التنبؤ بسرعة الرياح الشهرية في منطقة سبها جنوب غرب ليبيا للفترة 1972-2023 باستخدام النموذج الموسمي الهجين SARIMA-GARCH

محمد امراجع محمد
جامعة سبها، قسم الإحصاء بكلية العلوم، ليبيا

عيسى عمر السرحاني
جامعة سبها، قسم الإحصاء بكلية العلوم، ليبيا

استلمت الورقة بتاريخ 2026/06/28، وقبلت بتاريخ 2026/07/18، ونشرت بتاريخ 2026/07/19

الكلمات المفتاحية: سرعة الرياح، النموذج الهجين، سلاسل زمنية، عنقودية التقلبات، تنمية المستدامة.

الملخص

يشهد العالم تحولاً جذرياً في أنظمة الطاقة نتيجة للتغيرات المناخية المتسارعة، وتبرز طاقة الرياح كواحدة من أكثر مصادر الطاقة المتجددة كفاءة ونضجاً من الناحية التكنولوجية، غير ان التقلبات الزمنية في سرعة الرياح تمثل تحدياً جوهرياً لعملية التنبؤ. يهدف البحث إلى بناء نموذج إحصائي هجين (SARIMA-GARCH) للتنبؤ بسرعة الرياح الشهرية في منطقة سبها (جنوب غرب ليبيا) خلال الفترة 1972–2023، حيث يعالج نموذج SARIMA البنية الموسمية والارتباط الخطي، بينما يتولى نموذج GARCH نمذجة التقلبات العنقودية وعدم ثبات التباين في البواقي. اعتمدت الدراسة على بيانات شهرية من محطة أرصاد سبها (624 مشاهدة). بعد اختبار استقرارية السلسلة والتأكد من وجود تأثير ARCH في بواقي نموذجSARIMA، تم تقدير النموذج الهجين GARCH(1,1) - $SARIMA(1,0,1)(1,1,0)_{12}$وقد أظهر تقييم الأداء خارج العينة (2022-2023) تفوقاً واضحاً للنموذج الهجين، إذ تحسنت معايير المعلومات (AIC) بنسبة 6%، وانخفضت أخطاء التنبؤ (MAPE) بنسبة 29% مقارنة بالنموذج الموسمي التقليدي، وجميع معاملات النموذج معنوية إحصائياً، مما يؤكد استقرار التباين الشرطي واستمرارية التقلبات..
تشير التنبؤات للأعوام 2024–2027 إلى ان متوسط سرعة الرياح السنوية يتراوح بين 9.38 و9.73 م/ث، مع استمرار النمط الموسمي (ذروة ربيعية) واتساع تدريجي لفترات الثقة مع امتداد الأفق الزمني. وبناءً عليه وتؤكد هذه النتائج كفاءة النموذج الهجين في تحسين دقة التنبؤات بسرعة الرياح، بما يدعم تخطيط وتشغيل مشروعات طاقة الرياح في جنوب ليبيا، مع التوصية بتوسيع نطاق الدراسة مستقبلاً ليشمل محطات أرصاد إضافية وإدخال متغيرات مناخية مساعدة.

1. المقدمة

تبرز أهمية طاقة الرياح كواحدة من أكثر مصادر الطاقة المتجددة كفاءة من الناحية التكنولوجية، الأمر الذي جعلها واحدة من أكثر مصادر الطاقة النظيفة نمواً على المستوى العالمي. وتؤكد تقارير الهيئة الحكومية الدولية المعنية بتغير المناخ (IPCC) أن التوسع في استغلال مصادر الطاقة المتجددة، ومن بينها طاقة الرياح، يمثل أحد أهم الخيارات لتحقيق التنمية المستدامة وخفض الانبعاثات الكربونية وتعزيز أمن الطاقة، خاصة في المناطق التي تمتلك موارد رياح مناسبة لإنتاج الطاقة الكهربائية [1]. كما أشارت العديد من الدراسات إلى أن منطقة شمال أفريقيا، بما فيها ليبيا، تمتلك إمكانات واعدة للاستثمار في طاقة الرياح نتيجة الامتداد الصحراوي الواسع والخصائص المناخية الملائمة، الأمر الذي يجعل تقييم موارد الرياح والتنبؤ بها من الموضوعات ذات الأهمية العلمية والاقتصادية [2، 3، 4، **5**].
يعد التنبؤ الدقيق بسرعة الرياح من الركائز الأساسية لنجاح مشروعات طاقة الرياح، إذ تعتمد كفاءة تشغيل التوربينات، وجدولة إنتاج الطاقة، وإدارة الشبكات الكهربائية، وتقدير الجدوى الاقتصادية للمشروعات على دقة التنبؤ بالتغيرات المستقبلية في سرعة الرياح. لذلك حظيت نمذجة سلاسل سرعة الرياح باهتمام متزايد في مجالات الإحصاء التطبيقي والأرصاد الجوية وهندسة الطاقة، بهدف تطوير نماذج قادرة على تحسين دقة التنبؤ وتقليل أخطاء التقدير، خاصة عند التعامل مع السلاسل الزمنية طويلة الأجل [2، 3، 6، 7].
وتتميز سلاسل سرعة الرياح بمجموعة من الخصائص الإحصائية التي تجعل عملية نمذجتها أكثر تعقيداً مقارنة بالعديد من السلاسل الزمنية الأخرى، إذ تتسم بوجود اتجاهات موسمية واضحة، وارتباط ذاتي بين المشاهدات، إضافة إلى عدم ثبات التباين الشرطي (Conditional Heteroscedasticity) وظهور ظاهرة تجمع التقلبات (Volatility Clustering) ، حيث تتبع فترات التقلبات المرتفعة فترات مماثلة، وكذلك الحال بالنسبة لفترات التقلبات المنخفضة. وتؤثر هذه الخصائص بصورة مباشرة في كفاءة النماذج الخطية التقليدية التي تفترض ثبات تباين الأخطاء العشوائية، مما قد يؤدي إلى انخفاض دقة التنبؤ، خصوصاً عند وجود تغيرات مناخية موسمية أو تقلبات حادة في سرعة الرياح [5، 8، 9، 10، 11، 12].

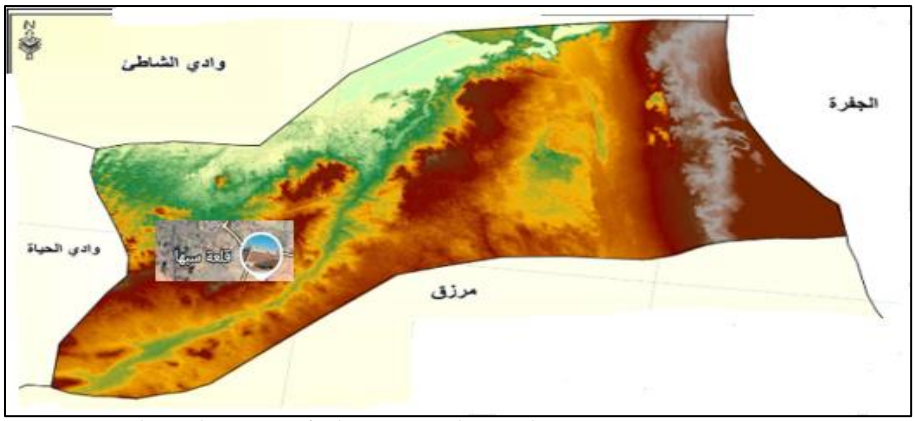
moh.mohamed@sebhau.edu.ly

ويعد نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المتكامل الموسمي **(**SARIMA**)** من أكثر نماذج السلاسل الزمنية استخداماً في تحليل البيانات المناخية، نظراً لقدرته على تمثيل الأنماط الموسمية والارتباط الذاتي في السلسلة الزمنية، وقد أثبت كفاءته في العديد من تطبيقات التنبؤ بالمتغيرات المناخية [13، 14، 15، 16، 17، 18]**.** إلا أن هذا النموذج يفترض ثبات تباين الأخطاء، وهو افتراض لا يتحقق في كثير من بيانات سرعة الرياح التي تتسم بوجود تقلبات غير متجانسة مع مرور الزمن. ومن هنا برزت أهمية نماذج الانحدار الذاتي المعمم للتباين الشرطي **(**GARCH**)**، التي طورها [10] اعتماداً على نموذج [19] حيث تسمح هذه النماذج بتمثيل التغيرات الديناميكية في التباين الشرطي والتعامل مع ظاهرة تجمع التقلبات بكفاءة عالية [9، 10، 20، 21]. وقد بينت العديد من الدراسات الحديثة أن دمج نموذج SARIMA مع نموذج **GARCH** في إطار نموذج هجين يسهم في تحسين دقة التنبؤ مقارنة باستخدام أي من النموذجين بصورة منفردة، ولاسيما في السلاسل الزمنية التي تتسم بعدم ثبات التباين **[**20، 22، 23، 24، 25، 26، 27**]**.

وتعد ليبيا من الدول التي تمتلك إمكانات هائلة للاستثمار في طاقة الرياح، وقد تناولت العديد من الدراسات تقييم خصائص الرياح في مناطق مختلفة من البلاد، مثل شرق ليبيا، ومنطقة فزان، ومدينة سبها، وذلك بهدف تقدير إمكانات إنتاج الطاقة أو توصيف توزيعات سرعة الرياح [28 - 31]. إلا أن معظم هذه الدراسات ركزت على تقييم موارد الرياح أو استخدام نماذج إحصائية تقليدية، بينما لم تحظ النماذج الهجينة التي تجمع بين نمذجة المتوسط الشرطي والتباين الشرطي وخاصة عند استخدام سلاسل زمنية طويلة**.**

تقع منطقة سبها في جنوب غرب ليبيا ضمن إقليم فزان، عند دائرتي عرض**°26.55** شمالاً وخط طول **°14.43** شرقاً، وترتفع بنحو **430**م فوق مستوى سطح البحر. وتعد سبها أكبر مدن الجنوب الليبي، وتمثل مركزاً حضرياً مهماً في المنطقة، وتتميز بمناخ صحراوي جاف يتسم بارتفاع درجات الحرارة وانخفاض معدلات الأمطار، إضافة إلى تباين موسمي واضح في سرعة الرياح وتأثر المنطقة بالرياح المحلية المعروفة برياح القبلي والعواصف الترابية في فصلي الربيع والخريف، الأمر الذي يؤدي إلى ظهور فترات من التقلبات المرتفعة في سرعة الرياح. وتمثل هذه الخصائص المناخية بيئة مناسبة لتطبيق النماذج الهجينة التي تراعي نمذجة كل من المتوسط الشرطي والتباين الشرطي للسلسلة الزمنية.

وقد اعتمدت الدراسة على بيانات محطة الأرصاد الجوية بمنطقة سبها، التابعة للمركز الوطني للأرصاد الجوية، والتي تعد من أقدم المحطات المناخية في جنوب ليبيا، حيث تمتلك سجلاً زمنياً شهرياً، الأمر الذي يوفر قاعدة بيانات مناسبة لبناء نماذج السلاسل الزمنية واختبار أدائها**.** يبين الشكل (1) الموقع الجغرافي لمنطقة الدراسة وموقع محطة الأرصاد الجوية بمدينة سبها [35].



الشكل (1) الموقع الجغرافي لمنطقة الدراسة وموقع محطة الأرصاد الجوية بمدينة سبها

وبالرغم من التطور الكبير في تطبيق نماذج السلاسل الزمنية في مجال التنبؤ بالمتغيرات المناخية، فإن مراجعة الأدبيات تشير إلى وجود فجوة بحثية تتمثل في محدودية الدراسات التي استخدمت النموذج الهجين SARIMA- GARCH للتنبؤ بسرعة الرياح الشهرية في جنوب ليبيا اعتماداً على سلسلة زمنية طويلة، مع إجراء تقييم من خارج العينة للمفاضلة بين النموذج الهجين والنموذج الموسمي التقليدي. وتمثل معالجة هذه الفجوة الهدف الرئيسي لإجراء الدراسة الحالية**.**

وانطلاقاً من ذلك، تهدف الدراسة إلى بناء وتقييم نموذج هجين SARIMA–GARCH للتنبؤ بسرعة الرياح الشهرية في مدينة سبها خلال الفترة (1972–2023)، من خلال تحليل خصائص السلسلة الزمنية، والتحقق من وجود أثر ARCH، وتقدير النموذج الهجين، ثم تقييم أدائه باستخدام معايير المعلومات **(**AIC وBIC**)** ومقاييس دقة التنبؤ **(**MAE و RMSE و MAPE**)**، ومقارنته بالنموذج الموسمي التقليدي، بما يسهم في توفير نموذج إحصائي أكثر دقة لدعم تخطيط واستثمار مشروعات طاقة الرياح في جنوب ليبيا **.**وتتبلور هذه المساهمة العلمية من خلال تحقيق الأهداف الآتية**:**

1. تحليل الخصائص الإحصائية لسلسلة سرعة الرياح الشهرية في مدينة سبها من حيث الاتجاه، الموسمية، والاستقرارية.
2. اختبار وجود أثر ARCH (عدم ثبات التباين) في السلسلة الزمنية.
3. تقدير وتقييم دقة النموذج الهجين SARIMA-GARCH ومقارنة أدائه التنبؤي (باستخدام مقاييس دقة التنبؤ) مع النموذج الموسمي المضاعف.

تقديم رؤية إحصائية وتوصيات تطبيقية تدعم استراتيجيات الطاقة البديلة والتنمية المستدامة في الجنوب الليبي.

2. منهجية البحث والأدوات المستعملة

تعتمد الدراسة على المنهج الوصفي في الجانب النظري، والمنهج التحليلي الكمي في الجانب التطبيق، وذلك من خلال بناء نموذج هجين متكامل (SARIMA-GARCH) قادر على تحليل وتفسير الخصائص المتعلقة ببيانات سرعة الرياح الشهرية في منطقة

سبها الصحراوية ذات الحركة الهوائية غير مستقرة، وقد نُفذت جميع التحليلات الإحصائية باستخدام البرنامج الاحصائي R (الإصدار 4.3.1) بالاعتماد على الحزم الإحصائية المناسبة لنمذجة السلاسل الزمنية وتقدير نماذج SARIMAوGARCH، مع اعتماد مستوى معنوية قدره 0.05 في جميع الاختبارات الإحصائية. [33 - 35].

1.2 وصف البيانات ومعالجتها الأولية:

تستند هذه الدراسة الى بيانات شهرية لقياسات سرعة الرياح الشهرية بوحدة (متر/ثانية) تم الحصول عليها من محطة الأرصاد الجوية بمنطقة سبها، التابعة للمركز الوطني للأرصاد الجوية، خلال الفترة الممتدة من يناير 1972 حتى ديسمبر 2023، أي ما مجموعه 624مشاهدة شهرية.

وقبل البدء في التحليل الإحصائي، خضعت البيانات إلى سلسلة من إجراءات فحص الجودة للتأكد من ملاءمتها للنمذجة الإحصائية. وشملت هذه الإجراءات مراجعة اكتمال السلسلة الزمنية، والتحقق من الاتساق الزمني للبيانات، والكشف عن القيم المفقودة، وفحص القيم المتطرفة باستخدام الرسوم الزمنية والإحصاءات الوصفية. وأظهرت عملية الفحص أن السلسلة الزمنية المستخدمة في التحليل تتمتع بالاكتمال والاتساق الزمني. كما تبين أن القيم المرتفعة لسرعة الرياح تمثل أحداثاً مناخية حقيقية مرتبطة بالظروف الجوية السائدة في المنطقة، وليست ناتجة عن أخطاء في القياس أو الإدخال، ولذلك تم احتسابها ضمن البيانات المستخدمة في التحليل لدراسة الخصائص الطبيعية للسلسلة الزمنية.

2.2 اختبار استقرارية السلسلة الزمنية

تعد استقرارية السلسلة الزمنية شرطاً أساسياً لتطبيق نماذج بوكس جينكينز Box–Jenkins [36]، ولذلك جرى تقييم استقرارية متوسط السلسلة باستخدام ثلاث اختبارات مكملة لبعضها:

- اختبار ديكي–فولر الموسع .(ADF) [37]
- اختبار فيليبس–بيرون .(PP) [38]
- اختبار كوياتكوفسكي- فيليبس- شميدت- شين (KPSS) [39]

واستخدام هذه الاختبارات الثلاثة معاً يوفر تقييماً أكثر موثوقية لاستقرارية السلسلة، إذ تعتمد الاختبارات الأولى على فرضية العدم بوجود جذر وحدة، بينما يعتمد اختبار KPSS على فرضية العدم باستقرارية السلسلة.

3.2 دالة الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF)

تهدف دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي إلى قياس قوة معاملات الارتباط الذاتي بين قيم السلسلة الاصلية وقيمها السابقة، حيث تم رسم كل من دالتي ACF و PACF للسلسلة الأصلية وبعد أخذ الفروق المناسبة (غير الموسمية والموسمية)، ساعد ذلك على الكشف عن وجود تغيرات موسمية، وتحديد الرتب الأولية للجزء غير الموسمي (p,q)، وللجزء الموسمي (P, Q) . كذلك تم استخدام هذه الدوال بعد تقدير النماذج للتحقق من عشوائية البواقي [40].

4.2 بناء نموذج SARIMA

بعد التأكد من استقرارية السلسلة الزمنية، أو تحقيقها باستخدام الفروق المناسبة، جرى تحديد النموذج الموسمي وفق منهجية Box–Jenkins التي تتضمن أربع مراحل متتابعة:

1. تحديد النموذج .
2. تقدير المعلمات .
3. الاختبارات التشخيصية .
4. التنبؤ .

واستند اختيار النموذج الأفضل إلى تحليل دالتي ACF وPACF، بالإضافة إلى مقارنة النماذج المستخدمة من خلال تطبيق معياري معلومات أكايك (AIC) والبيزي(BIC) ، مع مراعاة الدلالة الاحصائية لجميع المعلمات المقدرة [40 - 42]

5.2 اختبار أثر ARCH

بعد تقدير نموذج SARIMA، تأتي مرحلة التحقق من افتراضات ثبات التباين وذلك بتحليل بواقي النموذج، وهنا يتم استخدام اختبار مضاعف لاغرانج (ARCH-LM Test) الذي اقترحه Engle. ويختبر هذا الإجراء فرضية العدم القائلة بعدم وجود أثر ARCH في البواقي (أي ان التباين ثابت شرطياً)، بينما تشير دلالة الاختبار إلى وجود تباين شرطي غير ثابت، الأمر الذي يبرر استخدام نماذج GARCH [9، 19، 20].

6.2 بناء نموذج GARCH

عند ثبوت وجود أثر ARCH، جرى تقدير مجموعة من نماذج GARCH(p,q) باستخدام أسلوب الإمكان الأعظمMaximum) (Likelihood Estimation، واختيار النموذج الأفضل اعتماداً على:

- أقل قيمة لـ (AIC) و (BIC)
- معنوية جميع المعلمات .

وقد استُخدم نموذج GARCH لنمذجة التباين الشرطي لبواقي نموذج SARIMA، لتحسين دقة التنبؤ والتعامل مع ظاهرة التقلبات [10-13].

7.2 النموذج الهجين SARIMA-GARCH

يجمع النموذج الهجين SARIMA–GARCH بين نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المتكامل الموسمي (SARIMA)، المستخدم لنمذجة المتوسط الشرطي (Conditional Mean) ، ونموذج الانحدار الذاتي المعمم للتباين الشرطي (GARCH)، المستخدم لنمذجة التباين الشرطي .(Conditional Variance) ويهدف هذا الدمج إلى الاستفادة من قدرة نموذج SARIMAعلى تمثيل الاتجاهات الموسمية، ومن قدرة نموذج GARCHعلى توصيف التقلبات غير المتجانسة (Heteroscedasticity)والتقلبات العنقودية (Volatility Clustering) ، وذلك بهدف تحسين دقة التنبؤ مقارنة باستخدام كل نموذج بصورة منفردة حيث استخدم [6] هذا النموذج للتنبؤ بتركيزات الجسيمات الدقيقة (PM10) في مدينة بانكوك وأظهر أن الدمج أدى إلى تحسين ملحوظ في أداء التنبؤ. كما طبق [22، 26] النموذج الهجين للتنبؤ بسرعة الرياح في شبه الجزيرة الماليزية، وأثبتت النتائج تفوق النموذج الهجين في تمثيل تقلبات السلسلة الزمنية. كذلك اجرى [23، 24] تقييماً شاملاً للنموذج الهجين في نمذجة متوسط وتباين سرعة الرياح، وأكدوا أن إدراج التباين الشرطي أدى إلى تحسين دقة النماذج التنبؤية. وفي السياق نفسه، قدم [45] نموذجاً هجيناً للتنبؤ بسرعة الرياح يأخذ في الاعتبار اضطرابات حركة الهواء، وحقق أداءً أفضل مقارنة بالنماذج التقليدية. كما أظهرت دراسة [46] أن نموذج الهجين تفوق على الشبكات العصبية الاصطناعية في بعض حالات التنبؤ بسرعة الرياح. ومن ناحية أخرى، أوضح [27] أن دمج SARIMA مع GARCH أسهم في تحسين دقة التنبؤ بالسلاسل الزمنية ذات السلوك الموسمي والتباين غير المتجانس، مما يدعم استخدام هذا النموذج الهجين في التطبيقات البيئية والمناخية.

1.7.2 النموذج الموسمي المضاعف (Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average):

يعد نموذج SARIMA امتداداً لنموذج ARIMA لتمثيل السلاسل الزمنية التي تتضمن أنماطاً موسمية، وقد طُوّر ضمن منهجية Box–Jenkins لتحليل السلاسل الزمنية والتنبؤ بها. ويتميز بقدرته على نمذجة المكونات غير الموسمية والموسمية في آن واحد، لذلك يُعد من أكثر النماذج استخداماً في تحليل البيانات المناخية والهيدرولوجية وسلاسل سرعة الرياح. وبشكل عام يمكن التعبير عن النموذج بالصيغة العامة SARIMA $(p,d,q)\ (P,D,Q)_s$ ، حيث (p, d, q) رتب الجانب غير الموسمي (الارتباط الذاتي، التكامل، المتوسطات المتحركة)) و (P, D, Q) رتب الجانب الموسمي، s تمثل طول الدورة الموسمية [36 - 40]. والصيغة الرياضية للنموذج:

$$\Phi_p(B^s)\phi_p(B)(1-B)^d(1-B)^D y_t = \Theta_Q(B^s)\theta_q(B)\varepsilon_t \qquad (1)$$

حيث أن:

- y_t :قيمة السلسلة عند الزمن t.
- B :معامل الإزاحة الخلفية بحيث ان $By_t = y_{t-1}$.
- s :طول الدورة الموسمية للبيانات الشهرية.(S=12)
- p, d, q :رتب الجزء غير الموسمي.
- P, D, Q :رتب الجزء الموسمي.
- $\phi_p(B), \theta_q(B)$:متعددات الحدود غير الموسمية.
- $\Phi_P(B^s), \Theta_Q(B^s)$:متعددات الحدود الموسمية.
- ε_t :الخطأ ($\varepsilon_t \sim$ i.i.d.$(0, \sigma^2)$).

2.7.2 نموذج الانحدار الذاتي المعمم للتباين المشروط Conditional Autoregressive Generalized) (Heteroskedasticity)

طوّر [19] نموذج ARCH لمعالجة مشكلة عدم ثبات التباين، ثم وسّعه [10] إلى نموذج GARCH بإضافة تأثير التباين الشرطي للفترات السابقة، ويعتبر أكثر واقعية لتمثيل السلاسل الزمنية التي تتسم باستمرارية التقلبات.

يفترض نموذج GARCH أن متوسط السلسلة الزمنية يتمثل أولاً باستخدام نموذج مناسب مثل (SARIMA)، ثم تُستخدم البواقي الناتجة لنمذجة التباين الشرطي، وفق المعادلة:

- معادلة المتوسط الشرطي (وتمثل نموذج SARIMA).
- معادلة التباين الشرطي:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (2)$$

حيث ان:

- σ_t^2 :التباين الشرطي لـ ε_t أي $Var(\varepsilon_t \mid \mathcal{F}_{t-1})$.
- $\omega > 0$، $\alpha_i \geq 0$، $\beta_j \geq 0$ شروط ضمان إيجابية التباين.

- α_i :معاملات (ARCH) تأثير الصدمات السابقة.
- β_j :معاملات (GARCH) تأثير التقلبات السابقة.
- q : رتبة الجزء ARCH ، p : رتبة الجزء .GARCH وعلى هذا يرمز للنموذج بـ GARCH(p,q).
- يشترط أن تكون جميع المعاملات موجبة وأن يتحقق الشرط $(\sum\alpha_i + \sum\beta_j < 1)$ لضمان استقرار النموذج ووجود تباين غير مشروط محدود.

8.2 خطوات تنفيذ النموذج الهجين

ينفذ النموذج على مرحلتين:

المرحلة الأولى: نمذجة المتوسط الشرطي

- حليل السلسلة الزمنية ورسمها بيانياً .
- اختبار الاستقرارية باستخدام اختبارات ADF و PPو .KPSS
- تقدير نموذج SARIMA المناسب .
- فحص بواقي النموذج .
- تطبيق اختبار ARCH-LM للكشف عن وجود أثر .ARCH

إذا لم يكن الاختبار ذو دلالة إحصائية، يعد نموذج SARIMA كافياً للتنبؤ. أما إذا كان الاختبار ذو دلالة إحصائية، ننتقل إلى المرحلة الثانية.

المرحلة الثانية: نمذجة التباين الشرطي

- تقدير نماذج GARCH المقدرة على بواقي نموذج SARIMA.
- اختيار النموذج الأفضل باستخدام معياري AIC وBIC.
- فحص البواقي المعيارية باستخدام اختبار Ljung–Box واختبار ARCH-LM.
- التحقق من معنوية معاملات النموذج وشروط الاستقرار.

استخدام النموذج الهجين في التنبؤ وتقييم الأداء.

9.2 الافتراضات الأساسية للنموذج الهجين

اعتمدت الدراسة على الافتراضات الآتية:

- استقرار السلسلة بعد أخذ الفروق المناسبة (غير الموسمية والموسمية).
- وجود أثر ARCH في بواقي نموذج SARIMA من خلال تطبيق اختبار (ARCH-LM).
- عدم وجود ارتباط ذاتي في البواقي المعيارية.
- تحقق شرط الإيجابية والاستقرار لمعاملات النموذج، أي ان ($\alpha_i + \beta_j < 1$).

10.2 معايير تقييم جودة النموذج للتنبؤ

لتقييم كفاءة وجودة النموذج في التنبؤ تم استخدام عدة معايير لاختيار أفضل نموذج:

1. المعايير المعلوماتية:

- معيار أكيكي (Akaike Information Criterion – AIC)

يعتبر معيار أكيكي من أكثر معايير المفاضلة استخداما ويتم حسابه وفقا للصيغة:

$$AIC(p,q) = \hat{\sigma}^2 e^{2(\frac{p+q}{T})} \quad (3)$$

حيث $\hat{\sigma}^2$ تمثل تباين البواقي محسوبا بطريقة الامكان الأعظم، و $(p+q)$ تشير إلى عدد المعالم المقدرة. ويكون الاختبار على أساس أصغر قيمة للمعيار، أي أن النموذج الافضل هو الذي يحظى بأصغر قيمة للمعيار [37].

- معيار شوارز (Bayesian Information Criterion – BIC)

ويتم حسابه من الصيغة:

$$BIC(p,q) = ln(\hat{\sigma}^2) + (\frac{p+q}{T})ln(T) \quad (4)$$

ويكون اختيار النموذج الأكثر كفاءة على أساس أصغر قيمة للمعيار.

2. مقاييس دقة التنبؤ:

ولقياس دقة وكفاءة أداء النموذج المتنبئ به، نستخدم كلا من المقياسيين الاحصائيين جذر متوسط مربع الخطأ (RMSE) ومتوسط نسبة الخطأ المطلق (MAPE)، والتي تعطى بالصيغ التالية:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_t - \hat{y}_t\right)^2}$$

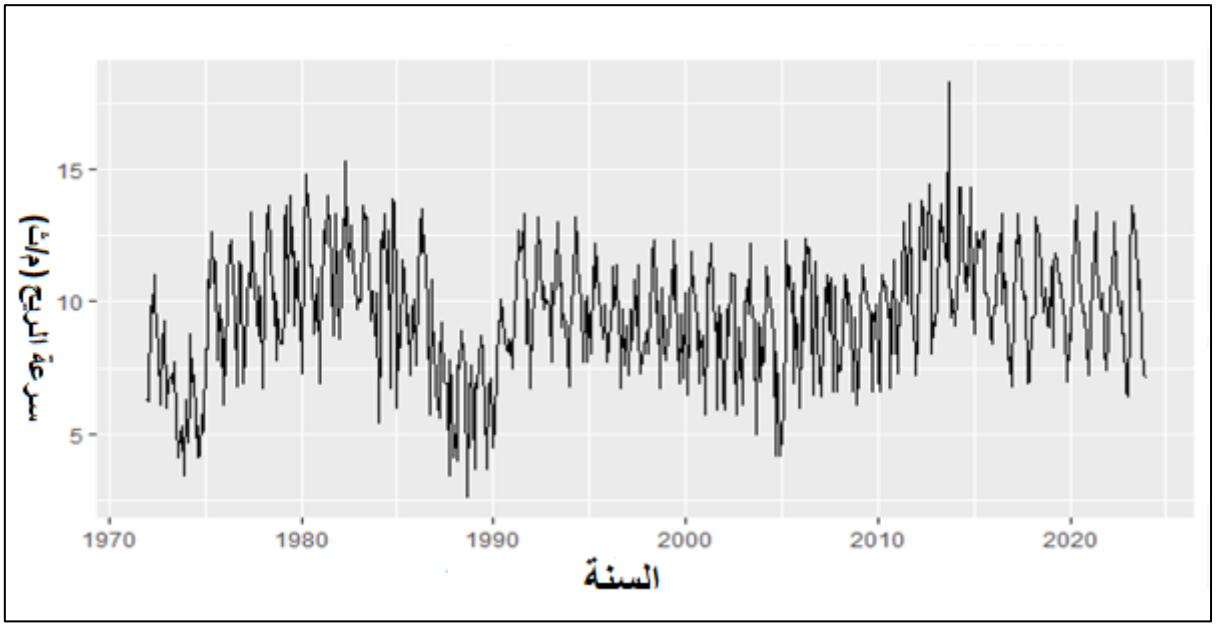
$$MAPE = \frac{100}{T}\sum_{t=1}^{T}\left|\frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t}\right| \quad (5)$$

حيث ان T تمثل عدد المشاهدات (أو عدد خطوات التنبؤ في فترة الاختبار)، y_t : القيمة الحقيقية (الفعلية) في الزمن t، $\hat{y}_t$: القيمة المتوقعة من النموذج في الزمن t.

3. نتائج التحليل الاحصائي

1.3 الخصائص الإحصائية

تتكون السلسلة الزمنية لسرعة الرياح الشهرية، المقاسة بوحدة متر/ثانية (م/ث)، المسجلة في محطة الأرصاد الجوي بمنطقة سبها، والتي تضم 624 مشاهدة شهرية للفترة من يناير 1972 إلى ديسمبر 2023 .ويعرض الشكل (1) السلسلة الزمنية لسرعة الرياح، بينما يلخص الجدول (1) أهم خصائصها الإحصائية الوصفية.



المصدر: بيانات محطة الأرصاد الجوي سبها

الشكل (2): المنحني الزمني لسرعة الرياح الشهرية في منطقة سبها للفترة 1972-2023

يلاحظ من الشكل (1) أن السلسلة الزمنية تتسم بتقلبات واضحة في سرعة الرياح عبر فترة الدراسة، مع وجود تذبذب مستمر حول المتوسط العام، وهو ما يعكس الطبيعة الديناميكية لسرعة الرياح في منطقة الدراسة. كما تظهر بعض القيم المرتفعة والمنخفضة التي يمكن أن تعزى إلى التغيرات الموسمية والظروف المناخية السائدة خلال سنوات الرصد.

تشير نتائج الجدول (1) إلى أن أعلى سرعة رياح شهرية بلغت 18.3م/ث وسُجلت خلال شهر سبتمبر 2013، في حين بلغت أدنى قيمة 2.6 م/ث وسُجلت في سبتمبر 1988 .كما بلغ معدل سرعة الرياح 9.57 م/ث، بانحراف معياري قدره 2.26 م/ث، مما يشير إلى وجود تشتت حول المتوسط، ويعكس درجة معتدلة من التباين في قيم السلسلة الزمنية خلال فترة الدراسة، وهو ما يستدعي استخدام نماذج إحصائية قادرة على تمثيل كل من السلوك الموسمي والتغير في التباين عند نمذجة السلسلة والتنبؤ بها.

الجدول (1): الإحصاءات الوصفية لسرعة الرياح الشهرية في منطقة سبها للفترة 1972-2023.

Jarque-Bera	معامل التفرطح	معامل الالتواء	أعلى قيمة (م/ث)	أقل قيمة (م/ث)	الانحراف المعياري (م/ث)	المتوسط الحسابي (م/ث)	عدد المشاهدات
<0.001	0.6214	0.2312	18.3	2.6	2.26	9.57	624

المصدر: بيانات محطة الأرصاد الجوي سبها

2.3 اختبارات الاستقرارية

يعد استقرارية السلسلة الزمنية (Stationarity) من المتطلبات الأساسية لتطبيق نماذج Box–Jenkins، بما في ذلك نموذج SARIMA، إذ إن استخدام سلسلة غير مستقرة قد يؤدي إلى تقديرات غير كفؤة ونتائج تنبؤية غير موثوقة. وللتحقق من استقرارية سلسلة سرعة الرياح الشهرية، استُخدمت ثلاث اختبارات متكاملة هي :اختبار ديكي–فولر الموسع(ADF) ، واختبار فيليبس–بيرون (PP)، واختبار كوياتكوفسكي–فيليبس–شميدت–شين(KPSS) .

الجدول (2): اختبارات استقرارية السلسلة الزمنية لسرعة الرياح الشهرية بمنطقة سبها.

نوع الاختبار	إحصاءه الاختبار	القيمة الاحتمالية	القرار
ADF	3.872-	0.001	مستقرة
PP	3.915-	0.001	مستقرة
KPSS (5%)	0.089	0.029	مستقرة

المصدر: مخرجات برنامج R

تشير نتائج الجدول (2) إلى أن جميع الاختبارات دلت على استقرارية سلسلة سرعة الرياح الشهرية. فقد بلغت القيمة الاحتمالية في اختباري ADF و PP أقل من 0.001، وهي أقل من مستوى المعنوية (0.05)، مما يؤدي إلى رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر وحدة، وبالتالي الاستنتاج بأن السلسلة مستقرة. وفي المقابل، بلغت قيمة إحصائية اختبار KPSS مقدار 0.089 مع قيمة احتمالية بلغت 0.029، وهذه النتيجة تشير إلى استقرار السلسلة، وهو ما يتوافق مع نتائج اختباري ADF و .PP وبذلك يمكن اعتبار السلسلة الزمنية مستقرة، وبالتالي يمكننا الانتقال إلى مرحلة تحديد وتقدير نموذج SARIMA دون الحاجة إلى إجراء فروق إضافية. وتؤكد هذه النتائج أن خصائص السلسلة الإحصائية مستقرة عبر الزمن، وهو شرط أساسي لضمان صحة تقدير معلمات النموذج وتحقيق تنبؤات أكثر دقة.

3.3 تحليل دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي

بعد التأكد من استقرارية السلسلة الزمنية، تم تحليل كل من دالة الارتباط الذاتي (Autocorrelation Function, ACF) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي(Partial Autocorrelation Function, PACF) ، وذلك بهدف التعرف على البنية الأولية للسلسلة الزمنية وتحديد الرتب المحتملة لمكونات نموذج SARIMA.

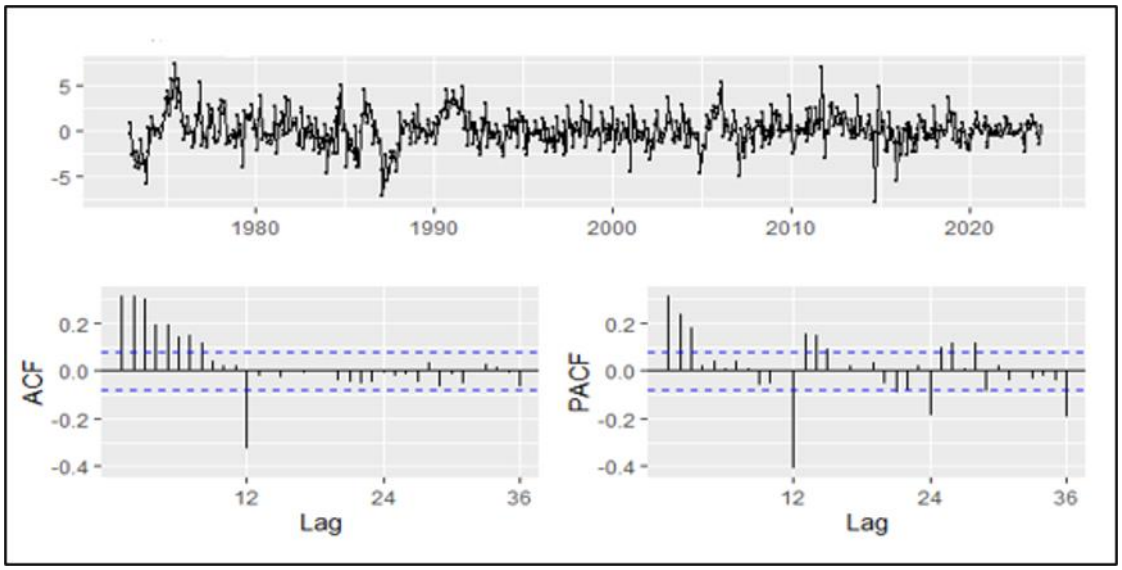
ويعرض الشكل (2) قيم دالتي ACF وPACF لسلسلة سرعة الرياح الشهرية، حيث يلاحظ وجود معاملات ارتباط ذاتي معنوية عند الفجوات الزمنية 1و2 و12 و24، مع ظهور قمم واضحة عند مضاعفات الفترة الموسمية (12 شهراً)، مما يشير إلى استمرار الاعتماد الزمني بين المشاهدات ووجود مكون موسمي سنوي في السلسلة الزمنية.

كما تُظهر دالة PACF وجود ارتباطات معنوية خلال الفجوات الأولى ثم تبدأ بالتناقص التدريجي، في حين تُظهر دالة ACFنمطاً يتلاشى تدريجياً مع استمرار القمم الموسمية، وهو نمط يتوافق مع خصائص السلاسل الزمنية التي تحتوي على مكونات موسمية وغير موسمية في الوقت نفسه.

3 تحديد وفحص النموذج الموسمي المضاعف (SARIMA)

استناداً إلى نتائج اختبارات الاستقرارية وتحليل دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي(PACF) ، جرى اقتراح مجموعة من النماذج الموسمية المرشحة لوصف السلسلة الزمنية لسرعة الرياح الشهرية. واعتمد اختيار النموذج النهائي على منهجية Box–Jenkins، من خلال المفاضلة بين النماذج المرشحة باستخدام معياري معلومات أكايكي (AIC) والمعلومات البايزية (BIC) ، بالإضافة إلى التحقق من معنوية جميع المعلمات باستخدام الاختبارات التشخيصية.

وبعد مقارنة النماذج المختلفة، تبين أن النموذج $SARIMA(1,0,1)(1,1,0)_{12}$ هو الأكثر ملاءمة لتمثيل السلسلة الزمنية، إذ حقق أقل قيمتي AIC و BIC مقارنة بالنماذج الأخرى، كما جرى تقدير معالمه باستخدام طريقة الإمكان الأعظم.



المصدر: مخرجات برنامج R

الشكل (3): معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لسرعة الرياح الشهرية في منطقة سبها للفترة 1972-2023.

جدول (3): تقديرات معالم النموذج $SARIMA(1,0,1)(1,1,0)_{12}$ ومؤشرات جودة المطابقة.

المعلمة	القيمة	الخطأ المعياري (SE)	القيمة الاحتمالية
الثابت (μ)	8.132	0.173	0.001
AR(1)	0.682	0.051	0.0001
SAR(12)	0.307	0.062	0.0001
MA(1)	-0.418	0.035	0.0001
SMA(12)	-0.870	0.028	0.0001
(Q-Stat) (Ljung–Box test)	12.043		0.9385
AIC	2852.3		
BIC	2874.1		
Log-likelihood	-1422.15		

المصدر: مخرجات برنامج R

تشير نتائج الجدول (3) إلى أن جميع معلمات النموذج كانت معنوية إحصائياً عند مستوى دلالة 0.001، مما يدل على مساهمة كل من المكونات غير الموسمية والموسمية في تفسير السلوك الزمني لسلسلة سرعة الرياح.

فقد بلغت قيمة معامل AR(1) مقدار 0.682، مما يعني وجود ارتباط موجب بين المشاهدات الحالية والقيم السابقة مباشرة، في حين بلغت قيمة معامل MA(1) مقدار 0.418−، وهو ما يشير إلى أن الصدمات العشوائية السابقة تسهم في تفسير التغيرات الحالية في السلسلة.

أما بالنسبة للمكون الموسمي، فقد أظهرت معاملات SAR(12) و SMA(12) ذات دلالة إحصائية عالية، وهو ما يؤكد وجود تقلبات موسمية سنوية واضحة في بيانات سرعة الرياح، ويتوافق مع نتائج دالتي ACF وPACF . كما بلغت قيمة اختبار Ljung–Box الاحتمالية 0.9385، وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05، مما يشير إلى عدم وجود ارتباط ذاتي معنوي في بواقي النموذج، وبالتالي يمكن اعتبارها مستقلة إحصائياً من حيث المتوسط، وهو ما يؤكد كفاية النموذج في تمثيل البنية الخطية للسلسلة الزمنية.

5.3 اختبار وجود أثر ARCH في بواقي نموذج SARIMA

بعد التأكد من أن بواقي نموذج SARIMA ومن خلال اختبار Ljung–Box لا يوجد ارتباط ذاتي معنوي، نقوم بالتحقق من ثبات التباين الشرطي للبواقي باستخدام اختبار مضاعف لاغرانج لأثر(ARCH (ARCH–LM Test ، وذلك للكشف عن وجود ظاهرة عدم تجانس التباين الشرطي (Conditional Heteroskedasticity)، والتي تعتبر من الخصائص الشائعة في السلاسل الزمنية

ذات التقلبات المرتفعة، ومنها بيانات سرعة الرياح، وهذا الاختبار يختبر فرضية العدم القائلة بعدم وجود أثر ARCH في البواقي، ضد الفرضية التي تفترض وجود تباين شرطي متغير عبر الزمن. والجدول (4) يبين نتائج اختبار ARCH–LM عند عددين مختلفين من فترات الإبطاء.

جدول (4): نتائج اختبار ARCH–LM لبواقي نموذج SARIMA

عدد فترات الابطاء	إحصاءة LM(χ^2)	القيمة الاحتمالية	القرار
6	24.870	0.0004	رفضH_0
12	38.21	0.0001	رفضH_0

المصدر: مخرجات برنامج R

تشير نتائج الجدول (4) إلى أن القيم الاحتمالية لاختبار ARCH–LMعند فترتي الإبطاء (6 و 12) بلغت 0.0004 و 0.0001 على التوالي، وهي جميعها أقل من مستوى المعنوية 0.05، مما يؤدي إلى رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود أثر ARCH وتدل هذه النتيجة على أن تباين بواقي نموذج SARIMA ليس ثابتاً عبر الزمن، وإنما يتغير تبعاً للمعلومات السابقة، وهو ما يعكس وجود تقلبات عنقودية (Volatility Clustering) ، حيث تميل الفترات ذات التقلبات المرتفعة إلى أن تتبعها فترات مشابهة، وكذلك الفترات منخفضة التقلب. ويُعد هذا السلوك من السمات المعروفة في العديد من السلاسل الزمنية المناخية، ولا سيما بيانات سرعة الرياح التي تتأثر بالتغيرات الموسمية والظروف الجوية المتغيرة [6، 11، 24، 26].

وبناءً على هذه النتائج، يتضح أن نموذج SARIMAنجح في تمثيل المتوسط الشرطي للسلسلة الزمنية، إلا أنه لم يكن كافياً لتمثيل التباين الشرطي، الأمر الذي يبرر إحصائياً الانتقال إلى تقدير نموذج GARCHلنمذجة التغيرات في التباين وتحسين دقة التنبؤ.

6.3 تقدير وفحص النموذج GARCH

بعد أن أثبت اختبار ARCH–LM وجود أثر ARCH في بواقي نموذج SARIMA، تم تقدير نموذج GARCH(1,1) لنمذجة التباين الشرطي للسلسلة الزمنية، وذلك لتحديد التقلبات العنقودية وتحسين دقة التنبؤ. وقد تم اختيار هذا النموذج لقدرته على تمثيل ديناميكية التباين في العديد من السلاسل الزمنية المناخية.

جدول (5): نتائج تقدير معالم النموذج GARCH(1,1).

المعلمة	القيمة	الخطأ المعياري (SE)	القيمة الاحتمالية
الثابت (μ)	9.556	0.186	0.0001
AR(1)	0.619	0.033	0.0001
ثابت التباين ω	0.044	0.037	0.2333
(ARCH) $\alpha 1$	0.022	0.011	0.029
(GARCH) $\beta 1$	0.964	0.013	0.0001
$\propto 1+\beta 1$	0.986		
(Q-Stat) (Ljung–Box)	Q(12)=0.8043		0.3691

تشير النتائج بالجدول (5) إلى أن معاملات النموذج المرتبطة بالمكونات الديناميكية للتباين، وهي α_1 وβ_1، كانت موجبة، وهو ما يتفق مع شروط النموذج GARCH ويضمن عدم سلبية التباين الشرطي [10، 11] ، حيث بلغت قيمة معامل ARCH (α_1) 0.022 وهي ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية (5%)، مما يدل على أن الصدمات الحديثة تؤثر في التباين الحالي.

في المقابل، بلغت قيمة معامل GARCH (β_1) مقدار 0.964، وهي ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية (0.001)، مما يشير إلى أن التباين الحالي يعتمد بدرجة كبيرة على تقلبات الفترات السابقة، وهو ما يعكس ارتفاع درجة استمرارية التقلبات (Volatility Persistence)في سلسلة سرعة الرياح بمنطقة سبها، وهذه الخاصية من السمات الشائعة في بيانات الأرصاد الجوية وسرعة الرياح، وقد أشارت إليها دراسات [22 ،24، 45] والتي أوضحت أن نماذج GARCHتتميز بقدرتها على تمثيل استمرار أثر التقلبات عبر الزمن.وهي نتيجة تتفق مع ما توصل إليه [24]عند نمذجة سرعة الرياح باستخدام نموذج ARMA–GARCH. أما مجموع المعاملين:

$$\alpha_1 + \beta_1 = 0.986$$

فهو أقل من الواحد الصحيح، مما يدل على تحقق شرط الاستقرار في نموذج GARCH، كذلك يشير إلى وجود درجة مرتفعة من استمرارية التقلبات، حيث يستمر تأثير الصدمات السابقة لفترات زمنية طويلة قبل أن يتلاشى تدريجياً. وهو ما يتفق مع الإطار النظري الذي عرضه [11] والنتائج التطبيقية التي توصل إليها [6، 47] عند استخدام النماذج الهجينة SARIMA–GARCH في التنبؤ بالسلاسل الزمنية البيئية.

أما بالنسبة لمعلمة ω، فقد بلغت قيمتها 0.044، إلا أنها لم تكن معنوية إحصائياً عند مستوى (5%)، ولا يؤثر في قدرة النموذج او كفاءته ما دامت معاملات ARCH و GARCH معنوية وتحقق شروط الاستقرار، حيث تشير الدراسات إلى أن معنوية معاملات ديناميكية التباين (α و β) تعد الأكثر أهمية في تقييم ملاءمة نموذج GARCH، بينما قد لا تكون معنوية الثابت شرطاً أساسياً في بعض التطبيقات العملية، ولا سيما في السلاسل الزمنية البيئية والمناخية [11، 21].

كما أظهرت نتائج اختبار Ljung–Box للبواقي المعيارية قيمة احتمالية بلغت 0.3691، وهي أكبر من مستوى المعنوية (0.05)، مما يشير إلى عدم وجود ارتباط ذاتي معنوي في البواقي بعد تقدير نموذج GARCH. وتؤكد هذه النتيجة أن النموذج نجح في تمثيل كل من المتوسط الشرطي والتباين الشرطي للسلسلة الزمنية، وأن البواقي أصبحت أقرب إلى خصائص الضوضاء البيضاء White) (Noise، وهو ما يبين ملاءمة النموذج للاستخدام في التنبؤ، وهو ما يتوافق مع دراسة [18، 21].

7.3 تقدير النموذج SARIMA(1,0,1)(1,1,0)$_{12}$ - GARCH(1,1)

بالاعتماد على نتائج اختبار ARCH–LM التي أثبتت وجود أثر ARCH في بواقي نموذج SARIMA، تم تقدير النموذج الهجين SARIMA(1,0,1)(1,1,0)$_{12}$–GARCH(1,1) باستخدام طريقة الإمكان الأعظم، وذلك بهدف نمذجة كل من المتوسط الشرطي والتباين الشرطي بصورة متزامنة، والذي سيساهم في تحسين دقة التنبؤ بسلسلة سرعة الرياح الشهرية لمنطقة سبها. الجدول (6) يبين نتائج تقدير معلمات النموذج الهجين.

جدول (6): تقدير معالم النموذج الهجين SARIMA(1,0,1)(1,1,0)$_{12}$- GARCH(1,1)

المعلمة	القيمة	الخطأ المعياري SE	القيمة الاحتمالية
المتوسط الشرطي			
الثابت (μ)	9.213	0.182	0.0001
AR(1)	0.654	0.059	0.0001
MA(1)	-0.392	0.076	0.0001
SAR(1)	0.289	0.067	0.0001
التباين الشرطي			
الثابت ω	0.137	0.042	0.0001
(ARCH)$\alpha 1$	0.281	0.068	0.0001
(GARCH) $\beta 1$	0.659	0.061	0.0001
معايير جودة المطابقة للنموذج			
$\alpha + \beta$	0.940		
Log-likelihood	-1334.75		
AIC	2681.5		
BIC	2709.2		

تشير نتائج الجدول (6) إلى أن جميع معالم النموذج في معادلتي المتوسط الشرطي والتباين الشرطي، كانت موجبة ومعنوية إحصائياً عند مستوى معنوية 0.001، مما يبين ملاءمة النموذج الهجين في تمثيل السلوك الديناميكي لسلسلة سرعة الرياح في منطقة سبها. بالنسبة لمعادلة التباين الشرطي، بلغت قيمة معامل ARCH (α_1) مقدار 0.281، وكانت ذات دلالة إحصائية مرتفعة، مما يدل على أن التباين الحالي يتأثر بصورة مباشرة بالصدمات العشوائية الحديثة، أي أن الأحداث المناخية المفاجئة، مثل الرياح الشديدة أو العواصف، تنعكس على مستوى التقلب خلال الفترات الزمنية اللاحقة. أما معامل GARCH (β_1) فقد بلغ 0.659، وهو أيضاً ذو دلالة إحصائية عالية، مما يشير إلى أن التباين الحالي يعتمد بدرجة أكبر على التباين الشرطي للفترات السابقة، وهو ما يبين وجود استمرارية مرتفعة للتقلبات. وتشير هذه النتيجة إلى أن فترات ارتفاع أو انخفاض سرعة الرياح لا تحدث بصورة عشوائية، وإنما تميل إلى الاستمرار عبر عدة أشهر متتالية، وهو سلوك معروف في العديد من السلاسل الزمنية المناخية.

كما بلغ مجموع المعاملين ($\alpha_1 + \beta_1 = 0.940$)، وهو أقل من الواحد الصحيح، مما يؤكد تحقق شرط الاستقرار في نموذج GARCH، وهو ايضا يشير إلى أن أثر الصدمات يتناقص تدريجياً بمرور الزمن، وهو ما يفسر ظاهرة التقلبات العنقودية (Volatility Clustering)التي تتميز بها بيانات سرعة الرياح في منطقة سبها.

ومن حيث جودة المطابقة، حقق النموذج الهجين قيمة Log-likelihood أعلى، إلى جانب قيم منخفضة لكل من AICوBIC، مما يدل على أن دمج نموذج SARIMA مع GARCH أسهم في تحسين ملاءمة النموذج مقارنة باستخدام نموذج SARIMA منفرداً، وذلك من خلال قيم كل من المتوسط والتباين الشرطي بصورة أكثر كفاءة.

وتتفق هذه النتائج مع ما توصلت إليه [45] ، الذين أوضحوا أن دمج نماذج السلاسل الزمنية مع نماذج GARCH يؤدي إلى تحسين تمثيل تقلبات سرعة الرياح وزيادة دقة التنبؤ. كما تتوافق مع نتائج [26] التي بينت تفوق نموذج ARIMA–GARCH في

التقاط التقلبات الزمنية مقارنة بالنماذج التقليدية، وكذلك مع دراسة [27] التي أثبتت أن النماذج الهجينة SARIMA–GARCH توفر أداءً تنبؤياً أفضل في السلاسل الزمنية البيئية ذات التباين غير الثابت.

8.3 مقارنة الأداء التنبؤي بين نموذج SARIMA والنموذج الهجين SARIMA–GARCH

لتقييم القدرة التنبؤية للنموذجين خارج العينة(Out-of-Sample Forecasting) ، حيث استخدمنا البيانات الممتدة من يناير 1972 إلى ديسمبر 2021 (600 مشاهدة) لتقدير النموذجين، في حين تم تخصيص البيانات من يناير 2022 إلى ديسمبر 2023 (24 مشاهدة) لتقييم الأداء التنبؤي. وتمت مقارنة القيم المتنبأ بها مع القيم الفعلية باستخدام مقاييس الدقة (RMS ، MAE، MAPE)، كما استخدمنا معايير المعلومات (AIC، BIC) للمفاضلة بين النموذجين من حيث جودة المطابقة على كامل سلسلة البيانات الشهرية لسرعة الرياح في منطقة سبها، والجدول (7) يبين نتائج المقارنة.

جدول (7): مقارنة أداء نموذج SARIMA والنموذج الهجينSARIMA-GARCH

المقياس	SARIMA	SARIMA-GARCH	التحسين (%)
AIC	2852.3	2681.5	% 6.0
BIC	2874.1	2709.2	% 5.7
MAE (فترة الاختبار)	2.21	1.94	% 12.2
RMSE (فترة الاختبار)	1.68	1.45	% 13.7
MAPE (فترة الاختبار)	% 12.4	% 8.8	% 29.0

تشير نتائج الجدول (7) إلى تفوق النموذج الهجين SARIMA–GARCH على نموذج SARIMA في جميع معايير المقارنة. بالنسبة لمعايير المعلومات، انخفضت قيمة AIC من 2852.3 إلى 2681.5، كما انخفضت قيمة BIC من 2874.1 إلى 2709.2، وهو ما يدل على أن النموذج الهجين يحقق أفضل نتائج بين جودة المطابقة وعدد المعلمات المقدرة، وبالتالي يمثل السلسلة الزمنية لسرعة الرياح في منطقة سبها بصورة أكثر كفاءة.

أما فيما يتعلق بالأداء التنبؤي خارج العينة، فقد انخفض متوسط الخطأ المطلق (MAE) من 2.21إلى 1.94، محققاً تحسناً بلغت نسبته 12.2%، كما انخفض الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الأخطاء (RMSE) من 1.68 إلى 1.45، بنسبة تحسن بلغت 13.7%، في حين انخفض متوسط نسبة الخطأ المطلق (MAPE) من 12.4% إلى 8.8%، بنسبة تحسن وصلت إلى 29.0%.

وتشير هذه النتائج إلى أن إضافة نموذج GARCH في إطار النموذج الموسمي SARIMA ساهم في تحسين تمثيل التباين الشرطي للسلسلة الزمنية، مما انعكس على زيادة دقة التنبؤ، ولا سيما خلال الفترات التي تشهد ارتفاعاً في تقلبات سرعة الرياح. ويؤكد ذلك أن النماذج التي تقتصر على نمذجة المتوسط الشرطي قد لا تكون كافية عند وجود تباين غير ثابت، في حين يتيح النموذج الهجين تمثيل كل من المتوسط والتباين بصورة متزامنة، الأمر الذي يؤدي إلى تحسين الأداء التنبؤي.

وتتفق هذه النتائج مع ما توصل إليه [24]، الذين بينوا أن نماذج ARMA–GARCH تتفوق على نماذج ARMA التقليدية في نمذجة متوسط وتباين سرعة الرياح، كما تتوافق مع نتائج [45] التي أوضحت أن إدراج مكون GARCHيحسن دقة التنبؤ في بيانات سرعة الرياح ذات التقلبات المرتفعة. كذلك تتسق مع دراسة [26] التي أثبتت تفوق نموذج ARIMA–GARCHعلى النماذج التقليدية في التنبؤ بسرعة الرياح، ومع دراسة [27] التي أوضحت أن النماذج الهجينة SARIMA–GARCH تحقق قيماً أقل لمعايير الخطأ (RMSE و MAPE) مقارنة بنماذج SARIMA المنفردة، مما يعزز كفاءة التنبؤ في السلاسل الزمنية البيئية والهيدرولوجية.

9.3 اختبارات تشخيص النموذج الهجين SARIMA–GARCH

بعد تقدير النموذج الهجين، قمنا بإجراء مجموعة من الاختبارات التشخيصية للتحقق من كفاءة النموذج ومدى تحقق الافتراضات الأساسية لاستخدامه في التنبؤ. وقد شملت هذه الاختبارات فحص الارتباط الذاتي في البواقي المعيارية باستخدام اختبار Ljung–Box، وفحص وجود أي تأثيرات متبقية من نوع ARCH باستخدام اختبار Ljung–Box لمربعات البواقي، بالإضافة إلى اختبار Jarque–Beraللتحقق من طبيعية توزيع البواقي. والجدول (8) يبين نتائج هذه الاختبارات.

جدول (8): تشخيص البواقي المعيارية للنموذج الهجين.

الاختبار	إحصائية الاختبار	القيمة الاحتمالية	النتيجة
Ljung-Box (بواقي) Q(12)	14.23	0.286	لا يوجد ارتباط ذاتي
Ljung-Box $Q^2(12)$	11.87	0.456	لا يوجد تاثير ARCH
Jarque-Bera	2.45	0.294	البواقي تتوزع طبيعيا

تشير نتائج الجدول (8) إلى أن القيمة الاحتمالية لاختبار Ljung–Box للبواقي بلغت 0.286، وهي أكبر من مستوى المعنوية (0.05)، مما يدل على عدم وجود ارتباط ذاتي معنوي في البواقي المعيارية، وهو ما يشير إلى نجاح النموذج في تفسير البنية الخطية للسلسلة الزمنية. كلك بالنسبة لمربعات البواقي فقد بلغت القيمة الاحتمالية لاختبار 0.456، وهي أيضاً غير معنوية، مما يؤكد عدم وجود تأثيرات ARCH بعد تقدير النموذج الهجين، ويشير إلى أن نموذج GARCH نجح في تفسير التباين الشرطي والتقلبات العنقودية في البيانات.

أما اختبار Jarque–Bera فقد أعطى قيمة احتمالية مقدارها 0.294، مما يشير إلى عدم إمكانية رفض فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي، وبالتالي يمكن اعتبار البواقي قريبة من التوزيع الطبيعي، وهو ما يعزز موثوقية الاستدلال الإحصائي للنموذج.

وبناءً على نتائج هذه الاختبارات، يمكن الاستنتاج أن النموذج الهجين SARIMA–GARCH استوفى متطلبات التشخيص الإحصائي، إذ أصبحت البواقي أقرب إلى خصائص الضوضاء البيضاء (White Noise) من حيث عدم وجود ارتباط ذاتي أو تأثيرات ARCH متبقية، الأمر الذي يؤكد ملاءمة النموذج للاستخدام في التنبؤ بسلسلة سرعة الرياح الشهرية لمنطقة سبها.

10.3 التنبؤ بسرعة الرياح للأعوام 2024-2027

بعد التحقق من ملاءمة النموذج الهجين من خلال الاختبارات التشخيصية ومقارنته بالنموذج التقليدي، تم إعادة تقدير النموذج باستخدام كامل السلسلة الزمنية الممتدة من يناير 1972 إلى ديسمبر 2023، بهدف الاستفادة من جميع المعلومات المتاحة قبل إجراء التنبؤات المستقبلية. ثم استُخدم النموذج للتنبؤ بسرعة الرياح الشهرية لمدة 48 شهراً (من يناير 2024 إلى ديسمبر 2027)، مع حساب فترات الثقة عند مستوى(95%) . والجدول (9) يبين متوسطات سرعة الرياح السنوية المتوقعة وحدود فترات الثقة المقابلة لها.

جدول (9): متوسط سرعة الرياح السنوية المتوقعة بفترة ثقة 95%.

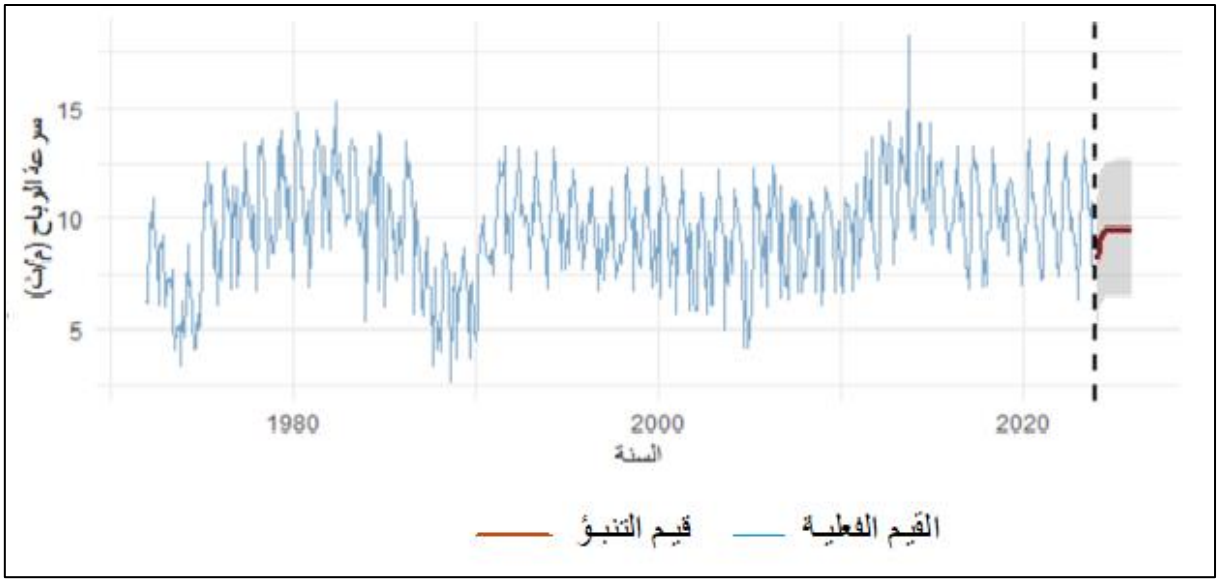
السنوات	القيمة المتوقعة لمعدل سرعة الرياح (م/ث)	فترة الثقة للتنبؤ (95%)	
		القيمة الدنيا	القيمة القصوى
2024	9.73	7.91	11.55
2025	9.51	7.46	11.82
2026	9.62	7.18	12.06
2027	9.38	6.84	12.38

تشير النتائج الواردة في الجدول (9) إلى أن متوسط سرعة الرياح السنوي المتوقع خلال الفترة (2024–2027) يتراوح بين 9.38و 9.73 م/ث، دون ظهور اتجاه تصاعدي أو تنازلي خلال أفق التنبؤ. وهذا يدل على استمرار النمط الإحصائي الذي أظهرته بيانات السلسلة الاصلية، حيث بقيت متوسطات سرعة الرياح متقاربة مع استمرار التأثير الموسمي الذي بينه النموذج الهجين.

كما يتضح من التنبؤات الشهرية استمرار النمط الموسمي نفسه، إذ من المتوقع أن تسجل أشهر مارس وأبريل ومايو أعلى قيم لسرعة الرياح خلال سنوات التنبؤ، وهو ما يتفق مع الخصائص المناخية المعروفة لمنطقة جنوب ليبيا المرتبطة بنشاط رياح الربيع (القبلي)، كما أشارت إليه الدراسات السابقة في المنطقة [28، 30، 49، 50، 51، 52].

وفي نفس السياق يلاحظ اتساع حدود فترات الثقة تدريجياً مع زيادة أفق التنبؤ، حيث ارتفع عرض فترة الثقة من 1.82± م/ث في عام 2024 إلى حوالي 2.77± م/ث في عام 2027. ويعكس ذلك الزيادة الطبيعية في عدم اليقين المصاحب للتنبؤات بعيدة المدى، إضافة إلى استمرارية التباين الشرطي التي يبينها نموذج GARCH، وهو ما يجعل التنبؤات قصيرة الأجل أكثر دقة وموثوقية مقارنة بالتنبؤات ذات الآفاق الزمنية الأطول، وهي نتيجة تتفق مع ما توصل إليه[24، 27، 45] في دراساتهم حول النماذج الهجينة.

ويبين الشكل (4) أن النموذج الهجين أظهر قدرته على المحافظة على النمط الموسمي التاريخي للسلسلة مع تمثيل مناسب لمستوى عدم اليقين المصاحب للتنبؤ، من خلال عرض فترات الثقة حول القيم المتوقعة. وتعتبر هذه النتيجة إحدى أهم مزايا دمج نموذج GARCHمع نموذج SARIMA، وهذا يبين دوره في تحسين دقة التنبؤ، ويوفر أيضاً تقديراً ديناميكياً للتباين الشرطي، الأمر الذي يزيد من موثوقية التنبؤات المستقبلية، خاصة عند استخدامها في تخطيط مشاريع طاقة الرياح وإدارة المخاطر المرتبطة بتقلب سرعة الرياح.



المصدر: مخرجات برنامج R

الشكل (4) المنحنى الزمني باستخدام النموذج الهجين للقيم الفعلية والتنبؤات، مع منطقة فترة الثقة الرمادية

4. الاستنتاجات والتوصيات

1.4 الاستنتاجات

هدفت هذه الدراسة إلى تطبيق وتقييم نموذج هجين يجمع بين النموذج الموسمي المضاعف SARIMAونموذج GARCHللتنبؤ بسرعة الرياح الشهرية في منطقة سبها، اعتماداً على سلسلة زمنية طويلة امتدت من يناير 1972 إلى ديسمبر 2023. وقد أظهرت النتائج عدداً من الاستنتاجات الرئيسية، يمكن تلخيصها فيما يأتي:

- أظهرت السلسلة الزمنية لسرعة الرياح خصائص إحصائية تتمثل في وجود ظاهرة موسمية سنوية واستقرار في المتوسط بعد إجراء الفرق الموسمي المناسب، في حين كشفت اختبارات ARCH-LMعن وجود تباين غير ثابت وتقلبات عنقودية في بواقي نموذج SARIMA، مما يوجب استخدام نموذج GARCHلنمذجة التباين الشرطي .
- أثبت النموذج الهجين SARIMA(1,0,1)(1,1,0)$_{12}$–GARCH(1,1) كفاءة أعلى من نموذج SARIMAالتقليدي، إذ حقق قيماً أقل لمعايير AIC وBIC، كما انخفضت أخطاء التنبؤ خارج العينة، حيث تحسن MAEبنسبة 12.2%، و RMSEبنسبة 13.7%، و MAPE بنسبة 29.0%، مما يؤكد أهمية نمذجة التباين الشرطي عند التنبؤ بالسلاسل الزمنية المناخية ذات التقلبات غير المنتظمة.
- بينت معاملات النموذج الهجين أن تأثير استمرارية التقلبات (β = 0.659) يفوق تأثير الصدمات الآنية(α = 0.281) ، في حين بلغ مجموع المعاملين (α + β = 0.94) وهو أقل من الواحد الصحيح، مما يؤكد تحقق شرط استقرار النموذج واستمرار أثر التقلبات لفترات زمنية متعاقبة قبل أن يتلاشى تدريجياً .
- أظهرت الاختبارات التشخيصية للبواقي المعيارية عدم وجود ارتباط ذاتي أو تأثيرات ARCH متبقية، كما تميزت البواقي بخصائص الضوضاء البيضاء، وهو ما يؤكد أن النموذج الهجين نجح في تمثيل كل من المتوسط الشرطي والتباين الشرطي للسلسلة الزمنية، وبالتالي يمكن الاعتماد عليه في التنبؤ .
- أشارت التنبؤات المستقبلية للفترة 2027–2024 إلى استمرار النمط الموسمي لسرعة الرياح مع استقرار المتوسط السنوي المتوقع بين 9.38و 9.73م/ث، دون ظهور اتجاه واضح خلال فترة التنبؤ، مع اتساع تدريجي لفترات الثقة نتيجة زيادة عدم اليقين المرافق للتنبؤات بعيدة المدى .

تبين أن دمج نموذج GARCH مع SARIMA لا يقتصر فقط على تحسين دقة التنبؤ، وإنما يوفر أيضاً تقديراً ديناميكياً للتباين الشرطي وعدم اليقين المصاحب للتنبؤات، وهو ما يزيد من القيمة التطبيقية للنموذج في مجالات تخطيط مشروعات طاقة الرياح وإدارة المخاطر المرتبطة بتقلب سرعة الرياح.

2.4 التوصيات العملية ومقترحات الدراسات المستقبلية

بناء على النتائج التي توصلت إليها الدراسة، يوصى بما يلي:

1. استخدام النموذج الهجين SARIMA–GARCH كأداة مساندة للتنبؤ بسرعة الرياح في مراكز الأرصاد الجوية، لما أظهره من قدرة عالية على تحسين دقة التنبؤ مقارنة بالنماذج التقليدية .
2. توسيع نطاق الدراسة مستقبلاً ليشمل بيانات من عدة محطات أرصاد في جنوب ليبيا وبقية المناطق الليبية، بهدف تقييم التباين المكاني لسرعة الرياح وبناء نماذج تنبؤية على المستوى الإقليمي .
3. دراسة كفاءة نماذج التباين غير المتماثل مثل EGARCH وTGARCH (GJR-GARCH) لمقارنة أدائها مع نموذج GARCH(1,1)، خاصة في حالة وجود تأثيرات غير متماثلة للصدمات .
4. دمج المتغيرات المناخية المؤثرة مثل درجة الحرارة والضغط الجوي والرطوبة ضمن نماذج ARIMAX–GARCH أو VAR–GARCH لتحسين القدرة التفسيرية والتنبؤية للنماذج .
5. الاستفادة من التنبؤات الموسمية لسرعة الرياح في دعم تخطيط مشاريع الطاقة المتجددة، وأنظمة الإنذار المبكر بالعواصف الترابية، وإدارة المخاطر البيئية في المناطق الصحراوية.

3.4 حدود الدراسة

على الرغم من النتائج التي توصلت إليها الدراسة، فإنها تخضع لجملة من القيود التي ينبغي أخذها في الاعتبار، ومن أهمها:

- اعتمدت الدراسة على بيانات محطة أرصاد واحدة بمنطقة سبها، الأمر الذي قد لا يعكس بصورة كاملة التباين المكاني لسرعة الرياح في جنوب ليبيا، مما يستدعي إجراء دراسات تعتمد على بيانات متعددة المحطات .
- اقتصر التحليل على نموذج GARCH(1,1) الذي يفترض تماثل تأثير الصدمات الموجبة والسالبة في التباين الشرطي، في حين قد توفر النماذج غير المتماثلة مثل EGARCH و GJR-GARCH تمثيلاً أدق للسلاسل الزمنية التي تتأثر بصدمات غير متماثلة والتحسين من دقة التنبؤ .
- اعتمدت الدراسة على القيم التاريخية لسرعة الرياح الشهرية بمنطقة سبها فقط، دون إدراج متغيرات مناخية مفسرة مثل درجة الحرارة والضغط الجوي والرطوبة النسبية، والتي قد تسهم في تحسين القدرة التفسيرية والتنبؤية للنموذج .
- اقتصرت فترة التنبؤ على أربع سنوات (2024–2027)، وهي مناسبة للتنبؤات قصيرة ومتوسطة الأجل، إلا أن التنبؤات بعيدة المدى قد تتطلب نماذج تأخذ في الاعتبار التغيرات المناخية بعيدة الأجل والسيناريوهات المستقبلية.

5. المراجع

[1] شرميط، نهلة محمد .(2010). استخدام التحليل الإحصائي لبيانات المناخ الدالية، دراسة تطبيقية [رسالة ماجستير غير منشورة]. الأكاديمية الليبية، طرابلس، ليبيا.

[2] Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC]. (2022). *Climate change 2022: Impacts, adaptation and vulnerability*. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/9781009325844

[3] Milad, S., Milićević, S., & Katić, V. A. (2023). Comparative Analysis of Wind Speed Distribution Models: A Case Study of Libya. In *2023 10th International Conference on Electrical, Electronic and Computing Engineering (IcETRAN)* (pp. 1-6). IEEE. https://doi.org/10.1109/IcETRAN59631.2023.10392177

[4] Alharbi, F. R., & Csala, D. (2021). Wind speed forecasting using statistical and machine learning methods: A case study in Saudi Arabia. *Energy Reports,7, 452–462. https://doi.org/10.1016/j.egyr.2021.01.007*

[5] Rachid, M., Said, D., & Boumédiène, B. (2012). Wind Characteristics Analysis for Selected Site in Algeria. *International Journal of Computer Applications, 56*, 39-46.

[6] Bodlal, H. M. (2016). Analysis of solar and wind energy potential in Libyan desert. *Journal of Arid Environments*, 124, 15-22. https://doi.org/10.1016/j.jaridenv.2015.07.012

[7] Elmabruk, A. M., Aleej, F. A., & Badii, M. M. (2014). Estimation of wind energy in Libya. In *2014 5th International Renewable Energy Congress (IREC)* (pp. 1-6). IEEE. https://doi.org/10.1109/IREC.2014.6826947

[8] El-Osta, A., & Khalifa, J. (1997). Wind energy potential in Libya: A survey. Renewable Energy, 11(4), 435-449. https://doi.org/10.1016/S0960-1481(97)00020-X

[9] Bunnag, T. (2024). Forecasting PM10 caused by Bangkok's leading greenhouse gas emission using the SARIMA and SARIMA-GARCH model. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 14(1), 418-426. https://doi.org/10.32479/ijeep.14845

[10] Sharma, S. K., & Ghosh, S. (2016). Short-term wind speed forecasting: Application of linear and non-linear series models. *International Journal of Green Energy*, 13(14), 1490–1500. https://doi.org/10.1080/15435075.2016.1212200

[11] Poon, S. H., & Granger, C. W. J. (2003). Forecasting volatility in financial markets: A review. *Journal of Economic Literature*, 41(2), 478-539. https://doi.org/10.1257/002205103765762743

[12] Bera, A. K., & Higgins, M. L. (1993). ARCH Models: Properties, Estimation and Testing. *Journal of Economic Surveys, 7(4), 305–366.* https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1993.tb00170.x

[13] Ewing, B.T., Kruse, J.B. and Schroeder, J.L. (2006), Time series analysis of wind speed with time-varying turbulence. Environmetrics, 17, 119-127. https://doi.org/10.1002/env.754

[14] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Economic Surveys,31(3), 307-327*. https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1

[15] Francq, C., & Zakoïan, J. M. (2019). *GARCH models: Structure, statistical inference and financial applications* (2nd ed.). Wiley. https://doi.org/10.1002/9781119540348

[16] Modarres, R., & Ouarda, T. B. (2013). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity modelling of hydrologic time series. *Hydrological Processes*, *27(22), 3174-3191*. https://doi.org/10.1002/hyp.9415

[17] Chang, X., Gao, M., Wang, Y., & Hou, X. (2012). Seasonal autoregressive integrated moving average model for precipitation time series. *Journal of Mathematics & Statistics, 8(4), 500-505*. https://doi.org/10.3844/jmssp.2012.500.505

[18] Hung, W., & Hongxing, W. (1980). ARIMA Seasonal of Time Series and its Application to Long Range Weather Forecasting. In *WMO Symposium on Probabilistic and Statistical Methods in Weather Forecasting*.

[19] Tyass, I., Bellat, A., Raihani, A., Ansouri, K., & Khalili, T. (2022). Wind Speed Prediction Based on Seasonal ARIMA model. *E3S Web of Conferences*, 336, 00034. https://doi.org/10.1051/e3sconf/202233600034

[20] Saker, G. M. (2021). Evaluating ARIMA models for meteorological data in North Africa. *Arabian Journal of Geosciences*, 14(8), 600-615. https://doi.org/10.1007/s12517-021-07003-w

[21] Cryer, J. D., & Chan, K. S. (2008). *Time series analysis: With applications in R* (2nd ed.). Springer. https://doi.org/10.1007/978-0-387-75959-3

[22] Box, G. E. P., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C., & Ljung, G. M. (2015). *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (5th ed.). John Wiley & Sons. https://doi.org/10.1002/9781118619193

[23] Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007. https://doi.org/10.2307/1912773

[24] Ghalanos, A. (2022). *rugarch: Univariate GARCH models* (R package version 1.4.9) [Computer software]. CRAN. https://cran.r-project.org/package=rugarch

[25] Tsay, R. S. (2010). *Analysis of financial time series* (3rd ed.). Wiley. https://doi.org/10.1002/9780470644560

[26] Hussin, N. H., Yusof, F., & Norrulashikin, S. M. (2021). Forecasting Wind Speed in Peninsular Malaysia: An Application of ARIMA and ARIMA-GARCH Models. *Pertanika Journal of Science & Technology*, 29(1), 343-362. https://doi.org/10.47836/pjst.29.1.19

[27] Liu, H., Tian, H. Q., & Li, Y. F. (2016). Comparison of two new ARIMA-ARCH and ARIMA-GARCH type copula approach for agricultural price forecasting. *Statistics and Applications*, 23(1), 197-216.

[28] Liu, H., Erdem, E., & Shi, J. (2011). Comprehensive evaluation of ARMA-GARCH(-M) approaches for modeling the mean and volatility of wind speed. *Applied Energy*, 88(3), 724-732. https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2010.09.028

[29] Ling, S., & McAleer, M. (2003). Asymptotic theory for a vector ARMA-GARCH model. *Econometric Theory*, 19(2), 280-310. https://doi.org/10.1017/S0266466603192092

[30] Hussin, N. H., Yusof, F., & Norrulashikin, S. M. (2023). A comparative study of ARIMA-GARCH model and artificial neural network model for wind speed forecasting. *AIP Conference Proceedings*, 2500(1), 020009. https://doi.org/10.1063/5.0116189

[31] Pandey, P. K., Tripura, H., & Pandey, V. (2019). Improving prediction accuracy of rainfall time series by hybrid SARIMA-GARCH modeling. *Natural Resources Research*, 28(3), 1125-1138. https://doi.org/10.1007/s11053-018-9436-0

[32] Abdelkarim, A. S., Danardono, D., Himawanto, D. A., & Atia, H. M. (2014). Analysis of wind speed data in East of Libya. *International Journal of Engineering Research & Technology (IJERT)*, 3(12), 800-805.

[33] محمد امراجع محمد وعلي خير صابر (2018). استخدام النموذج الموسمي المضاعف للتنبؤ بدرجات الحرارة الشهرية: دراسة حالة: مدينة طرابلس بشمال غرب ليبيا .*مجلة جامعة سبها للعلوم البحتية والتطبيقية*، 17(2)، 83-93.

[34] Almabrouk, A. R. (2019). Wind speed distribution in Fezzan region. *Libyan Journal of Science*, 29, 112-125.

[35] AccuWeather. (n.d.). *Satellite weather map of Sabha, Libya*. Retrieved January 15, 2026, from https://www.accuweather.com/ar/ly/sabha/230181/satellite/230181

[36] R Core Team. (2023). *R: A language and environment for statistical computing* (Version 4.3.1) [Computer software]. R Foundation for Statistical Computing. https://www.R-project.org/

[37] Hyndman, R. J., & Khandakar, Y. (2008). Automatic time series forecasting: The forecast package for R. *Journal of Statistical Software*, 27(3), 1-22. https://doi.org/10.18637/jss.v027.i03

[38] Boshnakov, G. N., & Halliday, J. (2025). *Sarima: Simulation and Prediction with Seasonal ARIMA Models* (Version 0.9.5) [R package]. CRAN. https://cran.r-project.org/package=sarima

[39] Vandaele, W. (1983). *Applied Time Series and Box-Jenkins Models*. John Wiley & Sons.

[40] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, *19(6), 716-723*. https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705

[41] Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335

[42] Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178. https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y

[43] Brockwell, P. J., & Davis, R. A. (1991). *Time Series: Theory and Methods* (2nd ed.). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4419-0320-4

[44] Schwert, G. W. (1989). Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(2), 147-159. https://doi.org/10.1080/07350015.1989.10509723

[45] Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607. https://doi.org/10.1093/biomet/71.3.599

[46] Dritsaki, C. (2018). The Performance of Hybrid ARIMA-GARCH Modeling and Forecasting Oil Price. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(3), 14-21.

[47] Qasim, T. B., Ali, H., Malik, N., & Liaquat, M. (2021). Forecasting Inflation Applying ARIMA Model with GARCH Innovation: The Case of Pakistan. *Journal of Accounting and Finance in Emerging Economies*, 7(2), 313-324. https://doi.org/10.26710/jafee.v7i2.1703

[48] Méndez-Gordillo, A. R., Campos-Amezcua, R., & Cadenas, E. (2022). Wind speed forecasting using a hybrid model considering the turbulence of the airflow. *Renewable Energy*, 196(c),422-431. https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.06.147

[49] Taoussi, B., Boudia, S. M., & Mazouni, F. S. (2025). Wind speed forecasting using univariate and multivariate time series models. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 39(2), 547-579. https://doi.org/10.1007/s00477-024-02881-2

[50] Manjunatha, B., Paul, R. K., Ramasubramanian, V., Kumar, A., Paul, M. Y., Ray, M., ... & Deb, C. K. (2025). A hybrid ARIMA-GARCH type copula approach for agricultural price forecasting. *Statistics and Applications*, 23(1), 197-216.

[51] Shreif, H. ., El-Osta, W., & Yagub, A. (2019). Wind Resource Assessment for southern part of Libya: Case Study of Hun. *Solar Energy and Sustainable Development Journal*, *8*(1), 12–33. https://doi.org/10.51646/jsesd.v8i1.18

[52] Alowaa, M. I., Hossin, M. A., Said, H. A. H., Othman, O. A., & Wadan, M. I. (2025). Comparative Assessment of Wind Energy Resources Using NASA data and meteorological station Measurements, A Case Study of Sebha city, Libya. *Journal of Emerging Technologies and Innovative Research. 12(12), 408-430.*

Forecasting Monthly Wind Speed in the Sabha Region, Southwestern Libya, Using the Hybrid Seasonal SARIMA–GARCH Model During the Period 1972–2023

Mohamed Amraja Mohamed, Aissa OmarAssrhani

Department of Statistics, Faculty of Sciences, University of Sebha, Sebha, Libya

Article information

Key words

Wind speed forecasting; Hybrid SARIMA-GARCH model; Time series analysis; Volatility clustering; Sustainable energy planning.

Received 28 06 2026, Accepted 18 07 2026, Available online 19 06 2026

Abstract

Wind speed forecasting plays a crucial role in the planning and operation of renewable energy systems, particularly in arid regions with high wind energy potential. This study develops a hybrid Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (SARIMA–GARCH) model to forecast monthly wind speed in the Sabha region, southwestern Libya, using 624 monthly observations recorded between January 1972 and December 2023. The SARIMA component was employed to capture the seasonal and linear structure of the series, whereas the GARCH component modeled conditional heteroskedasticity and volatility clustering in the residuals.

Following stationarity testing and confirmation of significant ARCH effects, the hybrid SARIMA$(1,0,1)(1,1,0)_{12}$–GARCH(1,1) model was estimated using the maximum likelihood method. Out-of-sample evaluation based on data from 2022–2023 demonstrated that the hybrid model outperformed the conventional SARIMA model, reducing the Akaike Information Criterion (AIC) by 6% and the Mean Absolute Percentage Error (MAPE) by 29%. All estimated parameters were statistically significant, confirming model adequacy and volatility persistence.

Forecasts for 2024–2027 indicate that the annual mean wind speed is expected to range from 9.38 to 9.73 m s^{-1}, while maintaining the observed seasonal pattern. The findings demonstrate that the proposed hybrid model provides reliable and accurate forecasts, supporting wind energy planning and operational decision-making in southern Libya.