

ارزیابی الگوهای سری زمانی برای نوسانات سرعت باد در ایستگاه هواشناسی انزلی

بیتا ملاعباسی و لیلا گلشنی*

دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی

چکیده. یکی از مشکلات مهم در استفاده از انرژی باد این است که برق تولیدشده توسط باد نسبت به برق تولیدشده توسط سایر منابع ناپایدار است، و در نتیجه ادغام استفاده از انرژی باد با سیستم‌های تولید برق سنتی می‌تواند یک چالش باشد. این مشکل را می‌توان با داشتن اطلاعات دقیق از میانگین و نوسانات سرعت باد به طور موثری کاهش داد. بنابراین در این مقاله میانگین و نوسانات سرعت باد را با استفاده از الگوهای سری زمانی مدل‌سازی می‌کنیم. برای این منظور انواعی از مدل‌های گارچ (GARCH) را مورد بررسی قرار می‌دهیم. داده‌های مورد بررسی میانگین هفتگی سرعت باد از ابتدای سال ۲۰۰۲ تا پایان سال ۲۰۱۶ در ایستگاه هواشناسی بندر انزلی است که شامل ۷۸۳ مشاهده می‌باشد. برای مدل‌سازی ابتدا به داده‌های این ایستگاه، یک مدل اتورگرسیو میانگین متحرک (ARMA) برای میانگین سرعت باد برازش داده، سپس برای باقی‌مانده‌های حاصل از برازش مدل، انواع مدل‌های GARCH شامل مدل‌های گارچ، گارچ در میانگین و مدل‌های نامتقارن گارچ را به کار می‌بریم. در نهایت با استفاده از معیار اطلاع بیزی در بین تمامی مدل‌های برازش‌شده، بهترین مدل را برای مدل‌بندی نوسانات سرعت باد در این ایستگاه انتخاب می‌کنیم و به این نتیجه می‌رسیم که مدل نامتقارن ARMA-EGARCH برای مدل‌سازی سرعت باد مناسب است.

واژه‌گان کلیدی: سرعت باد، اتورگرسیو میانگین متحرک، گارچ، معیار اطلاع بیزی.

* نویسنده‌ی عهده‌دار مکاتبات
دریافت: ۱۴۰۰/۷/۱۴، پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۱.

۱- مقدمه

کشور ایران از لحاظ منابع مختلف انرژی یکی از غنی‌ترین کشورهای جهان محسوب می‌گردد چرا که از یک سو دارای منابع گسترده سوخت‌هایی نظیر نفت و گاز است و از سوی دیگر دارای پتانسیل فراوان انرژی‌های تجدیدپذیر از جمله باد می‌باشد. با توسعه نگرش‌های زیست محیطی و راهبردهای صرفه‌جویانه در بهره‌برداری از منابع انرژی‌های تجدیدناپذیر، استفاده از انرژی باد در مقایسه با سایر منابع انرژی مطرح در بسیاری از کشورهای جهان رو به فزونی گذاشته است. استفاده از تکنولوژی توربین‌های بادی به علت قیمت پایین توربین‌های برق بادی در مقایسه با دیگر صور انرژی‌های نو، عدم نیاز به سوخت، تأمین بخشی از تقاضاهای انرژی برق، تنوع بخشیدن به منابع انرژی برق، تنوع بخشیدن به منابع انرژی و ایجاد سیستم پایدار انرژی، قدرت مانور زیاد در بهره‌برداری (از چند وات تا چندین مگاوات)، عدم نیاز به آب، عدم نیاز به مکان وسیع برای نصب، نداشتن آلودگی زیست محیطی نسبت به سوخت‌های فسیلی و کمک در جهت ایجاد اشتغال در کشور، می‌تواند یک انتخاب مناسب در مقایسه با سایر منابع انرژی باشد.

یکی از مشکلات مهم در استفاده از انرژی باد این است که برق تولیدشده توسط باد نسبت به برق تولیدشده توسط سایر منابع انرژی، ناپایدار است و در نتیجه ادغام استفاده از انرژی باد با سیستم‌های تولید برق سنتی می‌تواند یک چالش باشد. داشتن اطلاعات دقیق از میانگین و نوسان سرعت باد و به دنبال آن مدل‌سازی میانگین سرعت باد و نوسان آن، در صنعت برق با استفاده از انرژی بادی می‌تواند این مشکل را به‌طور موثری کاهش داده و مفید باشد. تحقیقات در مورد مدل‌سازی میانگین سرعت باد به روش‌های متعددی انجام شده است. در این راستا مدل‌بندی میانگین سرعت باد به وسیله مدل‌های میانگین متحرک جمع بسته (ARIMA) Autoregressive Integrated Moving Average) توسط حسین و دیگران [۱۱] صورت گرفته است. اوینگ و دیگران [۸] از مدل گارچ در میانگین (GARCH-M) (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean) برای مدل‌سازی نوسانات سری استفاده کردند. آن‌ها با تحلیل داده‌های سرعت باد در یک مکان اما در چهار ارتفاع مختلف، دریافتند که صرف نظر از اندازه ارتفاعی که داده‌ها ثبت شده‌اند، سرعت باد دارای ناهمسانی واریانس است. اوینگ و دیگران [۹] با بررسی میانگین روزانه سرعت باد در

۲۶ ایستگاه هواشناسی در ایالات متحده، با یک مدل GARCH-M، نتیجه گرفتند که در تمامی ایستگاه‌های مورد بررسی، سرعت باد دارای ناهمسانی واریانس است، اما میزان و درجه این ناهمسانی، از نظر آماری، به موقعیت و مکان ایستگاه مورد بررسی بستگی دارد. پایین و کارول [۱۴] در ادامه کار اوینگ و دیگران، میانگین و نوسانات سرعت باد واقع شده در مکان‌های مختلف ایالات را به‌طور همزمان مدل‌سازی کردند. آن‌ها از مدل ARMA-GARCH-M برای تشریح میانگین روزانه سرعت باد از ۱۴ ژانویه ۲۰۰۳ تا ۱۰ سپتامبر ۲۰۰۶ در ۹ بازار انرژی باد در چین استفاده کردند و مشاهده کردند که بدون در نظر گرفتن موقعیت، سرعت باد نوسانات متغیر در زمان را نشان می‌دهد.

تحقیقات در مورد سرعت باد در ایران توسط محققان به روش‌های مختلفی صورت گرفته است. استفاده از شبکه‌های عصبی برای پیش‌بینی میانگین سرعت باد را می‌توان در مقالاتی مانند [۱] یافت. رحیم‌زاده و دیگران [۳] در بررسی روند تغییرات سالانه سرعت باد در ارتفاع ۱۰ متری در پنج ایستگاه سینوپتیک ایران در دوره (۲۰۰۵ - ۱۹۵۱) وجود تغییر در این سری‌ها را تأیید کردند. همچنین نشان دادند که میانگین سرعت باد در ایستگاه‌های تهران و اصفهان کاهش یافته، در ایستگاه ارومیه افزایش یافته و در ایستگاه انزلی بدون تغییر بوده است. خردادادی و دیگران [۲] روند تغییرات سالانه سرعت باد را در سه ایستگاه شیراز، تبریز، مشهد بررسی کردند و بیان داشتند که در شیراز روند سرعت باد کاهش یافته و در مشهد و تبریز روند خاصی نداشته است.

در این مقاله میانگین و نوسانات سرعت باد مدل‌سازی می‌شود و نشان داده می‌شود که مدل‌های ARMA-GARCH برای مدل‌سازی میانگین و نوسانات سرعت باد در ایران نیز قابل اجرا است. برای این منظور شهر بندر انزلی از استان گیلان به‌علت قابلیت این استان برای اجرای پروژه‌های برق بادی در نظر گرفته می‌شود. داده‌های مورد بررسی به‌صورت هفتگی از ژانویه ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۱۶ است که از سایت سازمان هواشناسی اخذ شده است. در این تحقیق مدل‌سازی به روش باکس جنکینز می‌باشد و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای ایویوز و آر استفاده می‌شود.

۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- معرفی مدل‌های GARCH

در این بخش انواعی از مدل‌های GARCH برای سری $\{\varepsilon_t\}$ معرفی می‌شود.

الف. مدل GARCH

۱. یک مدل GARCH(p,q) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$(۱) \quad \varepsilon_t = z_t \sqrt{v_t}$$

و

$$(۲) \quad v_t = \alpha_0 + \beta_1 v_{t-1} + \dots + \beta_q v_{t-q} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$$

که در آن α_i ، β_i پارامترهای مجهول، $\{z_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل و هم‌توزیع هریک با میانگین صفر و واریانس یک هستند [۵].

ب. مدل EGARCH

برای فائق آمدن بر برخی نقاط ضعف مدل GARCH در سری‌های زمانی مدل EGARCH (گارچ‌نمایی) معرفی شد تا بتوان اثر شوک‌های مثبت و منفی را به صورت نامتقارن (Asymmetry) نیز در نظر گرفت.

مدل EGARCH (۱, ۱) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$(۳) \quad \varepsilon_t = z_t \sqrt{v_t}$$

و

$$(۴) \quad \ln v_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln v_{t-1} + \beta_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{v_{t-1}}} + \gamma \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{v_{t-1}}}$$

که در آن $\{z_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل و هم‌توزیع هستند [۱۳].

در این مدل اگر $\gamma = 0$ باشد، مدل متقارن است و در غیر این صورت، مدل نامتقارن می‌باشد [۴].

ج. مدل NGARCH

مدل NGARCH(1, 1) به صورت زیر تعریف می‌شود [۶]:

$$(5) \quad \varepsilon_t = z_t \sqrt{v_t}$$

و

$$(6) \quad v_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\varepsilon_{t-1} - \gamma \sqrt{v_{t-1}} \right)^2 + \beta_1 v_{t-1}$$

که در آن $\{z_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل و هم‌توزیع هستند مدل NGARCH به عنوان GARCH نامتقارن نیز شناخته می‌شود [۱۲].

د. مدل GJR-GARCH

این مدل ساده‌ترین نوع از مدل‌های GARCH نامتقارن است. مدل GJR-(1, 1) به صورت زیر تعریف می‌شود [۱۰]:

$$(7) \quad \varepsilon_t = z_t \sqrt{v_t}$$

و

$$(8) \quad v_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 v_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1}$$

که در آن $\{z_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل و هم‌توزیع هستند و I_t تابع نشانگر بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$(9) \quad I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_t < 0 \\ 0 & \text{if } \varepsilon_t \geq 0 \end{cases}$$

در این مدل اگر γ معنادار نباشد ($\gamma = 0$) بدین معنی است که مدل کاملاً متقارن است. اما اگر γ معنادار باشد ($\gamma \neq 0$) مدل نامتقارن است و اثر شوک‌های مثبت و منفی نمی‌تواند یکسان باشد [۴].

و. مدل GARCH-M

در مسائلی ممکن است معادله میانگین به انحراف معیار آن وابسته باشد برای مدل کردن یک چنین پدیده‌ای می‌توان از مدل GARCH-M (گارچ میانگین) استفاده کرد. مدل GARCH-M (۱,۱) به صورت زیر تعریف می‌شود: [۷]

$$(10) \quad \varepsilon_t = z_t \sqrt{v_t}$$

و

$$(11) \quad v_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 v_{t-1}$$

که تعریف z_t مانند گذشته است. برای این مدل معادله میانگین به صورت زیر است:

$$(12) \quad y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \delta \sqrt{v_t}$$

c و δ مقادیر ثابتی هستند. در این مدل اگر ضریب δ معنی‌دار باشد در آن صورت $\delta \neq 0$ و نشان می‌دهد که انحراف معیار بر معادله میانگین تأثیر دارد.

۳- نتایج و بحث

در این مقاله میانگین و نوسانات سرعت باد مدل‌سازی می‌شود و نشان داده می‌شود که مدل‌های ARMA-GARCH برای مدل‌بندی میانگین و نوسانات سرعت باد در ایران نیز قابل اجرا است. برای این منظور شهر بندر انزلی از استان گیلان به علت قابلیت این استان برای اجرای پروژه‌های برق بادی در نظر گرفته می‌شود. داده‌های مورد بررسی برای این ایستگاه میانگین هفتگی سرعت باد از ژانویه ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۱۶ است که از سایت سازمان هواشناسی اخذ شده است.

ایستگاه سینوپتیک هواشناسی انزلی در سال ۱۳۲۷ به منظور ارائه گزارش جوی، فعالیت خود را به طور رسمی آغاز کرد. ارتفاع این ایستگاه از سطح دریا ۲۳/۶- متر است و میانگین سالانه سرعت باد در این شهر ۲/۲ متر بر ثانیه می باشد. ایستگاه انزلی در طول جغرافیایی ۴۹°۲۷' شرقی و عرض جغرافیایی ۳۷°۲۸' شمالی قرار دارد. این ایستگاه از نوع سینوپتیک دریایی بوده و فعالیت سینوپتیکی آن شامل اندازه گیری، ثبت و گزارش پارامترهای مختلف جوی نظیر جهت و سرعت باد، وضعیت ابرناکی، تشخیص پدیده های مختلف جوی و... به صورت ۱۲ ساعته است.

در این بخش، برای ۷۸۳ داده ثبت شده توسط این ایستگاه، رفتار سری سرعت باد مورد بررسی قرار می گیرد. برای این منظور، ابتدا آماره های توصیفی محاسبه شده و بررسی های اولیه در مورد سری انجام می شود. سپس بررسی مانایی سری و تبدیلات احتمالی برای دستیابی به یک سری مانا صورت می گیرد، و پس از آن مدل ARIMA به میانگین سری و در پایان مدل GARCH به واریانس سری برازش داده و با معیار اطلاع بیزی (BIC) بهترین مدل انتخاب می شود.

۴- تحلیل توصیفی

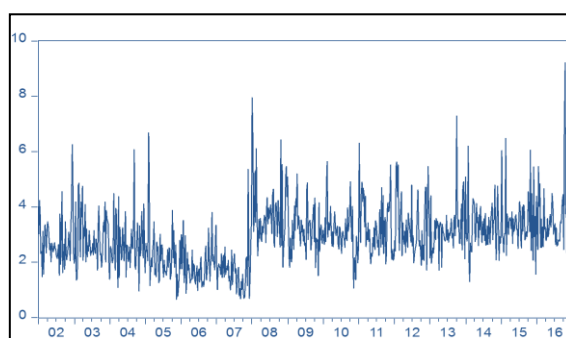
در این قسمت آماره های توصیفی برای داده های مربوط به ایستگاه انزلی ارائه می شوند. نتایج آن در جدول ۱ آمده است. مقدار آماره آزمون جارک- برا برای فرض نرمال بودن داده های ایستگاه انزلی برابر ۳۰۵/۸۷۷ با احتمال معنی داری ۰/۰۰۰ است که نشانگر این مطلب است که در سطح ۰/۰۵ فرض نرمال بودن داده ها رد می شود. بنابراین داده های ایستگاه انزلی نرمال نیستند. بنابراین می توان به وجود اثرات GARCH در مدل پی برد.

جدول ۱- آماره های توصیفی برای ایستگاه بندر انزلی

انحراف معیار	ضریب کشیدگی	چولگی	مقدار احتمال	آماره آزمون جارک- برا
۱/۰۹۳	۵/۴۱	۰/۹۴	۰/۰۰۰	۳۰۵/۸۷۷

۵- بررسی مانایی

در این قسمت مانایی سری بندر انزلی بررسی می‌شود. برای این منظور از رسم نمودار سری و آزمون‌های مانایی استفاده می‌شود. شکل ۱، نمودار سری انزلی است که روند خاصی را نشان نمی‌دهد، به جز این که از اواسط سال ۲۰۰۷ به بعد، نمودار سری اندکی بالاتر از سال‌های قبل است. برای اطمینان بیشتر در مورد مانایی این سری، آزمون مانایی انجام می‌شود. از طرفی با توجه به شکل، خوشه‌ای شدن نوسانات نیز قابل مشاهده است، این مسئله نشان دهنده این است که احتمالاً اثر GARCH وجود دارد. در ادامه آزمون وجود اثر GARCH نیز انجام می‌شود.



شکل ۱- نمودار سری زمانی مربوط به ایستگاه بندر انزلی

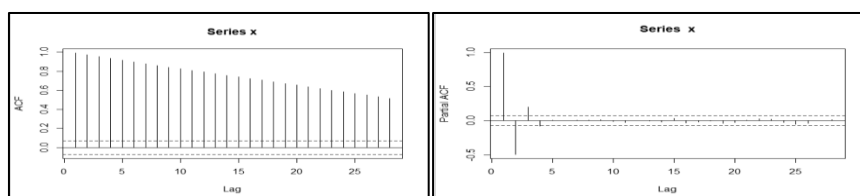
جدول ۲، خروجی آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. مقدار آماره آزمون $-۸/۲۳۶$ به دست آمده و مقدار احتمال معنی‌داری $۰/۰۰۰$ از تمامی سطوح معنی‌داری داده شده، کوچکتر است. لذا فرض صفر (نامانایی) رد می‌شود. پس نتیجه این آزمون، مانایی سری بندر انزلی می‌باشد.

جدول ۲- آزمون دیکی- فولر برای سری ایستگاه بندر انزلی

آماره آزمون t	مقدار احتمال	مقادیر بحرانی در سطح		
$-۸/۲۳۶$	$۰/۰۰۰$	۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
		$-۳/۴۳۸$	$-۲/۸۶۵$	$-۲/۵۶۸$

۶- معادله میانگین برای سری بندر انزلی

در این قسمت به مدل‌بندی معادله میانگین سری بندر انزلی می‌پردازیم. معیاری که برای برتری یک مدل نسبت به مدل‌های دیگر در نظر گرفته می‌شود، معیار اطلاع بیزی (BIC) است. در این قسمت برای انتخاب مدل برای میانگین سری، از رویکرد باکس-جنکینز استفاده می‌شود.



شکل ۲- نمودار acf و pacf سری زمانی مربوط به ایستگاه بندر انزلی

شکل ۲، مربوط به نمودارهای acf و pacf سری می‌باشد. بر اساس این نمودارها، ۵ مدل $ARMA(1,1)$ ، $AR(1)$ ، $AR(2)$ ، $AR(3)$ ، $ARMA(1,2)$ به داده‌ها برازش داده می‌شود. نتایج آن‌ها در جدول ۳ آمده است. تمامی ضرایب برای این مدل‌ها در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار هستند و برای تمامی آن‌ها مناسبت مدل بررسی شده و تمامی مدل‌ها مناسب می‌باشند. اما از آن‌جا که معیار بیزی برای مدل $ARMA(1,2)$ با مقدار $2/798$ دارای مقدار کمتری نسبت به سایر مدل‌ها است. پس این مدل را برای میانگین سری در نظر می‌گیریم.

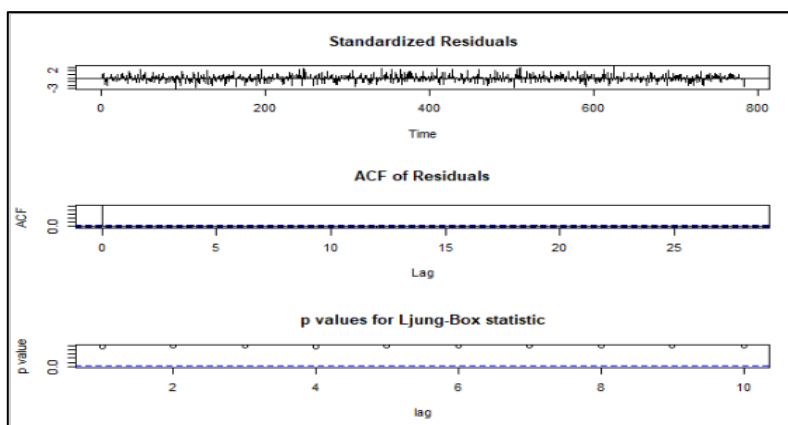
۷- تحلیل مانده‌های مدل

در این قسمت مانده‌های حاصل از برازش مدل $ARMA(1,2)$ را مورد بررسی قرار می‌دهیم. در شکل ۳، نمودار مانده‌های استاندارد شده، نمودار acf مانده‌ها و p مقدارهای آزمون لیونگ-باکس آمده است. در نمودار استاندارد شده، مانده‌ها پراکنشی مستطیلی حول سطح افقی صفر بدون هیچ روندی دارند که حاکی از رسا بودن مدل است. نمودار

acf مانده‌ها استقلال مانده‌ها را نشان می‌دهد و p مقدارهای آزمون لیونگ-باکس که بزرگتر 5% است نشان می‌دهد که همبستگی بین مانده‌های حاصل از برآورد مدل وجود ندارد.

جدول ۳- اطلاعات مدل‌های مختلف برای برازش به میانگین سری بندرانزلی

معیار بیزی	مقدار احتمال	ضرایب	مدل
۲/۸۸۵	۰/۰۰۰	(c) ۲/۹۴۳	AR(1)
	۰/۰۰۰	(ϕ) ۰/۳۷۹	
	۰/۰۰۰	(c) ۲/۹۴۳	
۲/۸۷۰	۰/۰۰۰	(ϕ_1) ۰/۳۲۰	AR(2)
	۰/۰۰۰	(ϕ_2) ۰/۱۵۳	
	۰/۰۰۰	(c) ۲/۹۴۳	
	۰/۰۰۰	(ϕ_1) ۰/۲۹۵	
۲/۸۵۲	۰/۰۱۰	(ϕ_2) ۰/۱۰۱	AR(3)
	۰/۰۰۰	(ϕ_3) ۰/۱۶۲	
	۰/۰۰۰	(c) ۲/۹۵۲	
۲/۸۰۸	۰/۰۰۰	(ϕ_1) ۰/۹۶۹	ARMA(1,1)
	۰/۰۰۰	(θ_1) -۰/۸۴۲	
	۰/۰۰۰	(c) ۲/۹۶۹	
۲/۷۹۸	۰/۰۰۰	(ϕ_1) ۰/۹۸۶	ARMA(1,2)
	۰/۰۰۰	(θ_1) -۰/۷۶۱	
	۰/۰۰۰	(θ_2) -۰/۱۴۵	



شکل ۳- نمودار مانده‌های استاندارد شده، نمودار acf مانده‌ها و p مقدارهای آزمون لیونگ-باکس

در این قسمت همچنین با استفاده از آزمون جارک- برا و آزمون ضریب لاگرانژ، به بررسی فرض نرمال بودن و فرض ناهمسانی واریانس مانده‌ها می‌پردازیم.

جدول ۴- آماره آزمون جارک- برا برای مانده‌ها

آماره آزمون جارک- برا	مقدار احتمال	چولگی کشیدگی	ضریب انحراف معیار
۷۳۴/۷۲	۰/۰۰۰	۱/۳۱۴	۰/۹۵

در جدول ۴، مقدار احتمال برای آماره آزمون جارک- برا، برابر ۰/۰۰۰ است که کمتر از ۵ درصد می‌باشد، پس فرض نرمال بودن توزیع مانده‌ها رد می‌شود. برای بررسی فرض ناهمسانی واریانس مانده‌ها و یا وجود اثرات GARCH از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. در جدول ۵، مقدار احتمال آماره F و مقدار احتمال معنی‌داری آماره LM برابر ۰/۰۰۰ است که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، پس فرضیه وجود اثرات GARCH یا ناهمسانی واریانس مانده‌ها رد نمی‌شود. بنابراین واریانس مانده‌ها از مدل GARCH پیروی می‌کند. پس بنا بر نتیجه به دست آمده به بررسی انواعی از مدل‌های GARCH می‌پردازیم.

جدول ۵- نتیجه آزمون ضریب لاگرانژ برای باقی مانده‌های مدل

آماره F	مقدار احتمال	آماره LM	مقدار احتمال
۳۴/۴۵۸	۰/۰۰۰	۳۳/۰۸۵	۰/۰۰۰

۸- معادله واریانس سری بندر انزلی

در این بخش به برازش مدل به واریانس سری بندر انزلی برای مدل‌سازی نوسانات سرعت باد می‌پردازیم. برای این منظور مدل‌های گارچ متقارن و نامتقارن شامل GARCH، EGARCH، NGARCH، GJR-GARCH، GARCH-M را به واریانس سری برازش داده و سپس در بین این مدل‌ها بهترین مدل با در نظر گرفتن معیار BIC انتخاب می‌شود. لازم به ذکر است که برای همه مدل‌های GARCH به غیر از GARCH-M معادله میانگین، مدل (۱،۲) ARMA است، که به صورت زیر می‌باشد:

$$(۱۳) \quad y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2}$$

و معادله میانگین برای مدل GARCH-M، با در نظر گرفتن انحراف معیار در معادله فوق، به صورت زیر است:

$$(۱۴) \quad y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \delta \sqrt{v_t}$$

نتایج حاصل از بررسی مدل‌های GARCH ذکر شده به صورت جدول ۶ است. جدول ۶ از دو قسمت معادله میانگین و معادله واریانس تشکیل شده است. در این جدول اعداد ضرایب مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال‌ها است. برای مدل GARCH کلیه ضرایب در معادله میانگین و معادله واریانس در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار می‌باشند. برای مدل EGARCH در معادله میانگین، تمامی ضرایب در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار هستند. اما برای معادله واریانس، عرض از مبدا معنی‌دار نمی‌باشد، لذا این ضریب از مدل حذف می‌شود. در این مدل مقدار ضریب تقارن، $\gamma = ۰/۳۳۶$ با احتمال صفر نشان‌دهنده این مطلب است که مدل نامتقارن مناسب است. در مدل NGARCH، معادله میانگین، تمامی ضرایب در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار هستند. برای معادله واریانس، به جز ضریب γ ، سایر ضرایب در سطح ۰/۰۵ معنی‌دارند، بنابراین با توجه به ضریب γ مدل متقارن است. برای مدل GJR، تمامی ضرایب در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار هستند. برای مدل GARCH-M در معادله میانگین و معادله واریانس تمام ضرایب به غیر از ضریب δ ، معنی‌دار هستند.

جدول ۶- نتیجه برازش مدل‌های GARCH به واریانس سری انزلی

GJR(1,1)	GARCH-M(1,1)	NGARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	GARCH(1,1)	معادله میانگین
۲/۸۰۵۲ (۰/۰۰۰۰)	۲/۵۲۷۰ (۰/۰۰۰۰)	۲/۸۳۲۴ (۰/۰۰۰۰)	۲/۸۲۵۱ (۰/۰۰۰۰)	۲/۶۸۳۲ (۰/۰۰۰۰)	c
۱ (۰/۰۰۰۰)	۱ (۰/۰۰۰۰)	۱ (۰/۰۰۰۰)	۱ (۰/۰۰۰۰)	۱ (۰/۰۰۰۰)	ϕ_1
-۰/۸۲۱۷ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۸۳۵۵ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۸۳۱۵ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۸۳۴۰ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۸۲۴۴ (۰/۰۰۰۰)	θ_1
-۰/۰۹۸۵ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۸۷۰ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۹۷۳ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۸۸۶ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۹۸۰ (۰/۰۰۰۰)	θ_2
-	۰/۱۸۶۸ (۰/۲۹۴۹)	-	-	-	δ
۰/۱۵۶۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۴۲۲ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۷۵۶ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۱۸۶ (۰/۲۸۸۳)	۰/۱۵۳۷ (۰/۰۰۰۰)	معادله واریانس عرض از مبدا
۰/۲۶۳۲ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۲۸۹ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۳۳۵ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۰۷۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۲۶۴ (۰/۰۰۰۰)	α_1
۰/۶۵۲۹ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۴۱۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۳۷۸ (۰/۰۰۰۰)	۰/۸۲۷۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۲۹۹ (۰/۰۰۰۰)	β
-۰/۱۶۷۳ (۰/۰۲۳۰)	-	۰/۶۷۴۲ (۰/۰۵۶۲)	۰/۳۳۶۴ (۰/۰۰۰۰)	-	γ
۲/۷۱۹۸	۲/۷۲۴۶	۲/۷۱۶۱	۲/۷۰۵۷	۲/۷۱۷۵	BIC
۳/۶۴۴۲ (۰/۹۲۶۷)	۳/۰۴۸ (۰/۹۹۵۸)	۴/۱۳۵ (۰/۷۱۴۵)	۳/۹۶۵۴ (۰/۸۰۶۳)	۳/۳۳۱۱ (۰/۹۸۰۲)	Q(۸)
۶/۹۵۳۷ (۰/۵۶۹۴)	۶/۱۵۲ (۰/۷۲۴۰)	۶/۵۱۵ (۰/۶۵۵۶)	۷/۰۳۹۰ (۰/۵۵۲۶)	۶/۲۵۸۴ (۰/۷۰۴۴)	Q(۱۴)
۰/۹۰۶۸ (۰/۳۴۰۹)	۰/۸۹۹۳ (۰/۳۴۲۹)	۰/۷۳۱۸ (۰/۳۹۲۳)	۰/۷۵۶۷ (۰/۳۸۴۳)	۰/۹۹۵ (۰/۳۱۸۳)	LM

برای ضریب δ مقدار احتمال معنی‌داری برابر ۰/۲۹۴ می‌باشد که در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار نیست و لذا انحراف معیار در معادله میانگین تاثیری ندارد. برای تمامی مدل‌ها مقدار احتمال نتیجه آزمون لیونگ-باکس در تاخیرهای ۸ و ۱۴، بزرگتر از ۰/۰۵ است که نشانگر عدم وجود خودهمبستگی بین مانده‌های این مدل‌ها است و برای آزمون LM نیز، مقدار احتمال معنی‌داری آن برای تمام مدل‌ها بزرگتر از ۰/۰۵ است و این نشان‌دهنده عدم وجود ناهمسانی در واریانس مانده‌های مدل‌های برازش شده دارد و به عبارتی اثرات گارچ در مانده‌های مدل وجود ندارد. حال با بررسی معیار اطلاع BIC برای تمام مدل‌ها، مشخص می‌شود که مدل EGARCH (۱,۱) با مقدار ۲/۷۰۵۷

بهترین مدل است. زیرا کمترین مقدار این معیار را نسبت به سایر مدل‌ها دارد. بنابراین در بین مدل‌های مختلف برازش داده شده به داده‌های مورد مطالعه در این مقاله، مدل ARMA-EGARCH بر اساس معیار اطلاع بیزی بهتر از سایر مدل‌های دیگر است و این نشان دهنده این است که برای این ایستگاه نوسانات سرعت باد نامتقارن می‌باشد.

۹- نتیجه‌گیری

در این مقاله از چارچوب ARMA-GARCH برای مدل‌سازی میانگین و نوسانات سرعت باد استفاده شده است. برای این منظور از داده‌های سرعت باد که با استفاده از بادسنج در ارتفاع ۱۰ متری از سطح زمین در ایستگاه هواشناسی انزلی اندازه‌گیری شده، استفاده شده است. داده‌های این مقاله به صورت میانگین هفتگی از ابتدا سال ۲۰۰۲ تا آخر سال ۲۰۱۶ است که در مجموع ۷۸۳ مشاهده به دست آمد. فرایند مدل‌سازی از دو مرحله تشکیل شده است. در مرحله اول معادله میانگین مدل‌سازی شد که نتایج به دست آمده در جدول ۳ برای ایستگاه انزلی با توجه به معیار بیزی مدل (۱,۲) ARMA است. در مرحله دوم به مدل‌سازی معادله واریانس پرداخته شد و برای این منظور انواعی از مدل‌های ARMA-GARCH بررسی شدند که نتایج آن در جدول ۶ آمده است. در این جدول در بین مدل‌های مختلف، مدل ARMA-EGARCH بر اساس معیار اطلاع بیزی بهتر از سایر مدل‌های دیگر است و این نشان دهنده این است که برای این ایستگاه نوسانات سرعت باد نامتقارن است. علاوه بر این شوک منفی در این مدل منجر به واریانس شرطی بالاتر در دوره‌های بعد نسبت به شوک مثبت می‌شود. بنابراین برای ایستگاه بندر انزلی سرعت باد دارای ناهمسانی واریانس است و نوسانات سرعت باد نامتقارن می‌باشد. لذا در بکارگیری انرژی باد برای تولید برق این امر نیز باید در نظر گرفته شود.

مرجع‌ها

- [۱] ابراهیمی، شهین؛ غفارزاده، نوید (۱۳۹۶). پیش‌بینی کوتاه‌مدت سرعت باد با استفاده از سه نوع ترکیب شبکه‌های عصبی براساس تقسیم و ترکیب، مجله انرژی‌های تجدیدپذیر و نو، شماره ۱، صص ۴۴-۵۱.

- [۲] خردادی، محمدجواد؛ اسلامیان، سعید؛ عابدی کوپایی، جهانگیر (۱۳۸۶). بررسی روند پارامترهای هواشناسی در چند منطقه از ایران. کارگاه فنی اثرات تغییر اقلیم در مدیریت منابع آب. تهران.
- [۳] رحیمزاده، فاطمه؛ محمدیان، نوشین؛ اکبری‌نژاد، جمال (۱۳۸۵). بررسی تغییرات سرعت باد در ارتفاع ده متری از سطح زمین، مجله نیوار، شماره ۶۳-۶۲، صص ۲۰-۷.
- [۴] سوری، علی (۱۳۹۵). اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews & Stata. انتشارات فرهنگ‌شناسی، تهران.
- [5] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327.
- [6] Engle, R.F. and Ng, V.K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance*, **48**, 1749-1778.
- [7] Engle, R.F., Lilien, D.M., and Robins, R.P. (1982). Estimating time varying risk premia in the term structure: Thearch-model *Econometr. J. Econometr. Soc.*, **55**, 391-407.
- [8] Ewing, B.T., Kruse, J.B., and Schroeder, J.L. (2006). Time series analysis of wind speed with timevarying turbulence. *Environmetrics*, **17**, 119-127.
- [9] 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*, **3**, 340-347.
- [10] 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*, **48**, 1779-1801.
- [11] Hussain, S.A., AlMasri, A., and Shukur, G. (2004). Parsimonious modelling, testing and forecasting of longrange dependence in wind speed. *Environmetrics. The Official Journal of the International Environmetrics Society*, **15**, 155-171.
- [12] Liu, H., Erdem, E., and Shi, I. (2011). Comprehensive evaluation of ARMA-GARCH (-M) approaches for modeling the mean and volatility of wind speed. *Applied Energy*, **88**, 724-732.

- [13] Nelson, D.B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica. Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- [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*, 31, 1759-1769.

بی‌تا ملاءباسی

فوق لیسانس آمار

گروه ریاضی و آمار، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

رایانشانی: bitaabbasi1@gmail.com

لیلا گلشنی

دکترای آمار

گروه ریاضی و آمار، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

رایانشانی: Leila_golshani@yahoo.com