wind power forecasting based on feedback error correction, *IET Renewable Power Generation*, Vol. 15 (1), 2840-2848.
- [18] Engle, R. F. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model. *Econometrica*, Vol. 55 (2), 391-407.
- [19] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of econometrics*, Vol. 31 (3), 307-327.
- [20] Glosten, L. R., Jagannathan, R., and Runkle, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, Vol. 48 (5), 1779-1801.



# Improving The Quality of Statistical Modeling of Wind Speed Volatilities Using GARCH and Asymmetric GARCH Models (Ardebil Meteorological Station)

**Nasrin Akhoundi<sup>1</sup>**

Assistant Professor, Department of Mathematics, Technical and Engineering Faculty, South Tehran Branch, Islamic Azad University and member of the Modeling and Optimization Research Center in Engineering Sciences, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

**Bitia Mollaabbasi**

Master of Statistics, Mathematics and Statistics Department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

**Leila Golshani**

Assistant Professor, Mathematics and Statistics Department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

**Abstract:** Iran is a windy country due to its proximity to the sea and having various plateaus. The global statistics of the last 30 years indicate an increase in the world's energy needs. Therefore, the optimal use of renewable energy sources, including wind energy for electricity generation, especially based on environmental attitudes, is increasing in many countries of the world. But due to the instability of wind energy, its use faces a challenge, which can be effectively reduced by modeling wind speed volatilities. In this article, the weekly recorded data of wind speed in Ardebil meteorological station during 1380-1395 are modeled using time series GARCH models (including GARCH model and asymmetric GARCH models). According to the information criteria of BIC, AIC, HQ, the best model for wind speed volatilities in this station is the GARCH model. In this article, Box-Jenkins modeling method with EVIEWS and R software is used for data analysis.

**Keywords:** GARCH, Asymmetric GARCH, Autoregressive Moving Average, Wind Speed.

## 1. Aim and Introduction

Today, the use of renewable energy, including wind energy, is increasing compared to other energy sources in many countries of the world. With the development of environmental attitudes, the use of wind energy can be a suitable choice due to the lack of water and fuel, the provision of part of the electrical energy demands, the absence of environmental pollution, etc. But one of the important problems in using it in electricity production is the instability of this energy. Therefore, the integration of wind energy with traditional power generation systems is a challenge. In windy areas, the presence of accurate information on wind speed volatilities and its modeling can effectively reduce this problem. GARCH models are also used in the analysis of temporal data. With these models, the trend of temporal changes can be predicted and in this way the results can be used to make decisions in various fields. For example, to analyze the time data of wind speed, with these models it is possible to identify the

---

<sup>1</sup> Corresponding Author: akhondinasrin@gmail.com

pattern of changes in wind speed and make more accurate predictions in the wind power plant for electricity generation. In this article, for the first time, we seek to model wind speed volatilities in Ardabil city by examining GARCH models. Ardabil city is one of the windy regions of Iran and is affected by local and frontal winds. This city is also important because of the trend of increasing changes in wind speed, which we have considered in this study and we use the recorded data of the average weekly wind speed in Ardabil meteorological station in 2000-2015. Data modeling will be done using time series patterns, GARCH models (including GARCH model and asymmetric GARCH models) using Box-Jenkins method using Eviews and R software.

## 2. Methodology

### 2.1 GARCH models

Engel [2] showed that the mean and variance of a series of data can be modeled simultaneously. ARCH model is one of the suitable methods for modeling volatilities. In this model, autocorrelation in volatilities is expressed by the conditional variance of the error term. This model is  $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$  and it is called ARCH(1). In the ARCH model, the conditional mean equation can be defined in any way.

The average equation can be an ARMA(1,1) model as  $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + b_1 \varepsilon_{t-1}$  where  $\varepsilon_t$  is  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ .

Balorslio [1] expanded the initial model presented by Engel and introduced the GARCH model, which in the simplest form is  $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$  which is represented by GARCH(1,1) and the symmetric GARCH model is the same as the variability (variance). In asymmetric GARCH models, the variability is not the same. There are three types of them:

A) GJR-GARCH: the simplest asymmetric GARCH models with conditional variance model are as follows [4,6]:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$$

where

$$d_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_t < 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

B) GARCH: in this model, the conditional variance according to [5] is

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$$

C) NGARCH: in this model, the conditional variance is defined as follows [3]:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \varepsilon_{t-1} - \gamma \sqrt{\sigma_{t-1}^2} \right)^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

where  $\gamma$  is the asymmetry coefficient.

## 3. Findings

In this article, wind speed volatilities in Ardabil city are considered and it is shown that the GARCH model is suitable for these volatilities. Ardabil meteorological station is of main synoptic type and was established in 1375. In this station, we have used the

weekly average wind speed data from January 1380 to December 1395 in the amount of 783 data available on the website of the Meteorological Organization and we use it to investigate the behavior of the wind speed series. In the analysis of the data, the condition of this series is checked first. After that, an ARMA model is determined for the average equation of the series, and then the GARCH models introduced in section 2 are used to fit the variance of the series, and the best model will be selected based on 3 information criteria, BIC, AIC, and HQ.<sup>1</sup>

### 3.1 Examination of Stationary

In this part, we use the series diagram and the stationary time series test. According to diagram 1, no special trend can be observed, so Ardabil meteorological station time series is stationary. But for more certainty, the generalized Dickey-Fuller test of significance is performed. Another problem that diagram 1 shows is the clustering of volatilities in the series, this problem indicates the existence of the GARCH effect. For the generalized Dickey-Fuller test, the value of the test statistic is equal to 14.934 with a P-value of 0.000, which is smaller than the value of 5%, so Ardabil meteorological station time series is stationary.

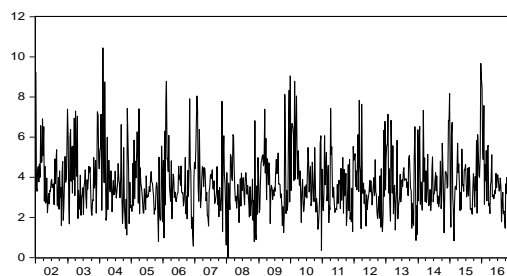


Figure 1. Ardabil meteorological station time series

### 3.2 Average equation

In this part, the average equation model of Ardabil meteorological station time series is presented. We use the Box-Jenkins method to select the series average model. Figure 2 is related to the acf and pacf charts of the series. Based on this diagram, 5 models AR(1), AR(2), AR(3), AR(4) and ARMA(1,1) were fitted to the data and the results are shown in Table 1.

According to the results in Table 1, the coefficients of these models remained at the level of 0.05 in the model (the P-value corresponding to the coefficients of the numbers in parentheses is smaller than 0.05) for which we have checked the appropriateness of the model and it has been determined all the models are suitable and because all 3 information criteria BIC, AIC, HQ, for the ARMA (1,1) model has a lower value than other models, so we have considered this model for the average of the series. In the next step, to ensure the correctness of the diagnosis of the selected ARMA (1,1) model, we will examine the residuals of this model using Liang-Box, Jarque-Ber and Lagrange coefficients tests.

<sup>1</sup> Hannan-Quinn

Table 1. Models fitted to the average of Ardabil meteorological station time series

Mean equation	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	ARMA(1,1)
$a_0$	3.768 (0.000)	3.771 (0.000)	3.773 (0.000)	3.774 (0.000)	3.775 (0.000)
$a_1$	0.234 (0.000)	0.200 (0.000)	0.187 (0.000)	0.182 (0.000)	0.778 (0.000)
$a_2$	-	0.145 (0.000)	0.128 (0.000)	0.119 (0.000)	-
$a_3$	-	-	0.084 (0.003)	0.072 (0.014)	-
$a_4$	-	-	-	0.07 (0.036)	-
$b_1$	-	-	-	-	-0.586 (0.000)
BIC	3.646	3.633	3.635	3.639	3.623
AIC	3.628	3.609	3.605	3.603	3.599
HQ	3.635	3.619	3.616	3.617	3.608

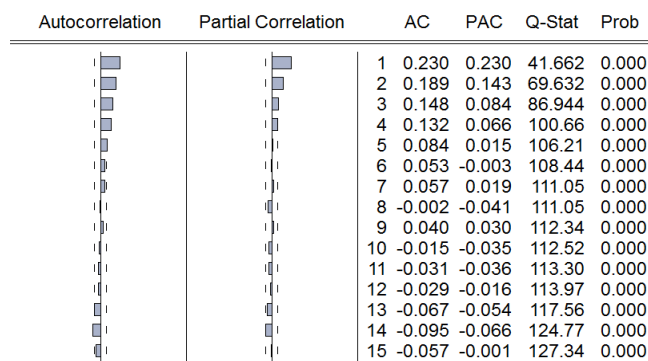


Figure 2. acf and pacf charts related to Ardabil meteorological station time series

**a. Liang-Box test:** We have used this test to check the presence or absence of autocorrelation between the residuals of the model, and the significant probability value of the test statistics (5Q) and (9Q) for delays 5 and 9, respectively, is 0.873 and 0.840 were obtained, which is more than 0.05, so there is no autocorrelation between the residuals obtained from the estimation of the model

**b. Jarque-Bera test:** This test is used to check the distribution of model residuals. The P-value for Jarque-Bera test statistic is equal to 0.000. Therefore, the assumption of normal distribution of the residuals is rejected, which means there are Garch effects in the model

**J. Lagrange coefficients test:** Lagrange coefficients test is used to check the assumption of heterogeneity of variance of the residuals or the existence of GARCH effects. The P-value for two statistics, F and LM, are both less than 0.05 and equal to 0.000, so the null hypothesis of homogeneity of variance of residuals is rejected and the existence of GARCH effects (heterogeneity of variance of residuals) is concluded. Therefore, the variance of the residuals follows the GARCH model, so we have examined various types of GARCH models.

### 3.3 Variance equation

In this section, the results of the Ardabil meteorological station time series variance model are presented.

For this purpose, we have fitted GARCH, EGARCH, NGARCH, and GJR-GARCH models to the variance of the series, and among them, the best model is selected based on 3 information criteria, BIC, AIC, and HQ. Meanwhile, in all these GARCH models, the average equation is the ARMA (1,1) model, which according to the results of Table 1 is as follows:

$$y_t = 3.775 + 0.778y_{t-1} + \varepsilon_t + 0.586\varepsilon_{t-1}$$

The results of GARCH models are presented in Table 2, which consists of two parts: mean equation and variance equation for each model, and in the two parts of the mean and variance equation, including the relevant coefficients and P-value (the numbers in parentheses) correspond to those coefficients. In the GARCH model, all coefficients in the mean equation and the variance equation remain at the level of 0.05 in the model (the P-value corresponding to those coefficients is smaller than 0.05). In the EGARCH model, none of the coefficients of the model are removed at the 0.05 level in the average equation, but for the variance equation,  $\alpha_1$  coefficient is removed from this model. and this model is not suitable. In the NGARCH model, in the mean equation and the variance equation, all the coefficients remain at the 0.05 level in the model, so it is a suitable model. For the GJR model, only the  $\gamma$  coefficient at the 0.05 level is removed from the model so this model is symmetric. In all the models in Table 2, the P-value in the Liang-Box test at lags 5 and 9 is greater than 0.05, which means that there is no autocorrelation between the rest of these models. In the LM test, the probability value in all models is greater than 0.05, so there is no heterogeneity of variance in the rest of the fitted GARCH models. Based on the 3 criteria of information BIC, AIC, HQ model GARCH (1,1) is better than other models because it has the lowest value of these criteria compared to other models.

**Table 2.** The result of fitting GARCH models to the variance of Ardabil meteorological station time series

Mean equation	GJR(1,1)	NGARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	GARCH(1,1)
$a_0$	2.6374 (0.000)	3.6654 (0.000)	3.6522 (0.000)	3.6679 (0.000)
$a_1$	0.6532 (0.000)	0.6516 (0.000)	0.6424 (0.000)	0.6563 (0.000)
$b_1$	-0.4409 (0.000)	-0.4437 (0.000)	-0.4405 (0.000)	-0.4478 (0.000)
<b>Variance equation</b>				
$\alpha_0$	0.1696 (0.000)	0.1840 (0.000)	0.0890 - (0.000)	0.1938 (0.000)
$\alpha_1$	0.2083 (0.000)	0.2483 (0.000)	0.0025 - (0.9448)	0.2474 (0.000)
$\beta$	0.6964 (0.000)	0.6916 (0.000)	0.8756 (0.000)	0.6837 (0.000)
$\gamma$	0.0950 (0.2108)	1.7813 (0.000)	0.4288 (0.000)	-
BIC	3.5279	3.5295	3.5222	3.5214
AIC	3.5117	3.5135	3.5135	3.5010
HQ	3.5131	3.5139	3.5127	3.5013
Q(5)	1.1108 (1)	1.2038 (0.9999)	1.6758 (0.9928)	1.0905 (1)
Q(9)	1.8006 (0.9914)	1.8815 (0.9890)	2.5523 (0.9466)	1.7248 (0.9933)
LM	0.2609 (0.6095)	0.2463 (0.6197)	0.6125 (0.4338)	0.2051 (0.6506)

According to the results of Table 2, the variance equation is as follows:

$$\sigma_t^2 = 0.1938 + 0.2474\varepsilon_{t-1}^2 + 0.6837\sigma_{t-1}^2$$

Therefore, the appropriate model in Ardabil station is the symmetric GARCH model, that is, the wind speed volatilities are symmetric.

#### **4. Discussion and Conclusion**

In this article, in order to model wind speed volatilities in Ardabil city, we have examined various types of GARCH models, including symmetric and asymmetric GARCH. Based on the weekly average wind speed data (783 data) from January 1380 to December 1395 in this meteorological station, modeling of the desired series has been done. According to the information criteria of BIC, AIC, HQ, the equation of time series average is the ARMA (1,1) model. After this result, the residuals of this model are examined using Liang-Box, Jarek-Ber and Lagrange coefficients tests. The test of Lagrange coefficients is related to checking the equality of variance of the residuals in the ARMA (1,1) model, and according to the result of this test, the assumption of the equality of the variance of the residuals for the average model of the Ardabil series is rejected. So we have fitted the GARCH models to the variance of the residuals. The results of the GARCH models are presented in Table 2, which consists of two parts (mean equation and the variance equation) for each model. Then, the LM test was performed for the residuals of the GARCH models in Table 2, and the result was obtained that according to this test, the variance of the residuals is equal therefore there is no need to fit models to the residuals. According to these results, wind speed changes in this city are symmetrical and it is important due to the increasing trend of wind speed changes. This result is beneficial for the use of wind energy in natural and industrial processes in this region and strengthens the social and economic structure because, as a clean renewable energy, the use of these resources will be used in the coming decades to control carbon emissions, control environmental pollution, etc. it is necessary to use these energy sources instead of fossil sources, especially in the production of cheap and clean electricity. In Ardabil province, the use of wind power plants to produce electricity has been increasing for nearly a decade. In this type of power plant, it is very important to pay attention to the wind speed because the electric power produced from it is affected by the changes in the wind speed. In this way, statistical modeling of this topic is used to predict wind speed.

#### **5. Reference**

- [1] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of econometrics*, Vol. 31 (3), 307-327.
- [2] Engle, R. F. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model. *Econometrica*, Vol. 55 (2), 391-407.
- [3] Engle, R. F. and Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The journal of finance*, Vol. 48 (5), 1749-1778.
- [4] Glosten, L. R, Jagannathan, R, and Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, Vol. 48 (5), 1779-1801.
- [5] Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach Econometric. *Journal of the Econometric Society*, 347-370.

[6] Souri, A. (2016). Econometrics with Stata & Eviews Application. Tehran: Culture Press. [in Persian]