

كود المذكرة :  
MEQ\_23

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي  
جامعة أمحمد بوقرة - بومرداس



كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير  
قسم العلوم الاقتصادية

مذكرة نهاية الدراسة قدمت ضمن متطلبات نيل شهادة الماستر

شعبة: العلوم الاقتصادية

تخصص:

الموسومة بعنوان :

توصيف نموذج تنبئي لمعدل التضخم في الجزائر  
مقارنة بين مقاربة (Box-Jenkins و Hyndman  
et Khandakar)

تحت إشراف الأستاذة(ة)

بوشه محمد ✓

من إعداد الطلبة :

طالح زكرياء ✓

ناوي زين الدين ✓

السنة الجامعية: 2020\_2021

# بِسْمِ اللّٰهِ الرَّحْمٰنِ الرَّحِیْمِ

تعلّموا العلم وعلّموه الناس، وتعلّموا الوقار والسكينة، وتواضعوا لمن تعلّمتم منه ومن علمتموه،  
ولا تكونوا جبارة العلماء فلا يقوم جملكم بعلمكم.

- عمر ابن الخطاب -

# اهداء

أستهل إهدائي بالحمد والشكر لله عز وجل على جزيل نعمه وفضائه علينا، أهدي ثمرة جمدي إلى من قال الله تعالى في حقهما:

﴿ وَقَضَىٰ رَبُّكَ أَلَّا تَعْبُدُوا إِلَّا إِيَّاهُ وَبِالْوَالِدَيْنِ إِحْسَانًا ﴾

إلى قرة عيني... إلى التي حرمت نفسها وأعطتني، ومن نبع حنانها سقتني.... إلى من وهبتني الحياة، منحتني الحب  
والحنان، ربنتني بلطف و علمتني كلمة الشرف والحياة.... إلى تلك المرأة العظيمة

أمي الحبيبة "حفظها الله"

إلى أعظم الرجال صبرا ورمزا للحب والعطاء... إلى الذي تعب كثيرا من أجلي راحتي وأفنى حياته من أجل تعليمي  
إلى ذلك الرجل العظيم

أبي الكريم "حفظه الله"

إلى من جمعهم معي ظلمة الرحم ... إلى إخواني وأخواتي: عمرو، محمد، سيهام، أمال  
إلى أصدقائي : فارس، عبد الكريم، وليد، ميسيسبا، يانيس، سليم، اسماعيل، أمين  
إلى من إجمعت به على محبة الله ... إلى الأخ الذي لم تلهه أمي: بن منصور بوعلام

إلى من يسعهم قلبي ولم تسعهم هذه الورقة

طالح زكرياء

# اهداء

أستهل إهدائي بالحمد والشكر لله عز وجل على جزيل نعمه وفضائه علينا، أهدي ثمرة جمدي إلى من قال الله تعالى في حقهما:

﴿ وَقَضَىٰ رَبُّكَ أَلَّا تَعْبُدُوا إِلَّا إِيَّاهُ وَبِالْوَالِدَيْنِ إِحْسَانًا ﴾

إلى قرة عيني... إلى التي حرمت نفسها وأعطتني، ومن نبع حنانها سقتني... إلى من وهبتني الحياة، منحتني الحب  
والحنان، ربنتني بلطف و علمتني كلمة الشرف والحياة... إلى تلك المرأة العظيمة

أمي الحبيبة "حفظها الله"

إلى أعظم الرجال صبرا ورمزا للحب والعطاء... إلى الذي تعب كثيرا من أجلي راحتي وأفنى حياته من أجل تعليمي  
إلى ذلك الرجل العظيم

أبي الكريم "محمد" "حفظه الله"

إلى من جمعهم معي ظلمة الرحم ... إلى إخوتي وأخواتي  
إلى من يسعهم قلبي ولم تسعهم هذه الورقة

نوي زين الدين

# شكر وتقدير

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

الحمد لله والصلاة والسلام على أشرف الخلق نبينا وحبينا "محمد" صلى الله عليه وسلم  
الحمد لله الذي مكننا من إتمام هذا البحث فما كان لشيء أن يكون إلا بمشيئته جل جلاله

﴿ إِنَّمَا أَمْرُهُ إِذَا أَرَادَ شَيْئًا أَنْ يَقُولَ لَهُ كُنْ فَيَكُونُ ﴾

﴿ رَبِّ أَوْزِعْنِي أَنْ أَشْكُرَ نِعْمَتَكَ الَّتِي أَنْعَمْتَ عَلَيَّ وَعَلَىٰ وَالِدَيَّ وَأَنْ أَعْمَلَ صَالِحًا تَرْضَاهُ  
وَأَدْخِلْنِي بِرَحْمَتِكَ فِي عِبَادِكَ الصَّالِحِينَ ﴾

فالحمد لله في الأولى والحمد لله في الآخرة

نتوجه بآيات الشكر وخالص الثناء إلى الأستاذ الدكتور بوشه محمد الذي امتدت أياديه في احتضان ما نجزناه والذي  
لم يتجمل علينا بتوجيهاته وإرشاداته القيمة

وإلى كل الأساتذة كليات العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير والعلوم التجارية

على ما قدموه إلينا من أنوار أضاءت درب مشوارنا الدراسي

وإلى كل من مد لنا يد العون والمساعدة

والله ولي التوفيق.

## المخلص

تسمح لنا هذه الدراسة بدراسة معدلات التضخم المستقبلية ، حيث قمنا بدراسة تحليلية لنماذج السلاسل الزمنية ومنهجية Box-Jenkins نظرا لما تمتاز به من الدقة العالية، وأظهرت النتائج المتوصل إليها إلى أن أفضل نموذج تنبؤي لنموذج بوكس جينكنز هو نموذج (12,1,12) ARIMA حيث يعتبر كأحسن نموذج بمعالم كلها معنوية وأظهر مميزات إحصائية جيدة في جميع خصائصه، وأن أفضل نموذج تنبؤي لمقاربة (Hyndman et Khandakar) أظهر لنا نتائج جيدة من خلال معايير جودة التنبؤ (ME) (RMSE) (MAE) (MPE) (MAPE) (MASE) لذا نقول أن هذه المعايير أثبتت جودة النماذج التنبؤية ، أما عن القيم التنبؤ فنجد أن منهجية Box-Jenkins أفضل.

**الكلمات المفتاحية:** معدل التضخم، منهجية بوكس جنكيز، منهجية Hyndman et Khandakar.

### Résumé :

Cette étude nous permet d'étudier les taux d'inflation futurs Nous avons fait une étude analytique des modèles de séries chronologiques et une méthodologie. Box-Jenkins En raison de sa grande précision, les résultats ont montré que le meilleur modèle prédictif du modèle Box Jenkins est un ARIMA (12,1,12) Il est considéré comme le meilleur modèle avec toutes les caractéristiques morales et a montré de bonnes caractéristiques statistiques dans toutes ses caractéristiques, et le meilleur modèle prédictif pour une approche. (Hyndman et Khandakar) Il nous a montré de bons résultats grâce aux normes de qualité des prévisions (ME) (RMSE) (MAE) (MPE) (MAPE) (MASE) Nous disons donc que ces normes ont prouvé la qualité des modèles prédictifs, mais à partir des valeurs prédictives, la méthodologie Box-Jenkins est meilleure.

**Mots clés :** Taux D'inflation, Méthodologie de Box Jenkins, Méthodologie Hyndman et Khandakar

# فهرس المحتويات

# قائمة المحتويات

اهداء

شكر وتقدير

ملخص

الفهرس

قائمة الجداول

قائمة الأشكال

مقدمة عامة

1	السلاسل الزمنية، مركباتها وأهم نماذجها	الفصل الأول:
2		مقدمة
3	أساسيات السلاسل الزمنية	المبحث الأول:
3	مفهوم السلاسل الزمنية	المطلب الأول:
4	مركبات السلسلة الزمنية	المطلب الثاني:
6	طرق التنبؤ في المدى القصير	المطلب الثالث:
14	الاتجاه العام	المطلب الرابع:
20	نماذج التنبؤ السلاسل الزمنية	المبحث الثاني:
20	النماذج الخطية للسلاسل الزمنية	المطلب الأول:
26	النماذج غير المستقرة	المطلب الثاني:
32	منهجية Box-Jenkins	المطلب الثالث:
45		خاتمة الفصل

46	دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر	الفصل الثاني:
47		مقدمة
48	الخصائص السكونية لسلسلة معدل التضخم	المبحث الأول:
49	دراسة خصائص سلسلة معدل التضخم	المطلب الأول:
52	اختبارات جذر الوحدة	المطلب الثاني:
54	خصائص سلسلة الفروقات	المطلب الثالث:
57	النمذجة بمقاربة بوكس جينكينز	المبحث الثاني:
57	مرحلة التعرف على النموذج وتقديره	المطلب الأول:
60	دراسة الجودة الإحصائية للنموذج	المطلب الثاني:
65	استعمال النموذج الامثل في التنبؤ	المطلب الثالث:
70	النمذجة باتباع خوارزمية (Hyndman et Khandakar)	المبحث الثالث:
70	تقدير النموذج واستخراج خصائصه التنبئية	المطلب الأول:
71	تشخيص النموذج	المطلب الثاني:
75	استعمال النموذج للتنبؤ	المطلب الثالث:
78		خاتمة الفصل
79		الخاتمة
		قائمة المراجع
		الملاحق

## قائمة الجداول

الصفحة	العنوان	رقم
34	خصائص دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئية	1
48	خصائص الإحصائية للسلسلة	2
52	نتائج معايير المعلومات SC ، HQ ، AIC	3
53	نتائج اختبار ADF و PP و KPSS عند المستوى	4
55	نتائج اختبار ADF و PP عند الفرق الاول	5
56	نتائج اختبار BDS	6
58	اختبارات المقارنة بين النماذج المرشحة	7
59	نتائج تقدير نموذج ARIMA(12,1,12)	8
63	نتائج اختبار ARCH	9
64	نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي	10
65	نتائج اختبار Ramsey Reset	11
66	نتائج تقدير النموذج ARMA(12,11)	12
66	نتائج اختبار ARCH	13
67	اختبارات المقارنة بين النماذج المرشحة	14
67	نتائج اختبار ARCH	15
68	القيم التنبئية لسنة 2021	16
70	نتائج تقدير النموذج بطريقة Hyndman et Khandakar	17
72	اختبارات التشويش الابيض	18
75	نتائج اختبار Ramsey Reset	19
76	القيم التنبئية ومجالات الثقة	20

## قائمة الأشكال

الصفحة	العنوان	رقم
4	سلسلة زمنية ذات اتجاه عام متناقص	1
4	سلسلة زمنية ذات اتجاه عام متزايد	2
5	المركبة الفصلية	3
5	مركبة الدورة الاقتصادية	4
6	المركبة العشوائية	5
15	تقدير نموذج الاتجاه العام الخطي	6
32	مخطط منهجية بوكس جنكيز	7
49	المنحنى البياني لتطور معدل التضخم الشهري	8
50	تمثيل دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية لسلسلة INF	9
51	المنحنى البياني الفصلي للتطور الشهري لمعدل التضخم	10
54	التمثيل البياني للسلسلة dinf	11
55	تمثيل دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة dinf	12
60	التمثيل البياني للنموذج المقدر	13
61	نتائج اختبار الاستقرار للنموذج ARIMA(12,1,12)	14
61	مقارنة معاملات الارتباط الذاتي	15
62	نتائج اختبار الشوشرة البيضاء	16
68	التمثيل البياني للقيم التنبؤية لسنة 2021	17
69	التمثيل البياني لقيم نموذج التنبؤ مقارنة مع القيم الحقيقية	18
71	التشخيص الاحصائي للبواقي	19

72	جذور كثير الحدود	20
73	مقارنة دوال الارتباط الذاتي للنموذج المقدر والسلسلة الاصلية	21
74	منحنى qq	22
76	التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها لسنة 2021	23
77	التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها لسنة 2021	24
77	مقارنة بين القيم الحقيقية والقيم المتنبأ بها	25

# مقدمة عامة

## مقدمة

يعتبر التضخم من أهم الإختلالات التي يعاني منها بلدان العالم كله خاصة في الوقت الراهن، وبالرغم من التركيز و الاهتمام بدراسة هذه الظاهرة من قبل الاقتصاديين أدى إلى تباين النظريات المفسرة لها مما أسفر عن إختلاف السياسات المستخدمة في مواجهاتها أو الحد منها بسبب تعدد الأسباب المنشأة للتضخم وتعدد مظاهره واثاره الاقتصادية على النظام الاقتصادي الكلي وكذا السياسات التي يتعين إتباعها للقضاء عليها والمدى الذي يتعين اللجوء إليه في استخدام هذه السياسات لكن يبقى التحكم فيها والسيطرة عليها أمر صعبا.

عرفت الجزائر على غرار باقي دول العالم ظاهرة التضخم ففي فترة (1970-1979) ونقلة الادخار الخاص قامت الدولة باستثمارات عديدة كانشاء مصانع مما أدى الى ارتفاع الكتلة النقدية من جهة وضعف الانتاجية من جهة ونمو المتزايد في البنية الديمغرافية الذي أثر على طلب الاستهلاكي ودفعه نحو الارتفاع فحدث اختلال بين العرض والطلب، وفي بداية التسعينيات عرفت الجزائر ارتفاع في معدلات التضخم بسبب أزمة البترول حيث انخفض سعر هذا الأخير الذي كان أهم مورد مالي للجزائر مما أدى إلى انخفاض في ايراد الدولة وأثر على الاستيراد وأدى الى نقص وندرة بعض سلع وأدى هذا الى وارتفاع أسعار، وفي عام 1994 وبدعم صندوق النقد الدولي اظهرت الجزائر صرامة في تطبيق برنامج تصحيح الهيكلي الذي أتى بالفائدة وحقق نمو في الناتج الاجمالي قدره 3% في عام 1999 و 4% في 2002 وانخفض التضخم من 20% سنة 1994 إلى 1.4% سنة 2002

من خلال هذه الوقائع التاريخية البسيطة تسعى الجزائر إلى التحسن والتقدم ومواكبة التطور الحضاري الذي يعرفه العالم والتحاق بمركبة الدول المتقدمة ودراسة مجال التضخم يساعد

في القضاء على بعض مخلفات ناتجة عنه وفي مقدمة هذه الدراسات نجد تحليل الاقتصاد الكمي.

في هذا المجال تعتبر نماذج السلاسل الزمنية من أهم التقنيات الكمية التي تستخدم لدراسة المشاكل الاقتصادية و تتبع اتجاهاتها المستقبلية، حيث تمكن من الحصول على القيم المستقبلية للظاهرة المدروسة بناء على المعطيات السابقة لها لكي تساعدنا على معرفة النمذجة القياسية لمختلف الظواهر الاقتصادية، وهنا نذكر منهجية بوكس جنكينز التي تعد من أهم وأحدث النماذج للدراسة هكذا مواضيع إذ أنها أعطت قيم دقيقة في العديد من الدراسات المتعلقة بالمستقبل، و لدراسة نماذج السلاسل الزمنية تتطلب منا دراسة تحليلية للسلاسل الزمنية من حيث تعريفها تحليلها، مركباتها، نماذجها.

ولذلك سنحاول من خلال هذا البحث اعطاء لمحة شاملة حول النماذج القياسية المستخدمة في محاولة التوقع بمعدلات التضخم

### الإشكالية:

سنتناول في هذا البحث نماذج السلاسل الزمنية لمحاولة التنبؤ بمعدلات التضخم في الجزائر من خلال محاولة توصيف نموذج تنبؤي لمعدل التضخم في الجزائر مع مقارنة بين مقارنة Box-Jenkins و Hyndman et Khandakar)، وعليه سنحاول في بحثنا ان نبين مدى فعالية هذه النماذج في محاولة التوقع وهذا انطلاقا من طرح التساؤلات التالية:

1. هل يمكن التوقع بمعدلات التضخم في الجزائر ؟
2. ماهو النموذج الأمثل للتنبؤ بمعدلات التضخم ؟
3. مامدى فعالية مقارنة Hyndman et Khandakar و منهجية Box-Jenkins في التوقع بظاهرة التضخم ؟

4. ما المقصود بمنهجية Box-Jenkins في تحليل السلاسل الزمنية؟
5. هل يمكن الاعتماد على منهجية Box-Jenkins لبناء نموذج مثالي للتنبؤ بمعدل التضخم السنوي في الجزائر؟

### الفرضيات:

1. منهجية Box-Jenkins الأمثل للتنبؤ بهكذا معدلات
2. تكون نتائج التوقع بظاهرة التضخم مقارنة لما بينها
3. منهجية Box-Jenkins تعتبر من أدق طرق التنبؤ عند استعمال السلاسل الزمنية ذات المتغير الوحيد.
4. يمكن الاعتماد على منهجية Box-Jenkins في التنبؤ بمعدلات التضخم في الجزائر

### أهداف البحث:

1. محاولة التعرف على معدلات المستقبلية لظاهرة التضخم.
2. الاستفادة الشخصية من الدراسة التطبيقية في مجال التخصص.
3. محاولة بناء نموذج للتنبؤ بمعدلات التضخم في الجزائر.

### أهمية البحث:

يستمد أهمية هذا البحث في استعمال التقنيات الكمية في التحليل الاقتصادي الكلي وكذا التطورات التي تشهدها، وإلى محاولة التنبؤ بمعدلات التضخم وإيجاد القيم المستقبلية لظواهر الاقتصادية كالتضخم، التي تلعب دورا مهما في الحد من شأن بعض النتائج السلبية لهذه الظاهرة

### دوافع وأسباب اختيار هذا الموضوع:

1. الرغبة في التعرف على هذا المجال

2. السعي في المستقبل للعمل في هذا المجال.

3. أهمية هذا القطاع في الجزائر.

### منهج البحث:

**الفصل الأول:** يمثل الإطار النظري للبحث حيث اعتمدنا فيه على المنهج الوصفي التحليلي الذي يعتمد على الأبحاث والكتب بغية توضيح أساسيات السلاسل الزمنية وطرق استقطابها، نماذجها ومنهجية Box-Jenkins

**الفصل الثاني:** يمثل الإطار التطبيقي للبحث حيث تم الاعتماد على المنهج الاستدلالي لتحليل و تقدير والتنبؤ بقيم معدلات التضخم مستقبلا باستخدام برنامج الاحصائي Eviews 10 وبرنامج R

### أدوات البحث:

- استعملنا في هذا البحث الأدوات الرياضية الاحصائية المتمثلة في برامج الاحصائية ك برنامج الاحصائي **Eviews 10** ، وبرنامج **R** والبرنامج **Excel**
- استعمال الانترنت للحصول على معدلات التضخم من موقع **ONS**
- الاعتماد على مواقع الجامعات الجزائرية و المواقع الأجنبية لتحميل بعض الدراسات والرسائل

### حدود الدراسة:

تشمل حدود الدراسة في هذا البحث على حالة التضخم في الجزائر في الفترة الممتدة (1990 إلى 2020) وتضم بيانات شهرية

### هيكل البحث:

لقد قسمنا المذكرة إلى فصلين كالتالي :

**الفصل الأول:** تطرقنا في هذا الفصل إلى تعريف السلاسل الزمنية وأهم مركباتها وطرق التنبؤ في المدى القصير بدءاً بطرق الاستقطاب ثم الاتجاه العام في المبحث الأول أما في المبحث الثاني تطرقنا إلى أهم النماذج التنبؤ للسلاسل الزمنية بداية بالنماذج الخطية ثم النماذج غير المستقرة

**الفصل الثاني:** في هذا الفصل قمنا بدراسة تطبيقية تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر باستخدام برامج **EvIEWS 10**، **R** حيث قسمناه إلى ثلاث مباحث، الأول خصصناه لدراسة خصائص السكونية لسلسلة والمبحث الثاني لدراسة النمذجة بمقاربة بوكس جنكينز أما المبحث الثالث سنتناول فيه النمذجة باتباع خوارزمية (Hyndman et Khandakar).

# الفصل الأول

### مقدمة

السلاسل الزمنية هي سلسلة معطيات إحصائية مرتبطة بالزمن، أو هي عبارة عن سلسلة من الأرقام أو من القيم المسجلة حسب الزمن كالسنين أو الفصول أو الأشهر تعتبر دراسة تطور الظواهر واتجاهاتها والتحكم في مسراتها من بين أسباب نجاح المؤسسات الاقتصادية التي تعتمد على الطرق العلمية في تسييرها، حيث تحتاج كل مؤسسة مهما كانت طبيعة نشاطها إلى معرفة وتحليل الظواهر المحيطة بها والعوامل التي تؤثر فيها والتنبؤ بقيمتها في المستقبل، ولتحديد وبلوغ ذلك يجب دراسة وتحليل معطيات الفترات السابقة لهذه الظواهر قصد تحديد مسارها واتجاهها العام، بشرط أن تكون كل قيمة من هذه المعطيات مرتبطة بفترة زمنية أو بتاريخ معين (سنة، فصل، شهر)

يعد التنبؤ بالسلوك المستقبلي من أهم المواضيع في العلوم الإحصائية في مختلف المجالات، وأغلب الدول إن لم نقول جميعها تعتمد في برامجها التنموية على الأساليب العلمية المتطورة للحصول على نتائج دقيقة وهنا نجد دور السلاسل الزمنية في بناء نماذج المطلوبة بالاعتماد على البيانات والمعلومات اللازمة لتشكيل أحد نماذج وذلك عن طريق مجموعة من الاختبارات الإحصائية وتساعد هذه النماذج من خلال التحليل ودراسة القيم السابقة على التنبؤ بالفترات اللاحقة .

### المبحث الأول: أساسيات السلاسل الزمنية

#### المطلب الأول: تعريف السلاسل الزمنية

تعرف السلسلة الزمنية بأنها: "مجموعة من القيم المشاهدة لظاهرة ما خلال فترات زمنية متساوية" وتكون الفترة الزمنية عادة إما أسبوعية، أو شهرية، أو فصلية، أو سنوية، كما يمكن تعريفها على أنها: "مجموعة من المشاهدات التي تتولد على التوالي خلال الزمن. وتتميز أية سلسلة زمنية بأن بياناتها مرتبة بالنسبة للزمن، وأن المشاهدات المتتالية عادة ما تكون غير مستقلة، أي تعتمد على بعضها البعض<sup>1</sup>

ويمكن رصد السلاسل الزمنية في شتى الميادين ففي الاقتصاد يمكن رصد البيانات الدخل القومي، البطالة، التضخم، وفي مجال التعليم يمكن رصد تطور أعداد الطلبة السنوي في مراحل التعليم مختلفة وأعداد المدارس والمدرسين السنوية في الكليات المختلفة، وفي مجال الطب يمكن رصد السلاسل الزمنية خاصة بتطور الامراض المختلفة ومدى التزايد أو التناقص في الاصابة بهذه الامراض ويمكن رصد خاصة برسم القلب، وفي مجال الارصاد الجوية يمكن رصد السلاسل الزمنية خاصة بكمية الامطار الشهرية وسرعة الرياح، نسبة الرطوبة ودرجات الحرارة وفي مجال الزراعة يمكن رصد تطور الانتاج السنوي من المحاصيل الزراعية وتختلف السلسلة الزمنية عن البيانات التجريبية وبيانات الحصر في ثلاث نقاط أساسية وهي:

- تأخذ بيانات السلسلة الزمنية على فترة زمنية طويلة نسبياً يعتقد انها تؤثر على الظاهرة او المتغير موضع الدراسة، بينما تأخذ البيانات التجريبية او بيانات الحصر (المسح) عند نقطة زمنية معينة او على الاكثر في فترة زمنية قصيرة يعتقد انها لا تؤثر بشكل معنوي على الظاهرة او المتغير موضع الدراسة وعادة ما تسمى هذه البيانات بالبيانات المقطعية Cross Sectional Data.

- يتم دراسة السلسلة الزمنية عادة بمعزل عن العوامل الاخرى (بخلاف الزمن) التي قد تؤثر عليها وعن الظواهر الأخرى التي قد ترتبط معها في علاقة إحصائية<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> سميرين سمير خليل أبو راضي، تحليل حجم تداول أسهم البنوك المدرجة في بورصة عمان باستخدام نموذج السلاسل الزمنية، مذكرة مقمنة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير في ادارة الأعمال، جامعة الشرق الأوسط للدراسات العليا، كلية الأعمال، 2009، ص 27

<sup>2</sup> سمير مصطفى الشعراوي، مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية، الطبعة الاولى، جامعة الملك عبد العزيز، السعودية، 2005، ص 5

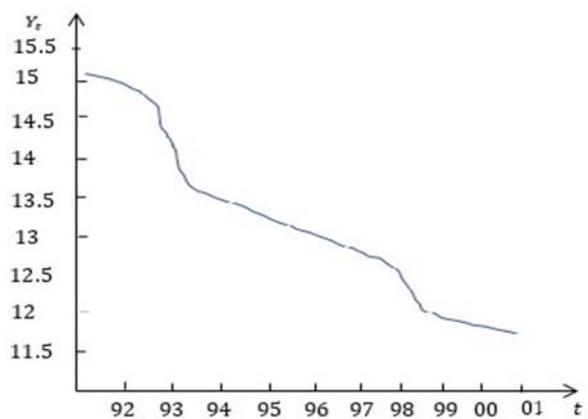
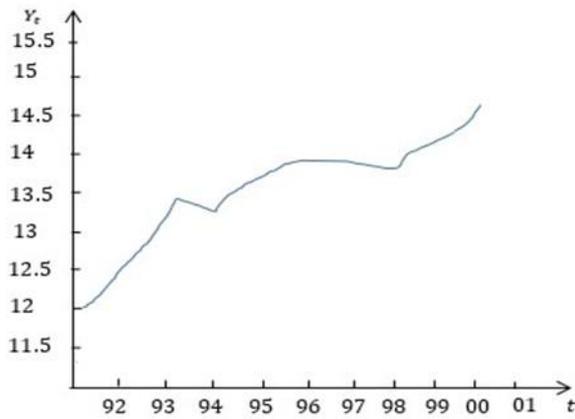
- عادة ما تكون مشاهدات السلسلة الزمنية مرتبطة ببعضها البعض، ويأخذ الارتباط بين هذه المشاهدات اشكالا وانماطا عديدة تختلف باختلاف طبيعة الظاهرة، ومن ثم فإن ترتيب المشاهدات في السلاسل الزمنية ذو أهمية خاصة ولذلك فإن معظم الأساليب التي تستخدم في تحليل البيانات التجريبية او بيانات الحصر لا تكون صالحة لتحليل السلاسل الزمنية وبالتالي لا بد من ابتكار وتطوير أدوات وأساليب خاصة لتحليل السلاسل الزمنية. ومما سبق يمكن تعريف السلاسل الزمنية على انها مجموعة من المشاهدات مرتبة ومنظمة وفق حدوثها ( السنة، الفصل أو الشهر) وتعتبر سجل يتم اعتماده كمرجع لبناء التوقعات المستقبلية.

### المطلب الثاني: مركبات السلسلة الزمنية

نقصد بها العناصر المكونة للسلسلة الزمنية، وهي تفيد في تحديد سلوكها في الماضي وكذا المستقبل، ويمكن إدراج هذه المركبات في العناصر التالية:

1. **مركبة الاتجاه العام:** وهي تعبر عن تطور متغير ما عبر الزمن سواء كان هذا التطور بميل موجب أو سالب، وتبين الإتجاه العام للظاهرة المدروسة ويكون هذا الإتجاه بصفة عامة على شكل خط مستقيم ويرمز له<sup>1</sup> بـ (t)

الشكل (1): سلسلة زمنية ذات اتجاه عام متناقص      الشكل (2): سلسلة زمنية ذات اتجاه عام متزايد



<sup>1</sup> جلاطو الجبالي، الإحصاء مع تمارين ومسائل محلولة، الطبعة 2002، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2002 ص 167

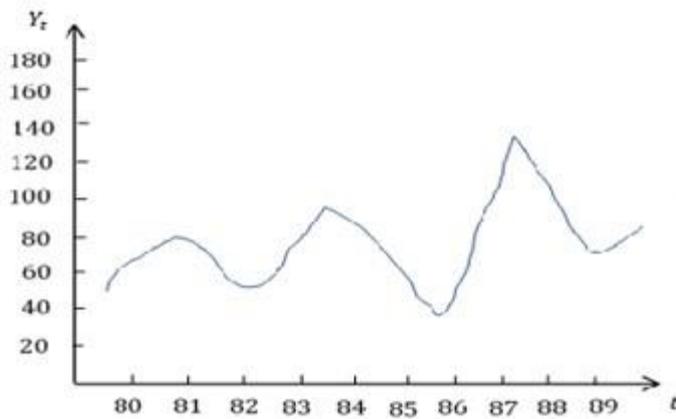
2. **المركبة الفصلية:** هي ناتجة من تأثير العوامل الخارجية على متغير ما بطريقة منتظمة، وتحدث هذه الظاهرة خلال السنة، فقد تكون أسبوعية، شهرية، فصلية ويرمز لها بالرمز  $s^1$ .

الشكل(3): المركبة الفصلية



3. **مركبة الدورات الاقتصادية:** وهي التغيرات التي تطرأ على القيم السلسلة الزمنية بصورة منتظمة أو غير منتظمة ويزيد امدها عن السنة في الحركة الدورية، تبرز أثر انتقال الأحوال الاقتصادية مثلاً من الكساد الى الانتعاش فالرواج ثم الركود، ويرمز لها بالرمز  $C^2$ .

الشكل(4): مركبة الدورة الاقتصادية

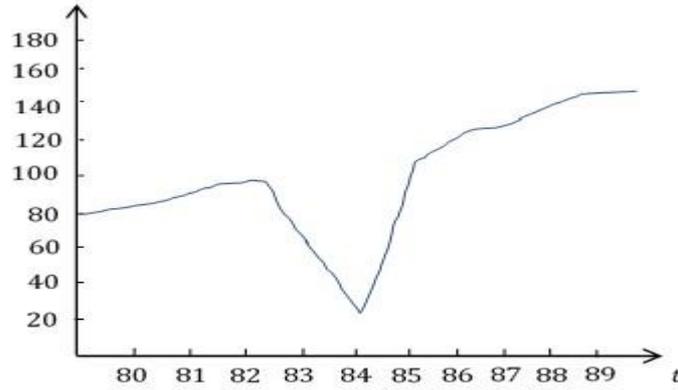


<sup>1</sup> عبد الحميد عبد الحميد البلداوي، الأساليب الإحصائية التطبيقية، الطبعة الأولى، دار الشروق، الأردن، 2004 ص242

<sup>2</sup> عبد الحميد عبد الحميد البلداوي، الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية، الطبعة الأولى، دار الشروق، الأردن، 1997 ص564

4. المركبة العشوائية: تتمثل في التغيرات التي لا يمكن ضبطها أو التي لا توجد لها علاقة بعنصر الزمن، وهي ناتجة عن عوامل غير منتظرة، يرمز لها برمز  $\varepsilon^1$ .

الشكل(5): المركبة العشوائية



### المطلب الثالث: طرق التنبؤ في المدى القصير

#### 1- طرق الاستقطاب:

تستعمل عموماً في التنبؤ على المدى القصير وهي تتمثل في تحديد المستقبل انطلاقاً من تحليل السلاسل الزمنية الماضية وتعد الطرق الآتية الطرق الأكثر استعمالاً وشيوعاً وهي: المتوسطات المتحركة، التمهيدات الآسية، هولت- ونتر و بوكس- جنكيز.

أ. طريقة المتوسطات المتحركة: تستعمل هذه الطريقة لأهداف مختلفة كتمهيد سلسلة زمنية وهي أيضاً طريقة للتنبؤ المتمثلة في اخذ المتوسط العددي لـ  $n$  قيمة أخيرة وذلك للقيام بتنبؤ عند كل فترة جديدة، تستبدل القيمة الأكثر قدماً بالقيمة الأكثر حداثة ومن هنا أطلق عليها مصطلح متوسطات متحركة، وتستعمل هذه الطريقة إذا كانت السلسلة مستقرة بمعنى أنها لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام ولا على الفصلية، ويكون التنبؤ بالصيغة التالية<sup>2</sup>:

<sup>1</sup> جلاطو الجبالي، مرجع سبق ذكره، ص 168

<sup>2</sup> إيمان فاطمة الزهراء بوساق، دراسة تنبئية لمبيعات البنزين في المدى القصير باستخدام طرق السلاسل الزمنية دراسة حالة وحدة نفضال المسيلة، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد بوضياف، 2015 ص 70

$$\hat{X}_t(h) = \hat{X}_i(I) = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} x_{t-i}$$

ب. طريقة المتوسطات المتحركة المزدوجة: تستعمل هذه الطريقة في حالة وجود مركبة الاتجاه العام و ذلك بتطبيق المتوسطات المتحركة البسيطة على السلسلة الملاحظة.

$$\hat{X}_t(h) = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} x_{t-i}$$

نطبق مرة ثانية المتوسطات المتحركة البسيطة على السلسلة الممهدة، تسمى المتوسطات المتحركة المتحصل عليها بالمتوسطات المتحركة المزدوجة

$$x''t(h) = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} x'_{t-i}$$

$$at = 2X't - X''t$$

$$bt = \frac{1}{n-1} (x't - x''t)$$

وتكون صيغة التنبؤ كالاتي:

$$\hat{x}_t(h) = at - hb$$

لقد دفع تحديان هامين بالمستعملين إلى استبدال المتوسطات المتحركة بالتمهيدات الآسية<sup>1</sup>:  
**التحديد الأول:** عند القيام بالتنبؤ فانه من الضروري تخزين العمليات الأخيرة التي تعتبر مكلفة نسبيا

**التحديد الثاني:** المتوسطات المتحركة تعطي وزنا متساويا لكل المشاهدات و هو غير ممكن تحقيقه لان الملاحظات الأكثر حداثة تحتوي على معلومات أكثر في المستقبل.

ج. **التمهيد الآسي:** يعتمد هذا الأسلوب على فكرة أن المعلومات القديمة أقل أهمية، من المعلومات الحديثة ولهذا يجب أن تعطي وزنا أقل، حيث يأخذ التنبؤ الخاص بالفترة السابقة ويجري عليه التعديل للحصول على التنبؤ الخاص بالفترة اللاحقة، ويعبر هذا التعديل على خطأ التنبؤ في الفترة السابقة ويتم حسابه بضرب خطأ التنبؤ في الفترة السابقة في معامل ثابت يتراوح بين 0 و 1

<sup>1</sup> إيمان فاطمة الزهراء بوساق، مرجع سبق ذكره، ص 70

### 1. خصائص طرق التمهيد الآسي:

#### أ. المبادئ الأساسية:

- الانخفاض المتزايد لقيمة المعلومة مع الزمن
- تلخيص المعلومات، حيث ان الاستعمال الكلي لسلسلة زمنية ما صعب جدا، ومن هنا تقنيات التلميس الآسي تعمل على تصغير حجم السلسلة الزمنية في شكل بعض المعلومات، ومن أجل اجراء عملية التنبؤ باستعمال هذه التقنية من الضروري الاحتفاظ ببعض القيم في الذاكرة
- التحديث المستمر للمعلومات بفضل بعض الحسابات البسيطة نسبيا، حيث يعتبر أسلوب التلميس الآسي أسلوبا مكيفا، بمعنى أنه يسترجع باستمرار المعلومات بنفس الترتيب الذي يدير وصول المعلومات، إذن هذا المبدأ ماهو إلا نتيجة لاشتراك المبدأين السابقين.

#### ب. صياغة النموذج:

لنفرض أن  $x_t$  تمثل مبيعات منتج معين في الزمن  $t$  ويمكن اعتبارها كنتيجة لتوفيقية خطية غير منتهية من المبيعات الماضية، مع أن تأثير أو وزن الماضي على الحاضر هو متناقص مع أقدميته، وهو يتبع منحى آسي.

تسمح طريقة التلميس الآسي بموازنة الملاحظات إحداها على الأخرى، بإعطاء أوزان أكثر أهلية للبيانات الأكثر حداثة حيث تكون الأوزان متناقصة مع البعد في الماضي، ويعبر عن هذا الاتزان بالمعامل الذي يحدد الوزن المعطى للحاضر بالنسبة للماضي باتباع النمذجة التالية<sup>1</sup>:

$$\hat{x}_t = S_t = \hat{x}_{t-1} + \alpha(x_{t-1} - \hat{x}_{t-1}) \dots \dots \dots (1)$$

حيث:  $\hat{x}_t$  قيمة المبيعات المتنبأ بها للزمن  $t$

<sup>1</sup> قليل محمد صغير، محاضرات في تحليل السلاسل الزمنية، قسم العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير،

جامعة مصطفى إسمطبولي معسكر، 2019 ص 28

$x_{t-1}$  آخر مبيعات محققة في الزمن (t-1)

$\hat{x}_{t-1}$  التنبؤ الخاص بالفترة الأخيرة في الزمن (t-1)

$\alpha$  معامل التلميس وهي دائما محصورة بين 0 و 1

ومن خلال المعادلة (1) يظهر التلميس كأنه نتيجة آخر قيمة ملمسة مصححة بإعطاء وزن للفرق بين المبيعات المحققة والمنتبأ بها، وهنا نجد المبدأ الثالث وهو تكييف التلميس مع خطأ التنبؤ.

ويمكن اجراء تعديلات على المعادلة (1) كالتالي:

$$\hat{x}_t = \alpha x_{t-1} + (1 - \alpha)\hat{x}_{t-1} \dots \dots \dots (2)$$

وبهذا الشكل يظهر التلميس الأسى كمتوسط متزن لآخر قيمة للمبيعات المحققة وآخر قيمة ملمسة.

### ج. دور الثابت التمهيد الأسى:

من أجل ملاحظة التأثير والدور المهم الذي يلعبه ثابت التلميس ( $\alpha$ ) في التنبؤ، سوف نضع في المعادلة (1) مايلي:

- إذا  $\alpha = 0$   $\hat{x}_{t-1} = \hat{x}_t$  هذا يعني أن المشاهدات الجديدة غير مستعملة في عملية التنبؤ، المهيد هنا ساكن مقارنة مع المبيعات المحققة، والتنبؤات تبقى ثابتة.

- إذا  $\alpha = 1$   $\hat{x}_{t-1} = \hat{x}_t$  هنا النموذج يتبع المعلومات الأخيرة، والقيمة الجديدة لتمهيد هي دائما مساوية لآخر قيمة للمبيعات المحققة، وبالتالي يمتاز التمهيد الاسي هنا برد فعل كبير (hyper réactif)

ويمكن تعميم العلاقة (2) بالرجوع في الزمن  $(t-1, t-2, \dots, t-n, \dots, 0)$  كالتالي:

$$\hat{x}_t = \alpha x_{t-1} + \alpha(1 - \alpha)x_{t-2} + \alpha(1 - \alpha)^2 x_{t-3} + \dots + \alpha(1 - \alpha)^{n-2} x_{t-n+1} + \alpha(1 - \alpha)^{n-1} x_0 \dots \dots (3)$$

وبما أن ك محصورة بين 0 و 1 فإن الأوزان المخصصة لقيمة من المبيعات هي متناقصة<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> قليل محمد صغير، مرجع سبق ذكره، ص 29

## 2. نموذج التمهيد الأسّي الأحادي:

هذه الطريقة القابلة للاستعمال في حالة السلسلة الزمنية التي تسلك مساراً عشوائياً حول وسط حسابي ثابت، بمعنى أنها لا تحوي لا مركبة اتجاه عام ولا تقلبا فصليا، وهذا النموذج معطى وفق العلاقة التالية:

$$\hat{y}_t = \alpha y_t + \alpha (1-\alpha) y_{t-1} + \alpha (1-\alpha)^2 y_{t-2} + \alpha (1-\alpha)^3 y_{t-3} + \dots + \alpha (1-\alpha)^m y_{t-m}$$

$$\hat{y}_t = \alpha \sum_{r=0}^{\infty} (1-\alpha)^r y_{t-r}$$

ونظرا لعيوبها نود تبسيطها بهذه الطريقة:

$$\begin{aligned} &\text{نؤخر المعادلة المفككة أعلاه بفترة زمنية واحدة، ثم نضربها في المقدار } (1-\alpha) \\ (1-\alpha)\hat{y}_{t-r} &= \alpha (1-\alpha) y_{t-1} + \alpha (1-\alpha)^2 y_{t-2} + \alpha (1-\alpha)^3 y_{t-3} + \dots + \alpha (1-\alpha)^m y_{t-m} \end{aligned}$$

طرح هذه الأخيرة أي المعادلة الناتجة من الأصلية (المفككة) لنحصل على:

$$\hat{y}_t - (1-\alpha)\hat{y}_{t-r} = \alpha y_t$$

إعادة التركيبية: نكتب العلاقة النهائية في الشكل العملي التالي:

$$\hat{y}_t = \alpha y_t + (1-\alpha)\hat{y}_{t-1}$$

حيث  $t = 2$  ومنه نحتاج إلى قيم ابتدائية لانطلاق عملية التمهيد، لذا نفترض أن  $\hat{y} = y_1$  ونكتب النموذج التنبؤي المستقبلي للفترة  $T+1$  إلى  $T+L$  كمايلي:

$$\hat{y}_{t+1} = \alpha y_t + (1-\alpha)\hat{y}_t$$

$$\hat{y}_{T+..} = \hat{y}_T$$

يسمح للمسير مثلا باتخاذ قراراته بحرية

## 3. نموذج التمهيد الأسّي الثنائي:

فإذا كانت السلسلة تحوي إضافة إلى المركبة العشوائية مركبة اتجاه عام حيث وبطريقة انحدارية يمكن التعبير عنها بمايلي:  $y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \mu_t$  أين  $\beta_0 + \beta_1 t$  تمثل مركبة اتجاه عام خطي و  $U_t$  العشوائية فيمكن تمهيدها في مرحلتين<sup>1</sup>:

<sup>1</sup> أبشيش نبيلة وآخرون، دراسة تحليلية تنبؤية لمبيعات مؤسسة الإخوة حسين لصنع البلاط امشداله (2011/2009)، تقرير تريض الليسانس LMD، تخصص اقتصاد كمي، معهد العلوم الاقتصادية التجارية وعلوم التسيير، المركز الجامعي العقيد ألكي محند اولحاج، 2012، ص 36

$$\tilde{y}_t = \alpha y_t + (1-\alpha)\tilde{y}_{t-1} \quad \text{المرحلة الأولى}$$

$$\tilde{\tilde{y}}_t = \alpha \tilde{y}_t + (1-\alpha)\tilde{\tilde{y}}_{t-1} \quad \text{المرحلة الثانية}$$

ويمكن حساب المعلمتين كما يلي:

$$\beta_0 = 2\tilde{y}_t - \tilde{\tilde{y}}_t$$

$$\beta_1 = \frac{\alpha}{1-\alpha} (\tilde{y}_T - \tilde{\tilde{y}}_T)$$

و يكون النموذج التنبؤ على الصيغة:

$$\hat{y}_{T+L} = \beta_0 + \beta_1 L$$

#### 4. نموذج التمهيد الأسّي المضاعف Brown:

وهي طريقة خاصة ومكيفة للسلاسل الزمنية التي تحتوي على الإتجاه العام، إذ أن طريقة التمهيد الأسّي المضاعف تحسب في البداية تمهيدا أسيا يقوم على قيم التمهيد الأسّي البسيط كما أن تطبيق التمهيد الأسّي البسيط على سلسلة زمنية تحتوي على مركبة الإتجاه العام تعطينا نتائج منهجيا أقل من الإتجاه العام، ونفس النتائج عند إعادة تطبيق هذه الطريقة على الإتجاه العام المطور، لذلك نستعمل في هذه الحالة طريقة التمهيد الأسّي المضاعف الذي يأخذ الشكل التالي<sup>1</sup>:

$$S_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)S_{t-1}$$

$$SS_t = \alpha S_t + (1 - \alpha)SS_{t-1}$$

حيث:  $S_t$  تعبر عن مستوى التمهيد (المسح) في اللحظة t

$SS_t$  تعبر عن المسح المضاعف في اللحظة t

$$S_1 = y_1 \quad , \quad SS_2 = S_2 \quad \text{أما القيم الأولية فتمثل:}$$

تعطى علاقة التوقع كمايلي:

$$\hat{y}_{t+h} = \hat{a}_t + (\hat{b}_t \cdot h)$$

حيث:

$$\begin{cases} \hat{a}_t = 2S_t - 2SS_t \\ \hat{b}_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} (S_t - SS_t) \end{cases}$$

<sup>1</sup> صبرينة خنشوش، التنبؤ بامبيعات دراسة مقارنة بين طريقتي بوكس جنكينز والتمهيد الأسّي حالة مؤسسة توزيع مواد البناء EDIMCO، مذكرة مقدمة لنيل شهادة ماستر في العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة أم البواقي،

### 5. طريقة التمهيد الأسي لـ Holt:

تستخدم هذه الطريقة في نفس شروط الطريقة السابقة مع إعطاء نتائج مختلفة، لكن الفرق يكمن في استخدام ثابتي تمهيد الأول خاص بمستوى الاتجاه  $\alpha$  حيث  $\alpha \in [0,1]$  والثاني خاص بميل الاتجاه العام  $\alpha$  حيث  $\alpha \in [0,1]$  وعليه فتمهيد مستوى الاتجاه وميل الاتجاه (نمو الاتجاه أو معدل نموه) يحسب بالعلاقة التالية:

$$\alpha_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)(\alpha_{t-1} + b_{t-1})$$

$$b_t = \beta + (\alpha_t - \alpha_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$$

حيث  $\alpha_t$  تمثل تمهيد مستوى الاتجاه المقدر للفترة  $t$ ، قيمته الابتدائية  $\alpha_1 = y_1$   
 $b_t$  تمثل تمهيد ميل الاتجاه (نمو اتجاه السلسلة الزمنية قيد الدراسة) المقدر للفترة  $t$  قيمته الابتدائية  $b_1 = 0$

أما معادلة التنبؤ فتحسب بالعلاقة التالية:

$$\hat{y}_{t+h} = \alpha_t + b_t \cdot h$$

حيث  $h$  تمثل أفق التنبؤ

### 6. طريقة التمهيد الأسي لـ Holt-Winters:

تستخدم طرق التنبؤ السابقة الذكر عندما تكوف السلسلة الزمنية خالية مف المركبة الموسمية، أما في حالة تواجدها (بالإضافة إلى مركبة الاتجاه العام والمركبة العشوائية) فإننا نلجأ إلى طريقة Holt-Winters

تستخدم في هذه الطريقة ثلاث معادلات لتمهيد تصاحبها ثلاث معاملات مختلفة هي كالاتي:

$$\alpha_t \text{ وهي تمثل تمهيد المستوى أو المتوسط مع معامل تمهيد } \alpha \text{ حيث } \alpha \in [0,1]$$

$$b_t \text{ وهي تمثل تمهيد الاتجاه مع معامل تمهيد } b \text{ حيث } b \in [0,1]$$

$$S_t \text{ وهي تمثل تمهيد الموسمية مع معامل تمهيد } \gamma \text{ حيث } \gamma \in [0,1]$$

كما تظهر هذه الطريقة في شكلين مختلفين حسب أسلوب نمذجة الموسمية فهو يكون إما بطريقة خطية (موسمية مضافة) أو بطريقة غير خطية (موسمية مضاعفة)<sup>1</sup>

<sup>1</sup> عتروس سهيلة ، مقارنة إحصائية وقياسية في تحسين جودة التنبؤ بالمبيعات دراسة حالة مؤسسة مطاحن الزيبان القنطرة بسكرة، مذكرة مقدمة لنيل شهادة ماجستير في علوم التسيير تخصص الأساليب الكمية في التسيير، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد خيضر، 2014، ص 52

أ- **النموذج الجمعي:** وفق هذه الطريقة فإن المركبة الموسمية تأخذ شكل جمعي في معادلة التنبؤ التي تكون وفق إحدى الصيغتين التاليتين<sup>1</sup>:

$$\hat{Y}_{t+h} = \alpha_t + b_t \cdot h + S_{t+h-p} \quad \text{إذا كان } 1 \leq h \leq p \text{ فإن التنبؤ هو كالاتي:}$$

$$\hat{Y}_{t+h} = \alpha_t b_t \cdot h + S_{t+h-2p} \quad \text{إذا كان } p + 1 \leq h \leq 2p \text{ فإن التنبؤ هو كالاتي:}$$

حيث:  $p$  هو مدة المركبة الموسمية

$h$  أفق التنبؤ

$\hat{Y}_{t+h}$  تمثل القيمة المتنبأ بها للفترة  $t+h$

أما معادلات التمهيد والتي تعبر عن معادلات الثوابت  $\alpha_t$ ،  $b_t$ ،  $S_t$ ، في معادلة التنبؤ، فتحسب بالعلاقة التالية:

$$\alpha_t = \alpha(y_t - S_{t-p}) + (1 - \alpha)(\alpha_{t-1} + b_{t-1}) \quad \text{- تمهيد المستوى:}$$

$$b_t = \beta(\alpha_t - \alpha_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1} \quad \text{- تمهيد الاتجاه:}$$

$$S_t = \gamma(y_t - \alpha_t) + (1 - \gamma)S_{t-p} \quad \text{- تمهيد الموسمية:}$$

حيث:  $y_t$  تمثل القيمة الحقيقية للسلسلة الزمنية (الكمية الحقيقية للمبيعات)  $S_t$  وهي تعبر عن معامل الموسمية في الفترة  $t$

ب- **النموذج الضربي:** صيغة النموذج في هذه الحالة هي<sup>2</sup>:

$$\begin{cases} \alpha_t = \alpha \left( \frac{Y_t}{S_{t-p}} \right) + (1 - \alpha)(\alpha_{t-1} + b_{t-1}) \\ b_t = \beta(\alpha_t - \alpha_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1} \\ S_t = \gamma \left( \frac{Y_t}{\alpha_t} \right) + (1 - \gamma)S_{t-p} \end{cases}$$

حيث: نستعمل  $S_{t-p}$  لأن  $S_t$  ليست معرفة بعد

$p$  الفترة (وهي تساوي 4 في المشاهدات الفصلية و 12 في المشاهدات الشهرية) أما التنبؤ في الأفق  $h$  يعطى بالشكل التالي:

<sup>1</sup> عتروس سهيلة ، مرجع سبق ذكره، ص 53

<sup>2</sup> قليل محمد صغير ، مرجع سبق ذكره، ص 34

$$\hat{Y}_{t+h} = (\alpha_t + b_t \cdot h) S_{t+h-p}, \dots \dots \dots 1 \leq h \leq p$$

$$\hat{Y}_{t+h} = (\alpha_t + b_t \cdot h) S_{t+h-2p}, \dots \dots \dots p + 1 \leq h \leq 2p$$

مع العلم أن:

$$\alpha_p = \bar{Y}$$

$$b_p = 0$$

## المطلب الرابع: الاتجاه العام

### 1. الاتجاه العام:

يمكن التعبير عن السلسلة الزمنية التي تنمو بمقدار مطلق ثابت عبر الزمن بالعلاقة التالية:

$$Y_t = f(t, u_t) = \alpha + bt + \varepsilon_t$$

حيث تشير  $t$  هنا إلى دليل الوقت، أي وحدة قياس السنة، الفصل، الشهر و هكذا، بينما  $b, a$  هي معالم يراد تقديرها لأغراض التوقع في المستقبل القريب، كما نشير إلى أنه و بالنظر لانطواء هذا النموذج على المتغير العشوائي أو الخطأ، فإن قيم  $t$  المحددة لا تقابل بقيم محددة من  $Y$  وإنما بتوزيع الاحتمالي، و عليه فإن القيم  $(Y_t)$  تتحدد على أساس كل من قيمة  $t$  وتوزيع الخطأ  $(\varepsilon_t)$  ولهذا السبب فإن معادلة نموذج الانحدار السابقة تعتبر غير كافية، وإنما يتطلب الأمر وضع معادلات تكميلية لتغطية الافتراضات الخاصة بتوزيع الخطأ وأسس تحديد قيم المتغير المستقل

### أ. الفرضيات الأساسية<sup>1</sup>:

نورد فيمايلي الفرضيات الأساسية الخاصة بتوزيع الخطأ  $(\varepsilon_t)$

- حد الخطأ  $\varepsilon_t$  يتبع التوزيع الطبيعي بمعنى  $\varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma^2)$

- النموذج خطي في  $t$

-  $t$  هي قيم لمشاهدات دون أخطاء ( $t$  ليس متغير عشوائي)

-  $E(\varepsilon_t) = 0$  الوسط الحسابي للخطأ معدوم.

-  $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$  تباين الخطأ ثابت

<sup>1</sup> لامية بوحسان، محاولة التوقع بمعدلات التضخم باستخدام السلاسل الزمنية دراسة حالة الجزائر، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير، تخصص تقنيات كمية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة فرحات عباس، 2009، ص 81

## الفصل الأول: السلاسل الزمنية، مركباتها وأهم نماذجها

-  $E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  اذا كان  $i \neq j$  فالأخطاء غير مرتبطة

-  $cov(t, \varepsilon_t) = 0$  الخطأ مستقل عن المتغير المستقل

و قد وضعت هذه الفرضيات كي يصبح بالإمكان تقدير معالم نموذج الاتجاه العام الخطي واستعماله في التوقع.

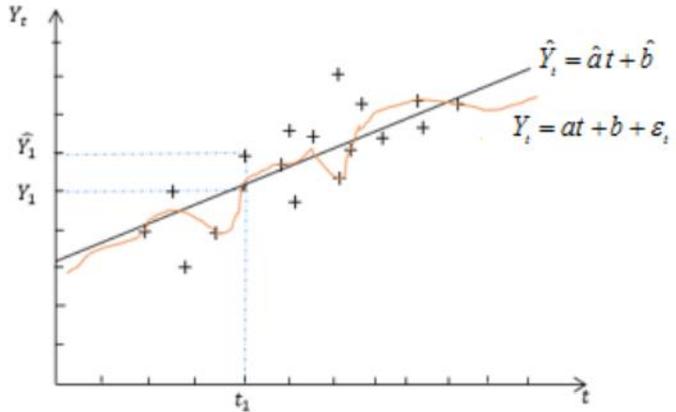
### ب. تقدير معالم النموذج:

هناك عدة طرق لتقدير معالم نموذج الاتجاه العام الخطي نذكر منها:

✓ **طريقة المربعات الصغرى:** هذه الطريقة باعتبارها تعطي أفضل التقديرات ويتلخص مضمونها في تقدير معالم النموذج على أساس تصغير مجموع مربعات الأخطاء، ويعطى النموذج الاتجاه العام وفق الشكل التالي:

لدينا نموذج الاتجاه العام الخطي  $Y_t = \alpha + bt + \varepsilon_t$  الممثل وفق الشكل التالي:

الشكل(6): تقدير نموذج الاتجاه العام الخطي



$\varepsilon_t$  مقدار الخطأ يمثل الفرق بين القيمة الفعلية  $Y_t$  والقيمة المقدرة  $\hat{Y}_t$  بمعنى:

$$\varepsilon_t = Y_t - \hat{Y}_t = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{b}t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

مجموع المربعات الخطأ يكتب على الشكل التالي<sup>1</sup>:

$$E = \sum_{t=1}^T e_t^2 = \sum_{t=1}^T (Y_t - \hat{\alpha} - \hat{b}t)^2$$

<sup>1</sup> لامية بوحسان، مرجع سبق ذكره، ص 82

## الفصل الأول: السلاسل الزمنية، مركباتها وأهم نماذجها

من أجل تصغير مجموع مربعات الأخطاء  $\text{Min}(E)$  نقوم باشتقاق المعادلة الأخيرة بالنسبة للمعلمتين  $a, b$  فنحصل على:

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{b} - \bar{t}$$

و بنفس الطريقة نحصل على  $\hat{b}$ :

$$\hat{b} = \frac{\sum_{t=1}^T (t-\bar{t})(Y_t - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (t-\bar{t})^2}$$

✓ طريقة المصفوفات<sup>1</sup>:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \\ \dots & \dots \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b \\ \alpha \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \Leftrightarrow \begin{cases} Y_t = b + \alpha t + \varepsilon_t \\ Y_1 = b + \alpha 1 + \varepsilon_t \\ Y_2 = b + \alpha 2 + \varepsilon_t \\ \dots \\ Y_t = b + \alpha T + \varepsilon_t \end{cases}$$

$$Y = X \times A + \varepsilon$$

لحل هذا النموذج من أجل مقدرات  $\hat{\alpha}$  و  $\hat{b}$  يكون:

$$\hat{A} = \begin{bmatrix} \hat{b} \\ \hat{\alpha} \end{bmatrix} = (X'X)^{-1}X'Y$$

بحيث  $(X'X)$  غير شاذة  $det \neq 0$  وقابلة للقلب، أين

$$X'X = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 1 & 1 & \dots & T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 2 \\ \dots & \dots \\ 1 & T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T & \sum t \\ \sum t & \sum t^2 \end{bmatrix}$$

$$X'Y = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 1 & 1 & \dots & T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum Y_t \\ \sum tY_t \end{bmatrix}$$

✓ **النموذج الأسّي:** تستخدم المعادلات الأسية لقياس الاتجاهات التي تكون نسب التغير السنوي لها ثابتة، وكما عرفنا من قبل إذا كانت الظاهرة تزيد أو تنقص بمقدار ثابت في كل فترة زمنية فإنه يمكن توفيق الاتجاه العام للسلسلة الزمنية بمعادلة من الدرجة الأولى،

<sup>1</sup> رملي محمد، تحليل السلاسل الزمنية، قسم العلوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة طاهر مولاي، 2020، ص21

## الفصل الأول: السلاسل الزمنية، مركباتها وأهم نماذجها

أما إذا كانت الظاهرة تزيد أو تنقص بمعدل ثابت فإنه يمكن توفيق الاتجاه العام للسلسلة الزمنية، بمعادلة أسية كمايلي:

$$Y = \alpha b^x$$

يمكن وضع هذه المعادلة على صورة لوغارتمية خطية ك عن طريق أخذ لوغاريتم للطرفين لتصبح:

$$\log Y = \log \alpha + x \log b$$

بادخال صيغة الجمع على المعادلة نجد:

$$\sum \log Y = N \cdot \log \alpha + \log b \sum X$$

نضرب طرفي المعادلة في  $(\sum X)$  نجد:

$$\sum X \sum \log Y = \log \sum X + \log b (\sum X)^2$$

وبأخذ السنة في منتصف السلسلة الزمنية كنقطة أصل تصبح:  $(\sum X = 0)$  وبالتعويض في المعادلتين نجد<sup>1</sup>:

$$\log \alpha = \frac{\sum \log Y}{N}$$

$$\log b = \frac{\sum X \sum Y}{\sum X^2}$$

✓ **دالة قطع المكافئ**: من بين الدوال القريبة للشكل الخطي نجد دالة القطع المكافئ التي تعتبر امتداد لنموذج الاتجاه العام الخطي المستعمل في تحليل السلاسل الزمنية، الذي يكتب علي الشكل:

$$Y_t = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + \varepsilon_t$$

<sup>1</sup> عاشور بدار، المفاضلة بين نموذج السلاسل الزمنية و نموذج الانحدار البسيط في التنبؤ بحجم المبيعات في المؤسسة الاقتصادية دراسة حالة مطاحن الحنونة بالمسيلة، مذكرة مقدمة لنيل شهادة ماجستير في علوم التجارية، فرع إدارة الأعمال، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير والعلوم التجارية، جامعة محمد بوضياف، 2006، ص76

حيث يتميز بأنه غير خطي المتغيرات، هذا الشكل لا يطرح مشكلة في التقدير، حيث نعيد تسمية  $t^2$  بـ  $X_t$  ونعيد كتابة المعادلة من جديد في الشكل التالي:

$$Y_t = b_0 + b_1 t + b_2 X_t + \varepsilon_t$$

تعتبر هذه الصياغة الرياضية عن نموذج خطي عام الذي يمكن تقدير معلماته الثلاثة بواسطة المربعات الصغرى و بطريقة المصفوفات، كما يلي:

$$\hat{B} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T & \sum t & \sum x_t \\ \sum t & \sum t^2 & \sum t x_t \\ \sum x_t & \sum t x_t & \sum X_t^2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum y_t \\ \sum t y_t \\ \sum x_t y_t \end{bmatrix}$$

أي يكتب بالشكل المختصر:

$$\hat{B} = (X'X)^{-1}X'Y$$

$$(K \times 1) = (K \times K). (K \times 1)$$

تبقى هذه القاعدة صالحة لتقدير أي عدد من معاملات النماذج الاقتصادية القياسية والتي نشير لها بالحرف (K) حيث تأخذ العلاقة العامة أعلاه الأبعاد المذكورة أعلاه<sup>1</sup>.

✓ **النموذج اللوجستي:** يستخدم الانحدار اللوجستي عندما يكون المتغير التابع (Y) متغيرا ثنائيا يأخذ قيمتين فقط يرمز للأولى وهي وقوع الحدث بالرمز (1) وذلك باحتمال قدر (p) بينما يرمز للثانية وهي عدم وقوع الحدث بالرمز (0) وذلك باحتمال يساوي (1-p) فيما لا يضع قيودا على أنواع المتغيرات المستقلة  $X_i$  والتي يمكن لها أن تكون متصلة أو فئوية أو خليط من الاثنين كما أنه لا يشترط اعتدالية توزيعها وحيث أن معادلة الانحدار الخطي البسيط تكون على الصورة:

$$Y|X = \beta_0 + \beta_1 X + e$$

حيث يعني الرمز  $Y|X$  المتغير التابع Y بشرط حدوث المتغير المستقل X وبافتراض أن الخطأ العشوائي (e) يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط 0 وانحراف معياري مقداره  $\sigma_{Y|X}$  أي أن  $e \sim N(0, \sigma_{Y|X})$  فإن المتغير التابع Y يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط  $u_{Y|X}$  وانحراف معياري  $\sigma_{Y|X}$  أي أن  $Y \sim N(u_{Y|X}, \sigma_{Y|X})$  وذلك لكل قيمة من قيم المتغير المستقل X ونظرا لأن

<sup>1</sup> مولود حشمان، السلاسل الزمنية وتقنيات التنبؤ القصير المدى، الطبعة الثالثة، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010، ص75

## الفصل الأول: السلاسل الزمنية، مركباتها وأهم نماذجها

$E(e) = 0$  لذا فإن القيمة المتوقعة للمتغير التابع  $Y$  عند قيمة معينة للمتغير المستقل  $X$  تكون على الشكل التالي:

$$E(Y|X) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X$$

إلا أنه ولعدم إمكانية تطبيق الانحدار الخطي البسيط في حالة المتغير التابع ثنائي القيمة ( $Y$ ) نتيجة لما يلي:

- أن تباين المتغير التابع ( $Y$ ) يتغير بتغير قيم المتغير المستقل ( $X$ )
  - أن تباين الخطأ ال يتوزع وفق التوزيع الطبيعي.
  - أن القيم المقدرة لا يمكن تفسيرها بوصفها احتمالات لأن قيمها لا تتراوح بين (1,0)
- لذا يتم استخدام نموذج اللوجيت الذي يعالج المشاكل السابقة حيث يمكن كتابته في حالة وجود متغير مستقل واحد كالتالي:

$$\log_e \left( \frac{p}{1-p} \right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X$$

وبصورة أخرى:

$$\left( \frac{p}{1-p} \right) = e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X} \quad \rightarrow \quad P = \frac{e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X}}{1 + e^{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X}}$$

حيث،  $P$ : هو احتمال وقوع الحدث محل الاهتمام أي احتمال النجاح.

$1 - P$ : هو احتمال وقوع الحدث ليس محل الاهتمام أي احتمال الفشل

$\left( \frac{p}{1-p} \right)$ : نسبة الترجيح للحدث محل الاهتمام (odds)

$\log_e$ : هو اللوغاريتم الطبيعي  $e = 2.7182818284$

$\log_e \left( \frac{p}{1-p} \right)$ : للوغاريتم الطبيعي لنسبة الترجيح أو اللوجيت

وبذلك يمكن كتابة معادلة الانحدار في حالة وجود عدد  $k$  من المتغيرات المستقلة على الشكل<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Suhaila Hamoud Abdullal Al Farhoud, The Use of Logistic Regression in studying the Factors Influencing the Performance of Stocks (An Empirical Study on the Kuwait Stock Exchange), journal of Al Azhar University–Gaza (Natural Sciences),16, 2014, School of Business Studies – Department of Statistics, Kuwait p 54

$$\log_e \left( \frac{p}{1-p} \right) = \hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i X_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \dots + \hat{\beta}_k X_k$$

$$\text{logit} = \log_e(\text{odds}) = \log_e \left( \frac{p}{1-p} \right) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \dots + \hat{\beta}_k X_k$$

وتسمى المعادلة نموذج الانحدار اللوجستي، هذا وسيتم اختصاراً استخدام الرمز  $\log$  وذلك للتعبير عن اللوغاريتم الطبيعي  $\log_e$

### المبحث الثاني: نماذج التنبؤ السلاسل الزمنية

#### المطلب الأول: النماذج الخطية للسلاسل الزمنية

**1. نماذج الانحدار الذاتي AR:** هي أول منهجية و تعبر عن المتغير التابع  $y_t$  كدالة

في القيم الماضية لنفس المتغير التابع  $y_{t-1}$  كما هو موضح من خلال المعادلات الآتية<sup>1</sup>:

$$AR(1): y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$AR(2): y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

.....

$$AR(p): y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

أي:

حيث:

$y_t$ : تمثل قيمة الظاهرة في الفترة  $t$

$\phi$ : تمثل معاملات المقدرة سواء موجبة أو سالبة

$y_{t-1}$ : تمثل قيمة الظاهرة في الفترة في الفترات السابقة

$\varepsilon_t$ : حد الخطأ العشوائي أو التشويش الأبيض

إذا كانت السيرورة  $AR(p)$  مستقرة، فإن وسطها الممثل بـ  $u$ ، يجب أن يكون غير متغير بالنسبة للزمن، أي:

$$E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = E(Y_{t-2}) = \dots = E(Y_{t-p}) = u$$

وهذا يعني:

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

<sup>1</sup> دحماني محمد درويش، محاضرات في الاقتصاد القياسي، قسم العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة الجيلالي ليايس، 2013 ص 114

$$u = \phi_0 + \phi_1 u + \phi_2 u + \dots + \phi_p u$$

$$u = \frac{\phi_0}{1 - \sum_{j=1}^p \phi_j}$$

إن العبارة الأخيرة والخاصة بمتوسط السيرورة AR(p) تعطي لنا أيضا شرط الاستقرار، فإذا كان  $u$  منتهيا فمن الضروري أن تكون  $\sum_{j=1}^p \phi_j < 1$  إن هذا الشرط ضروري، لكنه غير كاف لضمان حالة الاستقرار، حيث هناك شروط أخرى يجب أن تتحقق وبوضع  $y_t = Y_t - \phi_0$  وانطلاقا من نموذج الانحدار الذاتي المكتوب بواسطة معامل التأخير  $L$  يكون لدينا<sup>1</sup>:

$$\begin{aligned} \phi(L)y_t &= \varepsilon_t \\ y_t &= \phi^{-1}(L)\varepsilon_t \end{aligned}$$

إذن لكي يكون النموذج AR(p) مستقرا يجب أن يكون قابلا للانعكاس، أي يمكن كتابته على شكل نموذج نهائي للأخطاء العشوائية، وبعبارة أخرى يجب أن تكون جذور كثير الحدود بالقيمة المطلقة  $\phi(L) < 1$

#### أ- دالة الارتباط الذاتي ACF بالنسبة لـ AR(p)

تتغير معاملات هذه الدالة باتجاه واحد بالنسبة لـ AR(P) حيث أنها تتطوق من الواحد وتبقى في تناقص مستمر، غير أنها لا تنعدم سرعة في حالة الاستقرار مما يصعب تحديد درجة النموذج وهي تساعد على:

- الكشف على مدى وجود ارتباط بين المشاهدات من خلال حساب معاملات الارتباط الذاتي بين هذه المشاهدات في فترات مختلفة.
- تحديد مدى استقرارية السلسلة الزمنية ويتجلى ذلك في تلاشي المعاملات بسرعة أي قبل الدرجة  $k$  والتي تعادل  $T/4$
- كشف أسباب عدم الاستقرار.

#### ب- دالة الارتباط الذاتي PACF بالنسبة لـ AR(p)

نستعمل دالة الارتباط الذاتي الجزئية في الحالة التي يصعب فيها معرفة النموذج AR(P) بواسطة ACF وذلك من خلال معاملاتها التي تنعدم بعد الدرجة  $P$  والتي تتبع قانون التوزيع الطبيعي ولهذا يجب التأكد من انعدام هذه المعاملات عندما تكون  $(h > P)$ ، وتحسب دالة الارتباط الذاتي الجزئية لنماذج AR(P) بطريقتين هما:

<sup>1</sup> محمد شيخي، طرق الاقتصاد القياسي، الطبعة الأولى، دار الحامد، الجزائر، 2011، ص 229

✓ **الطريقة الانحدارية:** نحدد أولاً درجة المعامل  $K = \frac{T}{4}$  ثم نقدر المتغير  $y_t$  على  $y_{t-1}$  ونحصل على  $\hat{\phi}_1$  ثم  $y_t$  على  $y_{t-2}$  ونحصل على  $\hat{\phi}_2$  وهكذا إلى غاية الحصول على  $\hat{\phi}_k$  وتحدد الدرجة  $p$  لما تتعدم أو تقترب منه  $\hat{\phi}_k$  حيث  $k > p$

✓ **طريقة معادلات Yule-Walker:** نحسب دالة الارتباط الذاتي الجزئية لنماذج AR(P) انطلاقاً من جملة Yule-Walker التالية<sup>1</sup>:

$$\begin{cases} P_1 = \phi_1 + \phi_2 P_1 + \dots + \phi_p P_{p-1} \\ P_2 = \phi_1 P_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p P_{p-2} \\ \dots \\ P_p = \phi_1 P_{p-1} + \phi_2 P_{p-2} + \dots + \phi_p \end{cases}$$

وبتعويض معاملات دالة الارتباط الذاتي  $p_k$  بمقدراتها  $r_k$  من دالة الارتباط الذاتي للعينة نحصل على:

$$\begin{aligned} \hat{\phi}_1 \text{ ونأخذ } \hat{\phi}_1 = a_1 \text{ لما } p = 1 \\ \hat{\phi}_1 \text{ و } \hat{\phi}_2 \text{ ونأخذ } \hat{\phi}_2 = a_2 \text{ لما } p = 2 \\ \hat{\phi}_1 \text{ و } \hat{\phi}_2 \text{ و } \hat{\phi}_3 \text{ ونأخذ } \hat{\phi}_3 = a_3 \text{ لما } p = 3 \end{aligned}$$

لما  $k > p$  نتوقع أن يكون ك ويمكن التأكد من ذلك باستخدام إحصائية ستيودنت

$$H_0 : a_k = 0$$

$$H_1 : a_k \neq 0$$

$$t_{cal} = \frac{\hat{a}_k - a_k}{se(\hat{a}_k)} \rightarrow N(0; 1)$$

2. **نماذج المتوسطات المتحركة MA:** تكون ملاحظة السلسلة الزمنية  $y_t$  في سيرورة المتوسط المتحرك ذو المرتبة  $q \geq 1$  المعممة بواسطة المتوسط المرجح للأخطاء العشوائية التي يرمز لها بـ MA(q) ويمكن التعبير عنها رياضياً كمايلي<sup>2</sup>:

$$MA(1): y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$MA(2): y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2}$$

<sup>1</sup> العربي بوعلام، محاولة تقدير العلاقة بين أسعار النفط الخام وسعر صرف الدولار بطريقة ECM (2010/2009)، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في علوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد قياسي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر 3، 2012 ص 58

<sup>2</sup> LEGOUGUI Fateh, CHIKHI Mohamed Modelling Saudi Stock Market Volatility Using ARCH Models, Case Study Etihad Etisalat Saudi Arabia, December 2017, University of Oum El Bouaghi, University of Ouargla Online at : <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/84263/> 15/06/2021 GMT 12:00

أي:

$$AR(q): y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

حيث:

$\theta$ : تمثل معالم سواء موجبة أو سالبة

$\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$ : متوسطات متحركة لقيم الحد العشوائي في الفترة  $t$  والفترة السابقة

نفرض أن الأخطاء مفسرة بواسطة سيرورة الاضطراب (التشويش) الأبيض وكحالة خاصة هذه الأخطاء مستقلة ومتماثلة التوزيع *iid* إذا كانت<sup>1</sup>:

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2, \quad E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0 \quad \text{من أجل } k \neq 0$$

فإن وسط السيرورة  $MA(q)$  يكون مستقلا عن الزمن  $t$  مدام  $E(Y_t) = \theta_0$  ليصبح التباين

المشترك لهذه السيرورة:

$$E(Y_t Y_{t-k}) = E[Y_{t-k}(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q})]$$

$$\gamma(k) = E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0, \quad k \neq 0$$

لتكن السيرورة  $MA(q)$  الممثلة بالمتوسط  $\theta_0$  وتباين الأخطاء  $\sigma_\varepsilon^2$  أما التباين  $\gamma(0)$  لسيرورة المتوسط المتحرك  $k = 0$  ذي الدرجة  $q$  فهو على الشكل:

$$var(Y_t) = \gamma(0) = E[(Y_t - \theta_0)^2]$$

$$= E[(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q})(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q})]$$

$$= E(\varepsilon_t^2 + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_2^2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \theta_q^2 \varepsilon_{t-q}^2)$$

$$= \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1^2 \sigma_\varepsilon^2 + \theta_2^2 \sigma_\varepsilon^2 + \dots + \theta_q^2 \sigma_\varepsilon^2$$

$$= \sigma_\varepsilon^2 [1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2]$$

$$var(Y_t) = \gamma(0) = \sigma_\varepsilon^2 [1 + \sum_{j=1}^q \theta_j^2]$$

<sup>1</sup> محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 226

✓ دالة الارتباط الذاتي ACF لـ MA(q):

تكتب دالة الارتباط الذاتي لنموذج MA(q) على الشكل<sup>1</sup>:

$$P_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2}$$

أي:

$$P_k = \frac{\sum_{i=0}^{i=q-k} \theta_i \theta_{i+k}}{\sum_{i=0}^{i=q} \theta_i^2}, \quad k = 0, 1, \dots, q, \quad p_k = 0, k > q$$

✓ دالة الارتباط الذاتي الجزئية PACF لـ MA(q):

يتميز تحليل دالة الارتباط الذاتي الجزئية لنماذج MA(q) بالتعقد الأمر الذي يتطلب القيام بعملية المقارنة، وذلك بتعميم النتائج المحصل عليها انطلاقاً من الحالة الخاصة بنموذج MA(1) فنحصل على<sup>2</sup>:

$$\psi_{kk} = \frac{-\theta_1^k (1 - \theta_1^2)}{1 - \theta_1^{2(k+1)}}$$

تعد دالة الارتباط الذاتي الجزئية لنماذج المتوسطات المتحركة تعد دالة الارتباط الجزئية لنماذج المتوسطات المتحركة رتيبة تماماً و متناقصة بقوة لاتخاذها الجانب التنازلي<sup>3</sup>:  
ملاحظات:

- نماذج MA(q) مستقرة دوماً لكونها عبارة عن ترتيبية خطية للصدمات العشوائية
  - تكون نماذج MA(q) انعكاسية إذا كان مجموع جذور (B)  $\theta$  أصغر من الواحد.
  - إذا كانت نماذج MA(q) انعكاسية فإنها تكون مستقرة والعكس غير صحيح.
3. النماذج المختلطة ARMA: هناك سيرورات عشوائية لا يمكن نمذجتها على أنها مجرد متوسط متحرك أو انحدار ذاتي فقط، إلا أننا في الواقع نجد أن معظم النماذج عبارة عن نماذج مختلطة، أي أن هناك نوعاً من النسق بين MA(q) و AR(P) والذي يكتب بالعلاقة الرياضية التالية:

<sup>1</sup> Régis Bourbonnais, Cours et exercices corrigés, 9<sup>ème</sup> édition, dunod, France, 2015, p257

<sup>2</sup> وسيلة بوفنش، استخدام النماذج الكمية في التنبؤ بالطاقة الإنتاجية للمؤسسة دراسة حالة الشركة الوطنية لتحقيق وتسيير الصناعات المترابطة بفرجوة ميله، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير، تخصص تقنيات كمية، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة سطيف، 2009، ص84

<sup>3</sup> العربي بوعلام، مرجع سبق ذكره، ص62

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + c + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

الشرط الضروري لاستقرار هذه السلسلة ARMA(p,q) هو:  $\sum_{i=1}^p \phi_i < 1$  بحيث يكون متوسطها ثابت عبر الزمن، أي<sup>1</sup>:

$$u = \frac{c}{1 - \sum_{i=1}^p \phi_i}$$

ومنه فإن النماذج المختلطة هي نماذج مفسرة بتركيبية مختلفة من قيم المتغير و كذا الأخطاء في الفترات السابقة، حيث أن  $\phi_1$  و  $\theta_1$  معاملات الانحدار الذاتي و الأوساط المتحركة على التوالي، و بما أن نموذج ARMA هو عبارة عن نموذج مختلط لاحتوائه على خصائص نموذج الانحدار الذاتي و نماذج الأوساط المتحركة لذا يمكن أن نميزه بأنه يأخذ رتبتين واحدة تخص الانحدار الذاتي ( $p$ ) وأخرى للأوساط المتحركة ( $q$ ) ويمكن كتابته على النحو التالي  $ARMA(p, q)$  ويتميز هذا النموذج بأن دالة الارتباط الذاتي العادية والجزئية لاتتعدم وتبقى تستمر في التناقص.

كما يتطلب تقدير هذا النموذج ان تكون السلسلة الخاصة بالمتغير  $y_t$  سلسلة مستقرة، وفي حالة وجد أن السلسلة تتميز بحالة اللاستقرار، فيجب حينها العمل على تحويلها إلى سلسلة مستقرة من خلال استخدام طريقة الفروق، ويعبر عدد الفروق المختارة لتحويل السلسلة عن درجة تكامل هذه السلسلة، فمثلا إذا كانت السلسلة تستقر عند أخذ الفرق الثاني فيقال أن السلسلة متكاملة من الدرجة الثانية وأمام هذه الوضعية يصبح النموذج ARIMA (نموذج الانحدار الذاتي و المتوسط المتحرك المتكامل) بدلا من  $ARMA^2$

### ✓ شروط استقرارية وانعكاس النموذج ARMA(p,q):

لكي يكون النموذج ARMA(p,q) مستقرا يجب أن تكون جذور المعادلة  $\phi(B)Y_t = 0$  أكبر من الواحد بالقيمة المطلقة، أما بالنسبة لشرط الانعكاس فيجب أن تكون جذور المعادلة  $\theta(B)u_t = 0$  أكبر من الواحد بالقيمة المطلقة

1 بغداد بنين و عمر موساوي، استخدام نماذج السلاسل الزمنية للتنبؤ بأسعار البترول دراسة حالة اسعار بترول الجزائر، المجلة الجزائرية للتمية الاقتصادية\_العدد 07/سبتمبر 2017، الجزائر، ص 98

2 دحماني محمد درويش، مرجع سبق ذكره، ص 115

✓ الدالة ACF و PACF للنموذج ARMA(p,q):

من خصائص الدالة ACF للنموذج ARMA(p,q) أنها تأخذ الشكل الانحداري بعد الفجوة الزمنية q أي تتناقص بشكل أسي انطلاقاً من  $k > q$

أما الدالة PACF فإنها تأخذ شكل الدالة PACF لنموذج المتوسطات المتحركة بعد الفجوة الزمنية p أي تتناقص بشكل أسي انطلاقاً من  $k > q$

المطلب الثاني: النماذج غير مستقرة

1. النموذج المختلط المتكامل ARIMA: يسمى هذا النوع من النماذج بالنماذج

المتجانسة غير المستقرة من الدرجة d ويرمز لها بـ ARMA(p,d,q) وفي كثير من السلاسل، وفرضية الاستقرار ليست دائماً محققة (دالة الارتباط الذاتي لاتتجه بسرعة نحو الصفر هذا يستلزم عدم استقرارية للملاحظات الموالية) والفكرة الأساسية هي تطبيق على هذه السلاسل طريقة الفروقات من الدرجة الأولى حتى نتحصل على نموذج مستقر<sup>2</sup>.

تنتمي هذه النماذج إلى عائلة كبيرة من النماذج التي يطلق عليها نماذج الانحدار الذاتي و المتوسط المتحرك و قد قدمها كل من Box و Jenkins وقد أثبتت الكثير من الأبحاث وفي مختلف المجالات التطبيقية على التفوق الهائل لهذه النماذج مقارنة بطرق التقليدية في عملية التنبؤ، ويأخذ هذا النموذج ثلاثة رتب هي: رتبة الانحدار الذاتي (p)، رتبة التكامل (d) (عدد الفروق المختارة لتصبح السلسلة مستقرة) ورتبة الأوساط المتحركة (q)، ويمكن كتابته على النحو التالي:  $ARIMA(p, d, q)$  وهي من أكثر النماذج شيوعاً و ذات المتغير الواحد في عملية التنبؤ بالمتغيرات قيد الدراسة، ويكتب هذا النموذج على الشكل التالي:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

1 لامية بوحسان، مرجع سبق ذكره، ص 120

2 براج أحمد، دراسة تحليلية و تنبؤية لمبيعات الوقود خلال الفترة من 2012 إلى 2015 حالة مؤسسة نفضال تيارت، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، تخصص تقنيات كمية مطبقة، كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير، جامعة عبد الحميد ابن باديس مستغانم، 2016، ص70

و يلاحظ أن هذا النموذج يجمع بين منهجين مختلفين في عملية التقدير، الأول هو منهج الانحدار الذاتي (AR) أما المنهج الثاني فهو منهج المتوسطات المتحركة (MA) ويعرف هذا النموذج أيضا بنموذج بوكس جينكز والذي يستخدم في عملية التنبؤ بقيمة السلاسل الزمنية في المدى القصير ويتميز هذا النوع من النماذج بأنه يتجاهل تماما ولا يأخذ بعين الاعتبار أثر المتغيرات التفسيرية (الخارجية) ولكن يعتمد هذا النوع من النماذج في عملية التنبؤ بقيم المتغير التابع في المستقبل حيث يستخدم هذا النموذج و يعتمد على القيم الحالية والماضية للمتغير التابع<sup>1</sup>.

## 2. النماذج الموسمية المختلطة SARIMA: تتميز السلاسل الزمنية في الواقع بوجود

مركبة موسمية الشيء الذي يؤدي إلى ارتفاع كل من  $p$  و  $d$  وبالتالي تصعب عملية تقديرها ولأجل ذلك وجد نموذج يسمى بالنموذج المختلط ذي المركبة الموسمية

$SARIMA(p, d, q)$  ويمكن التعبير عنها رياضيا كمايلي<sup>2</sup>:

$$\Phi_p(L)\Phi_p(L^S)\Delta^d\Delta_S^D Y_t = \theta_p(L)\theta_q(L^S)\varepsilon_t$$

$$\Phi_p(L^S) = 1 - \phi_1 L^S - \phi_2 L^{2S} - \dots - \phi_p L^{pS}$$

$$\theta_q(L^S) = 1 - \theta_1 L^S - \theta_2 L^{2S} - \dots - \theta_q L^{qS}$$

حيث:

$p$ : درجة نموذج الانحدار الذاتي غير الموسمي،  $d$ : درجة الفرق غير الموسمي

$q$ : درجة نموذج الأوساط المتحركة غير الموسمية

$\Phi_p(L)$ : معامل الانحدار الذاتي غير الموسمي

$\Delta^d$ : معامل الفروق غير الموسمية عند الزمن  $d$  حيث أن  $d$  يستخدم لتحويل السلسلة

الزمنية من حالة عدم الاستقرار الى حالة الاستقرار.

$\theta_p(L)$ : معامل الأوساط المتحركة غير الموسمية

$P$ : درجة نموذج الانحدار الذاتي الموسمي،  $D$ : درجة الفرق الموسمي

<sup>1</sup> دحماني محمد درويش، مرجع سبق ذكره، ص 115

<sup>2</sup> بسمة بوهالي، دراسة قياسية لإنتاج الحليب في المؤسسة الاقتصادية دراسة حالة مؤسسة الحليب سيدي ارغيس أم البواقي، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة العربي بن مهيدي أم البواقي، 2019، ص 41

$Q$ : درجة نموذج الأوساط المتحركة الموسمية

$\Phi_p(L^S)$ : معامل الانحدار الذاتي الموسمي

$\Delta_S^D$ : معامل الفروق الموسمية عند الزمن  $d$  حيث أن  $d$  يستخدم لتحويل السلسلة الزمنية من

حالة عدم الاستقرار الى حالة الاستقرار

$\Theta_Q(L^S)$ : معامل الأوساط المتحركة الموسمية

**3. نموذج ARCH:** هو أول نموذج ارتباط ذاتي مشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء،

حيث التغيير في التباين خلال الزمن يمكن نمذجتها، لذلك يجب الاخذ باعتبار حقيقة أن

التباين المشروط قد يكون متأثراً الى حد كبير من القيم المربعات السلسلة البواقي للفترات

السابقة ككك ومن خلالها يمكن توضيح عدم التجانس المشروط في البيانات السلسلة

وتقديم تفسير لاستمرار التذبذب فيها، ويعرف نموذج ARCH(q) كمايلي<sup>1</sup>:

$$y_t = X_t \beta + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \mu_t \sqrt{h_t}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad \mu_t \sim N(0,1)$$

$$\alpha \geq 0, \quad \alpha_0 > 0, \quad i = 1, \dots, q$$

حيث:  $y_t$ : معادلة المتوسط وهي دالة للمتغيرات الخارجية  $X_t$

$\varepsilon_t$ : الخطأ العشوائي

$\mu_t$ : سلسلة من المتغيرات العشوائية المستقلة والموزعة بشكل متماثل بمتوسط معدوم

وتباين يساوي الواحد

### خصائص النموذج ARCH:

ندرس النموذج ARCH(1)

$$\varepsilon_t = \mu_t \sqrt{h_t}, \quad h_t = \sigma^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

$$\alpha_1 \geq 0, \quad \alpha_0 > 0$$

حيث

<sup>1</sup> عباس لفته واخرون، قياس التطاير في السلاسل الزمنية المالية نماذج ARCH & GRACH، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة واسط، العراق،

<https://www.researchgate.net/publication/323738375>

2017، ص3 نقلا عن الموقع:

أولاً: يبقى المتوسط غير الشرطي لـ  $\varepsilon_t$  صفراً لأن

$$E(\varepsilon_t) = E\left[E\left(\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1}\right)\right] = E\left[\sigma_t E(\mu_t)\right] = 0$$

ثانياً: يمكن الحصول على التباين غير الشرطي لـ  $\varepsilon_t$  كما يلي:

$$V(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 E(\varepsilon_{t-1}^2)$$

لأن  $\varepsilon_t$  هي سيرة مستقرة

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

حيث:

$$V(\varepsilon_t) = V(\varepsilon_{t-1}) = E(\varepsilon_{t-1}^2)$$

$$V(\varepsilon_t) = \alpha_0 + \alpha_1 V(\varepsilon_t)$$

لذلك لدينا:

$$V(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1}$$

نظراً لأن تباين الخطأ العشوائي  $\varepsilon_t$  يجب أن يكون موجبا، فنحن بحاجة إلى أن يكون

$$0 \leq \alpha_1 < 1$$

في بعض الأحيان نحتاج إلى فترات ترتيب أعلى لـ  $\varepsilon_t$  وبالتالي، يجب أن تلبى أيضا  $\alpha_1$  بعض القيود الإضافية، على سبيل المثال لدراسة سلوك الذيل (Tail Behaviour) يتطلب أن

تكون اللحظة الرابعة لـ  $\varepsilon_t$  محدودة، وفي ظل فرضية التوزيع الطبيعي لـ  $\mu$  يكون لدينا:

$$E(\varepsilon_t^4 | \varepsilon_{t-1}) = 3[E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1})]^2 = 3(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^2$$

$$E(\varepsilon_t^4) = E[E(\varepsilon_t^4 | \varepsilon_{t-1})] = 3E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^2 \quad \text{بالتالي:}$$

$$= 3E[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_1^2\varepsilon_{t-1}^4]$$

إذا كان  $\varepsilon_t$  هو الرتبة الرابعة المستقرة مع  $m_4 = E(\varepsilon_t^4)$  فيكون لدينا<sup>1</sup>:

$$m_4 = 3[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1V(\varepsilon_t) + \alpha_1^2m_4]$$

$$= 3\alpha_0^2\left(1 + 2\frac{\alpha_1}{1-\alpha_1}\right) + 3\alpha_1^2m_4$$

$$m_4 = \frac{3\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)}$$

بناء على ذلك:

<sup>1</sup> رمللي محمد، مرجع سبق ذكره، ص 167 168

هذه النتيجة لها تأثيران مهمان:

- بما أن للحظة الرابعة لـ  $(\varepsilon_t)$  هي موجبة، نرى أنه  $\alpha_1$  يجب أن يستوفي الشرط أيضا

$$0 < \alpha_0^2 > \frac{1}{3} \quad \text{أي} \quad 1 - 3\alpha_0^2 > 0$$

- التفلطح غير الشرطي لـ  $(\varepsilon_t)$  هو:

$$\frac{E(\varepsilon_t^4)}{[V(\varepsilon_t)]^2} = 3 \frac{3\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_0^2)} \frac{(1-\alpha_1)^2}{\alpha_0^2} = 3 \frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2} > 3$$

وبالتالي فإن صدمة الخطأ العشوائي  $\varepsilon_t$  لنموذج ARCH(1) الغوسي Gaussian الشرطي أكثر ترجيحاً من سلسلة الضجة البيضاء الغوسية لإنتاج القيم المتطرفة، هذا يتفق مع النتائج التجريبية التي تظهر أن "القيم المتطرفة" تظهر في كثير من الأحيان في عوائد الأصول أكثر من تلك التي تنطوي على تسلسل مستقل وموزع بشكل متماثل للمتغيرات العشوائية العادية.

تستمر هذه الخصائص نفسها لنماذج ARCH العامة ولكن تصبح الصيغ أكثر تعقيدا لنماذج ARCH ذات الرتب الأعلى، ويبقى الشرط:  $\alpha_i > 0$  للتأكد من أن التباين الشرطي  $\sigma_t^2$  يكون موجبا لجميع اللحظات الزمنية  $t$

- حسب Berra و Higgins (1993): تحت الفرضية أن المعلمة  $\alpha_1$  موجبة  $\alpha_i > 0$  معيار كورتوزيس (la Kurtosis) غير الشرطي دائما أكبر من القانون الطبيعي، هذا يعطي شكل مفرطح للسيرورة  $\varepsilon_t$  ومع ارتباط التباين الشرطي بالزمن تصبح السيرورة ARCH أكثر صلاحية للاستعمال من أجل تمثيل السلاسل المالية أو تمثيل بواقى النماذج الخطية للسلاسل المالية<sup>1</sup>

كل الخواص السابقة نستطيع أن نعممها بواسطة السيرورة ARCH(q) حيث:

تكون السيرورة  $\varepsilon_t$  تحقق النموذج ARCH(q) اذا كان (كما رأينا سابقا):

$$\varepsilon_t = \mu_t \sqrt{h_t}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

<sup>1</sup> سعيد هتهات، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر، رسالة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص دراسات اقتصادية، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، جامعة قاصدي مرباح، 2006 ص 197

هذا النوع من النماذج نجد خاصيتين مهمتين الأولى تتعلق بفرق تضعيف ذو تباين ثابت (différence de martingale homoscédastique) أو (تشويش أبيض ضعيف)  $E(\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1}) = 0$  أما الثانية تتعلق بخاصية ارتباط التباين الشرطي بالزمن لأن:

$$V(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

#### 4. نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة مع مدخلات اضافية ARMAX:

يمثل نموذج ARMAX النموذج الخطي المبسط الثاني بعد نموذج ARX وينشأ من هذا النموذج بعض التصاميم المسيطر ذات أقل تباين من خلال استغلال المعلومات الموجودة في نموذج التشويش  $V_t$  مقارنة مع نموذج ARX من حيث انه نموذج قابل للتكيف ولأنه يمتلك نموذج تشويش موسع ويمكن توضيح هذا النموذج من خلال المعادلة التالية<sup>1</sup>:

$$Y_t = \frac{B(q)}{A(q)} u_t + \frac{C(q)}{A(q)} V_t$$

إن المتنبأ الأمثل لهذا النموذج يصبح كالآتي:

$$\hat{Y}(t|t-1) = \frac{B(q)}{C(q)} u_t + \left(1 - \frac{A(q)}{C(q)}\right) Y_t$$

أما خطأ التنبؤ لهذا النموذج فهو:

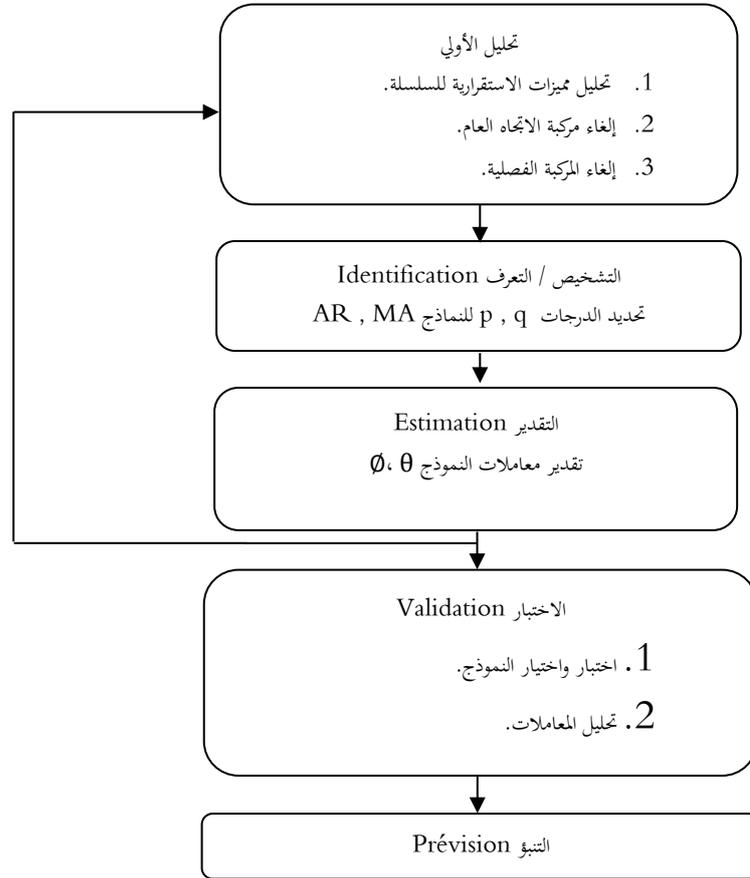
$$e_t = \frac{A(q)}{A(q)} y_t + \frac{B(q)}{C(q)} u_t$$

ويمكن ملاحظة أن نموذج ARMAX هو نموذج موسع لنموذج ARX وذلك لان فيه المرشح الخطي  $C(q)$  وإذا كان  $C(q) = 1$  فان نموذج ARMAX يتحول إلى نموذج ARX ، فضلاً عن أن نموذج التشويش يحوي المقام الحركي لمتعددة الحدود  $A(q)$  وان نموذج ARMAX ينتمي إلى مجموعة نماذج خطأ المعادلة.

<sup>1</sup> ظافر رمضان مطر و هيام عبد المجيد حيوي، التشخيص المتعاقب في النظم الحركية الخطية التصادفية: دراسة محاكاة، المجلة العراقية للعلوم الاحصائية 2011/19، كلية علوم الحاسوب والرياضيات، جامعة الموصل، العراق، ص37

## المطلب الثالث: منهجية Box-Jenkins

الشكل (7): مخطط منهجية بوكس جنكينز<sup>1</sup>



اهتم Box-Jenkins في 1976 بجمع بعض التقنيات المستعملة في السلاسل الزمنية للمساعدة على تحديد درجة النموذج وتقدير معالمه، ثم اقترح بعض الطرق للتأكد من صلاحية النموذج لأخذ شكله النهائي وتتم منهجية Box-Jenkins بأربعة مراحل هي:

- مرحلة التعرف (التحديد)
- مرحلة التقدير
- مرحلة الفحص (المراقبة والضبط) التشخيص
- مرحلة التنبؤ

<sup>1</sup> أحمد بن البار، محاضرات في مقياس السلاسل الزمنية -المحاضرة الرابعة-، كلية العلوم الاقتصادية علوم التسيير والعلوم التجارية، جامعة محمد بوضياف -المسيلة- الجزائر، سنة 2019، ص 14

### 1. مرحلة التعرف:

تعد مرحلة التعرف أهم وأصعب مرحلة في بناء نماذج السلاسل الزمنية الخطية، حيث يمكن الحصول على عدة بدائل للنماذج الممكنة، كما يمكن رفض النموذج الأولي المختار في مرحلة الفحص والاختبار

- نقوم برسم البيانات السلسلة حيث يعد رسم البيانات الخطوة الأولى في تحليل أية سلسلة زمنية ومن خلال الرسم تكون لدينا فكرة جيدة عن استقرارية السلسلة من عدمها، أي احتواء السلسلة على موسمية أو اتجاه العام أو قيم شاذة وعدم الاستقرارية يقود إلى إجراء تحويلات على البيانات

- إذا أظهرت السلسلة  $Y_t$  اتجاهها عاما قويا فإن حساب الفروقات من الدرجة الأولى أو الثانية سوف يؤدي إلى استقرار السلسلة  $Y_t$  ولتحديد درجة الانحدار الذاتي ( $p$ ) ودرجة المتوسط ( $q$ ) نستخدم دالتي الارتباط الذاتي والجزئي<sup>1</sup>

- إذا كان شكل الارتباط يقع داخل حدود فترة الثقة 95% في فترة طويلة ومعاملات الارتباط الذاتي تختلف معنويا عن الصفر من أجل  $k$  نبير نسبيا، فإن السلسلة  $Y_t$  تكون غير مستقرة، في هذه الحالة يجب إجراء الفروقات من الدرجة الأولى ثم نجري عليها نفس التحليل حتى نصل إلى سلسلة مستقرة.

وفي هذه المرحلة يتم تحديد النموذج الذي تخضع له السلسلة الزمنية المدروسة، وذلك من خلال دراسة دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية، والجدول الموالي يلخص خصائص دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئية.

**الجدول (1):** خصائص دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئية لنماذج بوكس جنكيز.

<sup>1</sup> قندوز حنان، التنبؤ بمبيعات أعمدة الكهرباء ذات الضغط المتوسط باستخدام نماذج Box-Jenkins دراسة حالة شركة كهريف، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في علوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد قياسي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح، 2017 ص 10

## الفصل الأول: السلاسل الزمنية، مركباتها وأهم نماذجها

السياق العشوائي	دالة الارتباط الذاتي	دالة الارتباط الذاتي الجزئية
AR(1)	تتناقص أسيا أو جيبيًا	تتعدم بعد التأخر الأول
AR(2)	تتناقص أسيا أو جيبيًا	تتعدم بعد التأخر الثاني
AR(p)	تتناقص أسيا أو جيبيًا	تتعدم بعد التأخر P
MA(1)	تتعدم بعد التأخر الأول	تتناقص أسيا أو جيبيًا
MA(2)	تتعدم بعد التأخر الثاني	تتناقص أسيا أو جيبيًا أو كليهما
MA(q)	تتعدم بعد التأخر q	تتناقص أسيا أو جيبيًا
ARMA(1,1)	تتناقص ابتداء من التأخر الأول	تتناقص أسيا أو جيبيًا
ARMA(p,q)	تتناقص جيبيًا أو أسيا بعد (q - p) تأخر	تتناقص جيبيًا أو أسيا بعد (p - q) تأخر

Source: Bourbonnais R et Usnierj.c ,prevision des ventes-théorie et partique collection gestion 3eme édition,Economic paris, 2004, p242

### 2. مرحلة التقدير:

بعد الانتهاء من مرحلة التعرف وتحديد النماذج الممكنة يتم تقدير معالمها كمايلي:

#### ❖ تقدير معالم نماذج الانحدار الذاتي:

يتم تقدير المعالم  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  بعد تحديد الرتبة  $p$  باستعمال إحدى الطرق التالية:

أ. طريقة معادلات **Yule-Walker**: تقدر معالم نماذج الانحدار الذاتي في هذه الطريقة

بتعويض معاملات الارتباط الذاتي للمجتمع  $p$  بمعاملات الارتباط للعينة  $\Gamma_p$  في جملة

معادلات Yule-Walker فنحصل على:

$$\hat{\Phi} = A^{-1}\Gamma_p$$

ب. طريقة الانحدارية: تستعمل هذه الطريقة لتقدير معالم نماذج الانحدار الذاتي الممركزة

وصيغتها الرياضية هي:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

تتم مرحلة التقدير ابتداء من الفترة  $t = p + 1$  بسبب مشكل عدم الانطلاق<sup>1</sup>

<sup>1</sup> وسيلة بوفنش، الطاقة الكهربائية في الجزائر محاولة التوقع بالانتاج دراسة حالة الشركة الوطنية للكهرباء والغاز، أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه في علوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة سطيف 1، 2014 ص 80

بالتعويض نجد:

$$\begin{cases} Y_{p+1} = \phi_1 Y_p + \phi_2 Y_{p-1} + \dots + \phi_p Y_1 + \varepsilon_{p+1} \\ Y_{p+2} = \phi_1 Y_{p+1} + \phi_2 Y_p + \dots + \phi_p Y_2 + \varepsilon_{p+2} \\ Y_{p+3} = \phi_1 Y_{p+2} + \phi_2 Y_{p+1} + \dots + \phi_p Y_3 + \varepsilon_{p+3} \\ \dots \dots \dots \\ Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \end{cases}$$

❖ تقدير معالم نماذج المتوسطات المتحركة والمختلطة:

إن تقدير نماذج MA(q) و ARMA(p,q) أكثر تعقيدا مقارنة بالنماذج الانحدارية لأنها غير خطية المعالم، فيتم تحديد معالم القسم الانحداري وقسم المتوسطات المتحركة في النموذج ARMA(p,q) معا أو تلك الخاصة بقسم المتوسطات المتحركة لوحدها في نموذج، ففي حالة النموذج المختلط العام نجد:

$$\Phi(L)Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t$$

وبافتراض إمكانية قلب المعامل  $\theta(L)$  نتحصل على العبارة غير خطية المعالم التالية:

$$\varepsilon_t = \Phi(L)Y_t \Theta^{-1}(L)$$

يمكن تقدير هذه المعادلة بتطبيق احدى الطرق الموالية:

أ. طريقة البحث التشابكي:

لتوضيح هذه الطريقة ندرج المثال التالي لنموذج ARMA(1,1) الذي يكتب على الشكل التالي<sup>1</sup>:

$$(1 - \phi_1 L)Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

ومنه:

$$\begin{aligned} Y_t &= \frac{1}{(1-\phi_1 L)} (\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}) \\ &= \frac{1}{(1-\phi_1 L)} \varepsilon_t - \frac{\theta_1}{(1-\phi_1 L)} \varepsilon_{t-1} \end{aligned}$$

$$= V_t - \theta_1 V_{t-1}$$

$$V_t = \frac{1}{1-\phi_1 L} \varepsilon_t$$

حيث

<sup>1</sup> وسيلة بوفنش، مرجع سبق ذكره، ص 81

وانطلاقاً من المعادلة السابقة وبتعويض  $\theta_1$  بقيمتها التي تقع ضمن المجال  $|\theta_1| < 1$  من أجل تحقيق الشرط الانعكاس، وبتوفير القيم الابتدائية لـ  $V_t$  وباستعمال طريقة المربعات الصغرى يمكن تقدير المعلمة  $\theta_1$  كمايلي:

$$\hat{\theta}_1^{(1)} = \frac{\sum_t V_t^{(1)} V_{t-1}^{(1)} \varepsilon_t}{\sum_t (V_{t-1}^{(1)})^2}$$

حيث:

$V^{(1)}$  مابين القوسين يمثل دليل التكرار، وفي هذه الحالة معناه التكرار الأول نعيد تكرار كل الخطوات السابقة على كل القيم التي تنتمي إلى مجال التعويض لـ  $\theta$  ثم نختار المقدرات  $(\hat{\theta}^{(i)}, \hat{\theta}^{(i)})$  التي تعطي أصغر قيمة لمجموع مربعات البواقي

ب. طريقة غوس نيوتن:

تعتمد هذه الطريقة على تدنئة أو تصغير مجموع مربعات البواقي، حيث  $\varepsilon_t = \Theta^{-1}(L)\Phi(L)Y_t$  وبما أن هذه المعادلة غير خطية المعالم فإنه لايمكن تقديرها بواسطة التطبيق المباشر للمربعات الصغرى العادية، وللحصول على  $\hat{\theta}, \hat{\theta}$  يمكن استعمال طريقة التقدير غير الخطي لـ **Gauss-Newton** مستعملين نشر تايلور لضبط المعادلة السابقة في شكل خطي، خول قيمة الانطلاق معينة للشعاعين  $\theta$  و  $\theta$  ونعيد هذه السيرورة حتى يحدث التقارب، فإذا أخذنا نموذج السيرورة<sup>1</sup>  $ARMA(1,1)$

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

مع  $\delta_t$  مستقلة ومتماثلة التوزيع مهما تكن  $t$  ومن أجل  $|\phi_1| < 1$  نضرب طرفي المعادلة في

$$\theta^{-1}(L) = \theta^{-1}(L) \phi_1 Y_{t-1} + \mu_t \quad \text{مقدار } \theta^{-1}(L) \text{ فنجد:}$$

ج. طريقة أعظم احتمال **Maximum de Vraisemblance**:

يتوقف التقدير بهذه الطريقة أساساً على تحقق التوزيع الطبيعي، كما تعتمد مبدأ تدنئة مجموع مربعات البواقي باختيار مقدرات لشعاعي المعالم الخاصة بالقسمين الانحداري أو المتوسطات المتحركة  $\Phi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$  و  $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$  التي تسمح بذلك،

$$\text{أي}^2: \quad \text{Min } S(\hat{\theta}, \hat{\theta}) = \sum e_t^2$$

<sup>1</sup> وليد بشيشي وآخرون، استخدام نماذج ARMA للتعنبؤ بسعر صرف الدولار مقابل الدينار الجزائري، المجلة الجزائرية للتنمية الاقتصادية، العدد 2

2018/12/13، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح، الجزائر، ص 116

<sup>2</sup> وسيلة بوفنش، مرجع سبق ذكره، ص 117

حيث:

$$e_t = \hat{\Phi}(L)Y_t\hat{\Theta}^{-1}(L)$$

مع العلم أن هذه الطريقة تحتاج إلى توفير قيم إبتدائية خاصة بالمتغير  $Y_t$ ، مثل:  $Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p}$

**1. مرحلة التشخيص:** بعد الانتهاء من مرحلتي التحديد وتقدير النموذج، نتطرق إلى

المرحلة الثالثة من عملية النمذجة، وهي اختبار قوة النموذج الإحصائية، وهذه المرحلة

تتطلب منا القيام بالمراحل التالية:

**أولاً: اختبار دالة الارتباط الذاتي لسلسلة**

نقارن فيها دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك المتولدة عن النموذج المقدر، فإذا

لوحظ وجود اختلاف جوهري بينهما، فإنه يكون دليلاً قطعياً على فشل عملية التحديد وهذا

يستدعي إعادة عملية بناء النموذج وتقديره من جديد، أما إذا تشابهت الدالتان فإننا ننتقل إلى

دراسة وتحليل بواقى التقدير مع دالة الارتباط الذاتي للبواقى

يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي الكمية للبواقى داخل مجال الثقة المعبر عنه ببيانيا

بخطين  $\left[-\frac{t_{\alpha/2}}{\sqrt{T}}, \frac{t_{\alpha/2}}{\sqrt{T}}\right]$  تحت فرضية التوزيع الطبيعي لدالة الارتباط الذاتي بمتوسط معدوم

$$\hat{p}(k) \sim N\left(0, \frac{1}{T}\right) \quad \text{أي} \quad \frac{1}{T}$$

فإن:

$$Q = T \sum_{i=1}^k \hat{p}^2(i) \sim \chi_a^2(k - p - q)$$

وبمقارنة هذه الإحصائية مع  $\chi_a^2(k - p - q)$

نقبل فرضية العدم  $H_0$  إذا كانت  $Q$  المحسوبة للأخطاء أقل من تلك المجدولة وهذا يعني أن

سلسلة البواقى مستقرة، إلى أنه يمكن استعمال إحصائية Ljung-Box بدلاً من  $Q$

$$Q^* = T(T + 2) \sum_{i=1}^k (T - i) \hat{p}^2(i) \sim \chi_a^2(k - p - q)$$

عند اختبار الإحصائية  $Q$  أو  $Q^*$ ، يمكن رفع مستوى المعنوية من  $\alpha = 5\%$  إلى  $10\%$

وهذا الإجراء وارد نظراً لضعف المعنوية في الميدان التطبيقي<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> لقوقي فاتح، جودة نماذج السلاسل الزمنية الموسمية المختلطة SARIMA في التنبؤ بالمبيعات دراسة حالة مؤسسة مطاحن جديع بتقوت، رسالة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير، تخصص الأساليب الكمية في التسيير، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة

يجب أن تقع كذلك معاملات الارتباط الذاتي الكلية لمربعات البواقي داخل مجال الثقة  $\left[-\frac{t_{a/2}}{\sqrt{T}}, \frac{t_{a/2}}{\sqrt{T}}\right]$  في هذه حالة تكون السلسلة مربعات البواقي مستقرة، أي التباين الشرطي للأخطاء متجانس

### ثانياً: اختبار معنوية المعالم ومعنوية الكلية لنموذج

إذا اعتبرنا أن مقدرات النموذج  $ARMA(p,q)$  تتوزع طبيعياً، فإن:

$$\frac{\hat{\theta}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_i}} \sim N(0,1), i = 1,2, \dots, p, \quad \frac{\hat{\theta}_j}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_j}} \sim N(0,1), j = 1,2, \dots, q$$

وهذا المعيار خاص بعملية اختبار المعالم  $\theta_j$  و  $\phi_j$ ، حيث:

$$H_0: \theta_j = 0, \quad H_0: \phi_i = 0 \quad i = 1,2, \dots, p$$

$$H_1: \theta_j \neq 0, \quad H_1: \phi_i \neq 0 \quad j = 1,2, \dots, q$$

نختبر فرضية العدم، حيث نقبل  $H_0$  بمستوى معنوية  $\alpha$  إذا كانت  $\left|\frac{\hat{\theta}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_i}}\right| \leq t_{T-p-q, \frac{\alpha}{2}}$  في

هذه الحالة ليس للمعلم  $\phi_i: i = 1,2, \dots, p$  معنوية إحصائية أي يساوي معنوياً الصفر،

ونرفض  $H_0$  بمستوى معنوية  $\alpha$  إذا كانت  $\left|\frac{\hat{\theta}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_i}}\right| \geq t_{T-p-q, \frac{\alpha}{2}}$  أي أن للمعلم  $\phi_i$  معنوية

إحصائية أي يختلف معنوياً عن الصفر نفس الشيء بالنسبة لاختبار معنوية المعلم

$$\theta_j: j = 1,2, \dots, q$$

لاختبار المعنوية الكلية لنموذج  $ARMA(p,q)$  (غير متضمن لثابتة) نستخدم إحصائية

Fischer ولتكن الفرضيتان:

$$H_0: \theta_1 = \dots = \theta_j = \dots = \theta_q = \phi_1 = \dots = \phi_i = \dots = \phi_p = 0$$

$$H_1: \exists \text{ معلم } \neq 0$$

$$F_c = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{Y}_t - \bar{Y})^2 / (p+q)}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 / (T-p-q)} = \frac{R^2 / (p+q)}{(1-R^2) / (T-p-q)} \sim F_{\alpha}(p+q, T-p-q)$$

فإذا تجاوزت الإحصائية ك قيمة ك المجدولة عند مستوى معنوية ك ودرجتي الحرية ك و ك

نقبل الفرضية القائلة بأن معالم النموذج ليست جميعها مساوية للصفر وأن ك يختلف جوهرياً

عن الصفر، في هذه الحالة يمكن القول أن للنموذج معنوية إحصائية<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> لفوقي فاتح، مرجع سبق ذكره، ص 71

### ثالثاً: معايير التفضيل بين النماذج المرشحة

في بعض الحالات تكون هناك مجموعة من النماذج غير مرفوضة بواسطة الأدوات الإحصائية، وللقيام بالمفاضلة بين هذه النماذج واختيار النموذج الأنسب نستعمل المعايير التالية:

أ. معيار **Akaike**: قدم أكياكي مفهوم معايير المعلومات كأداة الاختبار النموذج الأمثل ووضح نتيجته الحاسمة في الحصول على معيار صارم الاختيار النموذج بالاعتماد على معلومات K-L والذي يمكن تقدير على النحو التالي:

$$E_y E_x \left[ \log \left( g \left( x | \hat{\theta}(y) \right) \right) \right]$$

إذ تم استبدال الجزء الداخلي  $E_y E_x \left[ \log \left( g \left( x | \hat{\theta}(y) \right) \right) \right]$  مع  $\theta$  بمقدر الإمكان الأعظم (MLE) بالاعتماد على النموذج المفترض (g) والبيانات (y) على الرغم من أن y ترمز للبيانات فمن الملائم تصور كل من x و y كعينات عشوائية مستقلة من التوزيع نفسه ونلاحظ بأن كلا التوقعين الإحصائيين  $E_y E_x$  تم أخذهما بالنسبة للحقيقة f وأن هذا التوقع المضاعف هو هدف لكل أساليب اختيار النموذج اعتماداً على معلومات K-L وفي عام 1974 وجد أكياكي صيغة منهجية للعلاقة بين معلومات K-L ونظرية الإمكان ووجد بأن القيمة العظمى للوغاريتم الإمكان هي تقدير متحيز لـ:

$$E_y E_x \left[ \log \left( g \left( x | \hat{\theta}(y) \right) \right) \right]$$

المعلومات المقدره في النموذج التقريبي (g) بذلك فإن المقدر غير المتحيز التقريبي لـ

$$E_y E_x \left[ \log \left( g \left( x | \hat{\theta}(y) \right) \right) \right]$$

$$\log \left( L(\hat{\theta} | data) \right) - K$$

وهذه النتيجة مكافئة لـ:

$$\log \left( L(\hat{\theta} | data) \right) - K = C - \hat{E}_{\hat{\theta}} [I(f, \hat{g})]$$

$$\hat{g} = g(\cdot | \hat{\theta})$$

إذ أن:

<sup>1</sup> قريابي بوبكر، حروز نسيمه، تحليل سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي في ظل التقلبات الشهرية والتنبؤ بها باستخدام منهجية بوكس جنكينز حالة ولاية المسيلة للفترة 2010-2017، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد بوضياف، 2018 ص 25

من خلال هذه النتيجة يمكن دمج التقدير (الإمكان الأعظم أو المربعات الصغرى) واختيار النموذج في إطار تحقيق الأمثلية الموحدة، وقد وجد أكياكي مقدر التوقع النسبي لمعلومات K-L اعتمادا على تعظيم دالة لوغاريتم الإمكان المصحح للتحيز المحاذي على النحو الآتي:

$$relative \hat{E} (K - L) = \log (L(\hat{\theta}|data)) - K$$

حيث تمثل K في هذه الحالة حد تصحيح التحيز بالمحاذاة، وفي العام نفسه قام أكياكي بضرب هذه النتيجة في (-2) وبذلك أصبح معيار معلومات أكياكي على النحو التالي:

$$AIC = -2 \log (L(\hat{\theta}|data)) + 2K$$

وبسبب عدم قيام برامج الحاسوب بحساب AIC أو الإمكان L فإنه ليس ممكنا دائما حساب AIC لذا تم تقريبه بالعلاقة التالية:

$$AIC \approx n(1 + \log (2\pi)) + n \log \sigma^2 + 2K$$

وفي بعض الأحيان يحذف الحد الأول من الصيغة السابقة لأنه نفس القيمة لجميع النماذج فتصبح الصيغة بالشكل التالي:

$$AIC \approx n \log \sigma^2 + 2K$$

وهذا ما جعل من السهل حساب AIC من خلال نتائج تقدير المربعات الصغرى بأخطاء تتوزع طبيعيا، وأصبحت قيمته ضمن مخرجات العديد من البرامج الجاهزة

• **معيار Akaike المصحح:** اقترح هذا المعيار من قبل (Hurvich & Tsai) في عام 1989 لغرض استخدامه في حالة كون المشاهدات قليلة، حيث صيغته الرياضية هي:

$$CAIC = n \log(\sigma^2) + \frac{2n(m+1)}{n-m-2}$$

وهنا يكون الاختبار على أساس أصغر قيمة للمعيار، أي نفضل النموذج الذي يحقق أصغر قيمة لـ<sup>1</sup>: AIC أو CAIC

ب. **معيار Schwartz:** يكون هذا المعيار وفق العلاقة التالية:

$$BIC = -2 \log (L) + K \log (n)$$

حسب هذا المعيار فإن النموذج الأمثل هو الذي يعطي أقل قيمة إحصائية<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> قريابي بوبكر، حروز نسيمية، مرجع سبق ذكره، ص 27

<sup>2</sup> طاجين عيد الرحمان، دراسة تنبؤية لمبيعات الوقود باستعمال طريقة بوكس جنكينز حالة المديرية العامة لقطاع النفط (2013-2017)، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح، 2018، ص 24

ج. معيار حنان-كوين (Hannan-Quinn): اقترح الباحثان معيارا جديدا لتحديد

رتبة النموذج المدروس وصيغته هي<sup>1</sup>:

$$H - Q(m) = \ln(\hat{\sigma}_{\hat{\varepsilon}}^2) + \frac{2m c \ln(\ln n)}{n}$$

$$C > 2$$

حيث:  $c$  ثابت

د. طريقة قودفري Godfrey: يقترح قودفري النموذج التالي لتشخيص النماذج:

$$\Phi(L)W_t = \theta(L)\varepsilon_t$$

$$\Phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p - \phi_{p+1} L^{p+1} - \dots - \phi_{p+p} L^{p+p*})$$

$$\theta(L) = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q - \theta_{q+1} L^{q+1} - \dots - \theta_{q+q} L^{q+q*})$$

حيث  $W_t$  السلسلة المستقرة بعد إجراء الفروقات من الدرجة  $d$  على السلسلة  $Y_t$  وتكون المعالم  $\phi_{p+i}$  ،  $\theta_{q+j}$  في البداية مساوية للصفر، حيث  $i = 1, 2, \dots, p^*$  ،  $j = 1, 2, \dots, q^*$  ، ومن ثم فإن الانحرافات المعيارية للمقدارات المضافة سوف تبين ما إذا كانت هذه المعالم المضافة تختلف عن الصفر أو لا، كما يمكن استعمال اختبار LM الذي يعتمد على مشتقات لوغاريتم دالة المعقولية بالنسبة للمعالم المضافة، والمقيمة عند المعالم المقدره في ظل الفرضية  $H_0$  والقائلة بأن النموذج الأصلي هو الصحيح. نبين في ظل صحة  $H_0$  بأن هذه المشتقات توزيعات طبيعية تقاربية، ومن أجل  $ARMA(p, q)$  التي تشرح الظاهرة، حيث يمكن كتابتها كما يلي<sup>2</sup>:

$$\log(\Phi, \theta, \hat{\sigma}_{\hat{\varepsilon}}^2) = \frac{-T}{2} \log 2\pi - \frac{T}{2} \log \hat{\sigma}_{\hat{\varepsilon}}^2 - \sum_{t=1}^T \varepsilon_{\hat{\varepsilon}}^2 / 2\hat{\sigma}_{\hat{\varepsilon}}^2$$

هـ. اختبار Granger-Newbold: يرى أنه بإمكان تطوير اختبار LM لـ Godfrey

إلى أي شكل من نوع  $ARMA(p + k_1, q + k_2)$  حيث أن  $m$  تساوي أكبر قيمة

$$m = \text{Max}(k_1, k_2)$$

1 صفاء مجيد مطشر الكلابي، استعمال بعض الطرق التنبؤ المختلفة لتحليل اعداد المصابين بالأورام الخبيثة، رسالة مقدمة لنيل درجة ماجستير في

علوم الإحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة كربلاء، العراق، 2018، ص36

2 قربابي بوبكر، حروز نسيمه، مرجع سبق ذكره، ص28

وعلى العموم يجب النظر إلى النموذج الذي يتضمن أصغر عدد من المعالم المتناسقة مع الفرضية القائلة بأن لحدود الأخطاء اضطراب (تشويش) أبيض. كما يمكن في هذا الإطار استعمال المقاييس السابقة الذكر  $AIC^1$ ,  $NAIC$

**3. مرحلة التنبؤ وقياس دقة التنبؤ:** هذه المرحلة هي الأخيرة في منهجية بوكس جنكيز فبعد دراسة سلوكها في الماضي بإمكاننا أن نتنبأ بالقيم المستقبلية للسلسلة الزمنية ثم بعد ذلك قياس دقة التنبؤ.

**أ. التنبؤ:** بعد تقدير معالم النموذج المختلط أو بعد أن نكون تجاوزنا مختلف مراحل الاختبارات المذكورة وبعد تحديد كل من درجتي  $p$  و  $q$  نقوم بعملية التنبؤ للسلسلة  $Y_t$  حيث:  $t = 1, \dots, \tau$  وبالتالي لأفق التنبؤ  $\tau$  نتنبأ القيمة المستقبلية  $y_{n+\tau}$  والتي نرمز لها بـ  $\hat{y}_{n+\tau}$  وهي الأمل الشرطي لـ  $y_{n+\tau}$

$$\hat{y}_n(\tau) = E[y_{n+\tau}/I_n] \quad I_n = y_1, \dots, y_n$$

حيث:  $I_n$  هي مجموع المعلومات التي لدينا (المتواجدة) في الفترة  $n$

إذا كان لدينا النموذج المختلط  $ARIMA(1,0,1)$  التالي:

$$y_n = \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 y_{n-1} + \varepsilon_n - \theta_1 \varepsilon_{n-1} \dots \dots (3)$$

وإذا استبدلنا  $n$  بـ  $n+1$  تصبح المعادلة كالآتي:

$$y_n = \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 y_n + \varepsilon_{n+1} - \theta_1 \varepsilon_n$$

بما أن  $\varepsilon_{n+1}$  غير معروفة في الفترة  $n$  نفرض بأن توقعه الرياضي يساوي الصفر في هذه الحالة فإن  $y_n$  و  $\varepsilon_n$  يكونان المعلومة اللازمة لتنبؤ  $y_{n+1}$ .

$$\hat{y}_t(1) = E(y_{t+1}/I_t) = \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 y_t - \theta_1 \varepsilon_t$$

$$\hat{y}_t(2) = E(y_{t+2}/I_t) = \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 y_{t+1} - \theta_1 \varepsilon_{t+1}$$

<sup>1</sup> محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 257

بما أن  $\varepsilon_{n+1}$  غير معروفة وتوقعه الرياضي يساوي الصفر، نعوض  $y_{n+1}$  بتوقعها الشرطي  $\hat{y}_t(1)$  فنحصل على<sup>1</sup>

$$\begin{aligned}\hat{y}_t(2) &= \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 y_t(1) \\ \hat{y}_t(3) &= E(y_{t+3}/I_t) = \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 \hat{y}_t(2) \\ \hat{y}_t(4) &= E(y_{t+4}/I_t) = \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 \hat{y}_t(3) \\ &\dots\dots\dots \\ \hat{y}_t(\tau) &= E(y_{t+\tau}/I_t) = \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 \hat{y}_t(\tau)\end{aligned}$$

وهكذا نتحصل على القيم المستقبلية لسلسلة المدروسة.

في الأخير لا بد من أن نشير إلى أنه إذا خضعت السلسلة الزمنية الأصلية لتحويلات لوغارتمية، أو نزعت الفصلية منها، لا بد من أن نأخذ بعين الاعتبار هذه التحويلات في مرحلة التنبؤ.

ب. قياس دقة التنبؤ: يمكن قياس دقة التنبؤ من خلال المعايير التالية:

- معيار متوسط الخطأ: هو عبارة عن متوسط الفرق بين المشاهدة والتنبؤ لنفس الفترة الزمنية.

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - y_t^p)$$

ويكمن أن يأخذ هذا المعيار في شكله النسبي

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left( \frac{y_t - y_t^p}{y_t} \right)$$

- معيار جذر متوسط المربعات البواقى: يعطى وفق العلاقة التالية:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} (y_t - y_t^p)^2} = \sqrt{ME}$$

كما يمكن التعبير عنه كذلك بشكل نسبي وهو من أهم المعايير المستخدمة

- معيار ثايل Theil:

$$U = \frac{\sqrt{RMSE}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t)^2} \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t^p)^2}}$$

يكون التنبؤ جيد لما يكون  $U = 0$  ويكون فاشل لما  $U = 1$

<sup>1</sup> همال فريده، نمذجة حوادث المرور في الجزائر تطبيق منهجية بوكس وجنكيز خلال الفترة (1970-2007)، مذكرة مقدمة لنيل شهادة ماجستير في العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، تخصص اقتصاد كمي، 2009، ص58

## الفصل الأول: السلاسل الزمنية، مركباتها وأهم نماذجها

إن منهجية بوكس جنكيز تسمح لنا بنمذجة سلسلة زمنية ما، واستخلاص طريقة التنبؤ حسب معطيات هذه السلسلة

• **تحديد مجال التنبؤ:** يمكن أن نحدد دقة التنبؤ ببناء مجالات الثقة حول التنبؤات

المتحصل عليها وذلك بافتراض  $\varepsilon_t$  صخب أبيض طبيعي، فإن التوزيع الشرطي للقيمة

المتنبىء بها  $y_{t+1}$  هي متغيرة عشوائية بتوقع  $\varepsilon_t$  وانحراف معياري  $\hat{\sigma}_{\varepsilon t(\tau)}$

إذا كان  $\hat{y}$  هي القيمة المتنبىء بها لـ  $y$  فإن مجال تنبؤ هذه القيمة يكون على الشكل

التالي<sup>1</sup>:

$$\hat{y} \pm t\hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(\hat{y}-y)^2}{nS_y^2} + 1}$$

أين  $t_{\alpha/2}$  هي القيمة القانون الطبيعي  $N(0,1)$  وهي بالتقريب 1.96 عند مجال 95% و

1.28 عند مجال 80%

$\hat{\sigma}$  الانحراف المعياري المقدر للصخب الأبيض.

<sup>1</sup> همال فريدة، مرجع سبق ذكره، ص 59

### الخاتمة

تناولنا في هذا الفصل أساسيات السلاسل الزمنية لمحاولة بناء نموذج اقتصادي قياسي لتنبؤ بظاهرة التضخم في الجزائر حيث تطرقنا إلى مبحثين، الأول ذكرنا فيه تعريف السلاسل الزمنية ومركباتها ( مركبة الاتجاه العام، مركبة الفصلية،...) وذكرنا أيضا طرق التنبؤ في المدى القصير المتمثلة في طرق الاستقطاب بذكر طريقة المتوسطات المتحركة، التمهيد الأسي بأنواعه، والاتجاه العام بنماذج مختلفة، أما المبحث الثاني فقد تطرقنا فيه إلى نماذج التنبؤ السلاسل الزمنية المستقرة منها نماذج الانحدار الذاتي  $AR(p)$  والمتوسطات المتحركة  $MA(q)$  والنماذج المختلطة  $ARMA(p,q)$  وغير المستقرة منها النماذج المختلطة المتكاملة  $ARIMA$  و النماذج الموسمية المختلطة  $SARIMA$  ، وانتقلنا إلى منهجية Box-Jenkins في تحليل السلاسل الزمنية وأهم الخطوات المستعملة فيها متمثلة في مرحلة التعرف على النموذج عن طريق البحث على الرتبة  $P$  و  $Q$  لتمثيل السيروورة ومن ثم الانتقال إلى مرحلة التقدير السلسلة وبعد ذلك تأتي مرحلة التشخيص باختبار قوة النموذج والانتقال إلى عملية التنبؤ

## الفصل الثاني

### مقدمة الفصل

نهدف في هذا الفصل الى محاولة صيغة نموذج تنبئي لتقلبات معدل التضخم في الجزائر، من خلال مقاربتين أساسيتين هما مقارنة بوكس جينكينز و مقارنة **Hyndman et Khandakar, 2008**، قبل هذا سنقوم بدراسة الخصائص السكونية للسلسلة واجراء اختبارات جذر الوحدة المختلفة ثم اجراء التحويلات الأساسية المطلوبة للحصول على سلسلة مستقرة.

عادة يتم التعامل مع المركبة الفصلية داخل السلسلة الزمنية بطريقتين، الطريقة الأولى هي تحييدها في المرحلة الأولى إلى جانب مركبة الاتجاه العام ان وجدت قبل التقدير، أما الطريقة الثانية فهي التعامل معها في إطار النموذج المقدر سواء في الجزء (AR) أو الجزء (MA). سنستعمل الطريقتين معا بغية ملاحظة الفرق الموجود، كما أننا في مرحلة تحديد رتب النموذج المقدر فإننا سنستعمل منهجية بوكس جينكينز ثم منهجية التقدير بمنهجية خطوة خطوة، أخيرا سنقارن نتائج هذه الخطوات مع طريقة (Hyndman et Khandakar, 2008) في تحديد النموذج الأمثل.

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

### المبحث الأول: الخصائص السكونية لسلسلة معدل التضخم

سنحاول في هذا المبحث التطرق الى الخصائص السكونية لسلسلة معدل التضخم في الجزائر، اعتمادا على البيانات تمتد من سنة 1990-01 الى سنة 2020-12 مستخلصة من الديوان الوطني للإحصاءات.

### المطلب الأول: دراسة خصائص سلسلة معدل التضخم

#### 1- دراسة وصفية لبيانات السلسلة

تمثل هذه السلسلة معدل التضخم للاقتصاد الجزائري الشهري للفترة الممتدة من 1990-01 الى 2020-12، وهو يقيس تقلب المؤشر العام لأسعار الاستهلاك شهريا.

يبين الجدول التالي أهم الخصائص الإحصائية لهذا المتغير.

#### جدول رقم (2) الخصائص الإحصائية للسلسلة

	INF
Mean	0.733602
Median	0.600000
Maximum	11.40000
Minimum	-4.200000
Std. Dev.	1.679647
Skewness	1.379374
Kurtosis	8.985229
Jarque-Bera	673.2218
Probability	0.000000
Sum	272.9000
Sum Sq. Dev.	1046.670
Observations	372

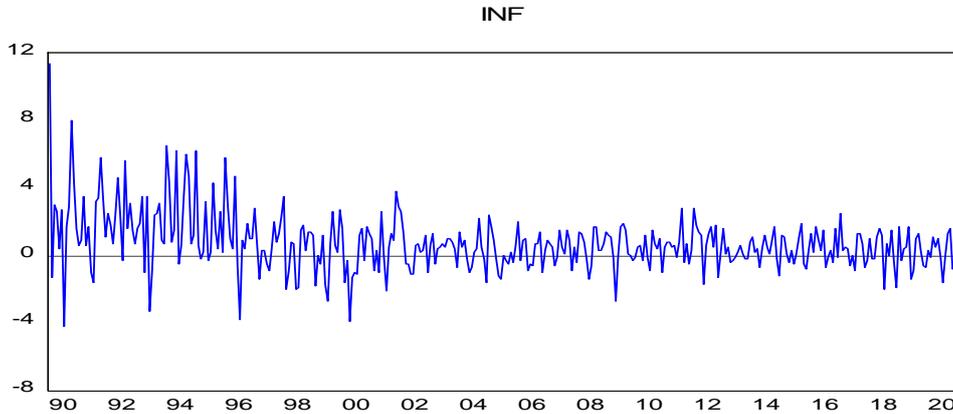
المصدر: من إعداد الطلبة بالاستعانة بمخرجات برنامج Eviews 10

تمثل السلسلة بيانات معدل التضخم الشهري في الجزائر حيث تتكون من 372 مشاهدة، ممتدة من 1990-01 إلى غاية 2020-12، خلال كل هذه المدة كان متوسط معدل التضخم يقدر بـ 0.73% وتشنت حول المتوسط بـ 1.67% كما ان اكبر قيمة عظمى قدرت بـ 11.4% وادنى قيمة قدرت بـ -4.2% واللذان يمثلان اكبر نسبي نمو وانخفاض عرفهما معدل

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

التضخم في الجزائر خلال هذه الفترة، كما ان هذا المعدل كان خلال كل الفترة اكبر واصغر من 0.6 بنفس عدد المرات، وبيانات السلسلة مبينة في الشكل الآتي:

### الشكل رقم (8) المنحنى البياني لتطور معدل التضخم الشهري



المصدر: من إعداد الطلبة بالاستعانة بمخرجات برنامج Eviews 10

نلاحظ من خلال المنحنى البياني الموضح في الشكل أعلاه أن تطور معدل التضخم في الجزائر شهد تقلبات كبيرة خاصة فترة التسعينيات اين كان النصيب الأكبر من التقلبات الشهرية موجبة، غير ان الفترة الممتدة من سنة 2000 الى يومنا هذا فاعلمت التقلبات تتوزع بين الموجبة والسالبة مع الإشارة الى ان هذه التقلبات تمثل تغير معدل التضخم الشهري نسبة الى الشهر الذي قبله.

سنقوم في هذه المرحلة بالقراءة الإحصائية لدالة الارتباط الذاتي (AC,PAC) بهدف التعرف على الملامح الأولى لاستقرارية السلسلة محل الدراسة، ثم في المرحلة الثانية اجراء اختبارات جذر الوحدة المختلفة لتأكيد او نفي الاستقرارية السلسلة عند المستوى.

### 2- دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية:

يتم ملاحظة شكل دالة الارتباط ومعرفة ما إذا كانت السلسلة مستقرة أم لا من خلال التمثيل البياني لدالة الارتباط الكلية والجزئية (correlogramme) ، حيث تكون السلسلة مستقرة إذا كانت جميع معاملات دالة الارتباط الذاتي  $\rho_k$  معدومة، أي تقع داخل مجال الثقة من اجل كل قيمة  $k > 0$ ، مع العلم ان مجال الثقة معطى من خلال العلاقة التالية حسب مقارنة (Quinouil):

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

$$\left[ \frac{-1.96}{\sqrt{n}}, \frac{+1.96}{\sqrt{n}} \right] = \left[ \frac{-1.96}{\sqrt{372}}, \frac{+1.96}{\sqrt{372}} \right] = [-0.10, +0.10]$$

والشكل التالي يبين دالة الارتباط الذاتي للسلسلة محل الدراسة:

الشكل رقم (9): تمثيل دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية لسلسلة inf

Sample: 1990M01 2020M12  
Included observations: 372

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.198	0.198	14.764	0.000
		2	0.057	0.018	15.972	0.000
		3	0.092	0.081	19.173	0.000
		4	0.132	0.103	25.790	0.000
		5	0.142	0.099	33.459	0.000
		6	-0.006	-0.065	33.474	0.000
		7	0.134	0.135	40.340	0.000
		8	0.159	0.092	50.025	0.000
		9	0.185	0.129	63.104	0.000
		10	0.075	-0.001	65.271	0.000
		11	0.217	0.199	83.472	0.000
		12	0.437	0.354	157.23	0.000
		13	0.058	-0.105	158.53	0.000
		14	0.065	0.036	160.19	0.000
		15	0.069	0.005	162.06	0.000
		16	0.153	0.038	171.19	0.000
		17	0.126	0.017	177.38	0.000
		18	-0.018	-0.065	177.51	0.000
		19	0.129	0.031	184.05	0.000
		20	0.172	0.035	195.75	0.000
		21	0.109	-0.062	200.46	0.000
		22	0.042	-0.008	201.17	0.000
		23	0.189	0.058	215.42	0.000
		24	0.414	0.267	283.93	0.000
		25	0.104	0.008	288.26	0.000
		26	0.039	-0.025	288.87	0.000
		27	0.089	0.061	292.04	0.000
		28	0.177	0.043	304.68	0.000
		29	0.111	-0.001	309.65	0.000
		30	-0.075	-0.106	311.92	0.000
		31	0.084	-0.033	314.78	0.000
		32	0.082	-0.093	317.50	0.000
		33	0.043	-0.114	318.25	0.000
		34	0.005	-0.075	318.26	0.000
		35	0.187	0.041	332.76	0.000
		36	0.296	0.019	368.96	0.000

المصدر: من إعداد الطلبة بالاستعانة بمخرجات برنامج Eviews 10

نلاحظ من خلال الشكل رقم (2) خروج نتوءات من مجال الثقة وهي المعاملات المحسوبة من اجل الفجوات  $k=1,9,11,12,24$  مما يشير إلى معنويتها، كما يلاحظ الشك في وجود مركبة فصلية حيث تتكرر النتوءات عند كل بداية ونهاية السنة، مما قد يشير الى عدم استقرار السلسلة معدل التضخم نتيجة وجود المركبة الفصلية و التقلبات المشاهدة على تباين السلسلة. و لتأكيد أو نفي هذه الاختبارات البيانية نستعمل اختبار Ljung-Box لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات  $k \leq 36$ .

### 3- اختبار Ljung-Box:

يتم استعمال اختبار Ljung-Box لاختبار فرضية الشوشرة البيضاء.

#### صيغة الاختبار:

يتم اختبار فرض عدم الممثل لحالة البيانات تتبع سيرورة الشوشرة البيضاء ضد الفرض البديل لتتبعها سيرورة غير سيرورة الشوشرة البيضاء.

$$H_0: \rho_0 = \rho_1 = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_1: \exists \rho_i \neq 0 \dots \forall i$$

بين Ljung-Box ان إحصائية الاختبار تتبع توزيع  $\chi^2$  ب (p) درجة عند مستوى معنوية 5%.  
يتم حساب إحصائية اختبار Ljung-Box المسماة Q-Stat ، من خلال العلاقة التالية:

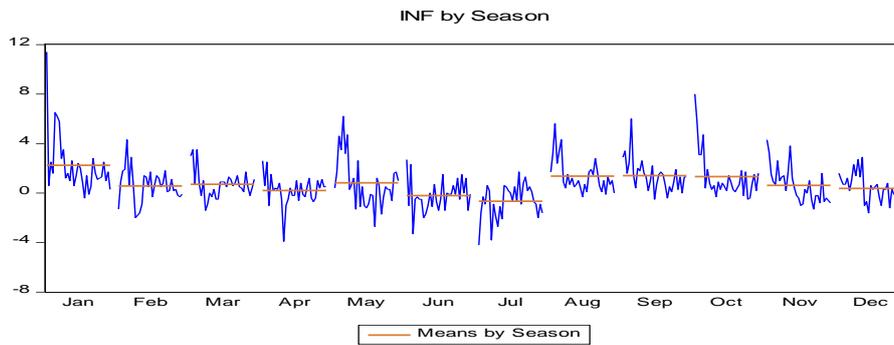
$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^k \frac{\hat{\rho}^2(k)}{n-k} = 372(372+2) \sum_{k=1}^{36} \frac{\hat{\rho}^2(k)}{372-k} = 368.96$$

#### قاعدة القرار:

نلاحظ أن  $Q = 368.96 > \chi^2_{(0.05,36)}$  اذ ان قيمة الاحتمال أصغر من 0.05 وهذه النتيجة تجعلنا نرفض فرضية عدم القائل أن السلسلة مستقرة.

بغرض الفحص البياني لوجود المركبة الفصلية المشكوك في وجودها من خلال نتائج التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي الكلية، ارتأينا رسم التمثيل البياني للسلسلة في اطار كل فصل على حد، الشكل رقم يبين هذا التمثيل.

#### الشكل رقم (10) المنحنى البياني الفصلي للتطور الشهري لمعدل التضخم



المصدر: من إعداد الطلبة بالاستعانة بمخرجات برنامج Eviews 10

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

من خلال الشكل البياني الفصلي نلاحظ عدم وجود مركبة فصلية واضحة من خلال تكرارات متشابهة لتغيرات فصلية منتظمة.

### المطلب الثاني: اختبارات جذر الوحدة

سوف نستعمل ثلاثة أنواع من اختبارات جذر الوحدة وهي اختبار (Dickey et Fuller,1979) واختبار (PP) واختبار (KPSS) مع العلم ان الاختباران الأولان مبنيان على تقدير ثلاث نماذج، اما الاختبار الأخير فمبني على نموذجين فقط ، اختبارات جذر الوحدة لـ (DF) و (PP) تقوم على الفرضيتين التاليتين:

$$H_0: \phi = 1 \quad \text{سلسلة غير مستقرة}$$

$$H_1: |\phi_1| < 1 \quad \text{سلسلة مستقرة}$$

لإجراء اختبار ديكي وفولر البسيط أو المطور يجب معرفة درجة التأخير الملائمة من خلال استعمال معايير المعلومات الممثلة في معيار شوارتز، اكايك وغيرها من المعايير، اذا نقوم أولاً بتحديد درجة التأخير الملائمة للسلسلة حتى لا نقع في مشكل الارتباط الذاتي للبواقي.

### 1-تحديد درجة التأخير الملائمة:

بالاعتماد على معايير المعلومات AIC، HQ، SC الدنيا نقوم بتحديد درجة التأخير  $p$  ، وبناء عليه استطعنا من خلال التقديرات المختلفة استخراج الجدول التالي :

### جدول رقم (3) نتائج معايير المعلومات AIC، HQ، SC

النموذج	معايير AIC	معايير SC	معايير H_Q	النموذج	معايير AIC	معايير SC	معايير H_Q
AR(1)	3.79	3.81	3.80	AR(7)	3.66	3.75	3.69
AR(2)	3.76	3.79	3.77	AR(8)	3.64	3.74	3.68
AR(3)	3.74	3.78	3.76	AR(9)	3.60	3.71	3.65
AR(4)	3.72	3.77	3.74	AR(10)	3.55	3.66	3.59
AR(5)	3.73	3.79	3.75	AR(11)	3.36	3.49	3.41
AR(6)	3.67	3.74	3.70	AR(12)	3.31	3.45	3.37

المصدر: من إعداد الطلبة بالاستعانة بمخرجات برنامج Eviews 10

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

تبين النتائج الموضحة في الجدول أعلاه اجماع كل المعايير على تحديد التأخير الثاني عشر كأفضل تأخير لتقدير نماذج الاختبار، لهذا سنقوم باستعمال النموذج **AR(12)** لاجراء اختبار ديكي وفولر .

### 2- تحليل نتائج اختبار (ADF) (KPSS) (PP)

الى جانب اختبار (ADF) سنقوم باجراء اختبار (PP) واختبار (KPSS) وهذا بغية التأكد التام من نتائج الاستقرار لما لها من أهمية كبيرة في الخطوات اللاحقة.

يمكن تلخيص نتائج الاختبار في الجدول التالي:

جدول رقم(4): نتائج اختبار ADF و PP و KPSS عند المستوى

	ADF	PP	kpss	عند المستوى
t-Statistic	-2.4407	-17.2881	1.5859	نموذج بثابت
<b>Prob.</b>	0.1313	0.0000		
	n0	***		
t-Statistic	-2.8704	-17.8392	0.5011	نموذج ثابت واتجاه عام
<b>Prob.</b>	0.1735	0.0000		
	n0	***		
t-Statistic	-2.1079	-16.8686		نموذج بدون ثابت او اتجاه عام
<b>Prob.</b>	0.0338	0.0000		
	**	***		

المصدر: مخرجات 10 Eviews

تختلف نتائج اختبار (ADF) مع نتائج اختبار (PP) حيث تبين قبول فرض العدم ورفض الفرض البديل بمعنى ان السلسلة تحتوي على جذر الوحدة وبالتالي فان السيرورة المولدة للمعطيات هي من النوع (DS) ، اما اختبار (PP) فقد بينت نتائج ان السلسلة مستقرة عند المستوى في جميع النماذج المختبرة مما استدعى مقارنة هذه النتائج مع نتائج اختبار (KPSS) الذي اكد نتائج اختبار (ADF) اذ ان القيم المحسوبة أكبر من القيم المجدولة، وبالتالي فالقرار النهائي هو قبول فرض العدم ورفض الفرض البديل مما يعني ان السلسلة تحتوي على جذر الوحدة وانها ليست مستقرة في المستوى.

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

نقوم في هذه الحالة بإزالة الاتجاه العام العشوائي بطريقة الفروقات بناء على نتائج اختبارات جذر الوحدة التي بينت ان السلسلة من النوع (DS)، وبالتالي فالسلسلة الجديدة هي السلسلة:

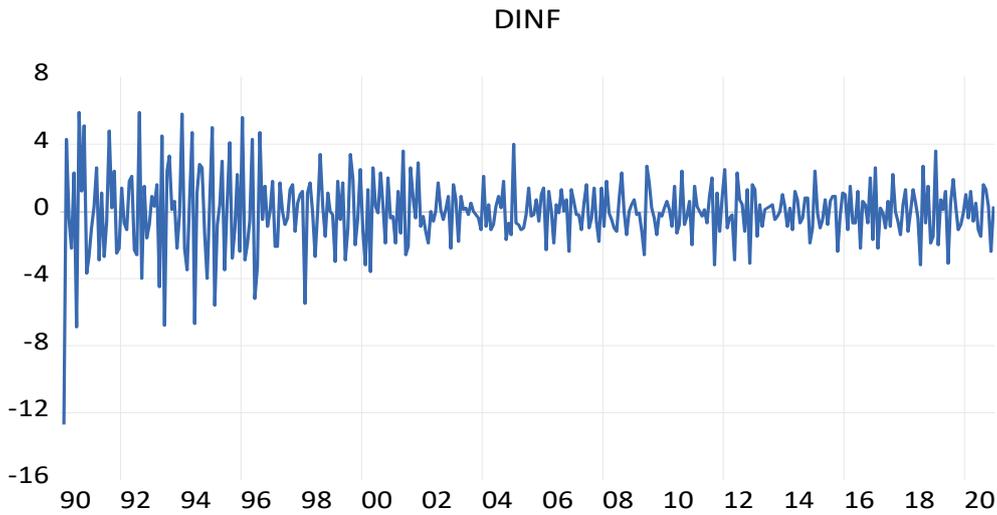
$$dinf = inf - inf(-1)$$

### المطلب الثالث: خصائص سلسلة الفروقات

نحاول في هذه المرحلة من البحث دراسة خصائص سلسلة الفروقات التي نبدأها بنتائج اختبارات الاستقرارية التي أجريت على السلسلة المحولة باستعمال نفس الاختبارات السابقة وهي اختبار ديكي فولر واختبار فليبس بيرون .

نتائج اختبار الاستقرارية لسلسلة الفروقات تعطى من خلال الجدول التالي:

### الشكل رقم (11): التمثيل البياني للسلسلة $dinf$



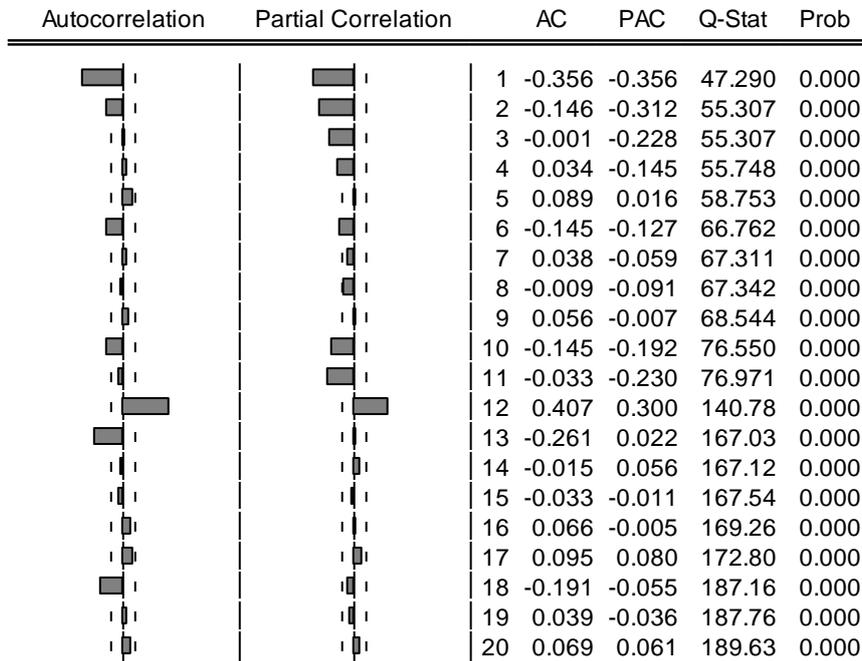
المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

نلاحظ أن قيم المنحنى البياني لسلسلة الفروقات تتذبذب حول متوسط معدوم كما ان تباينها رغم بعض التقلبات في المرحلة الأولى فانه يبدو فيما بعد متجانس، مما يوحي لنا مبدئياً بتوفر شروط الاستقرارية، التي سوف نتأكد منها باستعمال بعض الاختبارات الإحصائية.

### 1- دالة الارتباط الذاتي الجزئية والكلية:

سنقوم بدراسة استقرارية سلسلة الفروقات من خلال المنحنى دالة الارتباط الذاتي الجزئية والكلية الذي يعطى بالشكل الآتي:

الشكل رقم (12): تمثيل دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة  $dinf$



المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

من خلال الشكل رقم (5) نلاحظ أن اغلب معاملات دالة الارتباط الذاتي المحسوبة تقع داخل مجال الثقة مع بعض التنبؤات المشاهدة عند الرتب 1،2،3،4،12،13 مما يوحي أن السلسلة مستقرة، غير ان تأكيد أو نفي ذلك يتم من خلال اختبارات جذر الوحدة التي سنقوم بها، كما يمكن ملاحظة إمكانية تمثيل سيرورة السلسلة في تمثيل سيرورات ARMA. يمكن أيضا تلخيص نتائج الاختبارات جذر الوحدة عند الفرق الأول في الجدول التالي:

جدول رقم (5): نتائج اختبار ADF و PP عند الفرق الاول

At First Difference	ADF	PP	عند الفرق الاول
	DINF	DINF	
t-Statistic	-10.8357	-107.0065	نموذج بثابت
Prob.	0.0000	0.0001	
	***	***	
t-Statistic	-10.8275	-106.7803	نموذج ثابت واتجاه عام
Prob.	0.0000	0.0001	
	***	***	
t-Statistic	-10.8342	-106.1352	نموذج بدون ثابت او اتجاه عام
Prob.	0.0000	0.0001	
	***	***	

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

نلاحظ من نتائج الاختبارات أن جميع الاحتمالات للقيم المحسوبة اقل من 1% مما يعني رفض فرض عدم لوجود جذر الوحدة وقبول الفرض البديل لاستقرارية السلسلة وخلوها من جذر الوحدة، مما يعني أن السلسلة التضخم مستقرة عند الفرض الأول.

### 2- اختبار الاستقلالية لـ (BDS):

يدرس هذا الاختبار ما اذا كانت السلسلة المستقرة تتميز ببنية ارتباط وبتوزيع مستقل، وهو أيضا يختبر قابلية السلسلة في التنبؤ على المدى القصير، صيغة الاختبار تعطى كالتالي:

$H_0$  (iid) السلسلة متماثلة التوزيع

$H_1$  الارتباط غير خطي للسلسلة

$$W(\varepsilon, m) = T^{1/2} \frac{[C(\varepsilon, m) - (C(\varepsilon, m))^m]}{\sigma_m(\varepsilon)}$$

تكتب احصائية الاختبار في الصيغة التالية:

ونتائج هذا الاختبار مبينة في الشكل التالي :

### الجدول رقم(6): نتائج اختبار BDS

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.033867	0.004638	7.301847	0.0000
3	0.068535	0.007310	9.375164	0.0000
4	0.088660	0.008634	10.26850	0.0000
5	0.100177	0.008926	11.22254	0.0000
6	0.103326	0.008539	12.10047	0.0000

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

تبين نتائج الاختبار ان كل الإحصائيات Z\_statistic أكبر تماما من القيمة المجدولة للتوزيع الطبيعي 1.96، عند مستوى معنوية 5% للأبعاد m=12...6 وعليه نقبل الفرض البديل ونستنتج وجود ارتباط بين المشاهدات كما نستنتج وجود بنية الارتباط قوية على المدى القصير، ومنه يمكن القول أن السلسلة قابلة للتنبؤ على المدى القصير.

### المبحث الثاني: النمذجة بمقاربة بوكس جينكينز

سنستعمل منهجية بوكس جينكينز ثم منهجية التقدير بمقاربة خطوة خطوة في مرحلة تحديد رتب النموذج المقدر وسنقارن نتائج هذه الخطوات مع طريقة (Hyndman et Khandakar 2008) في تحديد النموذج الأمثل.

#### المطلب الاول: مرحلة التعرف على النموذج وتقديره

في هذه المرحلة سنتعامل مع المركبة الفصلية ان وجدت داخل النموذج

#### 1- البحث عن الرتبة (P) و (Q) لتمثيل ARIMA:

تكون الصيغة الرياضية للسيرورة ARIMA (p,d,q) المعرفة للسلسلة  $dinf$  من الشكل:

$$Dinf_t = \phi_1 Dinf_{t-1} + \phi_2 Dinf_{t-2} + \dots + \phi_p Dinf_{t-p} + \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

يمكن ترشيح من خلال الشكل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية عدة نماذج ممثلة للسيرورة المولدة للسلسلة لنماذج ARIMA المختلفة حسب المراتب (q,p)، فقمنا بتقدير مجموعة من النماذج المرشحة متمثلة في:

ARIMA(1,1,0) ; ARIMA(2,1,0), ARIMA(3,1,0) ;  
ARIMA(1,1,1) ; ARIMA(1,1,2) ; ARIMA(1,1,12) ; ARIMA(2,1,12) ;  
ARIMA(3,1,12) ;

كما قمنا بالتعامل مع إمكانية وجود مركبة فصلية داخل السيرورة من خلال تقدير مجموعة من نماذج SARIMA

#### 2- ترشيح النماذج المقترحة:

يتم تقدير النماذج المرشحة بطريقة المربعات الصغرى، وبعدها تتم المفاضلة بينها على أساس مجموعة من المعايير، ويكون النموذج المختار هو الذي يحقق لنا أدنى توليفة بين المعايير SC, H-Q AIC, الى جانب خلوه من المشاكل القياسية المتعلقة ببواقي التقدير (البواقي صخب ابيض).

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

نكون الجدول التالي حسب نتائج النماذج المختارة:

**الجدول رقم (7): اختبارات المقارنة بين النماذج المرشحة**

Sigma <sup>2</sup> التقلبات	المعاملات الغير معنوية	مقياس HQ	مقياس SC	مقياس AK	النموذج	
3.61	0	4.15	4.17	4.14	ARIMA(1,1,0)	1
3.2	0	4.04	4.06	4.02	ARIMA(2,1,0)	2
2.97	0	3.97	4.01	3.95	ARIMA(3,1,0)	3
<b>2.46</b>	<b>1</b>	<b>3.78</b>	<b>3.8</b>	<b>3.76</b>	<b>ARIMA(1,1,1)</b>	4
<b>2.43</b>	<b>1</b>	<b>3.78</b>	<b>3.81</b>	<b>3.76</b>	<b>ARIMA(1,1,2)</b>	5
3.15	0	4.02	4.05	4.01	ARIMA(1,1,12)	6
3.56	0	4.15	4.17	4.13	ARIMA(2,1,12)	7
3.64	1	4.17	4.19	4.15	ARIMA(3,1,12)	8

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

باتباع الخطوات المنهجية لبوكس جينكينز من خلال مراقبة المنحنى البياني لمعاملات الارتباط الذاتي الكلية والجزئية امكنا ترشيح ثمانية نماذج تبين من خلال مقارنة معايير المعلومات الخاصة بكل نموذج أن هناك نموذجين أمثليين هما النموذج 4 والنموذج 5 إذ أن قيمة المعيار المعلومات اكايبك وشوارتز متساويان، من جانب آخر وباتباع طريقة أخرى أكثر عمومية وبالانطلاق من نموذج عام من النوع ((ARIMA(12,1,12)) ثم اجراء عملية التقدير مرحلة بمرحلة من خلال حذف التأخيرات غير المعنوية في كل مرحلة توصلنا الى النموذج ((ARIMA(12,1,12))trouee كأحسن نموذج بمعالم كلها معنوية، تقدير النماذج الثلاث وتشخيصها سمح لنا بتأكيد وجود مشكل الارتباط الذاتي للبواقي بالنسبة الى النموذج رقم (4) والنموذج رقم (5) الى جانب عدم معنوية بعض المعالم، عكس النموذج المقدر بطريقة الخطوة تلو الخطوة الذي اظهر مميزات إحصائية جيدة في جميع خصائصه .

### 3- التقدير بمقاربة خطوة خطوة

نتائج التقدير مبينة من خلال الجدول التالي:

#### جدول رقم (8) نتائج تقدير نموذج ((ARIMA(12,1,12))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006099	0.003405	-1.791128	0.0741
AR(1)	-0.599338	0.090871	-6.595451	0.0000
AR(2)	-0.576664	0.090246	-6.389933	0.0000
AR(3)	-0.622483	0.091300	-6.818024	0.0000
AR(4)	-0.605256	0.094747	-6.388118	0.0000
AR(5)	-0.559700	0.097744	-5.726195	0.0000
AR(6)	-0.633852	0.088937	-7.126947	0.0000
AR(7)	-0.551234	0.095854	-5.750778	0.0000
AR(8)	-0.555767	0.091329	-6.085346	0.0000
AR(9)	-0.575627	0.089891	-6.403632	0.0000
AR(10)	-0.610594	0.086845	-7.030828	0.0000
AR(11)	-0.500326	0.091014	-5.497245	0.0000
AR(12)	0.316795	0.071615	4.423582	0.0000
MA(1)	-0.317434	0.075612	-4.198181	0.0000
MA(9)	0.163368	0.047277	3.455580	0.0006
MA(12)	-0.515611	0.051013	-10.10739	0.0000
R-squared	0.600390	Mean dependent var		-0.0320
Adjusted R-squared	0.583505	S.D. dependent var		2.0548
S.E. of regression	1.326133	Akaike info criterion		3.4777
Sum squared resid	624.3137	Schwarz criterion		3.6466 55
Log likelihood	-629.1249	Hannan-Quinn criter.		3.5448 41
F-statistic	35.55778	Durbin-Watson stat		1.7805 47
Prob(F-statistic)	0.000000			

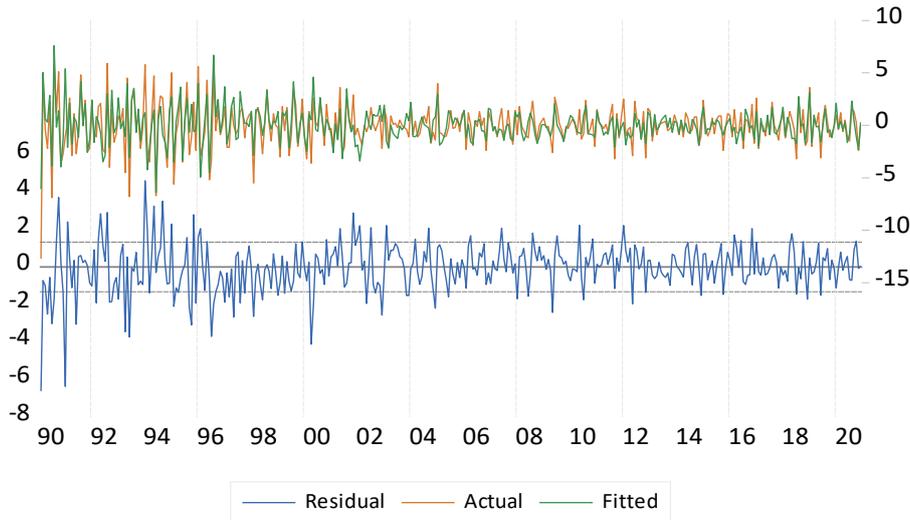
المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

نلاحظ ان جميع معالم النموذج المقدر معنوية كما ان معايير المعلومات المقدره كلها ادنى قيمة من النماذج السابقة المقدره، مع الإشارة الى عملية الحذف المتتالي التي تمت حتى وصلنا الى هذا النموذج في شكله النهائي، يبقى تأكيد جودته القياسية من خلال مختلف اختبارات التشخيص التي سنجرىها عليه في المرحلة التالية.

### المطلب الثاني: دراسة الجودة الإحصائية للنموذج

سنقوم بدراسة الجودة الإحصائية للنموذج من خلال اختبارات التشويش الأبيض واستقرارية النموذج الى جانب التوزيع الطبيعي للبقايا وأخيرا التحديد الجيد للنموذج.

#### الشكل رقم (13) التمثيل البياني للنموذج المقدر



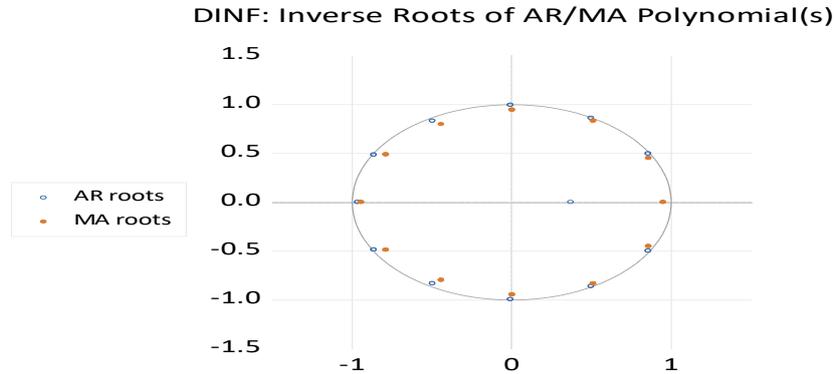
المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

يمكن ملاحظة التناسق الكبير الموجود بين القيم الفعلية والقيم المستخرجة من محاكات النموذج المقدر، يعطينا هذا التمثيل نظرة أولية حول الجودة التنبئية للنموذج المقدر.

#### 1- شرط الاستقرارية والانعكاس

حتى يكون النموذج جيد التوصيف وجب ان يكون قابل للانعكاس مع توفر شرط الاستقرارية من خلال الشكل الخاص بدائرة الوحدة يمكن استنتاج تواجد جميع الجذور الخاصة بجزء (AR) داخل دائرة الوحدة وهي نفس الملاحظة الخاصة بجذور الجزء (MA) التي تعني قابلية النموذج للاستقرارية والانعكاس في أن واحد.

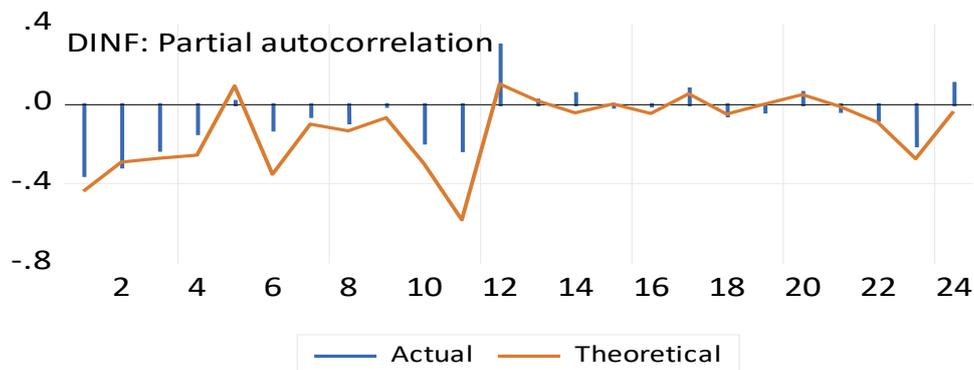
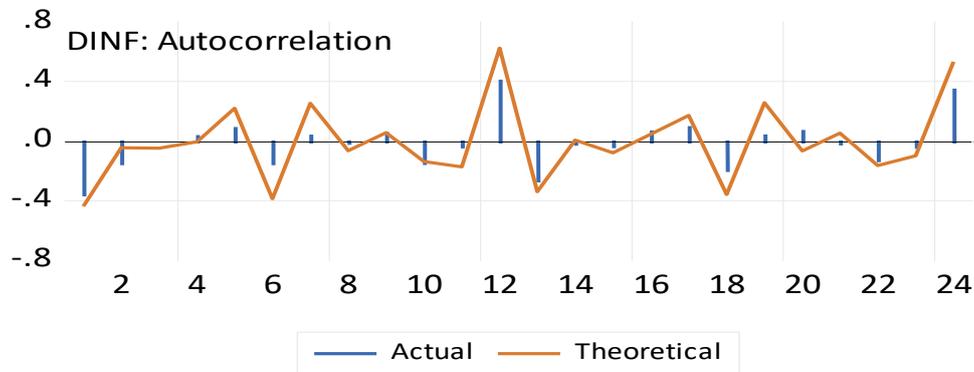
شكل رقم (14): نتائج اختبار الاستقرارية للنموذج  $ARIMA(12,1,12)$



المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

الى جانب اختبار الاستقرارية وخاصة الانعكاس، يجب اجراء مقارنة بين نمط تقلب قيم معاملات دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة المقدره ومقارنتها مع نمط هذه التقلبات للسلسلة الأصلية حتى يمكن التأكد من التمثيل الجيد للنموذج للسلوك التاريخي لقيم السلسلة الأصلية، مقارنة التمثيل البياني لمعاملات الارتباط مبين في الشكل رقم (8):

الشكل رقم (15) مقارنة معاملات الارتباط الذاتي



المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

نلاحظ أن معاملات دالة الارتباط للنموذج تساير بشكل جيد معاملات السلسلة الأصلية، مما يوحي بالتمثيل الجيد لسلوك السلسلة.

### 2- اختبار التشويش الابيض

#### أ- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

من أجل إجراء اختبار الارتباط الذاتي للبواقي نلجأ إلى التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي حيث نلاحظ عدم المعنوية الاحصائية لجميع معاملات الارتباط إذ أن جميعها تتواجد داخل مجال الثقة مما يعني قبول فرض العدم .

### شكل رقم (16) نتائج اختبار الشوشرة البيضاء

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.074	0.074	2.0422	
		2	-0.062	-0.068	3.4835	
		3	0.042	0.053	4.1565	
		4	0.026	0.014	4.4032	
		5	0.026	0.030	4.6657	
		6	0.117	0.114	9.8123	
		7	-0.019	-0.036	9.9462	
		8	-0.024	-0.006	10.158	
		9	-0.016	-0.030	10.261	
		10	0.035	0.034	10.733	
		11	0.074	0.065	12.842	
		12	-0.060	-0.079	14.237	
		13	-0.050	-0.025	15.189	
		14	0.066	0.061	16.868	
		15	-0.010	-0.021	16.910	
		16	0.013	0.020	16.977	0.000
		17	0.067	0.047	18.712	0.000
		18	0.049	0.064	19.648	0.000
		19	-0.014	-0.010	19.730	0.001
		20	0.054	0.042	20.870	0.001
		21	-0.017	-0.037	20.990	0.002
		22	0.009	0.011	21.020	0.004
		23	-0.004	-0.013	21.025	0.007
		24	0.048	0.040	21.956	0.009
		25	0.064	0.053	23.620	0.009
		26	-0.041	-0.046	24.281	0.012
		27	-0.013	0.007	24.350	0.018
		28	0.006	-0.023	24.363	0.028
		29	0.085	0.098	27.256	0.018
		30	0.006	-0.013	27.269	0.027
		31	-0.033	-0.042	27.722	0.034
		32	0.003	0.022	27.727	0.048
		33	-0.005	-0.014	27.739	0.066
		34	-0.039	-0.049	28.371	0.077
		35	0.066	0.043	30.188	0.067
		36	-0.035	-0.052	30.683	0.079

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

نلاحظ أن جميع معاملات الارتباط توجد داخل مجال الثقة مما يعني أنها كلها غير معنوية وهذا يؤكد عدم وجود مشكل الارتباط الذاتي بين البواقي النموذج المقدر، الى جانب ذلك فالاحتمال المقابل لقيمة إحصائية (Q) عند التأخير 36 المحسوبة أكبر من 0.05 مما يعني قبول فرض العدم على ان البواقي تشويش ابيض.

### 3- اختبار تجانس تباين الخطأ:

قمنا باختيار اختبار ARCH من أجل الكشف عما اذا كان هناك مشكل في تجانس تباين الخطأ أم لا، حيث أن هذا الاختبار يبني على الفرضية التالية:

$$H_0: \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_q = 0$$

تجانس تباين الأخطاء

$$H_1: \exists \rho_i \neq 0 \dots \forall i$$

عدم تجانس تباين الأخطاء

مع العلم أن إحصائية الاختبار تتبع توزيع  $\chi^2$  بدرجة حرية q.

$$LM = (n - q)R^2$$

وتكتب الإحصائية على الشكل التالي:

نتائج الاختبار مبينة في الجدول التالي:

### جدول رقم (9) نتائج اختبار ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.81001	Prob. F(1,368)	0.3687
Obs*R-squared	0.81263	Prob. Chi-Square(1)	0.3673

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

نتائج الاختبار تبين عدم وجود مشكل في تجانس تباين الخطأ مما يؤكد سيرورة الشوشرة البيضاء للبواقي.

### 4- اختبار التوزيع الطبيعي

بقي ان نتأكد أنها شوشرة ذات توزيع طبيعي من خلال إختبار التوزيع الطبيعي، في هذا الصدد سنستعمل عدة إختبارات لتأكيد النتيجة  
نتائج الاختبارات مبينة في الجدول التالي:

جدول رقم (10) نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.063064	NA	0.0012
Cramer-von Mises (W2)	0.429205	0.429783	0.0000
Watson (U2)	0.408999	0.409550	0.0000
Anderson-Darling (A2)	2.624914	2.630264	0.0000

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

تجدر الإشارة الى أن فرض العدم في جميع هذه الاختبارات يمثل أن الأخطاء تتبع التوزيع الطبيعي، غير انه من خلال قيم جميع الإحصاءات المحسوبة لمختلف الاختبارات (Liliefors) (Cramer-von Mises) (Watson) و (Anderson-Darling) نلاحظ ان القيم الاحتمالية المرافقة لها أقل من 0.05 وبالتالي نرفض فرض العدم الممثل لحالة التوزيع الطبيعي ونقبل الفرض البديل لتوزيع غير طبيعي، وبالتالي فالبواقي تشويش أبيض غير طبيعي.

5- اختبار التحديد الجيد للنموذج:

سنستعمل اختبار **Ramsey Reset** لمعرفة إذا ما كان النموذج محدد بشكل جيد وإذا كان النموذج الصحيح هو نموذج خطي، مع الإشارة الى أن هذا الاختبار مهمته التحقق من صيغة العلاقة الممثلة للنموذج بالاعتماد على إحصائية فيشر، وتعطى صيغة الاختبار كالتالي:

$H_0$ : تحديد جيد

$H_1$ : تحديد سيئ

تعطى إحصائية الاختبار لفيشر على الشكل التالي:

$$F = \frac{(R_{new}^2 - R_{old}^2)/number\_of\_new\_regressors}{(1 - R_{new}^2)/(n - number\_of\_parameters\_in\_the\_new\_model)}$$

نتائج الاختبار مبينة في الجدول التالي:

### الجدول رقم (11) نتائج اختبار Ramsey Reset

Specification: DINF C AR(1) AR(2) AR(3) AR(4) AR(5) AR(6) AR(7) AR(8) AR(9) AR(10) AR(11) AR(12) MA(1) MA(2) MA(3)			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	4.312334	354	0.0000
F-statistic	18.59622	(1, 354)	0.0000
Likelihood ratio	13.72253	1	0.0002

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

### المطلب الثالث: استعمال النموذج الامثل في التنبؤ

#### 1- حالة التعامل مع المركبة الفصلية خارج النموذج

##### 1-1- تقدير النموذج

بعد الاشتباه في وجود المركبة الفصلية قمنا بإزالتها بواسطة الفروقات من الرتبة الثانية عشر حيث لاحظنا تكرار دورات منتظمة كل نهاية سنة، ثم أجرينا اختبارات الاستقرار للتأكد من استقرار السلسلة المحولة، بعدها قمنا باستعمال طريقة التقدير المرحلي بمعنى حذف كل معلمة غير معنوية وإعادة التقدير من جديد فتحصلنا على النموذج التالي:

**جدول رقم (12) نتائج تقدير النموذج ARMA(12,11)**

Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.375569	0.082133	4.572697	0.0000
AR(2)	-0.368334	0.080109	-4.597911	0.0000
AR(3)	0.287434	0.060809	4.726803	0.0000
AR(4)	-0.193469	0.052774	-3.666015	0.0003
AR(8)	-0.209905	0.062984	-3.332649	0.0010
AR(9)	0.311537	0.068927	4.519840	0.0000
AR(10)	-0.429860	0.052590	-8.173848	0.0000
AR(11)	0.318789	0.080897	3.940659	0.0001
AR(12)	-0.544574	0.038076	-14.30225	0.0000
MA(1)	-0.265157	0.113713	-2.331816	0.0203
MA(2)	0.364408	0.083411	4.368820	0.0000
MA(3)	-0.287439	0.064035	-4.488812	0.0000
MA(4)	0.219940	0.068492	3.211187	0.0014
MA(8)	0.246714	0.125022	1.973358	0.0493
MA(9)	-0.216224	0.074892	-2.887144	0.0041
MA(10)	0.523408	0.205727	2.544190	0.0114
MA(11)	-0.246188	0.115712	-2.127592	0.0341
SIGMASQ	1.739809	0.145879	11.92635	0.0000
R-squared	0.331395	Mean dependent var		-0.08444
Adjusted R-squared	0.298160	S.D. dependent var		1.615362
S.E. of regression	1.353284	Akaike info criterion		3.523537
Sum squared resid	626.3312	Schwarz criterion		3.717842
Log likelihood	-616.2367	Hannan-Quinn criter.		3.600797
Durbin-Watson stat	1.885813			

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

**1-2- تشخيص النموذج**

عملية تشخيص هذا النموذج بنفس الطريقة السابقة بينت أن النموذج أقل جودة إحصائية من النموذج السابق، فرغم عدم وجود مشكل الارتباط الذاتي للبواقي واستقرارية النموذج مع قابليته للانعكاس إلا أنه يعاني من مشكل عدم تجانس تباين الخطأ

**جدول رقم (13) نتائج اختبار ARCH**

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	10.28	Prob. F(1,357)	0.0015
Obs*R-squared	10.05	Prob. Chi-Square(1)	0.0015

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

اما عند اتباع خطوات بوكس جينكينز واستخراج النماذج المرشحة انطلاقا من التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي الكلية والجزئية فمكنتنا من استخراج وترشيح النماذج الممثلة في الجدول التالي:

**الجدول رقم (14): اختبارات المقارنة بين النماذج المرشحة**

	النموذج	معيار AK	معيار SC	معيار HQ	المعاملات الغير معنوية	Sigma <sup>2</sup>
1	ARIMA(1,1,0)	3.79	3.82	3.8	0	2.55
2	ARIMA(12,1,0)	3.56	3.59	3.57	0	2.01
3	ARIMA(0,1,1)	3.78	3.82	3.8	0	2.97
4	ARIMA(0,1,12)	3.76	3.8	3.78	0	2.54
5	ARIMA(1,1,1)	3.79	3.83	3.8	1	2.54
<b>6</b>	<b>ARIMA(1,1,12)</b>	<b>3.51</b>	<b>3.55</b>	<b>3.53</b>	<b>0</b>	<b>1.89</b>
7	ARIMA(12,1,1)	3.56	3.6	3.58	0	2.0
8	ARIMA(12,1,12)	3.52	3.56	3.54	1	1.9

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

من بين جميع النماذج المرشحة يمكن اعتماد النموذج رقم (6) حيث أنه النموذج الذي يحوز على أدنى قيم لمعايير المعلومات (AK) (SC) (HQ) من بين جميع النماذج، غير أن عملية تشخيص النموذج المقدر بينت أن النموذج يعاني من مشكل عدم تجانس تباين الخطأ، وبالتالي ومقارنة مع النموذج المستخرج بالطريقة الأولى يعتبر أقل جودة إحصائية مما يؤكد لنا أن المقاربة الأولى في التعامل مع المركبة الفصلية أحسن من المقاربة الثانية.

**جدول رقم (15) نتائج اختبار ARCH**

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	7.300126	Prob. F(1,357)	0.0072
Obs*R-squared	7.193918	Prob. Chi-Square(1)	0.0073

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

## 2- حالة التعامل مع المركبة الفصلية داخل النموذج

سنقوم في هذه المرحلة باستعمال أحسن نموذج مستخرج من المقاربة الأولى للتعامل مع الفصلية و المستخرج بطريقة الخطوة خطوة والذي أثبتت عملية التشخيص جودته في عملية التنبؤ، مع الإشارة الى أن المعادلة المقدره للنموذج تعطى في الصيغة التالية:

$$DINF = -0.006 + [AR(1)=-0.599,AR(2)=-0.576,AR(3)=-0.622,AR(4)=-0.605,AR(5)=-0.559,AR(6)=-0.633,AR(7)=-0.551,AR(8)=-0.555,AR(9)=-0.575,AR(10)=-0.610,AR(11)=-0.5,AR(12)=0.316,MA(1)=-0.317,MA(9)=0.163,MA(12)=-0.515,$$

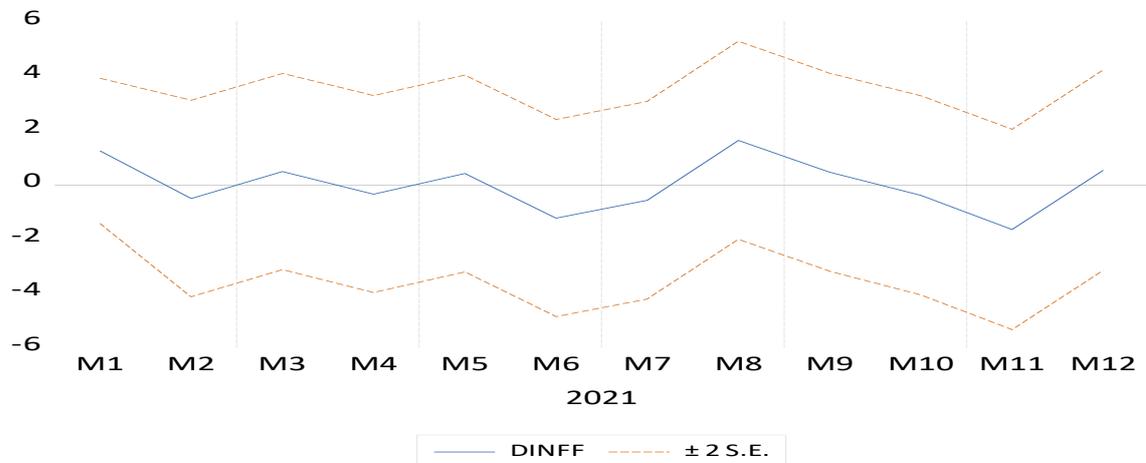
بالتعويض بالقيم الحقيقية نتحصل على القيم التنبئية التالية لاثنتي عشرة شهرا لسنة 2021، مع الإشارة الى أن هذا التنبؤ هو التنبؤ الديناميكي والذي يفترض ان خطأ التنبؤ للقيم المتتالية منعدم.

### جدول رقم (16) القيم التنبئية لسنة 2021

jan	fev	mar	avr	mai	juin	jui	aout	Sep	oct	nov	dec
-0.44	-0.19	0.18	0.39	-0.09	-0.21	-0.06	-0.02	0.07	0.08	0.28	-0.09

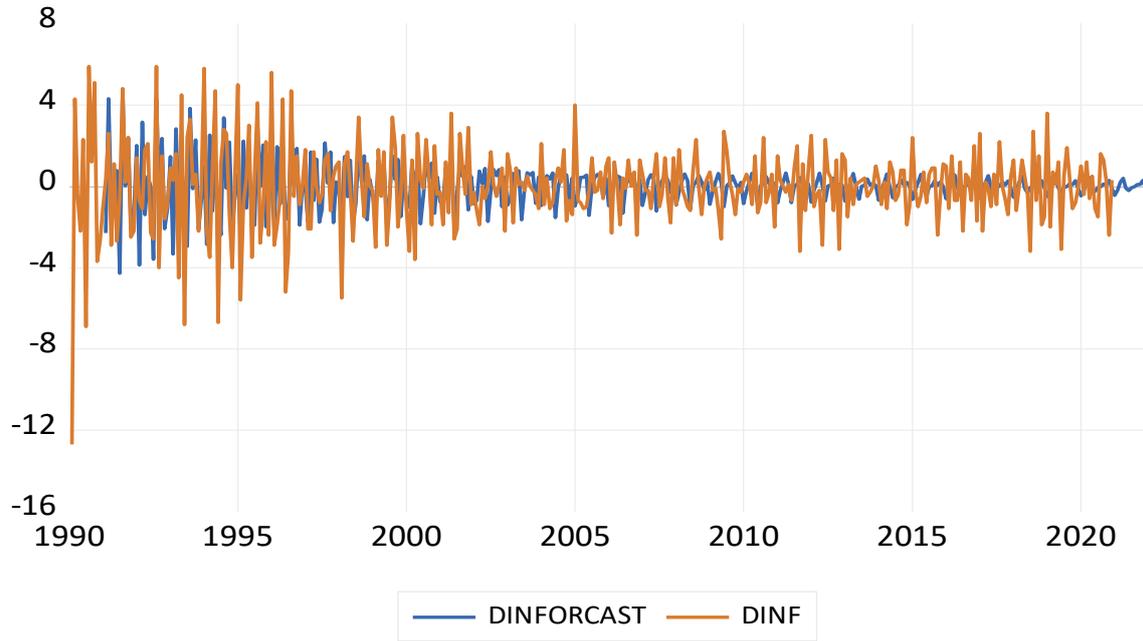
المصدر من اعداد الطلبة

### الشكل رقم (17) التمثيل البياني للقيم التنبئية لسنة 2021



المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

الشكل رقم (18) التمثيل البياني لقيم نموذج التنبؤ مقارنة مع القيم الحقيقية



المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

**المبحث الثالث: النمذجة باتباع خوارزمية (Hyndman et Khandakar, 2008)**  
 سوف نحاول في هذه الخطوة الجديدة من الدراسة استخلاص أمثل نموذج يمثل السيرورة المولدة للمعطيات الخاصة بسلسلة معدل التضخم في الجزائر من خلال تحديد الرتب  $(p, q)$  و  $(P, Q)$  باستعمال مقاربة (Hyndman et Khandakar, 2008) الموجودة في امر **(auto-arima)** داخل برنامج (R)، حيث يعتبر الباحثان أن قرار اختيار الرتب  $(p)$  و  $(q)$  التي في كثير من الأحيان تكون بصورة ذاتية من أدق المهام التي يواجهها الباحثون في بناء نماذج التنبؤ عند استعمال نماذج (ARIMA)، سوف نستعمل طريقة المعقولية العظمى، والبحث عن تدنية معيار (Akaike, 1973) لتحديد الرتب المثالية.

### المطلب الأول: تقدير النموذج واستخراج خصائصه التنبئية

في هذه المرحلة سنقوم باستعمال هذه الخوارزمية لتحديد النموذج الأمثل، باستعمال هذه الطريقة امكننا الحصول على النموذج [12] SARIMA (4,1,0)(2,0,0) بثابت.

#### 1- تقدير النموذج

نتائج تقدير النموذج معطاة من خلال الجدول رقم (16)، حيث يلاحظ أن جميع المعالم ذات معنوية إحصائية مقبولة.

#### جدول رقم (17) نتائج تقدير النموذج بطريقة Hyndman et Khandakar

	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	Sar(1)12	Sar(2)24	c
المعاملات	-0.693	-0.556	-0.347	-0.242	0.332	0.311	-0.021
الخطأ المعياري	0.054	0.062	0.063	0.055	0.053	0.056	0.069
معايير جودة التقدير	$\sigma^2$	log likelihood	AIC	AICc	BIC		
	2.189	-671.39	1358.7	1359.1	1390.1		
معايير جودة التنبؤ	RMSE	MAE	MPE	MASE			
	1.46	1.05	na	0.88			

المصدر مخرجات برنامج R

## 2- الخصائص التنبئية

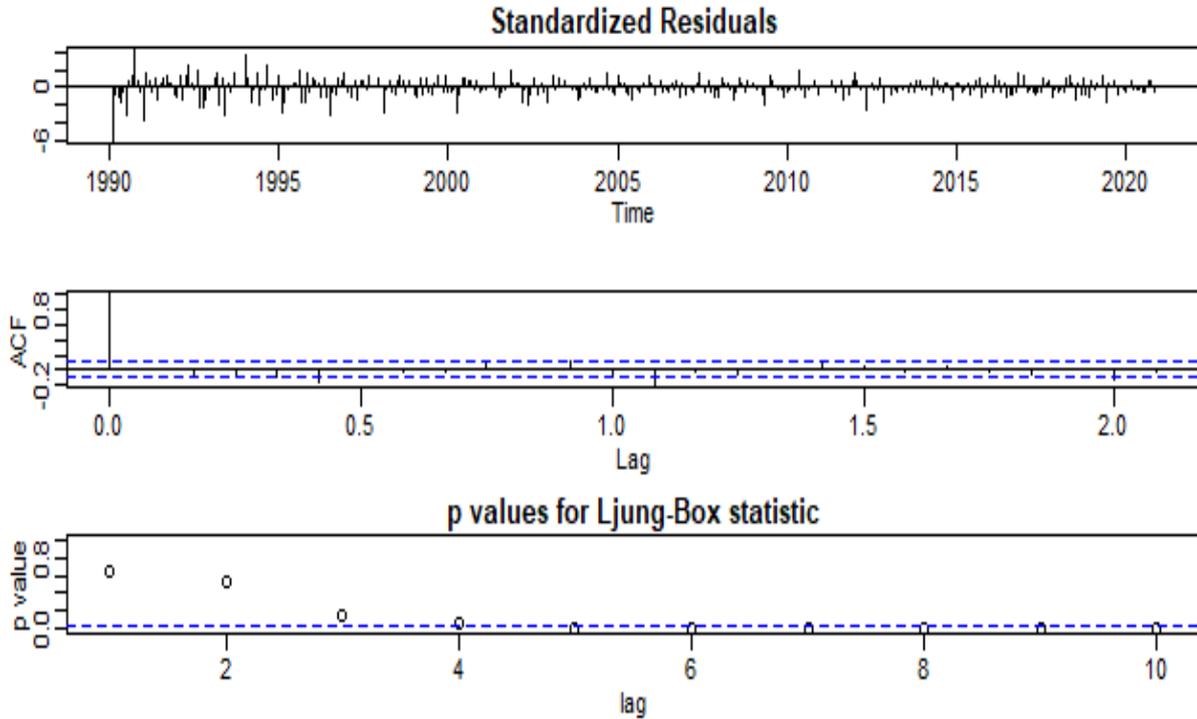
يمكن استخلاص الخصائص التنبئية للنموذج من خلال معايير جودة التنبؤ (ME) (RMSE) (MAE) (MPE) (MAPE) (MASE) التي نلاحظ من خلال السطر الأخير في الجدول ان قيمها متدنية نوعا ما وهو الشرط الأساسي للقول بالجودة التنبئية للنموذج.

### المطلب الثاني: تشخيص النموذج

بعد تقدير النموذج من المهم اجراء التشخيص الاحصائي للبواقي، يمثل الشكل رقم (19) أهم مؤشرات هذا التشخيص.

### 1- اختبارات الشوشرة البيضاء

#### الشكل رقم (19) التشخيص الاحصائي للبواقي



المصدر مخرجات برنامج R

ملاحظة المنحنى البياني لأخطاء النموذج المقدر تبين عدم وجود قيم شاذة فأغلب القيم منتظمة في شكل تذبذبات منتظمة حول المتوسط المعلوم، أما التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي

## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

الكلية والاحتمالات الاختبار **Box-Ljung** فقد بينت أن أغلب الاحتمالات أكبر من 0.05 وخارج مجال الثقة وبالتالي نقبل الفرض الصفري لعدم وجود ارتباط بين البواقي.

لتأكيد النتيجة تجري الاختبار عند الابطاء 36 وهو الابطاء المناسب لحجم العينة، نتيجة الاختبار مبينة في الجدول التالي الى جانب نتيجة اختبار عدم تجانس تباين الخطأ (ARCH):

### جدول رقم (18) اختبارات التشويش الابيض

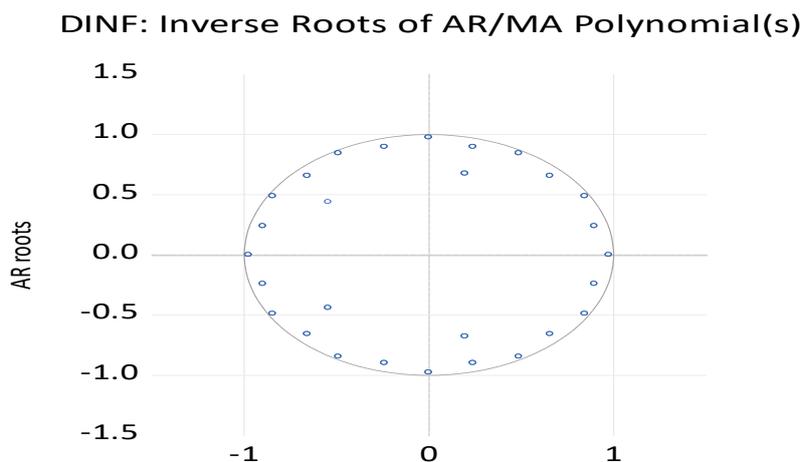
	Chi-Square	df	p-value
Box-Ljung test	79.62	36	0.0388
ARCH LM-test	0.043	1	0.834

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج **Eviews 10**

نرفض فرض الشوشرة البيضاء عند مستوى معنوية 5% غير أننا نقبلها عند مستوى معنوية 1%، حيث أن الاحتمال المقابل لاحصائية (Box-Ljung) أكبر من 1%.

### 2- اختبار الاستقرار والاستقرارية والانعكاس

#### الشكل رقم (20) جذور كثير الحدود



المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج **Eviews 10**

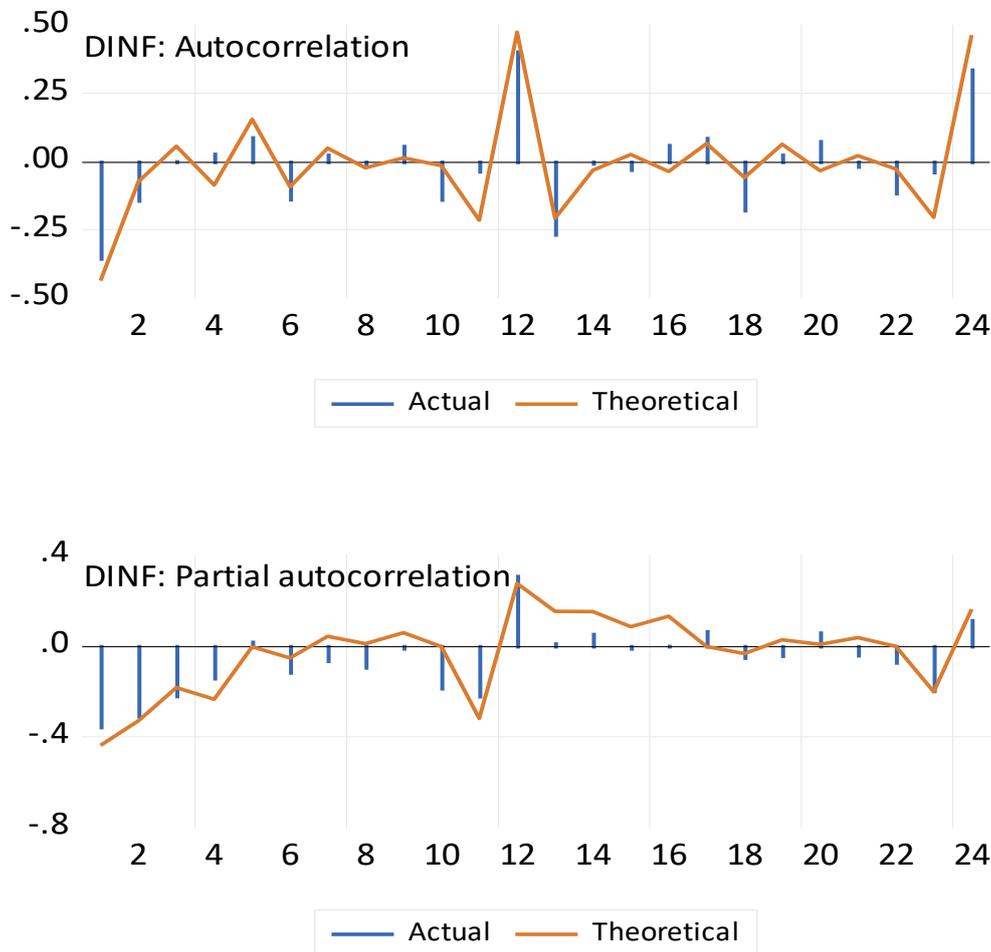
## الفصل الثاني: دراسة تنبئية لتقلبات معدل التضخم الشهري في الجزائر

من الشكل أعلاه نلاحظ أن جميع جذور كثير الحدود داخل دائرة الوحدة فالنموذج يحقق شرط الاستقرارية وبما أنه يتكون فقط من الجزء (AR) فإنه قابل للانعكاس بالتعريف.

### 3- مقارنة دالة الارتباط الذاتي النظرية والمقدرة

لكي يكون النموذج جيد في محاكاة القيم الحقيقية للسلسلة يجب ان تكون دالة الارتباط الذاتي الكلية للنموذج متماثلة مع دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الاصلية.

#### الشكل رقم (21) مقارنة دوال الارتباط الذاتي للنموذج المقدر والسلسلة الاصلية



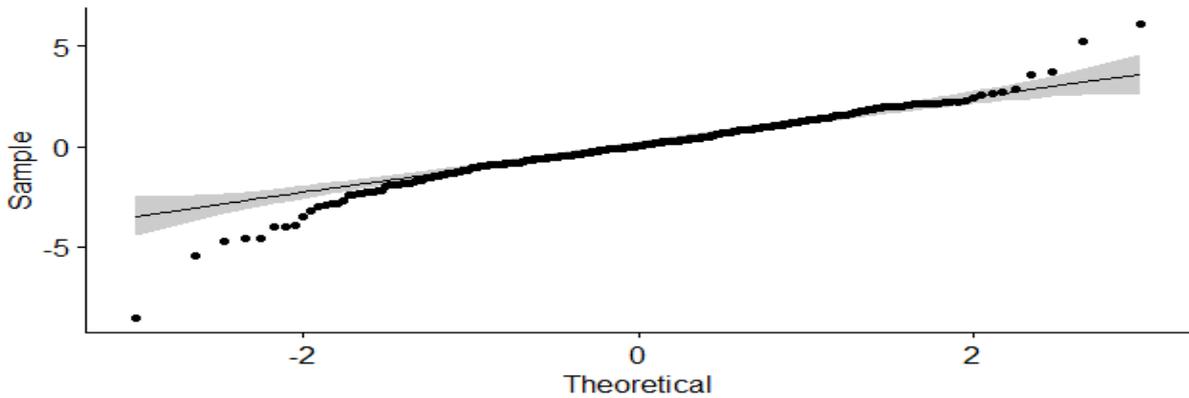
المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

نلاحظ من خلال الشكل وجود تماثل جيد بين دالة الارتباط الذاتي النظرية والممثلة للنموذج مما يوحي بجودة هذا الأخير التنبئية.

#### 4- اختبارات التوزيع الطبيعي

بغرض أخذ تصور أولي لتوزيع البواقي نلجأ الى ملاحظة التمثيل البياني لمنحنى qq الممثل لشكل توزيع البواقي مقارنة مع التوزيع النظري الطبيعي.

الشكل رقم (22) منحنى qq



المصدر مخرجات برنامج R

نلاحظ من خلال هذا الشكل ان الفرق بين التوزيع النظري للقانون الطبيعي مع التوزيع الحقيقي للبواقي لا يبدو كبيرا مع الإشارة الى أن الاختلاف الظاهر يسجل فقط في الحدود الدنيا والعليا لعينة البواقي، ومنه فالافتراض أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي لا تبدو فرضية وهمية.

#### 5- اختبار التحديد الجيد للنموذج:

سنستعمل اختبار **Ramsey Reset** لمعرفة إذا ما كان النموذج محدد بشكل جيد وإذا كان النموذج الصحيح هو نموذج خطي.

هذا الاختبار مهمته التحقق من صيغة العلاقة الممثلة للنموذج بالاعتماد على إحصائية فيشر، وتعطى صيغة الاختبار كالتالي:

$H_0$ : تحديد جيد

$H_1$ : تحديد سيئ

تعطى إحصائية الاختبار لفischer على الشكل التالي:

$$F = \frac{(R_{new}^2 - R_{old}^2)/number\_of\_new\_regressors}{(1 - R_{new}^2)/(n - number\_of\_parameters\_in\_the\_new\_model)}$$

نتائج الاختبار مبينة في الجدول التالي:

### الجدول رقم (19) نتائج اختبار Ramsey Reset

Specification: DINF C AR(1) AR(2) AR(3) AR(4) SAR(12) SAR(24)				
Omitted Variables: Squares of fitted values				
	Value	df	Probability	
t-statistic	2.43	362	0.0152	
F-statistic	5.95	(1,362)	0.0152	
Likelihood ratio	5.70	1	0.0169	

المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

نلاحظ أن إحصائية فيشر المحسوبة أقل من الجدولة عند مستوى معنوية 1% لهذا نقبل الفرضية الصفرية التي تنص أن النموذج محدد بشكل جيد.

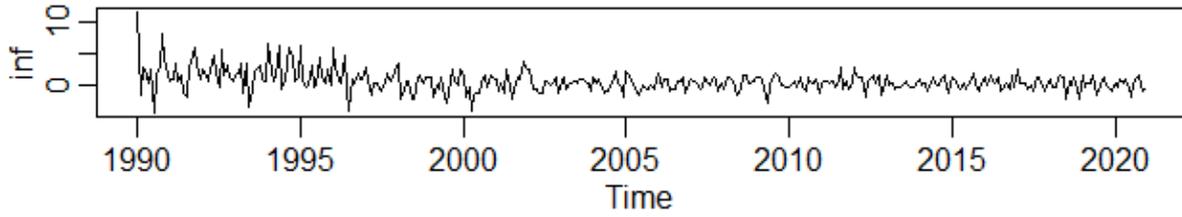
### المطلب الثالث: استعمال النموذج للتنبؤ

بما أن النموذج قد اجتاز اختبارات التشخيص مقارنة مع النماذج السابقة سوف نقوم في هذه المرحلة من البحث باستعماله من أجل التنبؤ بقيم معدل التضخم للأشهر 12 لسنة 2021

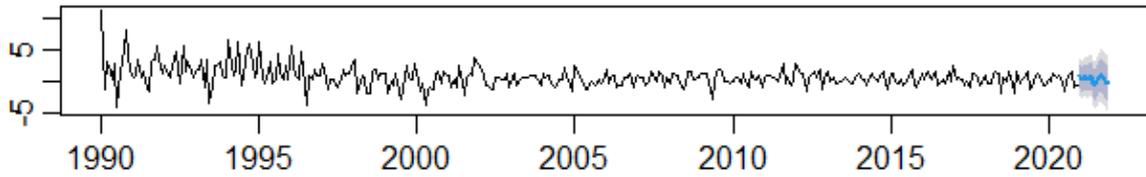
### 1- التنبؤ الديناميكي

الشكل البياني رقم (16) يبين شكلان بيانين هما على التوالي التمثيل البياني لسلسلة معدل التضخم وللسلسلة المتنبأ بها للفترة 2021-01 الى 2021-12.

الشكل رقم (23) التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها لسنة 2021



Forecasts from ARIMA(4,1,0)(2,0,0)[12] with drift



المصدر مخرجات برنامج R

2- التنبؤ باستعمال مجالات الثقة

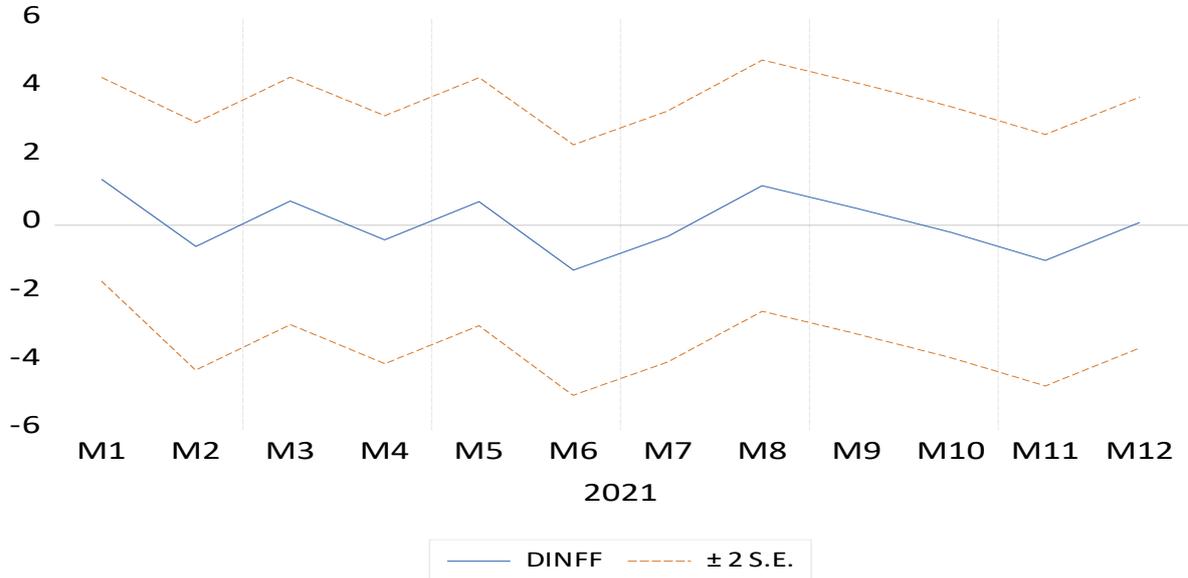
أما الجدول التالي فيمثل القيم المتنبأ بها بمجال الثقة 80% وعند مجال الثقة 95%.

جدول رقم (20) القيم التنبئية ومجالات الثقة

	Point Forecast	Lo 80	Hi 80	Lo 95	Hi 95
Jan 2021	0.821	1.074-	2.717	2.077-	3.721
Feb 2021	0.178	1.804-	2.16-	2.854-	3.21
Mar 2021	0.854	1.165-	2.895	2.24-	3.97
Apr 2021	0.415	1.7-	2.53	-2.82	3.658
May 2021	1.08	1.11-	3.27	2.27-	4.43
Jun 2021	0.252-	2.613-	2.108	3.863-	3.358
Jul 2021	0.60-	3.05-	1.84	4.35-	3.14
Aug 2021	0.53	1.99-	3.05	3.33-	4.39
Sep 2021	1.00	1.61-	3.61	2.99	4.99
Oct 2021	0.77	1.92-	3.46	3.34-	4.89
Nov 2021	0.27-	3.05-	2.05	4.53-	3.97
Dec 2021	0.21-	3.07-	2.64	4.59-	4.15

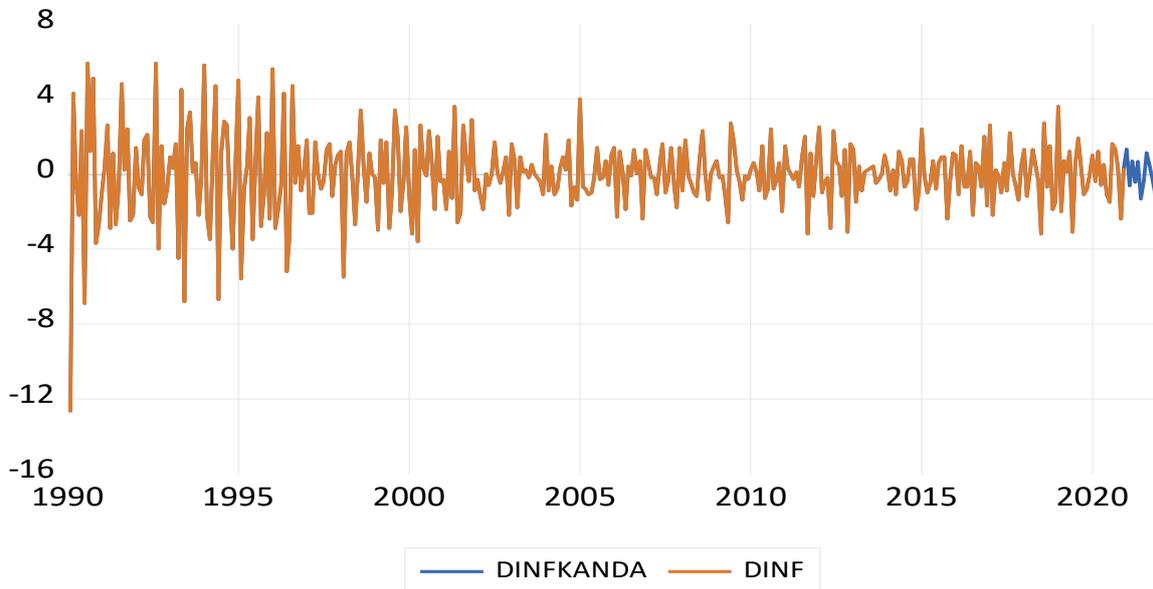
المصدر مخرجات برنامج R

الشكل رقم (24) التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها لسنة 2021



المصدر مخرجات برنامج R

الشكل رقم (25) مقارنة بين القيم الحقيقية والقيم المتنبأ بها



المصدر: من إعداد الطلبة باستخدام مخرجات برنامج Eviews 10

### الخاتمة

لقد قمنا في هذا الفصل بمحاولة بناء نموذج تنبؤي لمعدلات التضخم الشهرية في الجزائر وهذا باستعمال منهجية **Box-Jenkins** و خوارزمية (Hyndman et Khandakar, 2008) بالاعتماد على البرنامجين **Eviews 10** و **R**، حيث تطرقنا إلى الخصائص السكونية لسلسلة معدل التضخم في المبحث الأول مستعرضين خصائص السلسلة واختبارات الجذر الوحدة (**ADF, PP, KPSS**) لدراسة الاستقرار السلسلة **INF** ومن ثم قمنا بدراسة خصائص سلسلة الفروقات معتمدين على نفس الاختبارات السابقة وفي الأخير توصلنا إلى أنه يمكن القول أن السلسلة قابلة للتنبؤ على المدى القصير، أما في المبحث الثاني قمنا بمقاربة بوكس جنكينز بداية بمرحلة التعرف على النموذج عن طريق البحث عن الرتبة **P** و **Q** لتمثيل **ARIMA** وبعد ذلك قمنا بتقدير السلسلة وانتقلنا إلى دراسة الجودة الاحصائية لنموذج من خلال الاختبارات التشويش الأبيض واستقرارية النموذج والتوزيع الطبيعي للبواقي واختبار **Ramsey Reset** لاختيار النموذج الأمثل **ARIMA(12,1,12)** الذي استعملناه في التنبؤ، أما المبحث الثالث فقمنا بمقاربة (Hyndman et Khandakar) حيث قدرنا النموذج واستخلصنا خصائصه التنبئية من خلال معايير جودة التنبؤ وبعد ذلك شخصنا النموذج وقد تبين لنا أنه لا يحتوي على وجود ارتباط بين البواقي وأنه مستقر وأن النموذج محدد بشكل جيد وتم استعماله في التنبؤ.

الخاتمة العامة

## الخاتمة

تعمل الدول في مختلف البلدان على تحقيق النمو والتنمية الاقتصادية إلا أن التضخم يعيق أغلب هذه البلدان وخاصة البلدان النامية وذلك لما يسببه من مشاكل وأضرار على البلاد سواء اقتصادياً أو اجتماعياً، فلا بد من التدخل إلى اصلاح السياسة النقدية من خلال التركيز على تخفيض معدل التضخم كهدف أساسي في الأجل القصير وتحقيق الاستقرار في الأسعار في الأجل الطويل.

عملت الجزائر كباقي دول العالم على احداث التوازن الاقتصادي من خلال الدراسة التنبؤية للمعرفة المستقبلية ومحاولة التوقع بالمستويات المستقبلية لظاهرة التضخم في الجزائر التي من شأنها تقليل الأضرار والحد من بعض المخلفات السلبية التي تؤثر على الاقتصاد الوطني ومن أجل الوصول إلى أهداف هذه الدراسة وجب علينا توفير البيانات السابقة لظاهرة التضخم في الجزائر لكي تساعدنا على محاولة التوقع القيم المستقبلية لهذه الظاهرة عن طريق السلاسل الزمنية التي توفر لنا نماذج لدراسة هكذا مواضيع، حيث قمنا بدراسة تنبؤية لمعدلات التضخم في الجزائر باستخدام النماذج القياسية المتمثلة في نموذج Box-Jenkins وخوارزمية Hyndman et Khandakar.

## ❖ النتائج

بعد دراستنا لموضوع التنبؤ بمعدل التضخم في الجزائر مقارنة بين النماذج Sarima, Arch, Tar، وباستعراض حالة الجزائر ومعدلات التضخم بها خلال الفترة الممتدة من 1990 إلى 2020 وباستخدام البرنامج الاحصائي **Eviews 10** توصلنا إلى مجموعة من النتائج التالية:

1. من خلال اختبار مراحل بوكس جنكيز تم التوصل أن السلسلة INF غير مستقرة من النوع (DS) لذا اخترنا طريقة الفروقات لإزالة الاتجاه العام، فتحصلنا على سلسلة الجديدة DINF وبعد دراسة استقراريتها تبين أنها مستقرة كما يمكن تمثيلها في صفوف سيرورات ARMA وأن أحسن نموذج يمكن استعماله للتنبؤ بناء على المعايير جودة النماذج التنبؤية هو نموذج  $ARIMA(12,1,12)$ .

2. في مرحلة التشخيص والتي تدرس الجودة الاحصائية للنموذج المختار من خلال مجموعة من الاختبارات للتأكد من صلاحية لاستعمال هذا النموذج في عملية التنبؤ وقد تبين من خلال التمثيل البياني للنموذج المقدر أن هناك تناسق كبير موجود بين القيم الفعلية والقيم المستخرجة، ومن خلال مقارنة معاملات دالة الارتباط لسلسلة المقدره والأصلية وجدنا أنه تساير بشكل جيد مما يوحي بالتمثيل الجيد لسلوك السلسلة، أما عند اختبار التشويش الأبيض للبواقي فقد أكد لنا أنه يخلو من وجود الارتباط الذاتي بين البواقي، وعند اختبار مشكل عدم تجانس تباين الخطأ من خلال اختبار ARCH تبين عدم وجود مشكل في تجانس تباين الخطأ مما يؤكد سيرورة الشوشرة البيضاء للبواقي، ومن خلال اختبار Ramsey Reset فقد تبين أن النموذج غير محدد بشكل جيد، ومن خلال كل هذه النتائج لمرحلة التشخيص استخلصنا أن النموذج المقدر خطوة بخطوة (ARIMA (12,1,12) يعتبر كأحسن نموذج بمعالم كلها معنوية وأظهر مميزات إحصائية جيدة في جميع خصائصه.

3. عند استعمال النموذج في التنبؤ اشتبهنا في وجود مركبة فصلية حيث قمنا بازالتها بواسطة الفروقات وأجرينا اختبارات الاستقرارية للتأكد من استقرارية السلسلة المحولة، وقمنا بتقدير النموذج ARMA(12,11) بحذف كل معلمة غير معنوية وبعدها شخصنا النموذج بنفس الطريقة السابقة حيث بين لنا أن هذا النموذج أقل جودة احصائية.

4. توصلنا من خلال عملية الشخيص أن النموذج يعاني من مشكل عدم تجانس تباين الخطأ، وبمقارنته مع النموذج الأول يعتبر أقل جودة إحصائية مما يؤكد لنا أن المقاربة الأولى في التعامل مع المركبة الفصلية أحسن من المقاربة الثانية.

5. توصلنا من خلال استعمال مقاربة (Hyndman et Khandakar 2008) أن جميع المعالم ذات معنوية إحصائية مقبولة ويعتبر أحسن نموذج يمكن استعماله للتنبؤ بناءً على معايير جودة التنبؤ لوجود قيم متدنية.

6. بعد مرحلة تقدير النموذج اجرينا مرحلة التشخيص الاحصائي للبواقي التي تبين عدم وجود ارتباط بين البواقي وأن النموذج مستقر وقابل للانعكاس ومن خلال دالة الارتباط الذاتي للنموذج ودالة الارتباط الذاتي للسلسلة الاصلية تبين وجود ثمائل جيد مما يوحي بالجودة التنبئية لهذا النموذج.

7. من خلال اختبار Ramsey Reset بين لنا أن النموذج محدد بشكل جيد ويمكن استعماله من أجل التنبؤ.

8. عند مقارنة منهجية Box-Jenkins ومقاربة Hyndman et Khandakar معا نجد أن الأول يتبع توزيع غير طبيعي للبواقي أما مقاربة Hyndman et Khandakar فتتبع توزيع طبيعي للبواقي أما عن القيم التنبؤ فنجد أن منهجية Box-Jenkins أفضل

### ❖ التوصيات والاقتراحات

1. أغلب المؤسسات الاقتصادية الجزائرية هي بحاجة إلى تطبيق النماذج الإحصائية لتجنب وقوع مشاكل مستقبلا.

2. وجوب استخدام برامج الاحصائية في النماذج القياسية في هكذا الدراسات التنبؤية.

3. تدعيم الأبحاث والدراسات في هكذا مواضيع.

4. على الاقتصاد الجزائري أو الدولة الجزائرية إعطاء الأهمية للدراسات القياسية والتنبؤية في محاولة التوقع بمعدلات التضخم لتجنب ارتفاع مستوى الأسعار مستقبلا.

5. ضرورة الأخذ بالنتائج بمحمل الجد وتطبيق على الواقع.

6. عند مقارنة بين عدة نماذج تسمح لنا بفتح مجال منافسة وتجربة أنواع مختلفة من الدراسات

# قائمة المراجع

**I. الكتب:**

1. جلاطو الجيلالي، الإحصاء مع تمارين ومسائل محلولة، الطبعة 2002، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2002
2. مولود حشمان، السلاسل الزمنية وتقنيات التنبؤ القصير المدى، الطبعة الثالثة، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010
3. محمد شيخي، طرق الاقتصاد القياسي، الطبعة الأولى، دار الحامد، الجزائر، 2011
4. مصطفى الشعراوي، مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية، الطبعة الأولى، جامعة الملك عبد العزيز، السعودية، 2005
5. عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية، الطبعة الأولى، دار الشروق، الأردن، 1997
6. عبد الحميد عبد المجيد البلداوي، الأساليب الإحصائية التطبيقية، الطبعة الأولى، دار الشروق، الأردن، 2004
7. Régis Bourbonnais, Cours et exercices corrigés, 9 éme édition, dunod, France, 2015
8. Bourbonnais R et Usnierj.c ,prevision des ventes–théorie et partique collection gestion 3eme édition,Economic paris, 2004

**II. المذكرات والرسائل الجامعية**

1. أبشيش نبيلة وآخرون، دراسة تحليلية تنبؤية لمبيعات مؤسسة الإخوة حسين لصنع البلاط امشداله (2011/2009)، تقرير تربص الليسانس LMD، تخصص اقتصاد كمي، معهد العلوم الاقتصادية التجارية وعلوم التسيير، المركز الجامعي العقيد أكلي محند اولحاج، 2012

2. أمحمد بن البار، محاضرات في مقياس السلاسل الزمنية -المحاضرة الرابعة-، كلية العلوم الاقتصادية علوم التسيير والعلوم التجارية، جامعة محمد بوضياف -المسيلة- الجزائر، سنة 2019
3. إيمان فاطمة الزهراء بوساق، دراسة تنبئية لمبيعات البنزين في المدى القصير باستخدام طرق السلاسل الزمنية دراسة حالة وحدة نפטال المسيلة، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد بوضياف، 2015
4. العربي بوعلام، محاولة تقدير العلاقة بين أسعار النفط الخام وسعر صرف الدولار بطريقة ECM (2010/2009)، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في علوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد قياسي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر 3، 2012
5. بسمة بوهالي، دراسة قياسية لإنتاج الحليب في المؤسسة الاقتصادية دراسة حالة مؤسسة الحليب سيدي ارغيس أم البواقي، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة العربي بن مهيدي أم البواقي، 2019
6. براج أحمد، دراسة تحليلية و تنبؤية لمبيعات الوقود خلال الفترة من 2012 إلى 2015 حالة مؤسسة نפטال تيارت، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، تخصص تقنيات كمية مطبقة، كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير، جامعة عبد الحميد ابن باديس مستغانم، 2016
7. دحماني محمد درويش، محاضرات في الاقتصاد القياسي، قسم العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة الجيلالي ليابس، 2013
8. همال فريدة، نمذجة حوادث المرور في الجزائر تطبيق منهجية بوكس وجنكيز خلال الفترة (1970-2007)، مذكرة مقدمة لنيل شهادة ماجستير في العلوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، تخصص اقتصاد كمي، 2009

9. وسيلة بوفنش، الطاقة الكهربائية في الجزائر محاولة التوقع بالانتاج دراسة حالة الشركة الوطنية للكهرباء والغاز، أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه في علوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة سطيف 1، 2014
10. وسيلة بوفنش، استخدام النماذج الكمية في التنبؤ بالطاقة الإنتاجية للمؤسسة دراسة حالة الشركة الوطنية لتحقيق وتسيير الصناعات المترابطة بفرجيوة ميلة، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير، تخصص تقنيات كمية، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة سطيف، 2009
11. طاجين عبد الرحمان، دراسة تنبؤية لمبيعات الوقود باستعمال طريقة بوكس جنكينز حالة المديرية العامة نفضال للفترة (2013-2017)، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح، 2018
12. لامية بوحسان، محاولة التوقع بمعدلات التضخم باستخدام السلاسل الزمنية دراسة حالة الجزائر، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير، تخصص تقنيات كمية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة فرحات عباس، 2009
13. لقوقي فاتح، جودة نماذج السلاسل الزمنية الموسمية المختلطة SARIMA في التنبؤ بالمبيعات دراسة حالة مؤسسة مطاحن جديع بتقوت، رسالة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير، تخصص الأساليب الكمية في التسيير، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد خيضر، 2014
14. سمرين سمير خليل أبو راضي، تحليل حجم تداول أسهم البنوك المدرجة في بورصة عمان باستخدام نموذج السلاسل الزمنية، مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير في ادارة الأعمال، جامعة الشرق الأوسط للدراسات العليا، كلية الأعمال، 2009

15. سعيد هتهات، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر، رسالة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص دراسات اقتصادية، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، جامعة قاصدي مرباح، 2006
16. عاشور بدار، المفاضلة بين نموذج السلاسل الزمنية و نموذج الانحدار البسيط في التنبؤ بحجم المبيعات في المؤسسة الاقتصادية دراسة حالة مطاحن الحضنة بالمسيلة، مذكرة مقدمة لنيل شهادة ماجستير في علوم التجارية، فرع إدارة الأعمال، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير والعلوم التجارية، جامعة محمد بوضياف، 2006
17. عتروس سهيلة، مقارنة إحصائية وقياسية في تحسين جودة التنبؤ بالمبيعات دراسة حالة مؤسسة مطاحن الزيبان القنطرة بسكرة، مذكرة مقدمة لنيل شهادة ماجستير في علوم التسيير تخصص الأساليب الكمية في التسيير، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد خيضر، 2014
18. صبرينة خنشوش، التنبؤ باملبيعات دراسة مقارنة بين طريقتي بوكس جنكينز والتمهيد الآسي حالة مؤسسة توزيع مواد البناء EDIMCO، مذكرة مقدمة لنيل شهادة ماستر في العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة أم البواقي، 2015
19. صفاء مجيد مطشر الكلابي، استعمال بعض الطرق التنبؤ المختلفة لتحليل اعداد المصابين بالأورام الخبيثة، رسالة مقدمة لنيل درجة ماجستير في علوم الإحصاء، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة كرباء، العراق، 2018
20. قندوز حنان، التنبؤ بمبيعات أعمدة الكهرباء ذات الضغط المتوسط باستخدام نماذج Box-Jenkins دراسة حالة شركة كهريف، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد قياسي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح، 2017

21. قربابي بوبكر، حروز نسيمة، تحليل سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي في ظل التقلبات الشهرية والتنبؤ بها باستخدام منهجية بوكس جنكينز حالة ولاية المسيلة للفترة 2010-2017، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماستر في علوم الاقتصادية، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة محمد بوضياف، 2018
22. رملي محمد، تحليل السلاسل الزمنية، قسم العلوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة طاهر مولاي، 2020

### III. مجالات العلمية

1. بغداد بنين و عمر موساوي، استخدام نماذج السلاسل الزمنية للتنبؤ بأسعار البترول دراسة حالة اسعار بترول الجزائر، المجلة الجزائرية للتنمية الاقتصادية\_العدد 07/سبتمبر 2017، الجزائر
2. وليد بشيشي وآخرون، استخدام نماذج ARMA للتنبؤ بسعر صرف الدولار مقابل الدينار الجزائري، المجلة الجزائرية للتنمية الاقتصادية، العدد 2 2018/12/13، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح، الجزائر
3. ظافر رمضان مطر و هيام عبد المجيد حياوي، التشخيص المتعاقب في النظم الحركية الخطية التصادفية: دراسة محاكاة، المجلة العراقية للعلوم الاحصائية 2011/19، كلية علوم الحاسوب والرياضيات، جامعة الموصل، العراق
4. Suhaila Hamoud Abdullal Al Farhoud, The Use of Logistic Regression in studying the Factors Influencing the Performance of Stocks (An Empirical Study on the Kuwait Stock Exchange), journal of Al Azhar University–Gaza (Natural Sciences),16, 2014, School of Business Studies – Department of Statistics, Kuwait

#### IV. مراجع الكترونية

1. عباس لفته واخرون، قياس التطاير في السلاسل الزمنية المالية نماذج ARCH &

GRACH، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة واسط، العراق، 2017، ص3

نقلا عن الموقع: 21/06/2021 GMT 19 :00

<https://www.researchgate.net/publication/323738375>

2. قليل محمد صغير، محاضرات في تحليل السلاسل الزمنية، قسم العلوم الاقتصادية،

كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة مصطفى إسمبولي

معسكر، 2019 ص 28 نقلا عن الموقع: 28/06/2021 GMT 00:00

<https://www.researchgate.net/publication/336141869>

3. LEGOUGUI Fateh, CHIKHI Mohamed Modelling Saudi Stock Market Volatility Using ARCH Models, Case Study Etihad Etisalat Saudi Arabia, December 2017 , University of Oum El Bouaghi, University of Ouargla Online at :

<https://mpra.ub.uni-muenchen.de/84263/> 15/06/2021 GMT 12:00