

عنوان البحث

**استخدام نماذج بوكس – جينكز للتنبؤ بالإنتاج الكلي للصبغ العربي في السودان
خلال الفترة 1970-2019م**

د. انور الزين بابكر مصطفى¹

¹ أستاذ مساعد بقسم العلوم المالية والبنكية كلية المجتمع بمحايل عسير – جامعة الملك خالد – أستاذ مساعد بقسم الإحصاء
– كلية الاقتصاد والعلوم السياسية – جامعة امدرمان الإسلامية.
بريد الكتروني: anowrbab1976@gmail.com

تاريخ القبول: 2021/03/18م

تاريخ النشر: 2021/04/01م

المستخلص

يعتبر التنبؤ أهم أدوات اتخاذ القرار وعملية التخطيط للمستقبل، لذا تناول البحث التنبؤ بإنتاج الصمغ العربي الكلي في السودان لمساعدة الجهات المختصة بإنتاج وتصدير الصمغ العربي في وضع الخطط والبرامج التي تحقق الاستفادة القصوى من الانتاج لتعظيم العائد من الانتاج. هدفت البحث الى بناء نموذج رياضي يمكن من التنبؤ بإنتاج الصمغ العربي الكلي في السودان وتطبيق نماذج السلاسل الزمنية في التنبؤ بإنتاج الصمغ العربي الكلي بالسودان. استخدم البحث المنهج الوصفي التحليلي واعتمد على بيانات ثانوية تم جمعها من الهيئة القومية للغابات خلال الفترة (1970-2019) م ، وتم تحليلها باستخدام نماذج السلاسل الزمنية. توصل البحث إلى عدد من النتائج أهمها: أن السلسلة الزمنية لإنتاج الصمغ العربي الكلي في السودان خلال الفترة (1970-2019) غير ساكنة، وان القيم التنبؤية للسلسلة الزمنية متزايدة مع الزمن، كما أن النموذج المناسبة للتنبؤ بإنتاج الصمغ العربي الكلي في السودان هو: $ARIMA(1.1.1)$ ، وتوصل البحث ايضا إلى عدد من التوصيات أهمها: على الجهات المختصة بإنتاج الصمغ العربي في السودان استخدام النموذج الذي تم التوصل اليه في التنبؤ بقيمة الانتاج الكلي في السودان مستقبلاً و ضرورة بناء خطط الانتاج والصادر للصبغ العربي بناء على وسائل علمية دقيقة تؤدي الى واقعية الخطط ودقتها.

الكلمات المفتاحية: الإنتاج - التنبؤ - الصمغ العربي - نماذج - السلاسل الزمنية

RESEARCH ARTICLE

USED BOX-JENKINS MODELS TO FORECASTING TOTAL PRODUCTION OF GUM ARABIC IN SUDAN DURING THE PERIOD 1970-2019**Dr.. Anwar Al-Zein Babaker Mustafa¹**

¹ Assistant Professor, Department of Banking and Financial Sciences, Community College in Mahayel Asir - King Khalid University - Assistant Professor, Department of Statistics - College of Economics and Political Science - Omdurman Islamic University.

Email: anowrbab1976@gmail.com

Published at 01/04/2021**Accepted at 18/03/2021****Abstract**

Prediction is the most important decision-making tools and planning process for the future. Therefore, the research dealt with forecasting the production of total gum Arabic in Sudan to assist the competent authorities in producing and exporting gum Arabic in developing plans and programs that achieve maximum benefit from production to maximize the return from production. The research aimed to build a mathematical model that enables the forecasting of total gum production in Sudan and the application of time series models in forecasting the production of total gum Arabic in Sudan. The research used the descriptive analytical method and relied on secondary data collected from the National Forest Authority during the period (1970-2019), and was analyzed using time series models. The study reached a number of results, the most important of which is that the time series for total Arab gum production in Sudan during the period (1970-2019) is not stationary, and the forecasting values of the time series are increasing with time, and the best model for forecasting the production of total gum Arabic in Sudan is: (1.1.1) ARIMA, and the study also reached a number of recommendations, the most important of which are: The authorities responsible for producing Gum arabic in Sudan Using the model reached in forecasting the value of total production in Sudan in the future and the necessity of building production plans issued for gum arabic based on accurate scientific methods that lead to the realism and accuracy of the plans.

Key Words: production- forecasting- gum Arabic- models- time series

1. **مقدمة :** يعتبر الصمغ العربي من أهم المنتجات الغابية التي يعتمد عليها السودان في صادراته ، وللسودان ميزة نسبية في انتاجه لما يتمتع به من موقع استراتيجي ومساحات واسعة في كردفان ودارفور والنيل الازرق وسنار والنيل الابيض ، بالإضافة الي طبيعة المناخ التي تساعد على نمو الاشجار والانتاج ، وعلى الرغم من ذلك نجد ان السودان لم يستفد من هذه الميزات في زيادة الانتاج والتوسع في المساحات الغابية في مختلف الولايات ، ووفقاً للإحصاءات مجلس الصمغ العربي فان السودان يصدر اكثر من 90% من احتياجات العالم من الصمغ العربي الذي يدخل في عدد من الصناعات الغذائية والدوائية المهمة مما جعل للمنتج أهمية قصوى على المستوى الدولي والاقليمي .

2. **مشكلة البحث :** على الرغم من الميزة النسبية التي يتمتع بها السودان في انتاج الصمغ العربي الا أن الانتاج ظل متذبذب خلال الفترة (1970-2019) وذلك نسبة لعدم وجود خطة استراتيجية لتطوير الانتاج ، ولبناء الخطط والبرامج التي تساعد على تطوير الانتاج والاستفادة القصوى من العائد بالعملات الاجنبية لابد من ايجاد توقعات وتنبؤات حول اتجاه الانتاج والصادر والاسعار في المستقبل يمكن الحصول عليها من خلال آلية علمية دقيقة تعتمد على نماذج رياضية معنوية المعالم ودقيقة التنبؤات .

3. **أهمية البحث :** تكمن أهمية البحث من كونه يوفر آلية علمية دقيقة تمكن الجهات المختصة بإنتاج وتصدير الصمغ العربي من ايجاد التنبؤات الدقيقة بإنتاج الصمغ خلال المستقبل ، مما يمكنها من بناء الخطط والبرامج التي تؤدي إلي تطوير الانتاج والصادر والاستفادة القصوى من المنتج خلال السنوات القادمة.

4. **اهداف البحث:** يهدف البحث الي:

1. بناء نماذج رياضية تمكن من التنبؤ بالإنتاج الكلي للصمغ العربي بالسودان في السنوات القادمة.
2. التعرف على الاتجاه العام للإنتاج الكلي للصمغ العربي في السودان خلال الفترة (1970-2019)م.
3. التعرف على الاتجاه العام للتنبؤ بالإنتاج الكلي للصمغ العربي في السودان خلال الفترة (2020-2030)م.

5. **فروض البحث:** يحتوي البحث على عدد من الفروض هي :

1. أن السلسلة الزمنية لإنتاج الصمغ العربي الكلي في السودان خلال الفترة (1970-2019) م ساكنة.
2. أن التنبؤات بالإنتاج الكلي للصمغ العربي في السودان لها اتجاه عام متزايد مع الزمن خلال الفترة (2020-2030) م.
3. أن هنالك نموذج رياضية يناسب بيانات السلسلة الزمنية للإنتاج الكلي للصمغ العربي بالسودان خلال الفترة (1970-2019) م.

6. **منهج البحث:** يعتمد البحث على المنهج الوصفي التحليلي حيث يتم استخدام الجانب الوصفي في الرسومات البيانية والاحصاءات الوصفية للسلسلة الزمنية للإنتاج الكلي للصمغ العربي في السودان ، فيما يتم استخدام الجانب التحليلي في بناء النماذج الرياضية وفحص معنوية معلماتها ودقة تنبؤاتها .

7. **مصادر البيانات:** اعتمد البحث على بيانات ثانوية تم الحصول عليها من شركة الصمغ العربي والهيئة القومية للغابات تمثلت في الانتاج الكلي للصمغ العربي في السودان خلال الفترة (1970-2018) م.

8. الدراسات السابقة:

دراسة أمين محمد: "التحليل الإحصائي للرطوبة النسبية لمدينتي الخرطوم والفاشر 2010م"، 2014م، جامعة النيلين: هدفت الدراسة إلى تحليل السلسلة الزمنية في كل من مدينة الخرطوم والفاشر في مجال التكرار بهدف معرفة ما إذا كانت هناك أي تغيرات موسمية أو اتجاه عام وتحليل كل من السلسلتين في مجال الزمن بهدف الوصول لنموذج يصف الرطوبة النسبية ويمكن من التنبؤ المستقبلي لها اتبعت المنهج التحليلي باستخدام طرق التفكير التقليدية ونماذج بوكس جينكز. ومن أهم النتائج التي توصلت إليها: - تؤكد كل من طريقة التفكير أن الرطوبة النسبية في كل من الخرطوم والفاشر تخضع لتأثيرات موسمية تتكرر كل 12 شهر تمثل أشهر يوليو وأغسطس وسبتمبر أعلى رطوبة نسبية وأبريل أقل رطوبة نسبية في المدينتين. الرطوبة النسبية في الخرطوم يمكن تمثيلها بنموذج ARIMA وفي الفاشر بالنموذج الموسمي. وخرجت الدراسة بعدد التوصيات أهمها: يمكن للجهات ذات العلاقة مثل دائرة الارصاد الجوي الاستفادة من النماذج التي تم التوصل اليها لتمثيل الرطوبة النسبية، الاستفادة من الدليل الموسمي للرطوبة النسبية التي تم الوصول اليه في كل من الخرطوم والفاشر في تحديد توقعات الرطوبة النسبية بهما وإخطار المزارعين وتجار المحاصيل في ايام الحصاد والتخزين بهما لوضع الاحتياطات اللازمة.

دراسة سوسن اسماعيل: "التحليل الإحصائي لسعر الصرف الإحصائي في السودان في الفترة 1970-2006م باستخدام ARIMA"، 2013م جامعة النيلين: هدفت إلى تحليل سعر الصرف عبر ثلاث سياسيات تثبيت سعر الصرف ثم تخفيضه والتحرير الاقتصادي يواصل سعر الصرف في الثبات حتى يمكن ربط العملة الوطنية بسله من العملات، اتبعت الدراسة نوعين من المناهج العلمية هو المنهج الوصفي والتحليلي الإحصائي وتوصلت إلى النتائج التالية: - يمكن الوثوق بالتنبؤ باستخدام تحليل نماذج ARIMA، يتطلب التحليل استخدام التمهيد الأساسي أضاف للأثر الموسمي للحصول علي نتائج أدق وخرجت الدراسة بعدد من التوصيات أهمها: جذب موارد النقد الأجنبي في السوق، تسهيل تسعير السلع التي يتم تمويلها في السوق .

دراسة عثمان نقار ومنذر عواد: "منهجية بوكس وجينكز في تحليل السلاسل الزمنية والتنبؤ دراسة تطبيقية على اعداد تلاميذ الصف الاول مرحله الاساس في سوريه (2000-2009)" جامعة دمشق: هدفت الى اختبار امكانيه تطبيق الاسلوب الحديث في تحليل السلاسل الزمنية في التنبؤ بأعداد التلاميذ ووضع نموذج قياسي للتنبؤ بأعداد التلاميذ. ومن اهم النتائج التي توصل اليها :تشكل سلسلة أعداد المنتسبين إلى الصف الأول من التعليم الأساسي وتبين من مقارنه نماذج التحليل الحديث المبينة على منهجية بوكس وجنكز وان النموذج الافضل من بين النماذج التي وضعت في هذا البحث التنبؤ بأعداد المنتسبين بصف الاول مرحله اساس.

دراسة: أبوذر يوسف على (2014م) "استخدام نماذج بوكس-جينكز بإنتاج المحاصيل الرئيسة في سوق محاصيل الابيض ، هدفت الدراسة الي : تحديد أهم الاساليب الاحصائية المناسبة للتنبؤ بإنتاج المحاصيل في سوق محاصيل الابيض ، بناء نماذج رياضية مناسبة للتنبؤ، استخدمت الدراسة المنهج الوصفي التحليلي واعتمدت على بيانات ثانوية، توصلت الدراسة الي عدد من النتائج هما : ان النماذج المناسبة للتنبؤ بالمحاصيل هي : الصمغ العربي (ARIMA(1,1,0) ، حب البطيخ (ARIMA(0,0,1) ، الكركدي (ARIMA(0,1,1) والسهم ARIMA(1,1,0) ، وقد خلصت الدراسة الي عدد من التوصيات أهمها : استخدام النماذج التي تم التوصل اليها

في عملية التنبؤ بالإنتاج مستقبلا من قبل الجهات المختصة.
دراسة : منوفى موسى على احمد (2017)م : " دراسة مقارنة للتنبؤ بإنتاج الصمغ العربي باستخدام نموذجي تحليل الانحدار والشبكات العصبية الاصطناعية ، هدفت الدراسة الي مقارنة كفاءة اسلوب الانحدار المتعدد والشبكات العصبية الاصطناعية في التنبؤ ، استخدمت الدراسة المنهج الوصفي التحليلي واعتمدت على بيانات ثانوية، توصلت الدراسة الي عدد من النتائج اهمها : ان استخدام الانحدار المتعدد في التنبؤ يكون مناسب اذا كانت السلسلة الزمنية ليست طويلة بصورة كافية ، وقد خلصت الدراسة الي عدد من التوصيات اهمها : ضرورة الاهتمام بإزالة تأثير المتغيرات المختلفة من بيانات السلاسل الزمنية قبل تطبيق اسلوب الشبكات العصبية او الانحدار الخطي المتعدد.

9. الاطار النظري : نماذج السلاسل الزمنية(ARIMA) :

نموذج الانحدار الذاتي :

في طريقة الانحدار الذاتي AR تعتمد قيمة متغير ما في الفترة الحالية Y_t علي قيمة نفس المتغير في الفترات السابقة $(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-n})$ لذلك يطلق علي هذا النموذج تسمية الانحدار الذاتي ، لان قيمته في الفترات السابقة .

1-نموذج الانحدار الذاتي للرتبة الاولى (AR(1).

يصف هذا النموذج تغير قيم Y_t لوحدة واحدة Y_{t-1} ، ويمكن صياغة نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى بالمعادلة الاتية:

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \dots \dots \dots (1)$$

حيث ان :

ϕ_1 معلمة الانحدار الذاتي التي يجب تقديرها..

ϕ_0 ثابت معامل الانحدار الذاتي.

Y_{t-1} المشاهدات السابقة للسلسلة الزمنية Y_t .

e_t المتغيرات العشوائية التي يفترض ان تكون مستقلة وتتبع التوزيع الطبيعي بوسط حسابي = صفر، وتباين ϕ^2 . ويمكن كتابة نموذج الانحدار الذاتي بدلالة معامل التأخير علي النحو الاتي :

$$(1 - \phi\beta)Y_t = e_t \dots \dots \dots (2)$$

كما أن معلمة الانحدار الذاتي ϕ_1 يجب ان يستوفي شرط الاستقرار عندما تقع قيمتها داخل دائرة الوحدة، اي داخل دائرة نصف قطرها واحد $(-1 < \phi < 1)$ ، فعندما تكون $\phi > 1$ عندها يكون شكل الارتباط الذاتي متناقصا بشكل اسي (هندسي) مغيرا اشارته عند كل تاخير .

ومعادلة الارتباط الذاتي P_k لنموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى (AR(1)

$$P_k = \phi P_{k-1} \dots \dots \dots (3)$$

عندما $K > 0$

اما معامل دالة الارتباط الذاتي الجزئي P_{kk} تكون مساوية لمعلمة الانحدار الذاتي (AR(1) ومعاملات الارتباط الجزئي الاخرى تساوي صفرًا. (محمد، 2005)

2- نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الثانية AR(2) :

عند اضافة معلمة انحدار ذاتي جديدة الي نموذج الانحدار من الرتبة الاولي AR(1) تصبح المعادلة معادلة انحدار ذاتي من الرتبة الثانية AR(2) بالصيغة الاتية :

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + e_t \dots \dots \dots (4)$$

وتكتب المعادلة اعلاه بطريقة الفروق كالآتي :

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)X_t = e_t \dots \dots \dots (5)$$

ودالة الارتباط الذاتي في هذا النموذج تكتب كالآتي :

$$P_k = \phi P_{k-1} + \phi_2 P_{k-2} \dots \dots \dots (6)$$

ويكون شرطه الاستقرارية في دالة الارتباط الذاتي ACF لنموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الثانية AR(2) مشابه

لشرط الاستقرارية في دالة الارتباط الذاتي للنموذج AR(1) كالآتي :

$$-1 < \phi < 1$$

اما معادلة الارتباط الذاتي الجزئي PACF للنموذج AR(2) فتتضاءل معلماتها بعد التأخير

$$P_{11} \neq 0$$

$$P_{22} \neq 0$$

حيث ان :

$$\phi_{22} \neq 0 \text{ عند التأخير الثاني } k > 2$$

3- نموذج الانحدار الذاتي AR(P) :

يحتوي نموذج الانحدار الذاتي AR(P) علي عدد يساوي P من معلمات الانحدار الذاتي ϕ التي يجب تقديرها

ويكتب كالآتي: (الحديثي, 2001)

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \dots \dots \dots (7)$$

ويمكن كتابة المعادلة السابقة بالصيغة الاتية :

$$Y_t = \sum_{n=1}^p \phi_n Y_{t-n} + e_t \dots \dots \dots (8)$$

حيث ان :

Y_{t-n} المشاهدات السابقة للسلسلة الزمنية .

او بدلالة معامل التأخير :

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)Y_t = e_t \dots \dots \dots (9)$$

ويكون شكل الارتباط الذاتي ACF للنموذج AR(P) مزيجا من شكلين اسي وجيبي (سيني) ينحسر بلطف

ومعاملات الارتباط الذاتي P_k لاتتعدم عند اي تأخير , اما معاملات الارتباط الذاتي الجزئي PACF فتتعدم عند

التأخير الاكبر من P. (حامد, 2003)

2-1-2: نموذج المتوسطات المتحركة (MA) :

المتوسط المتحرك هو الوسط الحسابي البسيط لقيم متتالية للسلسلة الزمنية , ويتميز بالغاء التذبذبات الكبيرة

من السلسلة الزمنية , اي الغاء الفجوات الكبيرة بين القيم المشاهدة للسلسلة واتجاهها العام .

وبأخذ نموذج المتوسط المتحرك قيمة الخطأ e_t او المتبقي والقيم الماضية للخطأ

$$e_t, e_{t-1}, \dots, e_{t-q}$$

في حسابه وليس قيمة المتغير نفسه , وكذلك الحال بالنسبة للارتباط الذاتي ACF بين القيم المتعاقبة ل Y_t في حالة طريقة الانحدار الذاتي AR , اما طريقة المتوسطات المتحركة فان الارتباط الذاتي سيكون بين القيم المتعاقبة للمتبقيات (الخطأ) e_t . (حامد2003)

1- نموذج المتوسطات المتحركة للرتبة الاولى (MA(1) :

باستخدام المتغيرات العشوائية (الاطء) المتعاقبة لبيانات السلسلة الزمنية يمكن تمثيل نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الاولى MA(1) كما يأتي :

$$Y_t = e_t - \theta_0 - \theta_1 e_t \dots \dots \dots (10)$$

حيث ان :

θ معلمة المتوسطات المتحركة التي يجب تقديرها , وتصف هذه المعلمة تاثير التغير العشوائي السابق علي Y_t θ_0 ثابت نموذج المتوسطات المتحركة بدلالة التأخير فتكون كالآتي:

$$Y_t = (1 - \theta B)e_t \dots \dots \dots (11)$$

ويتم التعبير عن المشاهدة الحالية خطية في المتغير الحالي e_t والمتغير العشوائي السابق e_{t-1} , اذ تعد امكانية اجراء تخفيض كبير في عدد معالم نموذج المتوسطات المتحركة سببا هاما في الاعتماد علي هذه النماذج , اذ يكافئ النموذج MA(1) نموذج المتوسطات المتحركة AR(P) اي ان نموذج المتوسطات المتحركة بمعلمة واحدة يساوي نموذج انحدار ذاتي بعدد لا نهائي من المعالم . اما سلوك دالة الارتباط الذاتي ACF ودالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF في نموذج لمتوسط المتحرك MA(1) فيكون مشابها لسلوكهما في نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى AR(1) اذ تتعدم معاملات الارتباط الذاتي ومعاملات الارتباط الذاتي الجزئي بعد التأخير الاول. (A.H.Studenmd&Henry,1991)

2- نموذج المتوسط المتحرك للرتبة الثانية (MA (2) :

عند اضافة معلمة متوسط متحرك جديدة الي نموذج المتوسط المتحرك من الرتبة الاولى MA(2) يصبح النموذج نمودجا متوسطا متحركا من الرتبة الثانية MA (2) مع نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الثانية AR(2) اذ تتعدم معاملاتهما بعد التأخير الثاني .

وتكتب معادلة ACF لنموذج AM(2) كما ياتي:

$$(A.H.Studenmd&Henry,1991)$$

$$P_k = \frac{-\theta^2}{(1 + \theta_{1+\theta_2^2})} \dots \dots \dots (12)$$

عندما $k \leq 2$

. $k > 2$ عندما $p_k = 0$

اما معادلة PACF فيمكن كتابتها بالصيغة الآتية :

$$P_k = \frac{-\theta_1^k (1 - \theta_1^2)}{(1 + \theta_1^{2(k+1)})} \dots \dots \dots (13)$$

3- نموذج المتوسطات المتحركة MA(q) :

نموذج المتوسطات المتحركة q عند اضافة عدد من معالم المتوسطات المتحركة q تصبح المعادلة نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة AM(2) من الرتبة الثانية و بالصيغة الآتية:

$$Y_t = e_t - \theta_0 - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} \dots - \theta_q e_{t-q} \dots \dots \dots (14)$$

وبدلالة معامل التأخير :

$$Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) e_t \dots \dots \dots (15)$$

وعند اضافة معاملات متوسط متحركة الي معادلة الارتباط الذاتي ACF تصبح معادلتها كما يأتي :

$$P_k = \frac{-\theta_k + \theta_1 \theta_{1+k} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q}{(1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2)} \dots \dots \dots (16)$$

عندما:

$$\begin{aligned} K &\leq q \\ k &> q, p_k = 0 \end{aligned}$$

اما دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF فلا تنعدم معالمها الي الصفر مطلقا (تتناقص اسيا). (بري 2002)

3-9 نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARMA :

عند دمج النموذجين AR(1) و AM(1) نحصل علي النموذج ARMA(1,1) بالصيغة الآتية

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t - \theta e_{t-1} \dots \dots \dots (17)$$

ودالة الارتباط الذاتي لهذا النموذج في الصيغة الآتية : (بري 2002)

$$p_k = \frac{(1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1} \dots \dots \dots (18)$$

وصيغة دالة الارتباط الذاتي الجزئي الآتية :

$$P_{kk} = \phi_1 p_{k-1} \dots \dots \dots (19)$$

حيث ان : $k \geq 2$

2-2 نماذج الانحدار الذاتي المتكاملة مع المتوسطات المتحركة ARIMA :

ان السلاسل الزمنية الاقتصادية في اغلب اشكالها تكون غير مستقرة , وكما ذكرنا ذلك ووضحناه سابقا , فانه لتحويل السلسلة الزمنية غير الساكنة الي سلسلة زمنية ساكنة يجب اخذ الفروق لها , اذ عند ادخال معامل الفروق d الي النموذج ARIMA (p, q) يتحول النموذج الي نموذج ARIMA (P, d, q) .

وتشير P الي رتبة الانحدار الذاتي , و d الي رتبة الفروق , و q رتبة المتوسطات المتحركة , وتكتب الصيغة الرياضية لنماذج ARIMA (p, d, q) بدمج نموذج الانحدار الذاتي AR(P) مع نموذج المتوسط المتحرك MA(q) لتصبح بالصيغة الآتية: (الجسعي 2006)

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} \dots \dots (20)$$

او بدلالة معامل التأخير :

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \theta_0 B^p) Y_t + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) e_t \dots \dots (21)$$

مراحل تطبيق نماذج ARIMA في التنبؤ :

هنالك عدة شروط يجب توفرها لتطبيق نماذج ARIMA وهي :

1-تناسب هذه النماذج للسلاسل الزمنية ذات المشاهدات غير المتوقعة .

بمعني انها لا تناسب السلاسل ذات المشاهدات الحتمية او البديهية التي تصف بان حاضرها ومستقبلها مجرد امتداد لماضيها .

2-تأسيسا علي الفقرة السابقة تفترض نماذج ARIMA ان السلسلة غير ساكنة او ضعيفة السكون لذا لابد من العمل علي تحويلها الي سلسلة ساكنة عن طريق تحقيق استقرار المتوسط وثبات التباين عبر الزمن
3-تفترض هذه النماذج وجود فترات زمنية متساوية , وهذا يشير الي ان نماذج لا تتناسب مع السلاسل ذات البيانات المفقودة.

تطبيق منهجية بوكس - جنكيز BOX-Jenkins :

1-مرحلة التعريف والتشخيص .

2-مرحلة التقدير والاختبار

3-مرحلة التنبؤ . (الجبضي,2006)

مرحلة التعريف والتشخيص Identification & Diagnostic :

يقصد بتعريف النموذج هنا تحديد رتب كل من p, d, q لنموذج ARIMA حتي يمكن تقديره عن طريق مشاهدة كل من دالتي الارتباط الذاتي ACF والارتباط الذاتي PACF , فاذا كان شكل الارتباط الذاتي ACF يقع داخل حدود الثقة 95% من البداية فان معامل الارتباط الذاتي P_k لا يختلف جوهريا عن الصفر , وهذا يعني ان سلسلة البيانات ساكنة ومتكاملة من الرتبة صفر , ونجري التحليلات علي القيم الاصلية Y_t دون اجراء التحويلات عليها . اما اذا كان شكل الانتشار لدالة الارتباط الذاتي ACF لا يقع داخل فترة الثقة 95% لعدد من الفجوات الزمنية , فان معامل الارتباط الذاتي P_k يختلف جوهريا عن الصفر , وهذا يعني ان السلسلة الزمنية غير ساكنة , ويجب اخذ الفروق لها لتصبح سلسلة ساكنة , واذا عند الفرق الاول يصبح $d = 1$ اما اذا اخذنا الفرق الثاني فيصبح في نموذج $ARIMA(p, d, q)$.

اما تعريف P, q فيتم متن خلال النظر الي شكل الانتشار لدالة الارتباط الذاتي الجزئي , فعندما تهبط الارتباطات الذاتية بصورة اسية الي الصفر , فهذا يعني وجود نموذج انحدار ذاتي AR تتحدد رتبته من عدد الارتباطات الذاتية الجزئية التي تختلف معنويا عن الصفر , اما لو هبطت الارتباطات الذاتية الجزئية بصورة اسية من الصفر فان النموذج هو نموذج AM تتحدد رتبته من عدد الارتباطات الذاتية ذات الدلالة الإحصائية, اما اذا كانت الارتباطات الذاتية الجزئية تهبط كلاهما الي الصفر بصورة اسية فان هذا النموذج هو نموذج ARIMA (الوردي,1990)

ويتم تحديد رتبة كل من AR و MA من خلال مشاهدة انتشار دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي ,

فاذا كانت دالة الارتباط الذاتي لا تتنازل بسرعة مع زيادة درجات الابطاء فهذا يعني ان السلسلة الزمنية غير مستقرة , وتحتاج الي اخذ الفروق.

وتتلخص عملية التشخيص من خلال الجدول (1-2):

جدول رقم (1-2) تشخيص رتب نماذج ARIMA :

النموذج	ACF	PACF
AR(1)	تتنازل هند سيا ابتداء من p_1	صفريه بعد p_{kk1}
AR(2)	تتنازل هند سيا ابتداء من p_2	صفريه بعد p_{kk2}
AR(P)	تتنازل هند سيا ابتداء من p_2	صفريه بعد p_{kkp}
AM(1)	صفريه بعد p_1	تتنازل بعد p_{kk1}
AM(2)	صفريه بعد p_2	تتنازل بعد p_{kk2}
AM(q)	صفريه بعد p_q	تتنازل بعد p_{kkp}
ARIMA(1,1)	تتنازل هند سيا ابتداء من p_1	تتنازل بعد p_{kk1}
ARIMA(p, d, q)	تتنازل هند سيا ابتداء من p_q	صفريه بعد p_{kkp}

المصدر: (العاني، 2005م)

حيث ان :

p_q معامل دالة الارتباط الذاتي .

p_{kk} معامل دالة الارتباط الذاتي الجزئي .

مرحلة التقدير والاختبار : Estimation & Testing

المرحلة الثانية لبناء نموذج ARIMA هو تقدير النموذج الملائم وذلك بالاعتماد علي المعلمات المشخصة ل p, d, q ثم استخدام المعادلات الملائمة لتقدير النموذج , فاذا كانت رتبة كل من $d = 1$ و $p = 1$ و $q = 1$ فان النموذج الملائم في التقدير هو نموذج ARIMA (1,1,1) , اما اذا كانت رتبة كل من $d = 1$ و $p = 2$ و $q = 3$, فان النموذج الملائم للتقدير هو ARIMA (2,1,3) , وهكذا حسب معادلات نماذج ARIMA آنفة الذكر .

وبعد ان يتم تشخيص النموذج وتقدير المعالم يجب اختبار جودة النموذج وكفاءته , اذ اكد كل من بوكس - جنكيز علي ضرورة فحص سلسلة البواقى e_t لمعرفة استقلالية وعشوائية البواقى واتخاذ القرار النهائي لملائمة النموذج , اذ يستخدم اختبار حدي الثقة الذى ينص علي ان قيم معاملات الارتباط الذاتي للبواقى يجب ان تقع بين هذا المدى المحدد 95% , بموجب الصيغة الاتية : (العاني 2005)

$$p_{r...} = \left[-1.96 \left[\frac{1}{\sqrt{n}} \right] \leq p_k (a_1) \leq +1.96 \left[\frac{1}{\sqrt{n}} \right] \right] = 0.95 \dots (22)$$

حيث ان :

(a_t) معامل الضجة البيضاء (عندما تكون البواقى موزعة توزيعا طبيعيا بمتوسط صفر وتباين σ^2 ثابت . عند تحقق الصيغة اعلاه , فان ذلك يشير الي عشوائية معاملات الارتباط الذاتي للبواقى وان النموذج المشخص جيد ملائم (كفؤ) , يمكن استخدامه في التنبؤ.

ثم نفحص سلسلة البواقي باستخدام اختبار بوكس - جينكز للتأكد من ان المتغيرات العشوائية (البواقي) e_t التي استخدمناها في النموذج لتقدير معالمه هي متغيرات مستقلة وتتنوع عشوائياً بمتوسط صفر وتباين ثابت , ومعادلتها بالصيغة الآتية : (الوردى, 1990)

$$Q = T(T + 2) \sum_{k=1}^k \frac{1}{T - k} p_k^2 \dots \dots \dots (23)$$

مرحلة التنبؤ Forecasting :

بعد تحديد رتب النموذج p, d, q وتقديره وتحديد النموذج الملائم يتم التنبؤ , وذلك باحلال القيم الحالية والماضية للمتغير التابع Y_t والبواقي e_t كقيم تقديرية لحد الخطأ للحصول علي القيم المستقبلية الاولي المتنبأ بها Y_{t+1} , وفترة وهو مايسمي بالتنبؤ لفترة مستقبلية واحدة . كما يمكن الحصول علي القيمة المستقبلية الثانية Y_{t+2} باحلال القيمة المستقبلية الاولي Y_{t+1} التي تم الحصول اليها في الخطوة الاولي للتنبؤ في معادلة التنبؤ مع افتراض حد الخطأ خارج العينة للدالة يساوي صفر . (العاني 2005)

ومعادلة التنبؤ للفترة الاولي هي :

$$Y_{t+1} = \beta_0 + \phi Y_t + \phi_1 Y_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1} \dots \dots \dots (24)$$

اما معادلة التنبؤ للفترة الثانية فهي :

$$Y_{t+2} = \beta_0 + \phi_1 Y_{t+1} + e_t - \theta_1 Y_t \dots \dots \dots (25)$$

وهكذا بالنسبة للفترة التالية للتنبؤ .

تنبؤ مع اقل متوسط مربعات للخطأ :

سنبين ان الوسط الحسابي لتوزيع التنبؤ يجعل القيمة المتوقعة لمتوسط مربعات في نهايتها الصغري , وهكذا يعني عدم وجود اي تنبؤ اخر يؤدي الي الحصول علي اخطاء تكون القيمة المتوقعة لمربعاتها اقل من تلك التي يمكن ان تنتج عن استخدام الوسط الحسابي لتوزيع التنبؤ .

افتراض ان m_h هي القيمة المتوقعة للمتغير Z_{n+h} الذي تنبأنا به في الفترة n اي ان

$$m_h = E(Z_{n+h})$$

وافترض ان m هو التنبؤ اخر للمتغير Z_{n+h} بحيث ان

$$m = m_h + d$$

حيث تشير d الي الفرق بين m و m_h باستخدام نقطة التنبؤ m نجد ان القيمة المتوقعة لمربع خطأ التنبؤ هي:

$$E[(Z_{n+h} - m)^2] = E[Z_{n+h} - (m_h + d)]^2 \dots \dots \dots (26)$$

وبإعادة ترتيب حدود الطرف الايمن فمن المعادلة نجد ان :

$$E[(Z_{n+h} - m)^2] = E[(Z_{n+h} - m_h)^2] - 2dE(Z_{n+h} - m_h) + d^2 \dots (27)$$

وحيث ان:

$$m_h = E(Z_{n+h})$$

فان الحد الاوسط من الطرف الايمن في المعادلة يساوي صفر ونلاحظ d^2 مقدار غير سالب وبالتالي يلزم وضع $d=0$ حتي تكون المعادلة في نهايتها الصغري . ونلاحظ ايضا ان المقدار

$$E[(Z_{n+h} - m_h)^2]$$

هو الوسط الحسابي لمربع خطأ التنبؤ. لذا فإنه بالنسبة لمعيار اقل متوسط مربعات خطأ تنبؤ، نجد ان :
 $m = E(Z_{n+h})$ هو التنبؤ المثالي بقيمة Z_{n+h} وذلك لان متوسط مربعات الخطأ التنبؤ المناظر له اقل ما
 يمكن ويمكن حساب الوسط لتوزيع التنبؤ وهو

$$E(Z_{n+h})$$

كما يلي، افترض ان Z_t هي عملية من عمليات $ARIMA(p, q)$ الساكنة و المعكوسة يمكن التعبير عن هذه
 العملية في الفترة الزمنية

$$t = n + h$$

كما يلي :

$$Z_{n+h} = \phi_1 Z_{n+h-1} + \dots + \phi_p Z_{n+h-p} + a_{n+h} - \theta_1 a_{n+h-1} - \dots - \theta_q a_{n+h-q} \dots (28)$$

ويمكن تقدير القيمة المتوقعة للمتغير

Z_{n+h}

في السابقة باستخدام المعلومات المتاحة حتي الفترة n كما يلي :

1- استبدال الاخطاء الحالية والسابقة a_{n-j} لجميع قيم $j \geq 0$ بالباقي الفعلية اي ان :

$$E(a_{t-j}) = a_{t-j} \quad j=0,1,2,3,\dots$$

2- استبدال الاخطاء اللاحقة a_{n+j} حيث $0 < j \leq h$ التالي لم تحدث بعد بالقيمة المتوقعة :

$$E(a_{t+j}) = 0 \quad j = 1,2,3 \dots$$

3- استبدال المشاهدات الحالية والسابقة Z_{n-j} $j = 0,1,2,3 \dots$

4- استبدال المشاهدات اللاحقة $Z_{n(j)}$ $j=1,2,3,\dots$

وبالتالي يجب علينا اولا التنبؤ بكل من $Z_{n+1}, Z_{n+2}, \dots, Z_{n+h-1}$ حتي يمكننا التنبؤ بقيمة Z_{n+h}
 كذلك يجب استبدال معالم النموذج بقيم مقدرات هذه المعالم .

ان اسلوب التنبؤ لا ينطبق فقط علي نماذج $ARIMA$ بل ينطبق ايضا علي النماذج الاخرى حيث يمكن استخدام
 هذا الاسلوب للتوصل الي تنبؤات لها اقل متوسط مربعات خطأ تنبؤ للنماذج الموسمية والنماذج غير الموسمية
 سواء كانت ساكنة ام غير ساكنة . (سعد الدين, ابراهيم 2001) .

-التنبؤ وفترات التنبؤ للنماذج :

بالإضافة الي الحصول علي نقطة تنبؤ مثالية، قد نرغب في الكثير من الحالات في قياس مدى عدم التأكد حول
 هذه النقطة . لذا سنقوم بإيجاد الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ ثم نقوم بإنشاء فترات التنبؤ.
 ولحساب الاخطاء المعيارية لأخطاء التنبؤ نقوم أولاً بالتعبير عن عملية $ARIMA$ بدلالة التغيرات العشوائية،
 فبالتعويض المتتالي عن المشاهدات Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots يمكن كتابة النموذج بدلالة التغيرات العشوائية الحالية
 والسابقة فقط كما يلي :

$$Z_t = a_t + W_1 a_{t-1} + W_2 a_{t-2} + \dots (29)$$

وتسمى W_1, W_2 بمعاملات الأخطاء او معاملات دالة الذاكرة وتعتمد قيمها علي نوع النموذج ARIMA المستخدم .

ويمكن استخدام المعادلة السابقة في النماذج للحصول علي دالة الذاكرة لبعض نماذج ARIMA الساكنة . فالنسبة لنموذج AR(1) مثلا وجدنا ان :

$$W_2 = \phi_{12} \quad W_1 = \phi_1$$

وبصفة عامة فان :

$$W_k = \phi_{1k}$$

كذلك يمكن استخدام المعادلة السابقة لصياغة التنبؤ المثالي $zn(h)$ بدلالة الأخطاء الحالي السابقة لنجد ان :

$$zn(h) = W_h a_h + W_{h+1} a_{h-1} + \dots (30)$$

وحيث ان خطأ التنبؤ لعدد h من الفترات القادمة هو :

$$a_{n(h)} = Z_{n+h} - Z_{n(h)} \dots \dots \dots (31)$$

لذلك يمكن التعبير عن هذا الخطأ بالصورة التالية :

$$a_{n(h)} = a_{n+h} + W_1 a_{n+h-1} + \dots + W_{h-1} a_{n+1} \dots (32)$$

ومن هذه المعادلة نستنتج ان : $an(h) \sim MA(h-1)$ وذلك بغض النظر عن عملية ARIMA الاصلية التي نقوم بتحليلها . وعلي وجه التحديد نجد ان اخطاء التنبؤ لفترة واحدة قادمة هي

$$an(1) = a_{n+1}$$

وبما ان :

$$a_{n(h)} = a_{n+h} + W_1 a_{n+h-1} + \dots + W_{h-1} a_{n+1}$$

اذن :

$$E(a_{n(h)} + E(a_{n+h} + W_1 a_{n+h-1} + \dots + W_{h-1} a_{n+1})) = 0 \dots (33)$$

وتباين اخطاء التنبؤ هو :

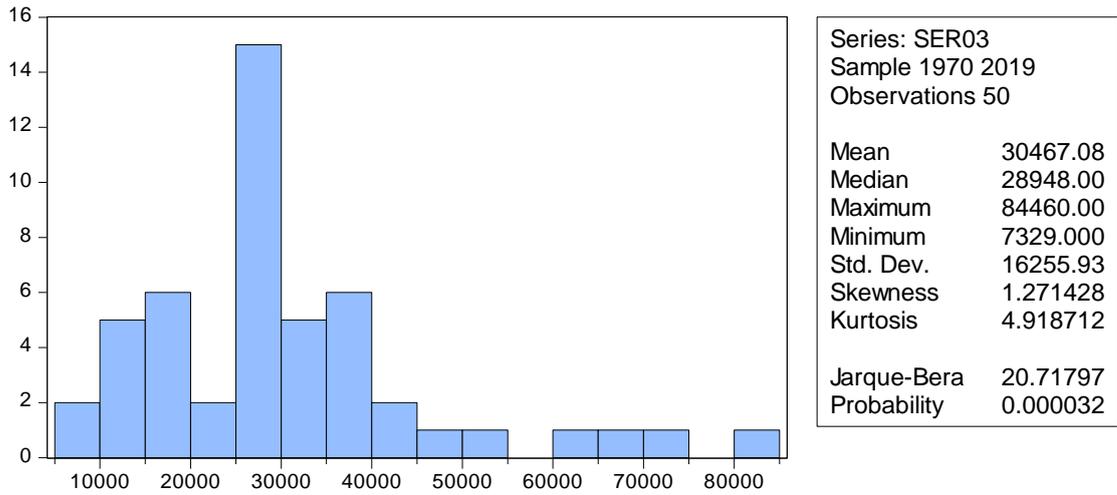
$$Var(a_{n(h)}) = E(a_{2n(h)}) = E(a_{n+h}^2 + W_1^2 a_{n+h-1}^2 + \dots + W_{h-1}^2 a_{n+1}^2) = (1 + W_1^2 + \dots + W_{h-1}^2) \sigma_a^2 \dots (34)$$

اذن :

$$Var = (a_{n(h)}) = \sigma_a^2 \left(1 + \sum_{j=1}^{h-1} W_j^2 \right) = \sigma_a^2 \sum_{j=0}^{h-1} W_j^2 \dots \dots \dots (35)$$

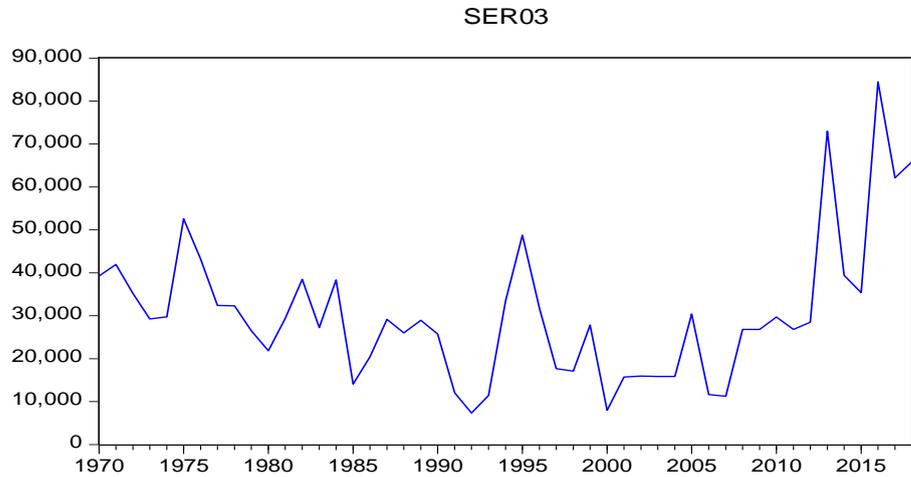
10. تحليل بيانات سلسلة الإنتاج الكلي للصبغ العربي:

جدول رقم (1): يوضح الإنتاج الكلي للصبغ العربي خلال الفترة (1970-2019)



من بيانات الجدول (1) نجد ان أعلى إنتاج للصبغ العربي 84460.00 واقل إنتاج 7329.00 وان متوسط الإنتاج 30467.08 بانحراف معياري 16255.93

اختبار سكون السلسلة الزمنية لبيانات الإنتاج الكلي للصبغ العربي: ولغرض تحليل بيانات السلسلة الزمنية لبيانات الإنتاج الكلي للصبغ العربي في السودان تم التوقيع البياني للملاحظات وهي خطوة أساسية في تحليل البيانات لأنها تظهر الملامح الوصفية للبيانات مثل الاتجاه العام والتغيرات الموسمية أو البيانات الشاذة. الشكل (1) يوضح الإنتاج الكلي للصبغ العربي في السودان خلال سنوات الدراسة الفترة من 1970 إلى 2019 .



من الرسم البياني يتضح أن السلسلة غير مستقرة يوجد بها اتجاه عام تزايدى ويلاحظ وجود بعض التذبذبات ألا أنها لا تظهر أي تغيرات دورية أو موسمية منتظمة ولا توجد قيم شاذة ومتطرفة. ونلاحظ من خلال اخذ دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) للتأكد من مدى استقرار والسلسلة كما يتم الاستعانة باختبار Q. Box Ljung للتأكد من سكون السلسلة

الجدول (3) يوضح الدالتين ACF و PACF قبل سكون السلسلة لصادرات الهشاب خلال الفترة (1970-2019)م

Sample: 1970 2019
Included observations: 50

Prob	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation
0.000	14.022	0.519	0.519	1	. ****
0.000	19.490	0.070	0.321	2	. .
0.000	24.469	0.153	0.303	3	. .
0.000	27.127	-0.003	0.219	4	. .
0.000	30.078	0.110	0.228	5	. .
0.000	30.621	-0.132	0.097	6	. .
0.000	30.720	-0.011	0.041	7	. .
0.000	30.843	-0.008	0.045	8	. .
0.000	31.337	-0.155	-0.089	9	. .
0.000	32.926	-0.104	-0.157	10	. .
0.000	33.449	0.076	-0.089	11	. .
0.001	34.025	-0.015	-0.092	12	. .
0.001	34.741	-0.015	-0.102	13	. .
0.001	35.453	0.014	-0.100	14	. .
0.001	37.149	-0.080	-0.152	15	. .
0.000	41.597	-0.206	-0.242	16	. .
0.001	42.793	0.147	-0.124	17	. .
0.001	43.020	0.052	-0.053	18	. .
0.001	43.074	0.016	-0.025	19	. .
0.002	43.704	-0.110	-0.086	20	. .

تلاحظ من خلال جداول معاملات الارتباطات والإشكال الخاصة بالدالتين ACF و PACF أن قيم معاملات الدالتين لا تتحدر نحو الصفر مباشرة حيث تقع بعض المعاملات خارج حدي الثقة. وأن قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي معنوية. و قيم اختبار Q والقيمة المعنوية المصاحبة تشير إلي معنوية معاملات الارتباط الذاتي أي عدم مساواتها للصفر. ونستنتج من ذلك عدم استقرار السلسلة الممثلة لبيانات الإنتاج الكلي للصمغ العربي في السودان خلال الفترة (1970-2019)م.

ولمعرفة مدى استقراره السلسلة أيضاً توجد عدة اختبارات في المستوي التطبيقي يتم التركيز علي جذر الوحدة .

اختبار جذر الوحدة (Unit Root Tests): معيار ديكي فولر (Augmented Dickey-Fuller) وهو من أكثر الاختبارات استخداماً في الحياة العملية فهو يركز علي وجود ارتباط ذاتي بين المتغيرات ويرتكز علي أن فرضية ان حدود الخطأ لست مرتبطة جوهرياً واسقاط الفرض يؤدي لوجود مشكلة الارتباط الذاتي. إذا كانت قيمة المقدار علي قيمة 5% هذا يدل علي عدم استقرار السلسلة والعكس . الجدول (4): يوضح اختبار جذر الوحدة (Unit Root Tests) معيار ديكي فولر (Augmented Dickey-Fuller) للبيانات السلسلة الفعلية.

Null Hypothesis: SER03 has a unit root

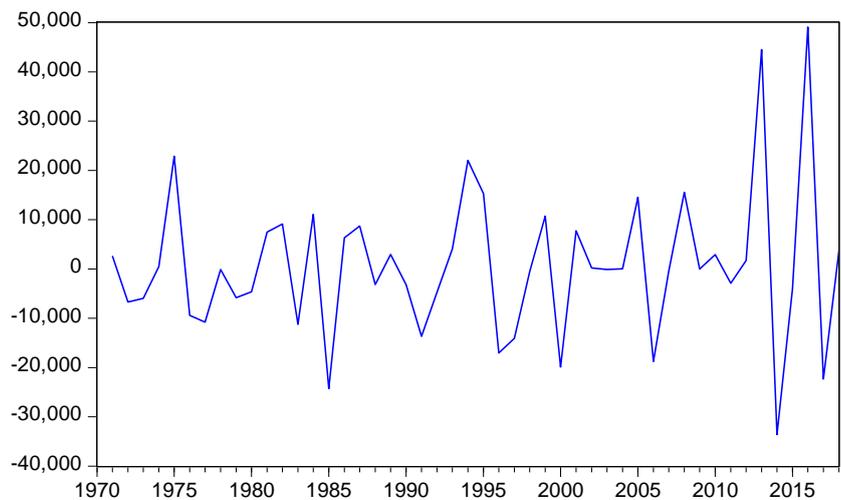
Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

Prob.*	t-Statistic	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
0.0222	-3.265705	1% level	Test critical values:
	-3.574446	5% level	
	-2.923780	10% level	
	-2.599925		

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

نلاحظ ان القيمة المطلقة لمعيار ديكي فولر هي (3.265705) اقل من جميع قيمة ديكي فولر الجدولية المطلقة عند مستويات المعنوية المختلفة 5%، 1%، 10% مما يدل علي عدم استقرار السلسلة . معالجة عدم استقراره السلسلة: أن نموذج بوكس وجنكينز يعتمد علي استقرار السلسلة حتي يتم استقرار السلسلة يجب اخذ الفروق في اختبار جذر الوحدة معيار ديكي فولر للوصول لاستقرار وسكون السلسلة يتم أخذ الفرق الاول لمعرفة هل السلسلة استقرت عند مستوي 1% و 5% ام لا وإلا نأخذ الفرق الثاني : الشكل (2): الرسم البياني يوضح سكون للسلسلة الزمنية لإنتاج الصمغ العربي الكلي في السودان خلال الفترة (1970-2018) م بعد أخذ الفرق الأول (d_1)



من الرسم البياني يتضح أن السلسلة مستقرة لا يوجد بها اتجاه عام تزايدى أو تناقصى بعض ولا تظهر أي تغيرات دورية أو موسمية منتظمة ولا توجد قيم شاذة ومتطرفة.

الجدول (5): يوضح اختبار جذر الوحدة (Unit Root Tests) معيار ديكي فولر (Augmented Dickey-Fuller) عند الفرق الاول (d_1) للبيانات السلسلة (y_d)

Null Hypothesis: YD has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

Prob.*	t-Statistic	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
0.0000	-8.468256	1% level	Test critical values:
	-3.581152	5% level	
	-2.926622	10% level	
	-2.601424		

نلاحظ ان القيمة المطلقة لمعيار ديكي فولر (8.468256) اكبر من جميع قيم ديكي فولر المطلقة الجدولية عند مستويات المعنوية المختلفة 5%، 10%، مما يدل علي استقرار السلسلة وللتأكد من استقرار السلسلة قمنا بإيجاد الرسم البياني لدالتي الارتباط الذاتي والجزئي كما يلي . الرسم يوضح دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) للتأكد من مدي استقرار والسلسلة كما يتم الاستعانة باختبار Q. Box Ljung للتأكد من سكون السلسلة

الجدول (6) يوضح الدالتين ACF و PACF بعد سكون السلسلة

Sample: 1970 2019
Included observations: 50

Prob	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation
0.022	5.2713	-0.321	-0.321	1	** .
0.009	9.3823	-0.428	-0.281	2	*** .
0.006	12.497	-0.034	0.242	3	. **
0.010	13.322	-0.197	-0.123	4	. .
0.020	13.389	0.008	0.035	5	. .
0.034	13.633	-0.007	0.065	6	. .
0.055	13.816	0.036	-0.056	7	. .
0.055	15.199	0.212	0.152	8	. *.
0.080	15.438	0.116	-0.062	9	. *.
0.075	16.989	-0.036	-0.157	10	. .
0.080	18.065	-0.004	0.129	11	. *.
0.114	18.065	-0.031	-0.001	12	. .
0.144	18.359	-0.061	-0.065	13	. .
0.161	19.093	0.010	0.102	14	. *.
0.197	19.391	0.146	0.064	15	. *.
0.088	24.073	-0.180	-0.250	16	. *.
0.112	24.265	-0.096	0.050	17	. .
0.132	24.758	-0.098	0.078	18	. *.
0.165	24.858	0.093	0.035	19	. *.
0.184	25.465	-0.107	-0.084	20	. *.

تلاحظ من خلال جداول معاملات الارتباطات والإشكال الخاصة بالدالتين ACF و PACF أن قيم معاملات الدالتين تنحدر نحو الصفر مباشرة حيث تقع المعاملات داخل حدي الثقة . وأن قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي معظمها غير معنوية. و قيم اختبار Q والقيمة المعنوية المصاحبة تشير إلي عدم معنوية معاملات الارتباط الذاتي أي مساواتها للصفر. ونستنتج من ذلك استقرار السلسلة الممثلة للإنتاج الكلي للصمغ العربي في السودان خلال الفترة (1970-2018)م

بناء النموذج: سوف يتم التحليل الاحصائي من خلال اتجاه الزمن (Time Domain) باستخدام نماذج بوكس - جينكز (Box- Jenkins Methods) بعد التأكد من سكون السلسلة كما ورد في الاطار النظري لبناء النموذج الرياضي من خلال أربع مراحل هي:

المرحلة الاولى: مرحلة التعرف:-

سوف يتم في هذه المرحلة دراسة دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) بعد التأكد من استقرار وسكون السلسلة للتعرف علي نوع النموذج الملائم لبيانات الدراسة من ثم تحديد رتبة النموذج (p,q). ومن

اجل تحويل السلسلة إلي سلسلة مستقرة اخذ الفرق الأول $wt = xt - xt_{-1}$ ومن ثم تمت إعادة حساب Q واختبار PACF و ACF لتحديد رتبة النموذج (p,q) كما في الجداول أدناه:

الجدول (7) : يوضح الدالتين ACF و PACF بعد سكون السلسلة محل الدراسة بأخذ الفرق الأول (d_1)

Date: 01/02/10 Time: 00:27

Sample: 1970 2018

Included observations: 48

Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
0.022	5.2713	-0.321	-0.321	1	** .	** .
0.009	9.3823	-0.428	-0.281	2	*** .	** .
0.006	12.497	-0.034	0.242	3 ** .
0.010	13.322	-0.197	-0.123	4	.* . .	.* . .
0.020	13.389	0.008	0.035	5
0.034	13.633	-0.007	0.065	6
0.055	13.816	0.036	-0.056	7
0.055	15.199	0.212	0.152	8	. * . .	. * . .
0.080	15.438	0.116	-0.062	9	. *
0.075	16.989	-0.036	-0.157	10 * . .
0.080	18.065	-0.004	0.129	11 * . .
0.114	18.065	-0.031	-0.001	12
0.144	18.359	-0.061	-0.065	13
0.161	19.093	0.010	0.102	14 * . .
0.197	19.391	0.146	0.064	15	. *
0.088	24.073	-0.180	-0.250	16	.* . .	** .
0.112	24.265	-0.096	0.050	17	.*
0.132	24.758	-0.098	0.078	18	.* . .	. * . .
0.165	24.858	0.093	0.035	19	. *
0.184	25.465	-0.107	-0.084	20	.* . .	. * . .

نلاحظ من خلال الجدول الممثل لمعاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي والإشكال الخاصة بدالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي والتي تم حسابها بعد اخذ الفرق الأول نجد أن معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي تنحدر نحو الصفر كما أن قيمة اختبار Q والقيمة المعنوية المصاحبة تشير إلي عدم معنوية المعاملات، ونستنتج من ذلك استقرار السلسلة بعد اخذ الفرق الأول. في الشكلين ACF و PACF ولتحديد نوع النموذج الملائم للبيانات تتم مقارنة سلوك الدالتين نجد أن دالتين تقطعان بعد الفجوة الزمنية الثانية عليه فان رتبة P هي 2 ورتبة q هي 2 مما يدل على أن النموذج المقترح الملائم هو $ARIMA(2,1,2)$

المرحلة الثانية: مرحلة تقدير النموذج: يتم في هذه المرحلة تقدير معاملات النموذج الملائم الذي تم ترشيحه في مرحلة تعريف وتشخيص النموذج .

الجدول (8): النموذج المقترح هو $ARIMA(2,1,2)$

Dependent Variable: YD
 Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton)
 Date: 01/02/10 Time: 00:34
 Sample: 1971 2019
 Included observations: 50
 Convergence achieved after 40 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 d.f. adjustment for standard errors & covariance

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.4925	0.692321	889.3993	615.7499	C
0.0392	-2.126776	0.295948	-0.629415	AR(1)
0.3137	-1.019393	0.298349	-0.304135	AR(2)
0.5817	0.555173	0.299997	0.166550	MA(1)
0.3629	-0.919644	0.327426	-0.301115	MA(2)
554.8958		Mean dependent var	0.298154	R-squared
15198.01		S.D. dependent var	0.232866	Adjusted R-squared
21.94309		Akaike info criterion	13311.36	S.E. of regression
22.13801		Schwarz criterion	7.62E+09	Sum squared resid
22.01675		Hannan-Quinn criter.	-521.6342	Log likelihood
1.968331		Durbin-Watson stat	4.566748	F-statistic
			0.003665	Prob(F-statistic)

تبين من الجدول (8) أعلاه أن قيمة معاملات النموذج المقدر غير معنوية ما عدا معلمة الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى استناداً على قيمة t والقيمة الاحتمالية المصاحبة تحت مستوى معنوية أقل من 5% ومعنوية النموذج الكلي استناداً على معنوية (F) وعليه النموذج الرياضي يمكن أن يستفاد منه في مرحلة التنبؤ بعد التأكد منه في مرحلة الفحص.

لا بد من تقدير نماذج أعلى وادنى رتبة لمقارنة الكفاءة التنبؤية بين النماذج المختلفة:

أ: النموذج الأدنى رتبة: جدول (9) يوضح النموذج $ARMA(1,1,1)$

Dependent Variable: yd
 Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton)
 Date: 01/02/10 Time: 00:08
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 50
 Convergence achieved after 12 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 d.f. adjustment for standard errors & covariance

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0098	2.693166	14043.25	37820.80	C
0.0000	8.886212	0.105413	0.936720	AR(1)
0.0057	-2.899200	0.184178	-0.533970	MA(1)
30467.08		Mean dependent var	0.881114	R-squared
16255.93		S.D. dependent var	0.837058	Adjusted R-squared
21.15420		Akaike info criterion	13457.65	S.E. of regression
22.04896		Schwarz criterion	8.33E+09	Sum squared resid
21.97708		Hannan-Quinn criter.	-534.3618	Log likelihood
1.902686		Durbin-Watson stat	12.01843	F-statistic
			0.000063	Prob(F-statistic)

تبين من الجدول أعلاه أن قيمة معلمة النموذج المقدر معنوية واستناداً علي قيمة t والقيمة الاحتمالية المصاحبة تحت مستوي معنوية أقل من 5% ومعنوية النموذج الكلي استناداً علي معنوية (F) وعليه النموذج الرياضي الذي يستفاد منه في مرحلة التنبؤ بعد التأكد في مرحلة الفحص.

ب. النموذج الاعلى رتبة

جدول (10) : يوضح نموذج ARMA(2,1,3)

Dependent Variable: SER03
Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton)
Date: 01/02/10 Time: 00:03
Sample: 1970 2019
Included observations: 50
Failure to improve objective (non-zero gradients) after 40 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
d.f. adjustment for standard errors & covariance

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0054	2.931624	12080.64	35415.88	C
0.0000	8.818716	0.198640	1.751750	AR(1)
0.0009	-3.562413	0.224579	-0.800042	AR(2)
0.9967	-0.004156	325.3828	-1.352286	MA(1)
0.9933	0.008492	17.99756	0.152841	MA(2)
0.9991	0.001144	407.2946	0.465929	MA(3)
30467.08		Mean dependent var	0.478838	R-squared
16255.93		S.D. dependent var	0.418238	Adjusted R-squared
21.91889		Akaike info criterion	12398.94	S.E. of regression
22.15054		Schwarz criterion	6.61E+09	Sum squared resid
22.00678		Hannan-Quinn criter.	-531.0128	Log likelihood
2.099798		Durbin-Watson stat	7.901596	F-statistic

تبين من الجدول أعلاه أن قيمة معلمات النموذج المقدر غير معنوية ما عدا معلمات الانحدار الذاتي ، استناداً علي قيمة t والقيمة الاحتمالية المصاحبة تحت مستوي معنوية أقل من 5% ومعنوية النموذج الكلي استناداً علي معنوية (F) وعليه النموذج الرياضي يمكن الاستفادة منه في مرحلة التنبؤ بعد التأكد في مرحلة الفحص. ثانياً: معايير اختبار الرتبة:

AIC:(AKAIKE INFORMATION CRITERION)

SCHWARTZ (BAYESIENINFORMATIONCRITERION):SBC وAKAIKE كاختبار لاختيار النموذج

المناسب حتي يتم اختيار النموذج الذي له اقل قاعدة بيانات (و) حيث يتم حسابها كالاتي:

$$AIC = T \ln(\sum e_i^2) + 2n$$

$$SBC = T \ln(\sum e_i^2) + n \ln T$$

حيث تشير (t) الي عدد المشاهدات المستخدمة و (n) الي عدد المعالم المقدره و (e) الي البواقي جدول (11) مقارنات النماذج المرشحة من حيث الكفاءة التنبؤية

Model	AIC	SBC
ARMA(2,1,2)	21.94	22.13
ARMA(1,1,1)	21.15	22.04
ARMA(2,1,3)	22.00	22.15

المصدر من اعداد الباحث برنامج (E-views)

من الجدول نلاحظ ان النموذج $ARMA(1,1,1)$ اقل قيمة للمعيارين (AIC) و (SBC) فأن النموذج المقترح الملائم هو $ARMA(1,1,1)$

المرحلة الثالثة: مرحلة الفحص والتدقيق:-

في هذه المرحلة نقوم باختبار مدى ملاءمة النموذج الذي تم تقديره في المرحلة السابقة , وذلك من خلال استخدام بعض الاختبارات الإحصائية الخاصة بمشاكل القياس التي تظهر في النموذج وهي:

مشكلة الارتباط الخطي في النموذج:

يمكن تحديد الارتباط الخطي بالنظر الجدول (9) أعلاه لقيمتي (R-squared) و (Adjusted R-squared) إذا كان القيمة أقل من (50%) يوجد ارتباط خطي , نلاحظ أن القيم $0,88 > 0,50$ مما يدل علي عدم وجود الارتباط الخطي. مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي : يتم الكشف عنه باختبار (Durbin-Watson stat) ونجده في النموذج المقدر يساوي 1.90 هو يقترب من (2) مما يدل علي عدم وجود ارتباط الذاتي والذاتي الجزئي كذلك نجد أن من دالة الجزئي التالية.

Date: 01/02/10 Time: 00:27

Sample: 1970 2018

Included observations: 48

Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
0.022	5.2713	-0.321	-0.321	1	** .	** .
0.009	9.3823	-0.428	-0.281	2	*** .	** .
0.006	12.497	-0.034	0.242	3	. .	. ** .
0.010	13.322	-0.197	-0.123	4	* .	* .
0.020	13.389	0.008	0.035	5
0.034	13.633	-0.007	0.065	6
0.055	13.816	0.036	-0.056	7
0.055	15.199	0.212	0.152	8	. * .	. * .
0.080	15.438	0.116	-0.062	9	. * .	. .
0.075	16.989	-0.036	-0.157	10	. .	* .
0.080	18.065	-0.004	0.129	11	. .	. * .
0.114	18.065	-0.031	-0.001	12
0.144	18.359	-0.061	-0.065	13
0.161	19.093	0.010	0.102	14	. .	. * .
0.197	19.391	0.146	0.064	15	. * .	. .
0.088	24.073	-0.180	-0.250	16	* .	** .
0.112	24.265	-0.096	0.050	17	* .	. .
0.132	24.758	-0.098	0.078	18	* .	. * .
0.165	24.858	0.093	0.035	19	. * .	. .
0.184	25.465	-0.107	-0.084	20	* .	* .

ان متجه معاملات دالتي تباط ذاتي والجزئي بانها غير معنوية وتقع داخل حدود الثقة، كما أن القيمة الاحتمالية المصاحبة لاختبار (Q) غير معنوي هذا يقودنا الي لقبول فرض العدم الذي ينص علي استقلالية المتغيرات العشوائية أي أن معاملات الارتباط الذاتي للبقاقي تساوي صفر وغير معنوية مما يدل علي ان النموذج المقدر مناسب وهو الافضل.

المرحلة الرابعة: التنبؤ: Forecasting

هي المرحلة الاخير بعد مرحلة الفحص والتشخيص وهي تعتبر أهم مرحلة في تحليل وهي تعتبر هدف التحليل الجدول التالي يوضح الإنتاج الكلي للصبغ العربي المتنبأ به وفقا لنموذج ARIMA(1,1,1) في الفترة من 2020 الي 2030 م ، الجدول (12) القيم المتنبأ بها لإنتاج الكلي للصبغ العربي في السودان باستخدام نموذج ARIMA(1,1,1)

السنة	القيم المتنبأ بها	السنة	القيم المتنبأ بها
2020	71304.00	2026	77638.49
2021	72730.08	2027	78414.87
2022	74184.68	2028	79199.01
2023	74926.53	2029	79991.00
2024	75675.80	2030	80790.91
2025	76869.79		

11. النتائج والتوصيات :

النتائج :

1. أن السلسلة الزمنية لإنتاج الصبغ العربي الكلي العربي في السودان خلال الفترة (1970-2019) غير ساكنة.
2. أن النموذج المناسب لبيانات الإنتاج الكلي للصبغ العربي في السودان خلال الفترة (1970-2019) هو ARIMA(1,1,1).
3. أن التنبؤات بإنتاج الصبغ العربي الكلي اظهرت اتجاه عام متزايد مع الزمن خلال الفترة (2020-2030م)
4. أن بيانات الإنتاج الكلي للصبغ العربي في السودان خلال الفترة (1970-2019) متذبذبة بين التزايد والتناقص مع الزمن.

التوصيات:

1. على الجهات المختصة بإنتاج الصبغ العربي الكلي في السودان استخدام النماذج التي تم التوصل اليه في التنبؤ بقيمة الإنتاج الكلي في السودان مستقبلاً.
2. على الجهات المختصة بإنتاج الصبغ العربي الكلي الاهتمام بالأساليب العلمية الدقيقة في عملية التنبؤ بإنتاج الصبغ العربي .
3. ضرورة بناء خطط الإنتاج والصادر للصبغ العربي بناء على وسائل علمية دقيقة تؤدي الى واقعية الخطط ودقتها.

4. على الجهات المختصة بإنتاج الصرغ العربي وضع الخطط والبرامج التي تؤدي الى الاستفادة القصوى من الانتاج خلال الفترة القادمة خصوصا أن التنبؤات اظهرت اتجاه عام متزايد مع الزمن.
5. العمل على تطوير نظام معلومات انتاج الصرغ العربي في السودان وزيادة دقة المعلومات المتاحة.

المراجع والمصادر

اولا: المراجع باللغة العربية:

1. الرشيد ، طارق محمد, واخرون(2010)م: سلسلة الاقتصاد القياسي التطبيقي باستخدام برنامجeviews,استقرار السلاسل الزمنية ومنهجية التكامل المشترك ،ص11.
2. رشيد ، محمود حسين محمد (2003)م : الإحصاء الوصفي والتطبيقي والحيوي ,دار صفاء للنشر|,الأردن ,ص185.
3. شعراوي، سمير مصطفى (2005)م: مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية ,كلية الملك عبد العزيز ص60-42.
4. سعد الدين، سعد الدين محمد, واخرون (2001)م: السلاسل الزمنية وجامعة الجزيرة ,كلية العلوم الرياضية والحاسوب، ص 32
5. بكري ، نوريه عبد محمد (2000)م: بناء نماذج محاكاة متكاملة لاستخدام كأداة مختبره في تدريس ماده بناء النماذج في بحوث العمليات ,رساله ماجستير غير منشورة ,جامعة بغداد, ص28-22.
6. البلداوي ، عبد الحميد عبد المجيد (2004)م: الأساليب الإحصائية التطبيقية, دار الشروق للنشر ,الأردن، ص241.
7. عبدالقادر ، عبد القادر محمد (2005)م: الحديث في الاقتصاد القياسي ,الدار الجامعية للطباعة الإسكندرية, ص72.
8. الوردي ،عدنان هاشم (1990)م: اساليب التنبؤ الإحصائي طرق وتطبيقات ،جامعة البصرة ،مطبعه دار الحكمة في البصرة, ص21،32.
9. بري ، عدنان ماجد عبد الرحمن (2002)م: طرق التنبؤ الإحصائي, جامعة الملك سعود, ص2 .
10. العلاونة ،علي واخرون (2005)م: بحوث العمليات في العلوم التجارية, الاردن, ص113.
11. الجضى، خالد بن سعد (2006)م: تقنيات صنع القرار (تطبيقات حاسوبية),مركز البحوث والدراسات في كليه فهد الأمنية, ص 1-2.
12. خواجه ، خالد زهدي (2000)م:السلاسل الزمنية ,المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية ,بغداد ,ص27.

ثانيا: المراجع باللغة الانجليزية

- 1.A.H.studenmd and henry J1991.Cassidy,Using Econometrics A practical Guide, 2ndEd ,Harper Collinsher,publisher,58