

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة أحمد بوقرة - بومرداس



كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير
قسم العلوم الاقتصادية

مذكرة نهاية الدراسة قدمت ضمن متطلبات نيل شهادة الماستر

شعبة: العلوم الاقتصادية

تخصص: اقتصاد كمي

الموسوم بعنوان :

نمذجة سلسلة سعر صرف الأورو-الدولار

باستعمال نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الخطأ ARCH

تحت إشراف الاستاذ
□ بوشة محمد

من إعداد الطلبة :
□ شوادرية دنيا
□ درعي سلمى

السنة الجامعية: 2022_2021

شكر و عرفان

ان الشكر و الحمد لله وحده , نحمده و نشكره على ان تفضل علينا ياتمام هذا العمل المتواضع , فلها الحمد كما ينبغي لجلال وجهه و عظيم سلطانه , راجينا منه عز وجل التوفيق.

كما اتقدم بعميق شكري و فائق امتناني و احترامي لمن يستحق الشكر , الذي كان عوننا لنا و ارتويننا من بحر علمه الكثير الذي لم ييخل علينا , و تقاسم معنا التعب و منحنا من وقته الكثير

"د. مُحَمَّد بوشة"

كما اشكر كل من ساعدني او ساهم سواءا من قريب او بعيد في اتمام هذا العمل متواضع.

اهداء:

الحمد لله الذي و فقنا للوصول لهذا النجاح المتواضع اليوم ثمرة سنوات الجهد و السهر
اهدي هذا العمل :

- الى جنتي وزينة حياتي التي كانت لي كل شئ اليوم سنقول لم يكن الامر سهل و
لكننا فعلناها هذا حلمك و تحقق , شكرلك "امي" .

- الى من لا تكفي الكلمات لشكرهم "جدي" و "جديتي" من ربياني , نور حياتي
و من حصدا الاشواك عن دربي و مهدوا طريق العلم لي غمروني بالحب و الحنان منذ
صغري و لم يخلوا عليا ابدا حفظكم الله لي , و اخص بالذكر عائلتي العزيزة من
احتضوني بجههم دائما "اخواتي" و "خالاتي" .

- الى رفيقتي "هانية" التي قضيت معها احلى ذكريات و كل الاصدقاء اللواتي
قاسموني لحظات هذا المشوار رعاهم الله و وفقهم , و الى زميلتي "سلمى" التي شاركت
معي اجمل الايام و تقاسمت معي العمل المتواضع .

. "قال الله تعالى : " انما امره اذا اراد شيئا ان يقول له كن فيكون " "سورة يس "

الاية 82

"شوادرية دنيا"

الاهداء :

- قبل الكل الى والديا العزيزين و اغلى ما عندي من سعوا دائما لراحتي وتوفير الدعم الكامل والحب الوفير لي, من سهرا على مساندي في اكمامي مسيرتي و وصولي لهذا النجاح اليوم .

- الى وحيدتي اختي الحبيبة "امينة" امي الثانية , و الكتكوتة التي احبها كثيرا ابنتها "خلود" و اخي العزيز "مُحَمَّد".

- ولا انسى بالذكر من شاركوني طفولتي واحبوني باخلاص و صدق و من كانوا اوفياء لي دائما صديقاتي التي تقاسمن معي كل العناء "تينا", "رانيا", "منى" و "دنيا" .

- الى سندي في هذه الحياة خطيبي "لظفي" و عائلته الكريمة .

"درعي سلمى"

المخلص :

تهدف هذه الدراسة الى محاولة نمذجة سلسلة سعر صرف الاورو- الدولار باستعمال معطيات اسبوعية تمتد من 2000/01/03 الى 2014/12/13 و باستعمال نماذج السلاسل الزمنية .

بينت الدراسة ان النموذج الامثل لتقنية تقلبات سعر الصرف الاورو - الدولار هو نموذج ARCH(2) . اذ انه يتفوق على جميع النماذج المقدره كنموذج ARCH(1) و ARCH(3) و GARCH (1,1) .

ABSTRACT :

This study aims to try to model the euro – dollar exchange rate series using weekly data extending from 01/03/2000 to 12/13/2014 and using time series models .

The study showed that the optimal model for the euro – dollar exchange rate fluctuation technique is the ARCH (2) model .

As it outperforms all models estimated as a model ARCH (1) and ARCH(3) and GARCH(1,1).

الفه رس

الصفحة	العنوان
	الإهداء
	الشكر
	الملخص
	الفهرس
	قائمة الجداول
	قائمة الأشكال
أ	المقدمة العامة
1	الفصل الاول: النماذج الخطية للسلاسل الزمنية
1	المقدمة
2	المبحث الاول: ماهية النماذج الخطية للسلاسل الزمنية
2	المطلب الاول: نموذج الانحدار الذاتي AR
2	الفرع الاول نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الاولى AR(1)
5	الفرع الثاني: نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الثانية AR(2)
8	الفرع الثالث: مميزات نماذج AR
8	المطلب الثاني : نماذج المتوسطات المتحركة MA
9	الفرع الاول : تعريف نموذج المتوسطات المتحركة MA
10	الفرع الثاني : نموذج المتوسطات المتحركة من الدرجة الاولى
11	الفرع الثالث: نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الثانية (MA(2))
15	المطلب الثالث : نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة ARMA

15	الفرع الأول: نموذج الانحدار الذاتي المتوسط المتحرك $ARMA(1,1)$
20	الفرع الثاني : تحديد قيم التأخيرات q و P في نماذج $ARMA$.
22	الفرع الثالث : النماذج المختلطة $ARMA(P, q)$
25	المطلب الرابع : نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة التكاملية $ARIMA$
26	المبحث الثاني :السلاسل الزمنية للنماذج المشروطة بعدم تجانس تباين الخطأ
26	المطلب الاول : نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم التجانس و نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم التجانس المعم
26	الفرع الاول : نموذج الانحدار المشروط بعدم التجانس $ARCH$
29	الفرع الثاني : نموذج الانحدار المشروط بعدم التجانس معم $GARCH$
30	المطلب الثاني : خطوات بناء $ARCH$ و $GARCH$
30	الفرع الاول : التشخيص
30	الفرع الثاني : اختبار السكون
35	الفرع الثالث : فحص النموذج
35	الفرع الرابع : التنبؤ
37	الفصل الثاني: نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو الدولار
37	مقدمة
38	المبحث الأول: خصائص سلسلة سعر الصرف الأورو- الدولار
38	المطلب الأول: تحليل سلسلة سعر الصرف الأورو- الدولار
39	الفرع الأول: الخصائص الإحصائية للسلسلة
39	الفرع الثاني: دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية

41	الفرع الثالث: اختبارات جذر الوحدة
44	المطلب الثاني: تحديد وتقدير نموذج (ARIMA)
44	الفرع الأول: تحديد رتبة النموذج (ARIMA)
44	الفرع الثاني: تقدير النموذج
45	المطلب الثالث: فحص البواقي
45	الفرع الأول: اختبار Ljung-Box
46	الفرع الثاني: اختبار تجانس تباين الخطأ
47	المبحث الثاني: نموذج ARCH
47	المطلب الأول: صيغة نموذج ARCH
48	المطلب الثاني: اختبار أثر (ARCH)
50	المطلب الثالث: تقدير نموذج (ARCH(1))
52	الفرع الأول: الجودة الإحصائية للنموذج
52	الفرع الثاني: تقدير تقلبات تباين البواقي
54	المبحث الثالث: تقدير نموذج ((ARCH(2)))
55	المطلب الأول: الجودة الإحصائية للنموذج
57	المطلب الثاني: تقدير نموذج ((ARCH(3)))
58	المطلب الثالث: تقدير نموذج (GARCH(1,1))
59	الفرع الأول: صيغة نموذج (GARCH)
60	الفرع الثاني: اختبار جودة النموذج
61	الفرع الثالث: مقارنة جودة النماذج.

62	خاتمة الفصل
63	الخاتمة العامة
65	المراجع

قائمة الجداول

قائمة الجداول

الصفحة	العنوان
42	الجدول رقم (1): الخصائص الإحصائية لسلسلة سعر الصرف الأورو مقابل الدولار الأمريكي
44	جدول رقم(2): نتائج اختبار ADF و PP عند المستوى
45	جدول رقم(3): نتائج اختبار ADF و PP عند الفرق الاول
47	الجدول رقم (4): نتائج تقدير نموذج ((ARIMA(1,1)))
49	الجدول رقم (5): نتائج اختبارات Ljung-Box
49	الجدول رقم (7): نتائج اختبارات ARCH
52	الجدول رقم (8): دالة الارتباط الذاتي لمربع البواقي
53	الجدول رقم (9) نتيجة اختبار وجود اثر (ARCH) بثلاث تأخيرات
54	الجدول رقم (10) نتائج تقدير نموذج ARCH(1)
55	الجدول رقم (11) اختبار (Ljung-Box)
55	الجدول رقم (12) اختبار ARCH
57	الجدول رقم (13) نتائج تقدير نموذج ARCH(2)
58	الجدول رقم (14) اختبار (Ljung-Box)
58	الجدول رقم (15) اختبار ARCH
60	الجدول رقم (16) نتائج تقدير نموذج ARCH(3)
62	الجدول رقم (17) نتائج تقدير نموذج GARCH(1,1)
63	الجدول رقم (18) اختبار (Ljung-Box)

قائمة الجداول

63	الجدول رقم (19) اختبار ARCH
64	الجدول رقم (20) مقارنة جودة النماذج

قائمة الأشكال

قائمة الأشكال

الصفحة	العنوان
41	الشكل رقم (1): المنحنى البياني لتطور سعر الصرف الاورو مقابل الدولار الأمريكي
43	الشكل رقم (2): تمثيل دالة الارتباط الذاتي البسيطة و دالة الارتباط الذاتي الجزئية
43	الشكل رقم (3): تمثيل دالة الارتباط الذاتي البسيطة و دالة الارتباط الذاتي الجزئية
46	الشكل رقم (4) التمثيل البياني لسلسلة الفرق الأول لسعر الصرف الأورو/ دولار
46	الشكل رقم (5) التمثيل البياني لدالة الارتباط الكلي والجزئي
50	الشكل رقم (6) نتائج اختبار التوزيع الطبيعي
56	الشكل رقم (7) الشكل البياني لتقلبات تباين البواقي
56	الشكل رقم (8) الشكل البياني لتباين البواقي مقابل السلسلة الاصلية
59	الشكل رقم (9) الشكل البياني لتقلبات تباين البواقي
60	الشكل رقم (10) الشكل البياني لتباين البواقي مقابل السلسلة الاصلية

المقدمة العامة

المقدمة العامة:

يعتبر سعر الصرف احد اهم الاسعار في الاقتصاد نظرا للتاثير القوي له على مستوى النشاط الاقتصادي من جوانب عديدة , حيث يستعمل في تسهيل و تطوير التجارة و تحقيق التوازن في ميزان المدفوعات و رفع التنافسية الاقتصاد و غيره من الاهداف فهو يعتبر سعر حساس يستجيب لاي تغيرات خاصة الحاصلة على مستوى متغيرات الاقتصاد الكلي كالكتلة النقدية , الدخل الحقيقي , معدل الفائدة و التضخم.

يمكن القول بان سعر الصرف بالنسبة لعملة دولة ما هو عدد الوحدات من العملة الاجنبية التي تعادل وحدة واحدة من العملة المحلية او عدد الوحدات من العملة المحلية التي تعادل وحدة واحدة من العملة الاجنبية .

شهد سعر الصرف عدة مخاطر و تقلبات خارج نطاق السيطرة عند ابرام الصفقات التجارية الاجنبية او عند عدم القدرة على دفع الالتزامات و ربما عدم التحصيل فهو عرضة لتقلبات سواء بالانخفاض او الارتفاع لتجد الحكومات و المؤسسات الاقتصادية نفسها في وضع تعجز عن التحكم بدقة في اسعار صرف عملاتها , فالتعامل مع العملات الدولية و وزنها انما هو مرآة العاكسة للوضع الاقتصادي لدولة التي سينعكس على تنميتها بالصفة العامة و لتنبؤ بهذه التقلبات استخدمت نماذج كثيرة لنمذجة الظواهر المالية تختلف فيما بينها من حيث استخدامها , نوعيتها , و خصائص كل نموذج .

شاع بكثرة في الفترة الأخيرة استخدام نماذج تحليل السلاسل الزمنية (ARMA) حيث تتميز السلاسل المالية بتذبذبات عشوائية اثر حدوث عوامل مفاجئة , و تتغير مستوياتها بتغير الزمن بين فترات حادة , و اخرى هادئة . لذلك طور الاحصائيون مجموعة من نماذج جديدة , مما اعطى نفسا جديدا لعالم نمذجة السلاسل الزمنية. اقترح (Engle, 1982) نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين (ARCH) ثم طور (Bollerslev, 1986) نماذج (GARCH) (Autoregressive Generalize Coonditional Heteroscadestic)

-الإشكالية الرئيسية لدراسة :

ان عملية التنبؤ في السلاسل الزمنية تتاثر بشكل مباشر باختيار النموذج المناسب لبيانات السلسلة الزمنية حيث تؤثر هذه الخطوة تأثيرا مباشرا في دقة التنبؤات المتحصل عليها , و

لكي نحصل على نماذج تنبؤ لبيانات السلاسل الزمنية يكون لها المقدرة على تصوير الواقع و دقة عالية في التنبؤات المستقبلية يجب ان تاخذ هذه النماذج كل الاعتبارات المتعلقة بالبيانات من خطية و غير خطية و نوعية البيانات و التأثيرات المختلفة و غيرها من العوامل الاخرى و منه جاءت اشكالية بحثنا تتمحور حول :

ما هو النموذج الأمثل في نماذج السلاسل الزمنية الذي يشرح تقلبات سعر صرف الاورو- دولار؟

-فرضيات الدراسة :

- نماذج GARCH قادرة على نمذجة تقلبات اسعار الصرف
 - النماذج الخطية لها القدرة على تحكم في التقلبات سعر الصرف
 - ان الصيغ (ARIMA) لا تستطيع ان تترجم الصفة الحركية للظواهر المراد نمذجتها
- الهدف من الدراسة :

تسعى الدراسة لتحقيق العديد من الاهداف اهمها :

- ان الهدف من هذه الدراسة هو بناء نموذج قياسي يسمح بدراسة تحكم في تقلبات سعر الصرف الاورو- دولار , باستخدام الاساليب و التقنيات المتاحة في بناء نموذج الانحدار .
- يهدف هذا البحث الى مقارنة نماذج (ARCH) ونماذج (ARIMA) للتنبؤ بأسعار الصرف.

- استخدام مجموعة من الاساليب التنبؤ الاحصائي و اساليب بناء النماذج التنبؤية لسلاسل الزمنية كمنهجية بوكس جنكيز من بناء نماذج نماذج جيدة قادرة على التنبؤ بتقلبات سعر الصرف .

- القيام بدراسة احصائية لتنبؤ بسعر الصرف الاورو- دولار مستقبلا .

- ابراز اهمية استخدام النماذج الذي توصلت اليها الدراسة للمساهمة في القدرة على تحكم التقلبات سعر الصرف .

المنهج المستعمل :

للقيام بالتنبؤ بسعر الصرف الأورو - الدولار , تم الاعتماد على الأسلوب الكمي لتحليل السلاسل الزمنية , و هو طريقة لوصف الظاهرة المدروسة و تصويرها كميًا عن طريق جمع معلومات مقننة عن المشكلة و تصنيفها و تحليلها و اخضاعها للدراسة الدقيقة , ثم سيتم بناء نماذج للتنبؤ باستخدام منهجية بوكس جنكنز.

تقسيم الدراسة:

سيتم تقسيم الدراسة الى فصلين كما يلي :

الفصل الاول : يتعلق بالاطار النظري لنماذج بوكس جنكنز كذلك تم التعرف على النماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباينات اخطاء و النماذج المستحدثة عنها و خطوات بناءها و تقديرها .

الفصل الثاني : متعلق بالدراسة التطبيقية ومحاولة معرفة النموذج الممثل لسلوك معدل الصرف الأورو- الدولار من خلال نمذجة المتوسط والتباين معا.

قدمت أدبيات السلاسل الزمنية مختلف النماذج الخطية التي ساهمت بدور كبير في النمذجة الكثير من الظواهر الاقتصادية واستطاعت ان تعطي لعدة نظريات صورة رياضية تساعد على التنبؤ بالقيم المستقبلية، إلا ان ما يؤخذ على هذه الصيغ الخطية أنها لا تستطيع ان تترجم الصيغة الحركية لهذه الظواهر، وهذا ما أدبالي عرقلة تطور عدة جوانب النمذجة في السلاسل الزمنية، وفي سنة اقترح (Engle 1982) نموذج غير خطي للسلاسل الزمنية حيث تستطيع أن تعالج مختلف مشاكل التغيرات المالية.

إذ شهد أواخر العقد الأخير من القرن الماضي تطور سريعاً في مجال سوق الأوراق المالية ومن هنا بدأ الاهتمام بدراسة السلاسل الزمنية المالية والتي تمتاز بنوع من عدم الثبات، الأمر الذي يجعلها تشهد تقلبات ومنعطفات شديدة تفشل نماذج 'Box- Jenkins' في تحليلها وتفسيرها.

وسنتطرق في هذا الفصل إلى دراسة النماذج السلاسل الزمنية الخطية وغير الخطية.

المبحث الأول: النماذج الخطية للسلاسل الزمنية

المبحث الثاني: السلاسل الزمنية للنماذج المشروطة بعدم تجانس تباين الخطأ

المبحث الأول: ماهية النماذج الخطية للسلاسل الزمنية

خلال السنوات الماضية، استخدمت نماذج كثيرة لنمذجة الظواهر المالية، تختلف فيما بينها من حيث استخدامها، نوعيتها وخصائص كل نموذج حيث شاع بكثرة استخدام نماذج تحليل السلاسل الزمنية العشوائية، فيما بينها النماذج النظرية لطريقة بوكس_جنكينز.¹

المطلب الأول: نموذج الانحدار الذاتي Auto Regressive Model

الفرع الأول: تعريف النموذج الانحدار الذاتي AR

تشتمل نماذج السلاسل الزمنية على نوعين من النماذج، هي النماذج الخطية والنماذج غير الخطية، عادة تستعمل النماذج الخطية وهي نماذج الانحدار الذاتي ونماذج المتوسطات المتحركة الى جانب النماذج المختلطة المعروفة اختصارا بنماذج ((ARMA(p,q)). للتعليق بمتوسط السلسلة الزمنية اما النماذج غير الخطية فتهم بنمذجة تباين السلسلة الزمنية.

الفرع الأول: نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR(1)

سوف نقوم الان بدراسة خصائص نموذج انحدار ذاتي من الرتبة الأولى ((AR(1)، والذي يعطى في الصيغة التالية:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

يمكن كتابة النموذج بعد ادخال معامل التأخير في الشكل:

$$y_t = \delta + \phi_1 L y_t + \varepsilon_t$$

نتحصل على:

$$y_t - \phi_1 L y_t = \delta + \varepsilon_t \Rightarrow (1 - \phi_1 L) y_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$y_t = \frac{\delta}{(1-\phi_1)} + \frac{\varepsilon_t}{(1-\phi_1 L)}$$

1.2.3.2 الامل الرياضي

¹دمقرانياحلام، د. شرابي عبد العزيز، دراسة قياسية تحليلية لتقبات عوائد اسهم بورصة الامارات العربية المتحدة باستخدام نماذج عائلة (GARCH)

$$E(y_t) = \frac{\delta}{(1-\phi_1)} = \mu$$

حتى يكون ل (μ) حلا نهائيا يشترط ان تكون $(\phi_1 \neq 1)$ ، بينما شرط الاستقرارية يتمثل في ان تكون $(|\phi_1| < 1)$. وكننتيجة لذلك يمكن إذا استنتاج ان:

$$\delta = \mu(1 - \phi_1)$$

دالة التغيرات الذاتي

تعطى كما بينا سابقا من خلال العلاقة التالية:

$$\gamma_h = E[(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)]$$

حساب التباين $(h = 0)$

للتبسيط سوف نفترض ان المتوسط معدوم $(\mu = 0)$ ، وبالتالي يعطى التباين في العبارة التالية :

$$\gamma_0 = E(y_t^2) = E(\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t)^2$$

$$\gamma_0 = E(\phi_1^2 y_{t-1}^2 + \varepsilon_t^2 + 2\phi_1 y_{t-1} \varepsilon_t)$$

$$\gamma_0 = \phi_1^2 E(y_{t-1}^2) + E(\varepsilon_t^2) + 2\phi_1 E(y_{t-1} \varepsilon_t)$$

$$\gamma_0 = \phi_1^2 E(y_{t-1}^2) + E(\varepsilon_t^2) + 2\phi_1 E(y_{t-1} \varepsilon_t)$$

نحل كل جزء على حدا، نعلم ان:

$$\gamma_0 = E(y_{t-1}^2) , E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2 , E(y_{t-1} \varepsilon_t) = 0$$

ومنه نجد:

$$\gamma_0 = \phi_1^2 \gamma_0 + \sigma_\varepsilon^2 + 0 \Rightarrow \gamma_0 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\phi_1^2}$$

حتى يكون هذا المقدار معقولا بمعنى نهائيا وغير سالب يشترط ان تكون $(|\phi| < 1)$ وهو شرط الاستقرارية في النموذج $(AR(1))$.

▪ حساب دالة التغيرات الذاتي من الرتبة الأولى $(h = 1)$

تسمى ايضا التباين المشترك الذاتي من الرتبة الأولى. لاستخراج معادلة التباين الذاتي من الرتبة الأولى سوف نضرب المعادلة في (y_{t-1}) وندخل معامل الامل الرياضي فنتحصل على:

$$\gamma_1 = E(y_t y_{t-1}) = E((\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t) y_{t-1})$$

$$\gamma_1 = E(\phi_1 y_{t-1}^2 + \varepsilon_t y_{t-1}) = \phi_1 E(y_{t-1})^2 + E(\varepsilon_t y_{t-1})$$

$$\gamma_1 = \phi_1 E(y_{t-1})^2 + E(\varepsilon_t y_{t-1}) = \phi_1 \gamma_0$$

حيث نعلم ان $(E(\varepsilon_t y_{t-1}) = 0)$ باعتبار ان الخطأ الضمني ل (y_{t-1}) هو (ε_{t-1}) وبالتالي فليس له اية علاقة مع (ε_t) اذ ان سيرورة الصخب الأبيض تعني ان $(E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}) = 0)$ ، اذا نجد:

$$\gamma_1 = \phi_1 \gamma_0$$

▪ حساب دالة التغير الذاتي من الرتبة الثانية ($h = 2$)

لاستخراج معادلة التباين الذاتي من الرتبة الثانية سوف نضرب المعادلة في (y_{t-2}) وندخل معامل الامل الرياضي فنحصل على صيغة التباين المشترك الذاتي من الرتبة الثانية:

$$\gamma_2 = E(y_t y_{t-2}) = E((\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t) y_{t-2})$$

$$\gamma_2 = E(\phi_1 y_{t-1} y_{t-2} + \varepsilon_t y_{t-2}) = \phi_1 E(y_{t-1} y_{t-2}) + E(\varepsilon_t y_{t-2})$$

$$\gamma_2 = \phi_1 \gamma_1$$

حيث ان: $(E(\varepsilon_t y_{t-2}) = 0)$ ومنه نستنتج:

$$\gamma_2 = \phi_1 \gamma_1 = \phi_1 (\phi_1 \gamma_0) = \phi_1^2 \gamma_0$$

دالة الارتباط الذاتي

تعطى معاملات الارتباط من الرتبة (k) في الصيغة التالية:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

إذا بالتعويض نجد:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\phi_1^k \gamma_0}{\gamma_0} = \phi_1^k$$

حيث $(\rho_0 = 1)$ ، ومن اجل القيد المفروض على (ϕ_1) من اجل الاستقرار، تبدأ دالة الارتباط الذاتي في التناقص والاضمحلال من اول قيمة لهذه المعاملات.

مميزات النموذج AR(1)

- عندما تكون $(|\phi_1| < 1)$ (شرط الاستقرار) فان المتوسط ثابت عند جميع القيم (t)

- دالة الارتباط الذاتي دالة للتخلف (k) فقط ولا تعتمد على (t)

-دالة الارتباط الذاتي تتناقض اسيا في اتجاه واحد ابتداء من (ρ_1) عندما تكون $(\phi_1 > 0)$ ، وتتناقض اسيا مترددة بين القيم الموجبة والقيم السالبة عندما تكون $(\phi_1 < 0)$

-دالة الارتباط الذاتي الجزئي لها قيمة واحدة غير معدومة، ويكون اتجاهها حسب إشارة (ϕ_1)

الفرع الثاني: نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الثانية(AR(2))

يكتب نموذج (AR(2)) في الشكل التالي¹:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \delta + \phi_1 L^1 y_t + \phi_2 L^2 y_t + \varepsilon_t$$

$$(1 - \phi_1 L^1 - \phi_2 L^2) y_t = \delta + \varepsilon_t$$

1.4.2 خصائص النموذج

1.1.4.2 الامل الرياضي

من المعادلة الأخيرة نستخرج المتوسط بعد اجراء التحويل البسيط التالي:

$$(1 - \phi_1 L^1 - \phi_2 L^2) y_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$y_t = \frac{\delta}{(1 - \phi_1 - \phi_2)} + \frac{\varepsilon_t}{(1 - \phi_1 L^1 - \phi_2 L^2)}$$

$$E(y_t) = \mu = \frac{\delta}{(1 - \phi_1 - \phi_2)}$$

دالة التغيرات الذاتي

▪ حساب التباين $(h = 0)$

$$\gamma_0 = E(y_t^2) = E((\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t) y_t)$$

$$\gamma_0 = E((\phi_1 y_{t-1} y_t + \phi_2 y_{t-2} y_t + \varepsilon_t y_t))$$

$$\gamma_0 = \phi_1 E(y_{t-1} y_t) + \phi_2 E(y_{t-2} y_t) + E(\varepsilon_t y_t)$$

¹وسيلة بوفنش، استخدام النماذج الكمية في التنبؤ بالطاقة الإنتاجية للمؤسسة، تخصص تقنيات كمية، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة سطيف، الجزائر، سنة 2008-2009. ص:95.

$$\gamma_0 = \phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_2 + E(\varepsilon_t y_t)$$

نقوم بحساب $(E(\varepsilon_t y_t))$ فنجد:

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

نحسب كل جزء فنجد:

$$E(\varepsilon_t y_{t-1}) = E(\varepsilon_t y_{t-2}) = 0 , E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2$$

نستنتج ان: $(E(\varepsilon_t y_t) = \sigma_\varepsilon^2)$ ومنه:

$$\gamma_0 = \phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_2 + \sigma_\varepsilon^2$$

▪ حساب دالة التغيرات الذاتي من الرتبة الاولى $^1 (h = 1)$

$$\gamma_1 = E(y_t y_{t-1}) = E((\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t) y_{t-1})$$

$$\gamma_1 = E((\phi_1 y_{t-1}^2 + \phi_2 y_{t-2} y_{t-1} + \varepsilon_t y_{t-1}))$$

$$\gamma_1 = \phi_1 E(y_{t-1}^2) + \phi_2 E(y_{t-2} y_{t-1}) + E(\varepsilon_t y_{t-1})$$

$$\gamma_1 = \phi_1 \gamma_0 + \phi_2 \gamma_1 + E(\varepsilon_t y_{t-1})$$

نحسب الجزء الاخير $(E(\varepsilon_t y_t))$ فنجد:

$$E(\varepsilon_t y_{t-1}) = E(\varepsilon_t(\phi_1 y_{t-2} + \phi_2 y_{t-3} + \varepsilon_{t-1})) =$$

$$\phi_1 E(\varepsilon_t y_{t-2}) + \phi_2 E(\varepsilon_t y_{t-3}) + E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1})$$

وحيث ان $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}) = 0$, $E(\varepsilon_t y_{t-2}) = E(\varepsilon_t y_{t-3}) = 0$, إذا:

$$E(\varepsilon_t y_{t-1}) = 0$$

ومنه نجد ان التباين من الرتبة الأولى يساوي:

$$\gamma_1 = \phi_1 \gamma_0 + \phi_2 \gamma_1 \Rightarrow \gamma_1 = \frac{\phi_1 \gamma_0}{1 - \phi_2}$$

▪ حساب دالة التغيرات الذاتي من الرتبة الثانية $(h = 2)$

$$\gamma_2 = E(y_t y_{t-2}) = E((\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t) y_{t-2})$$

$$\gamma_2 = E((\phi_1 y_{t-1} y_{t-2} + \phi_2 y_{t-2}^2 + \varepsilon_t y_{t-2}))$$

$$\gamma_2 = \phi_1 E(y_{t-1} y_{t-2}) + \phi_2 E(y_{t-2}^2) + E(\varepsilon_t y_{t-2})$$

نعلم ان $(E(\varepsilon_t y_{t-2}) = 0)$, $\gamma_0 = E(y_{t-2}^2)$, $\gamma_1 = E(y_{t-1} y_{t-2})$ ومنه نجد:

$$\gamma_2 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_0$$

¹تومي صالح،مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، الجزء الثاني، 1999، ص170

يمكن تلخيص النتائج السابقة في المعادلات التالية:

$$\gamma_1 = \phi_1 \gamma_0 + \phi_2 \gamma_1$$

$$\gamma_2 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_0$$

$$\gamma_3 = \phi_1 \gamma_2 + \phi_2 \gamma_1$$

.....

وبالتعميم نجد:

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2}$$

دالة الارتباط الذاتي

بتقسيم المعادلات السابقة كما جرت العادة على (γ_0) يمكننا استخراج معاملات الارتباط

الذاتي من مختلف الرتب. فنحصل على:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

$$\rho_0 = 1$$

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{\phi_1 \gamma_0 + \phi_2 \gamma_1}{\gamma_0} = \phi_1 + \phi_2 \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \phi_1 + \phi_2 \rho_1 \Rightarrow \rho_1 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2}$$

$$\rho_1 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2}$$

$$\rho_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_0} = \frac{\phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_0}{\gamma_0} = \phi_1 \rho_1 + \phi_2 = \left(\frac{\phi_1^2}{1 - \phi_2} \right) + \phi_2$$

$$\rho_2 = \left(\frac{\phi_1^2}{1 - \phi_2} \right) + \phi_2$$

$$\rho_3 = \phi_1 \rho_2 + \phi_2 \rho_1$$

وعلى العموم يمكن استخراج معاملات الارتباط من مختلف الرتب في نموذج (AR(2))

باستعمال العلاقة التالية:

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2}$$

كما يمكن تعميم هذه العلاقة لاستخراج معاملات الارتباط الذاتي من الرتب المختلفة في

نموذج (AR(p)) في الصيغة التالية:

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p}$$

¹بديع احمد محمد حمدان ,التنبؤ بأسعار الصرف الدولار مقابل الشيكل باستخدام نموذج () الهجين جامعة الازهر غزة ، عمادة

الدراسات العليا و البحث العلمي كلية الاقتصاد و العلوم الادارية برنامج ماجيستر الاحصاء ، 2015م ، ص 24

الفرع الثالث: مميزات نماذج AR

تتبرر معاملات الارتباط الذاتي الجزئية في نماذج (AR) بعد التأخير (p) ، عكس ذلك فإن معاملات دالة الارتباط الذاتي البسيط تنطلق من الواحد وتبقى مستمرة التدهور أو الاضمحلال، لهذا لا يمكن الاستعانة بهذه الدالة لتحديد درجة نماذج الانحدار الذاتي، لكنه يستعانها للأغراض الأخرى التالية:

- تقيس درجة الارتباط بين مشاهدات الظاهرة المدروسة .
- تساعد في تحديد درجة نماذج المتوسطات المتحركة .
- تعكس مدى إستقرارية السلسلة الزمنية، والذي يتجلى في أن معاملات دالة الارتباط الذاتي تتلاشى بسرعة أي قبل الدرجة k والتي تعادل الفترة (T/4).
- كشف أسباب عدم الاستقرار من اتجاه العام وفصلية...الخ.

المطلب الثاني: نماذج المتوسطات المتحركة (MA) Moving Average

الفرع الأول: تعريف نموذج المتوسطات المتحركة (MA)

هي نماذج يتم التعبير فيها عن القيمة الحالية للسلسلة الزمنية y_t ، كدالة خطية في التغير العشوائي الحالي ε_t والتغير العشوائي السابق ε_{t-1} ، وذلك عندما تكون بصدد نموذج متوسطات متحركة من الدرجة الأولى، ويضاف التغير العشوائي ε_{t-2} في حالة نموذج متوسطات متحركة من الدرجة الثانية، وهكذا كما يلي¹

نموذج المتوسطات المتحركة من الدرجة الأولى (MA)

يكتب النموذج MA(q) في الشكل الخطي العام التالي:

¹صفاء مجيد مطرش الكلابي ، استعمال بعض طرائق التنبؤ المختلفة لتحليل اعداد المصابين بالاورام الخبيثة ، جمهورية العراق وزارة التعليم و البحث العلمي جامعة كربلاء كلية الادارة و الاقتصاد قسم الاحصاء ، 2018م

$$y_t = \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

ويسمى نموذج المتوسطات المتحركة من الدرجة (q)، مع (ε_t) سيرورة صخب ابيض
بمعنى

$$E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2, E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0, \forall k \neq 0$$

$$E(y_t) = \delta = \mu$$

نلاحظ ان الثابت يساوي المتوسط وهي خاصية تتميز بها نماذج (MA(q)) عكس ما رأيناه
في نماذج (AR)

بينما تباينها هو:

$$Var(y_t) = \gamma_0 = E(y_t - \mu)^2 = E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q})^2$$

بما ان (ε_t) سيرورة صخب ابيض بمعنى:

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

إذا نتحصل على:

$$\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2)$$

وهو مقدار نهائي أي:

$$\sum_{i=1}^q \theta_i^2 < \infty$$

الفرع الثاني: نموذج المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى (MA(1)):

إذا كانت (q = 1) فان النموذج هو نموذج (MA(1)) ويكتب في الشكل التالي:

$$y_t = \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}, \quad \varepsilon_t \sim i. i. d(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

1.6.2 خصائص النموذج

1.1.6.2 الامل الرياضي

$$E(y_t) = E(\delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})$$

تحت فرضية سيرورة الصخب الأبيض ل (ε_t) نجد:

$$E(y_t) = \delta = \mu$$

2.1.6.2 دالة التباين الذاتي

$$\gamma_h = E[(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)]$$

▪ التباين ($h = 0$)

$$\gamma_0 = \text{Var}(y_t) = E(y_t - \mu)^2$$

$$\gamma_0 = E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})^2 = E(\varepsilon_t^2 + 2\theta_1 \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1}^2)$$

$$\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2)$$

▪ دالة التباين الذاتي من الرتبة الأولى ($h = 1$)

$$\gamma_1 = E(y_t - \mu)(y_{t-1} - \mu)$$

$$\gamma_1 = E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-2})$$

$$\gamma_1 = \theta_1 \sigma_\varepsilon^2$$

مع الإشارة الى ان ($\gamma_1 = \gamma_{-1}$) حيث:

$$\gamma_{-1} = E(y_{t-1} - \mu)(y_t - \mu) = \theta_1 \sigma_\varepsilon^2$$

▪ دالة التباين الذاتي من الرتبة الثانية ($h = 2$)

$$\gamma_2 = E(y_t - \mu)(y_{t-2} - \mu) = E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-3})$$

$$\gamma_2 = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_t \varepsilon_{t-3} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2} + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-3})$$

$$\gamma_2 = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-2}) + \theta_1 E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-3}) + \theta_1 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2}) + \theta_1^2 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-3})$$

نعلم ان (ε_t) سيروية صخب ابيض وبالتالي فان الأخطاء مستقلة فيما بينها بمعنى:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-2}) = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-3}) = E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2}) = E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-3}) = 0$$

مما يعطينا كنتيجة لذلك:

وعلى العموم يكون لدينا:

$$\gamma_k = 0, \forall k > 1$$

يمكن تلخيص هذه النتائج الخاصة بالتباينات المشتركة لنموذج (MA(1)) في التالي:

لما يكون ($k \leq q$) يكون (γ_k) غير معدوم، لما يكون ($k > q$) يكون (γ_k) معدوماً.

3.1.6.2 دالة الارتباط الذاتي

تبعاً لما سبق تكون دالة الارتباط الذاتي للنموذج كالتالي:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

لما $(k = 1)$ يكون لدينا:

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{\theta_1 \sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2(1+\theta_1^2)} = \frac{\theta_1}{(1+\theta_1^2)}$$

ولما $(k = 2)$ يكون لدينا:

$$\rho_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_0} = 0$$

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = 0 , \quad k = 2, 3..$$

الفرع الثالث: نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الثانية $(MA(2))$

يعطى النموذج في الصيغة التالية:

$$y_t = \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} , \quad \varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

1.7.2 خصائص النموذج

1.1.7.2 الامل الرياضي

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

حيث $(E(\varepsilon_t) = \delta = \mu)$ بينما تبايناته تعطى كالتالي:

دالة التباين الذاتي

$$\gamma_h = E[(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)]$$

▪ التباين $(h = 0)$

$$\gamma_0 = Var(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = E(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2})^2$$

$$\gamma_0 = E((\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2}) (\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2}))$$

$$\gamma_0 = E((\varepsilon_t^2 + \theta_1 \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_t \varepsilon_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_t + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_1 \theta_2 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \varepsilon_t + \theta_2 \theta_1 \varepsilon_{t-2} \varepsilon_{t-1} + \theta_2^2 \varepsilon_{t-2}^2))$$

$$\begin{aligned} \gamma_0 &= E(\varepsilon_t^2) + \theta_1 E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}) + \theta_2 E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-2}) + \theta_1 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_t) + \\ &\theta_1^2 E(\varepsilon_{t-1}^2) + \theta_1 \theta_2 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2}) + \theta_2 E(\varepsilon_{t-2} \varepsilon_t) + \\ &\theta_2 \theta_1 E(\varepsilon_{t-2} \varepsilon_{t-1}) + \theta_2^2 E(\varepsilon_{t-2}^2) \end{aligned}$$

$$\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1(0) + \theta_2(0) + \theta_1(0) + \theta_1^2 \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1 \theta_2(0) + \theta_2(0) + \theta_2 \theta_1(0) + \theta_2^2 \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1^2 \sigma_\varepsilon^2 + \theta_2^2 \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)$$

▪ دالة التباين الذاتي من الرتبة الأولى ($h = 1$)

$$\gamma_1 = E(y_t - \mu)(y_{t-1} - \mu) = E((\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2})(\varepsilon_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-2} + \theta_2 \varepsilon_{t-3}))$$

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}) + (\theta_1 E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-2})) + (\theta_2 E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-3})) + (\theta_1 E(\varepsilon_{t-1}^2)) + \\ &(\theta_1^2 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2})) + (\theta_1 \theta_2 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-3})) + (\theta_2 E(\varepsilon_{t-2} \varepsilon_{t-1})) + \\ &(\theta_2 \theta_1 E(\varepsilon_{t-2}^2)) + (\theta_2 \theta_1 E(\varepsilon_{t-2} \varepsilon_{t-3})) \end{aligned}$$

$$\gamma_1 = 0 + \theta_1(0) + \theta_2(0) + \theta_1(\sigma_\varepsilon^2) + \theta_1^2(0) + \theta_1 \theta_2(0) + \theta_2(0) + (\theta_2 \theta_1(\sigma_\varepsilon^2) + \theta_2 \theta_1(0))$$

$$\gamma_1 = \theta_1(\sigma_\varepsilon^2) + \theta_2 \theta_1(\sigma_\varepsilon^2) = \sigma_\varepsilon^2 (\theta_1 + \theta_2 \theta_1)$$

▪ دالة التباين الذاتي من الرتبة الثانية ($h = 2$)

$$\gamma_2 = E(y_t - \mu)(y_{t-2} - \mu)$$

$$\gamma_2 = E((\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2})(\varepsilon_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-3} + \theta_2 \varepsilon_{t-4}))$$

$$\gamma_2 =$$

$$\begin{aligned} &E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-2}) + (\theta_1 E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-3})) + (\theta_2 E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-4})) + (\theta_1 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2})) + \\ &(\theta_1^2 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-3})) + (\theta_1 \theta_2 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-4})) + (\theta_2 E(\varepsilon_{t-2}^2)) + \\ &(\theta_2 \theta_1 E(\varepsilon_{t-2} \varepsilon_{t-3})) + (\theta_2^2 E(\varepsilon_{t-2} \varepsilon_{t-4})) \end{aligned}$$

$$\gamma_2 = 0 + \theta_1(0) + \theta_2(0) + \theta_1(0) + \theta_1^2(0) + \theta_1\theta_2(0) + \theta_2(\sigma_\varepsilon^2) + (\)\theta_2\theta_1(0) + \theta_2^2(0)$$

$$\gamma_2 = \theta_2\sigma_\varepsilon^2$$

▪ دالة التغاير الذاتي من الرتبة الثالثة (h = 3)

$$\gamma_3 = E(y_t - \mu)(y_{t-3} - \mu)$$

$$\gamma_3 = E((\varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2})(\varepsilon_{t-3} + \theta_1\varepsilon_{t-4} + \theta_2\varepsilon_{t-5}))$$

$$\gamma_3 =$$

$$E(\varepsilon_t\varepsilon_{t-3}) + (\theta_1E(\varepsilon_t\varepsilon_{t-4})) + (\theta_2E(\varepsilon_t\varepsilon_{t-5})) + (\theta_1E(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-3})) + (\theta_1^2E(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-4})) + (\theta_1\theta_2E(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-5})) + (\theta_2E(\varepsilon_{t-2}\varepsilon_{t-3})) + (\theta_2\theta_1E(\varepsilon_{t-2}\varepsilon_{t-4})) + (\theta_2^2E(\varepsilon_{t-2}\varepsilon_{t-5}))$$

$$\gamma_3 = 0 + \theta_1(0) + \theta_2(0) + \theta_1(0) + \theta_1^2(0) + \theta_1\theta_2(0) + \theta_2(\sigma_\varepsilon^2) + (\)\theta_2\theta_1(0) + \theta_2^2(0)$$

$$\gamma_3 = 0$$

ويكون لدينا عموماً:

$$\gamma_k = 0, \quad \forall k > 2$$

3.1.7.2 دالة الارتباط الذاتي

ومنه نستطيع حساب ورسم دالة الارتباط الذاتي:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

فإذا كان (k = 1) يكون لدينا:

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{\sigma_\varepsilon^2(\theta_1 + \theta_2\theta_1)}{\sigma_\varepsilon^2(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)} = \frac{(\theta_1 + \theta_2\theta_1)}{(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)}$$

أما إذا كان (k = 2) يكون لدينا:

$$\rho_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_0} = \frac{\theta_2 \sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2(1+\theta_1^2+\theta_2^2)} = \frac{\theta_2}{(1+\theta_1^2+\theta_2^2)}$$

ويكون لدينا عموماً:

$$\rho_k = 0 \quad , \quad \forall k > 2$$

على ضوء ما سبق يمكن القول ان دالة الارتباط الذاتي تنعدم مباشرة بعد الدرجة (q)، فاذا كان النموذج ((MA(1)) فإنها تبتر بعد الدرجة (1) بمعنى ان $(\rho_2 = \rho_3 = \dots = 0)$ اما إذا كان من الدرجة (2) فإنها تنعدم بعد الرتبة (2) أي ان $(\rho_3 = \rho_4 = \dots = 0)$ وهكذا بالنسبة الى جميع الرتب.

المطلب الثالث : نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة ARMA

نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك (AutoRegressiveMovingAverageModel) باختصار (ARMA)، أو نموذج بوكس جينكيز، هو طريقة للتحليل الإحصائي تستعمل في نمذجة ووصف واستشراف المتسلسلات الزمنية، تتمثل نمذجة آرما، في كتابة العملية التصادفية المستقرة للمتسلسلة المدروسة على شكل مجموع متعددي حدود: نموذج ذاتي الانحدار (AR) ونموذج المتوسط المتحرك (MA)، النموذج العام للطريقة تم تعقيده نظرياً في 1951 في أطروحة الإحصائي النيوزيلندي بيتر ويل اختبر الفرضيات في كتاب للإحصائيين جورج بوكس وغويليم جينكيز. يشار لنموذج ARMA(p,q)، بحيث p درجة الجزء الذاتي الانحدار و q درجة جزء المتوسط المتحرك.¹

الفرع الأول: نموذج انحدار ذاتي_متوسط متحرك من الرتبة (1,1): ARMA(1,1)

¹مزيدي ثليلي، " استخدام نماذج السلاسل الزمنية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية دراسة حالة سونلغاز وحدة -البويرة-"، مذكرة مقدمة لنيل متطلبات شهادة الماستر في العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير، جامعة آكلي محند اولحاج، البويرة، 2017-2018، ص ص 59-60

تحتوي هذه النماذج على الجزء (AR) من الرتبة (p) والجزء (MA) من الرتبة (q) ، لهذا فهي تسمى النماذج المختلطة، فاذا كان (p=1) و (q=1) فنحن امام نموذج (ARMA(1,1)) ، تعطى صيغته في الشكل الخطي التالي:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} , \quad \varepsilon_t \sim i. i. d(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

باستعمال معامل التأخير يكتب النموذج في الشكل:

$$(1 - \phi_1 L)y_t = \delta + (1 - \theta_1 L)\varepsilon_t$$

• شرط الاستقرار وشرط الانعكاس

شرط الاستقرار في هذه النماذج متعلق بالجزء (AR) ($|\phi_1| < 1$) اما شرط الانعكاس (الانقلاب) فمتعلق بالجزء (MA) ($|\theta_1| < 1$)، كما ان هناك شرط اخر يسمى شرط الامتساخ (Degeneracy condition) وهو ($\phi_1 \neq \theta_1$) وهذا الشرط الأخير يضمن عدم امتساخ (تحول) النموذج الى نموذج اقل درجة، ففي حالة كان ($\phi_1 = \theta_1$) فمن العلاقة¹:

$$(1 - \phi_1 L)y_t = \delta + (1 - \theta_1 L)\varepsilon_t$$

وبالقسمة على $(1 - \phi_1 L)$ يتحول النموذج الى:

$$y_t = \frac{\delta}{(1 - \phi_1 L)} + \varepsilon_t$$

وهو نموذج (ARMA(0,0)). اما في حالة كان النموذج بدون ثابت فانه يتحول في حالة عدم توفر شرط الامتساخ الى سيرورة صخب ابيض ($y_t = \varepsilon_t$) .

• خصائص النموذج

الامل الرياضي

¹بوشة محمد -محاضرات في تحليل السلاسل الزمنية، النماذج الخطية ، نظريات وتطبيقات- مطبوعة جامعية ، كلية العلوم الاقتصادية ، التسيير والعلوم التجارية، 2022 ، ص 40

انطلاقاً من الصيغة المختصرة للنموذج وبإدخال معامل الامل الرياضي نجد:

$$(1 - \phi_1 L)y_t = \delta + (1 - \theta_1 L)\varepsilon_t$$

$$y_t = \frac{\delta}{(1-\phi_1 L)} + \frac{(1-\theta_1 L)}{(1-\phi_1 L)} \varepsilon_t$$

$$E(y_t) = \frac{\delta}{(1-\phi_1)} = \mu$$

لكي يكون (μ) قيمة محددة يشترط ان يكون ($\phi_1 \neq 1$) وهو نفس الشرط الخاص بنموذج (AR(1)).

دالة التباين الذاتي

بغرض تبسيط الحسابات سنفترض ان النموذج لا يحتوي على ثابت، بمعنى ان متوسطه معدوم ($\mu = 0$).

▪ حساب التباين ($h = 0$)

$$\gamma_h = E[(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)]$$

$$\gamma_0 = E(y_t^2) = E(y_t(\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}))$$

$$\gamma_0 = E(y_t^2) = E((\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}))$$

$$\gamma_0 = E(\phi_1^2 y_{t-1}^2 + \phi_1 y_{t-1} \varepsilon_t + \phi_1 \theta_1 y_{t-1} \varepsilon_{t-1} + \phi_1 y_{t-1} \varepsilon_t + \varepsilon_t^2 + \theta_1 \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} + \theta_1 \phi_1 \varepsilon_{t-1} y_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_t + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1}^2)$$

$$\gamma_0 = \phi_1^2 E(y_{t-1}^2) + \phi_1 E(y_{t-1} \varepsilon_t) + \phi_1 \theta_1 E(y_{t-1} \varepsilon_{t-1}) + \phi_1 E(y_{t-1} \varepsilon_t) + E(\varepsilon_t^2) + \theta_1 E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}) + \theta_1 \phi_1 E(\varepsilon_{t-1} y_{t-1}) + \theta_1 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_t) + \theta_1^2 E(\varepsilon_{t-1}^2)$$

$$\gamma_0 = \phi_1^2 \gamma_0 + \phi_1(0) + \phi_1 \theta_1 (\sigma_\varepsilon^2) + \phi_1(0) + \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1(0) + \theta_1 \phi_1 (\sigma_\varepsilon^2) + \theta_1(0) + \theta_1^2 (\sigma_\varepsilon^2)$$

$$\gamma_0 = \phi_1^2 \gamma_0 + \phi_1 \theta_1 (\sigma_\varepsilon^2) + \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1 \phi_1 (\sigma_\varepsilon^2) + \theta_1^2 (\sigma_\varepsilon^2)$$

$$\gamma_0 = \frac{\sigma_\varepsilon^2(2\phi_1\theta_1 + \theta_1^2 + 1)}{1 - \phi_1^2}$$

▪ دالة التغيرات الذاتي من الرتبة الاولى ($h = 1$)

نضرب طرفي المعادلة في (y_{t-1}) وندخل الامل الرياضي فنجد:

$$\gamma_1 = E(y_t y_{t-1}) = E((\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}) y_{t-1})$$

$$\gamma_1 = E(y_t y_{t-1}) = E((\phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}) y_{t-1})$$

$$\gamma_1 = E(\phi_1 y_{t-1}^2 + \varepsilon_t y_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} y_{t-1})$$

$$\gamma_1 = \phi_1 E(y_{t-1}^2) + E(\varepsilon_t y_{t-1}) + \theta_1 E(\varepsilon_{t-1} y_{t-1})$$

نحسب كل طرف على حدا فنجد:

$$E(y_{t-1}^2) = \gamma_0, \quad E(\varepsilon_t y_{t-1}) = 0, \quad E(\varepsilon_{t-1} y_{t-1}) = \sigma_\varepsilon^2$$

لان:

$$E(\varepsilon_{t-1} y_{t-1}) = E(\varepsilon_{t-1} (\phi_1 y_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-2}))$$

$$E(\varepsilon_{t-1} y_{t-1}) = E((\phi_1 \varepsilon_{t-1} y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2}))$$

$$E(\varepsilon_{t-1} y_{t-1}) = \phi_1 E(\varepsilon_{t-1} y_{t-2}) + E(\varepsilon_{t-1}^2) + \theta_1 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2})$$

$$E(\varepsilon_{t-1} y_{t-1}) = \phi_1 (0) + \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1 (0) = \sigma_\varepsilon^2$$

ومنه:

$$\gamma_1 = \phi_1 \gamma_0 + \theta_1 \sigma_\varepsilon^2$$

بالتعويض بقيمة (γ_0) نجد:

$$\gamma_0 = \frac{\sigma_\varepsilon^2(2\phi_1\theta_1 + \theta_1^2 + 1)}{1 - \phi_1^2}$$

$$\gamma_1 = \phi_1 \left(\frac{\sigma_\varepsilon^2(2\phi_1\theta_1 + \theta_1^2 + 1)}{1 - \phi_1^2} \right) + \theta_1 \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_1 = \sigma_\varepsilon^2 \left(\frac{\phi_1^2 \theta_1 + \phi_1 \theta_1^2 + \phi_1 + \theta_1}{1 - \phi_1^2} \right) = \frac{\sigma_\varepsilon^2 (\phi_1 + \theta_1)(1 + \phi_1 \theta_1)}{1 - \phi_1^2}$$

ولما تكون ($k > 1$) أي أكبر من درجة المتوسطات المتحركة فان¹:

$$\gamma_2 = \phi_1 \gamma_1$$

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1}$$

دالة الارتباط الذاتي

بقسمة العلاقة الأخيرة على (γ_0) يمكننا استخراج معاملات الارتباط الذاتي، ومنه تكون معاملات دالة الارتباط الذاتي:

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{(\phi_1 + \theta_1)(1 + \phi_1 \theta_1)}{(2 \phi_1 \theta_1 + \theta_1^2 + 1)}$$

ويمكن استخراج معاملات الارتباط من الرتب الأكبر من الواحد ($k > q = 1$) باستعمال العلاقة:

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1}$$

ويمكن حل هذه المعادلة تكراريا لجميع قيم ($k \geq 2$) باستخدام القيم الأولية ($\rho_0 = 1$) وقيمة (ρ_1):

$$\rho_1 = \frac{(\phi_1 + \theta_1)(1 + \phi_1 \theta_1)}{(2 \phi_1 \theta_1 + \theta_1^2 + 1)} \quad 2$$

فمثلا (ρ_2) و (ρ_3) تعطى كالتالي:

¹Bourbonnais. Regis, econometrie, editiondunod, france, 5^{eme} edition:, 2004, p 242

²ميمونة الطيب مصطفى موسى، " استخدام نماذج بوكس-جنكنز للتنبؤ بعدد المهاجرين في الفترة من (يناير 2013 الى ديسمبر 2015)", مذكرة مقدمة لنيل متطلبات شهادة البكالوريوس الشرف في الاحصاء التطبيقي، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، السودان، سبتمبر 2016، ص 19-20

الفصل الاول : النماذج الخطية للسلاسل الزمنية

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1 = \phi_1 \frac{(\phi_1 + \theta_1)(1 + \phi_1 \theta_1)}{(2\phi_1 \theta_1 + \theta_1^2 + 1)}$$

$$\rho_3 = \phi_1 \rho_2 = \phi_1^2 \frac{(\phi_1 + \theta_1)(1 + \phi_1 \theta_1)}{(2\phi_1 \theta_1 + \theta_1^2 + 1)}$$

الفرع الثاني: تحديد قيم التأخيرات p و q في نماذج ARMA

بغرض معرفة نوع نموذج السلسلة المدروسة هل هو انحدار ذاتي، أو ساط متحركة أو نموذج مختلط وكذلك تحديد قيم التأخيرات p و q نعتمد على دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية لسلسلة المستقرة، والجدول التالي يوضح ذلك.

الجدول رقم (01): تحديد قيم التأخيرات q و p في نماذج ARMA.

نوع النموذج	دالة الارتباط FAC	دالة الارتباط الذاتي الجزئي FACP
AR(1)	يسيطر عليها تخامد أسي أو جيبي سريع	قيمة دالة الارتباط الذاتي الجزئي من أجل التأخير الأول غير معدومة أما لبقية التأخيرات فهي معدومة $\phi_{11} \neq 0, \phi_{hh} = 0, \square > 1$
AR(2)	يسيطر عليها تخامد أسي أو جيبي	قيمة دالة الارتباط الذاتي الجزئي من أجل التأخيرات الأول والثاني غير معدومة أما لبقية التأخيرات فهي معدومة $\phi_{11} \neq 0, \phi_{22} = 0, \square > 2$
AR(p)	يسيطر عليها تخامد أسي أو جيبي	قيمة دالة الارتباط الذاتي الجزئي من أجل التأخيرات (p) غير معدومة أما

الفصل الاول : النماذج الخطية للسلاسل الزمنية

لبقية التأخيرات فهي معدومة $\phi_{pp} \neq 0, \phi_{hh} = 0, \rho > p$		
يسيطر عليها تخامد أسي أو جيبي سريع	قيمة دالة الارتباط الذاتي من أجل التأخير الأول غير معدومة أما لبقية التأخيرات فهي معدومة $\phi_1 \neq 0, \phi_h = 0, \rho > 1$	MA(1)
يسيطر عليها تخامد أسي أو جيبي	قيمة دالة الارتباط الذاتي من أجل التأثيرات الأول والثاني غير معدومة أما لبقية التأخيرات فهي معدومة $\phi_1 \neq 0, \phi_2 \neq 0, \phi_h = 0, \rho > -1$	MA(2)
يسيطر عليها تخامد أسي أو جيبي	قيمة دالة الارتباط الذاتي من أجل التأخيرات (q) غير معدومة أما لبقية التأخيرات فهي معدومة $\phi_p \neq 0, \phi_h = 0, \rho > -q$	MA(q)
قيمة دالة الارتباط الذاتي الجزئي من أجل التأخير الأول غير معدومة ثم تتناقص بعد التأخير الأول بشكل أسي	قيمة دالة الارتباط الذاتي من أجل التأخير الأول غير معدومة ثم تتناقص بعد التأخير الأول بشكل أسي	ARMA(1,1)
قيمة دالة الارتباط الذاتي الجزئي من أجل التأخيرات (p) غير معدومة ثم يسيطر عليها تتناقص بعد التأخير (p) بشكل أسي أو جيبي	قيمة دالة الارتباط الذاتي من أجل التأخيرات (q) غير معدومة ثم يسيطر عليها تتناقص بعد التأخير (q) بشكل أسي أو جيبي	ARMA(p,q)

المصدر: العقاب محمد، " تحليل السلاسل الزمنية: محاضرات وتطبيقات في الاقتصاد"، مطبوعة علمية

متخصصة موجهة لطلبة السنة الأولى ماستر اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم

التسيير، جامعة زيان عاشور، الجلفة، 2017-2018، ص 63

الفرع الثالث: النماذج المختلطة $ARMA(p,q)$

- نماذج $ARMA(p, q)$ المستقرة:

هناك سيرورات عشوائية لا يمكن نمذجتها على أنها مجرد متوسط متحرك أو انحدار ذاتي فقط، بل يمكن أن تحتوي على خصائص النوعين من السيرورات معا. بحيث تشمل هذه النماذج على القسم الانحداري ذي الدرجة p وقسم المتوسطات المتحركة ذي الدرجة q ، كما يظهر في الكتابة التالية:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{1-p} + \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{1-q}$$

كما أن الشرط الضروري لاستقرار السيرورة $ARMA(p, q)$ هو $\sum_{i=1}^p \phi_i < 1$ ، بحيث

يكون متوسطها ثابتا عبر الزمن، ويعطي النتيجة التالية: $\mu = \delta / (1 - \sum_{i=1}^p \phi_i)$

ومن خصائص دالة الارتباط الذاتي للسيرورة $ARMA(p, q)$ أنها تأخذ الشكل الانحداري بعد الفجوة الزمنية q أي تتناقص بشكل أسي انطلاقا من $k > q$.

أما دالة الارتباط الجزئي فإنها تأخذ شكل دالة الارتباط الذاتي الجزئي لنموذج المتوسطات المتحركة بعد الفجوات الزمنية p ، أي تتناقص بشكل أسي انطلاقا من $k = p$.

ولنعتبر ابسط حالة وهي $ARMA(1, 1)$ على الشكل:

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

وبوضع $\delta = 0$ تكون التباينات والتباينات المشتركة لهذه الأخيرة:

$$y(0) = var(y_t) = E[Y_t(\phi_1 Y_{t-1} + \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})]$$

ومن أجل $|\phi_1| < 1$ ينتج في الاخير:

$$y(0) = \sigma_\varepsilon^2 [1 + \theta_1^2 + 2\phi_1 \theta_1] / (1 - \phi_1^2)$$

أما التباينات المشتركة فهي:

$$y(1) = E(y_t y_{t-1}) = \phi_1 y(0) - \theta_1 \sigma_1^2$$

$$y(2) = E(y_t y_{t-2}) = \phi_1 y(1)$$

.....

$$y(k) = E(y_t y_{t-k}) = \phi_1 y(k-1): k \geq 2$$

$$y(k) = E(Y_t Y_{t-k}) = \phi_1 y(k-1) + \phi_2 y(k-2) + \dots \dots \dots \phi_p y(k-$$

$$p: k \geq q+1$$

$$p(k) = \phi_1 y(k-1) + \phi_2 y(k-2) + \dots \dots \dots + \phi_p y(k-p): k \geq q +$$

1

ونلاحظ أن q هو ذاكرة MA(q)، فمن أجل $k \geq q + 1$ تأخذ دالة الارتباط الذاتي

للسيرورة ARMA(p,q) خصائص السيرورة AR(p) فقط.

ندرس شروط الاستقرار، لدينا الصيغة الرياضية للسيرورة ARMA(q,p):

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots \dots + \phi_p y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} +$$

$$\theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

وبإدخال معامل التأخير L فإن الصيغة تصبح:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots \dots \dots \phi_p L^p) y_t = (1 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 +$$

$$\dots \dots + \phi_q L^q) y_t$$

$$\phi(L) y_t = \theta(L) \varepsilon_t \leftrightarrow ARMA(p, q) \text{ أي:}$$

حيث y_t هي انحراف Y_t عن وسها، وإذا كانت Y_t مستقرة فإن $\phi^{-1}(L)$ يجب أن تتقارب، ويتطلب ذلك أن تكون جذور المعادلة المميزة تقع خارج دائرة الواحد *outside unit circle*

لتكون الحلول L_1, L_2, \dots, L_p للمعادلة $\phi(L) = 0$ كلها أكبر من الواحد (بالقيمة

المطلقة)، وإذا تحقق ذلك نكتب المعادلة $\phi(L)y_t = \theta(L)\varepsilon_t$ على الشكل:

$$y_t = \phi^{-1}(L) \cdot \theta(L) \varepsilon_t$$

ونقول عن y_t بانها قابلة للقلب إذا استطعنا كتابة المعادلة على الشكل:

$$\theta^{-1}(L) \cdot \phi(L) y_t = \varepsilon_t \text{ ومنه إذا استطعنا قلب السيرورة } (\rho, q)$$

ARMA إلى *السيرورة* $AR(\rho)$ فقط، وإذا كانت Y_t قابلة للقلب، فإن $\theta^{-1}(L)$ يجب أن تتقارب

بشرط أن تقع جذور المعادلة المميزة $\theta(L) = 0$ خارج دائرة الواحد.

وكمثال نعتبر *السيرورة* $MA(1)$ ، والتي تكون معادلتها الميزة هي: $1 - \theta_1 L = 0$

ومنه فإن شرط وجود المقلوب:

$$|\theta_1| < 1 \text{ أو } L = \frac{1}{\theta_1} > 0$$

- أما من أجل $MA(2)$ تكون المعادلة المميزة هي: $1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 = 0$

$$L = \frac{-\theta_1 \pm \sqrt{\theta_1^2 + 4\theta_2}}{2\theta_2} \text{ ومنه تكون جذورها على الشكل:}$$

إن القيمتين L_1 و L_2 يجب أن تقع خارج دائرة الواحد، والتي تستلزم أن:

$$\theta_2 + \theta_1 < 1, \quad -\theta_2 - \theta_1 < 1, \quad |\theta_2| < 1$$

المطلب الرابع: نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة التكاملية *ARIMA*

إذا كانت السلسلة الزمنية الأصلية غير مستقرة فيقال عنها أنها متكاملة Integrated or Nonstationary، وإذا تعين الحصول على فروقات السلسلة d مرة حتى تصبح مستقرة، يقال عندئذ أن السلسلة متجانسة وغير مستقرة متكاملة من الدرجة d إذا وجدت $W_t = \nabla^d Y_t$ سلسلة مستقرة جديدة. ومنه يمكن أن ننمذج السلسلة الجديدة W_t كأنها سيرورة $ARMA(p, q)$ ، في هذه الحالة ينتج أن Y_t هي سيرورة $ARIMA(p, d, q)$ ، ونسمي ذلك بنموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكامل، هذا الأخير بالإضافة إلى الدرجتين p و q فإنه يتميز بدرجة ثلاثة d ... يكتب على الشكل¹:

$$\begin{aligned}\phi(L)(1-L)^d Y_t &= \delta + \theta(L)\varepsilon_t \\ \phi(L)\nabla^d Y_t &= \delta + \theta(L)\varepsilon_t\end{aligned}$$

المبحث الثاني : السلاسل الزمنية للنماذج المشروطة بعدم تجانس تباين الخطأ

ان وجود التقلبات في الكثير من السلاسل المالية يجعل نماذج بوكس جينكيز غير ملائمة , و هذا بدوره يتطلب استخدام نماذج تحليلية يمكنها من نمذجة تلك التقلبات التي تحدث خلال فترات التداول و تعمل على تحليلها و تفسيرها , و من هذه النماذج نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين (ARCH) و كذلك النموذج المعمم (GARCH) وكذلك النماذج المشتقة منها مثل (EGARCH) (IGARCH) (PGARCH)

المطلب الأول : نماذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم التجانس و نماذج الانحدار الذاتي

مشروط بعدم التجانس المعمم (ARCH) (GARCH)

الفرع الأول نموذج ARCH

¹شخي محمد، " طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات"، ط 1، دار الحامد، 2011، ص 232-235

تم اقتراحه من قبل Engle(1982) ان نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين البواقي و الذي يعرف ب ARCH هو اول نموذج ارتباط ذاتي مشروط بعدم تجانس تباينات البواقي حيث يمكن نمذجة التباين خلال الزمن ¹ , يتكون نموذج ARCH(q) و التي تعني الانحدار الذاتي اي ان الاحداث القديمة تترك لها اثرا لمدة زمنية محددة Auto regressive (AR) من شقين الاول التي تعني ان التباين المشروط بالمعلومات المتوفرة تتغير مع Conditional Heteroscedastic (CH) بعد حدوثها و الثاني او عدم الثبات في السلاسل الزمنية (Volatility) الزمن و يعتمد على قيم القديمة له ² حيث جاء هذا النموذج لمعالجة مشكلة التقلب , و هذا النموذج مبني اساسا على تمثيل الانحدار الذاتي لتباين ARMA و لسد النقص الذي كانت تعاني منه نماذج المالية الشرطي اي ان حجم تباين حد الخطأ الحالي يعتبر تابعا لتمثيلات حدود الخطأ المربعة لفترات السابقة حيث تعطى الصيغة العامة لنموذج بالعلاقة الاتية :

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

حيث ان:

$$\alpha_0 > 0 \text{ و } (\alpha_i > 0, \text{ for } i > 0) \text{ تمثل معاملات النموذج}^3$$

وفقا لهذا النموذج يكون تباين السلسلة الزمنية غير ثابت اي يرتبط بمجموع المعلومات المتوفرة , و يقدم الشكل البسيط لهذا النموذج كالتالي :

$$\varepsilon_t = \eta_t \times h_t^{1/2}$$

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

$$\eta_t = N \rightarrow (0, 1)$$

¹ شادي اسماعيل التلواني , طارق عبد العزيز الدوب , دراسة اثر الصدمات الايجابية و السلبية على تقلبات عوائد بورصة الكويت وسوق دبي المالي باستخدام نماذج عائلة (جامعة الازهر - غزة - فلسطين, اكااديمية سعد العبد الله للعلوم الامنية- , ص 639-641.

² نعاص صلاح الدين, قياس وتحليل تقلبات اسعار الاسهم في البورصات العربية دراسة نظرية و تطبيقية باستخدام نماذج (GARH) أطروحة لنيل شهادة دكتوراه الطور الثالث في علوم التسيير تخصص دراسات مالية , ص 140.

³ اسماعيل زكريا , عيسى زايد , مقارنة دقة GARCH باستخدام اسعار سوق الاسهم السعودية , جامعة الازهر - غزة

h_t : طبيعي مركز ذي تباين ε_t و التوزيع الشرطي ل t , كمية المعلومات المتاحة في الفترة t بدلالة ε_t يمكن التعبير عن

$$E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t | I_{t-1}) = h_t$$

اضافة الى ذلك , يمكن صياغة ε_t^2 على شكل سيرورة AR(p) نضع :

$$V_t = \varepsilon_t^2 - h_t$$

مع :

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

اي :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + v_t$$

حيث ل V_t متوسط و تباين مشترك معدوم و لكن تباين غير ثابت .

و ذلك بافتراض ان متوسط ε توليفة خطية للمتغيرات الخارجية و الداخلية المدرجة -

يمكن الحصول على نموذج الانحدار ARCH

في شعاع المعلومات I_{t-1} مضروبا بشعاع معالم مجهولة¹:

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \rightarrow N(X_t \beta, h_t)$$

$$h_t = h(\eta_{t-1}, \eta_{t-2}, \dots, \eta_{t-p}, \alpha)$$

$$\eta_t = \varepsilon_t - X_t \beta$$

¹ حسن عبد الله إسحاق عبد اله استخدام نماذج GARCH في تقدير تباين التضخم في السودان (1990-2015), بحث تكميلي لنيل درجة ماجستير في الاقتصاد التطبيقي, ص 86 .

قام (Johnson and Dolado) في سنة 1997 بتسليط الضوء على خصائص نماذج (ARCH) المتمثلة فيما يلي:

الخاصية 1 :

(له متوسط معدوم ,تباين مشروط و غير مشروط بالاضافة الى ارتباط الذاتي معدوم , و ε_t) يمكن التعبير عن هذا الخاصية الاخيرة بطريقة اخرى كما يلي:

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-h}) = 0 , \forall h \geq 0$$

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

h يؤول الى ∞ , يقترب التباين الشرطي الى التباين غير الشرطي المستقل عن الزمن :

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

$$\text{Cov}(\varepsilon_t ; \varepsilon_{t+k} ; \varepsilon_{t-h}) = 0 \quad \forall h \leq 1 ; \forall k \geq 1$$

الخاصية 2: نماذج (ARCH) بسيطة ويسهل التحكم فيها

الخاصية 3: تهتم نماذج (ARCH) بالأخطاء المعقدة ،اللا خطية وكذا التغيرات في الفترة التنبئية¹

الفرع الثاني: GARCH

يعد نموذج GARCH تعميما لنموذج ARCH و يسمى نموذج ARCH المعمم :

اي نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المعمم.

(Generalize Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)

بدأ (Bollerslev) عام 1986 البحث في نمذجة سرعة التقلبات الشرطية للسلسلة (ε_t) و من اجل ذلك اخذ بالحساب الديناميكية، فقد أضاف جزء المتوسط المتحرك (MA) الى بنية نموذج (ARCH) الذي يمثل التباين الشرطي الماضي للسلسلة الملاحظة على (ε_t^2) ومن

¹ بوادي سليمة , محاولة نمذجة سلوك سعر صرف الدولار / اورو دراسة قياسية (2000-2010), مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادات الماجستير في العلوم الاقتصادية , ص 83-84

خلال هذا التوسع اكتسب نموذج (GARCH) (GARCH Effect) أهميته في المجالات المالية والاقتصادية أكثر¹

يمكن ان تعرف نماذج GARCH من الدرجة (P ≥ 1) & (q ≥ 1) بالصيغة الآتية :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

حيث ان :

$$2\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, i=1, 2, 3, \dots, q, j=1, 2, 3, \dots, p$$

يشترط ان تكون جميع المعاملات الموجبة و ذلك لضمان ايجابية التباين ايضا نفس الامر في هذا ARCH كما راينا في نموذج النموذج و لكن ليس بالتاكيد تماما , فهناك بعض الحالات الخاصة تكون فيها بعض المعاملات سالبة لكن بقيم صغيرة و هذه الحالات تظهر من اجل المراتب العليا لنموذج (GARCH) و لا يؤدي بالنتيجة الى انتاج قيم سالبة للتباين الشرطي بشكل حتمي³.

المطلب الثاني : خطوات بناء نماذج ARCH و GARCH

الفرع الاول: التشخيص

نبدأ تحليل السلاسل الزمنية بمرحلة التشخيص , اذ يتم فيها تشخيص النموذج استنادا الى البيانات المتاحة . و هذا يعتمد على فهم الخصائص الاساسية للسلسلة المدروسة , و ذلك عن طريق رسم المخطط البياني لها , اذ يعد رسم المخطط البياني من الخطوات المساعدة لتحديد الاستقرار من عدمها في تحليل السلاسل الزمنية و بشكل مخصص عدم استقرارية في الوسط , و التي تكون ملازمة في اغلب الاحيان للسلاسل الزمنية ذات التقلب الكبير

¹ اسام صبحان , دراسة نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين , اطروحة قدمت لنيل درجة الدكتوراه في الاحصاء الرياضي , جامعة حلب كلية العلوم - قسم الاحصاء الرياضي , ص 37.

² اسماعيل زكريا , مرجع سبق ذكره , ص 30.

³ وسيم نوح , مقارنة بين نماذج ARIMA و GARCH و ANN في التنبؤ بالسلاسل الزمنية , جامعة الازهر - غزة عمادة

ويتم معالجة عدم استقرارية الوسط عن طريق تحويل السلسلة الاصلية غير المستقرة الى سلسلة الفرق المستقرة و ذلك عن طريق استعمال التركيبة المستمرة كما يلي¹:

الفرع الثاني : اختبار السكون

لدراسة اي ظاهرة لآبد من التأكد من استقرارية و سكون السلاسل الزمنية للبيانات , و لاختبار سكون السلاسل الزمنية هنالك عدة معايير و اختبارات يمكن استخدامها لمعرفة سكون البيانات منها اختبار معنوية الارتباط و اختبار جذر الوحدة .

1- اختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي :

من الاساليب المستخدمة في اختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي اختبار دالة الارتباط و اختبار احصائية Q

1- دالة الارتباط الذاتي :

تعرف دالة الارتباط الذاتي عند الفجوة K كما يلي:

$$P_k = \gamma_k / \gamma_0$$

حيث يتم حساب γ_0 γ_k من البيانات العينة الاتي :

$$\hat{\gamma}_k = \sum (\gamma_t - \hat{\gamma})(\gamma_{t-k} - \hat{\gamma}) / n - k$$

$$\hat{\gamma}_0 = \sum (\gamma_t - \hat{\gamma})^2 / n - 1$$

على ذلك فان دالة الارتباط الذاتي من العينة عند الفجوة k تحسب كما يلي:

$$\hat{\rho}_k = \hat{\gamma}_k / \hat{\gamma}_0$$

اذا كانت السلسلة الزمنية $\hat{\rho}_k$ غالبا ما يكون لها توزيع طبيعي و وسطه حسابي 0 و تباينه ساكنة فان معاملات الارتباط الذاتي للعينة

$$\hat{\rho}_k \sim N(0 ; \frac{1}{n}) \text{ اي ان } \frac{1}{n}$$

¹ حسن عبد الله , مرجع سبق ذكره , ص 104

قيم معاملات الارتباط الذاتي $(-1, 1)$ و يتطلب سكون السلسلة ان تكون معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر او لا تختلف عن الصفر بالنسبة لاي فجوة $(k > 0)$.¹

اختبار Box Pierce²:

يعتمد على توضيح الصدمات العشوائية وتكون صيفته كمايلي:

$$\begin{cases} H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0 \\ H_1 : \exists ! / \rho_i \neq 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_0 : p(h) = 0 \\ H_1 : p(h) \neq 0 \end{cases} \quad \text{أو}$$

حيث: (H_0) : تمثل صدمات عشوائية.

(H_1) : لا تمثل صدمات عشوائية.

ومن أجل اجراء هذا الاختبار نلجأ الى الحساب:

$$Q = n \sum_{h=1}^h p^2(h)$$

حيث نجد أن:

$$Q \xrightarrow{lol} X_{\lambda-p-q}^2$$

مع العلم أن $P(h)$ تمثل الارتباط الذاتي للبواقي (ε_t) .

Q : توزيع كاي تربيع بدرجة حرية $(\lambda - p - q)$.

λ : عدد المشاهدات التي تحدد بالعلاقة:

$$\lambda = \min(n/2, 3\sqrt{n})$$

P : درجة نموذج الانحدار الذاتي AR.

q : درجة نموذج المتوسطات المتحركة MA.

فاذا كانت: $Q > X_{\lambda-p-q}^2$ نرفض H_0 : وبالتالي (ε_t) لا تمثل صدمات عشوائية.

و اذا كانت: $Q < X_{\lambda-p-q}^2$ نقبل H_0 : وبالتالي (ε_t) تمثل صدمات عشوائية.

اختبار Ljung-box:

احصائية Ljung-box معرفة كمايلي:

¹ محمد شيخي , مرجع سبق ذكره , ص 203.

² الدكتور ابن البار , مرجع سابق , ص: 3.

حيث: λ : عدد المشاهدات التي تحدد بالعلاقة : $\lambda = \min(n/2, 3\sqrt{n})$

n : عدد المشاهدات.

P(h) : الارتباط الذاتي للبواقي (ε_t) .

وفرضية هذا الاختبار هي:

H_0 : (ε_t) تمثل صدمات عشوائية.

H_1 : (ε_t) لا تمثل صدمات عشوائية.

فإذا كانت: $Q > X_{\lambda-p-q}^2$ نرفض H_0 وبالتالي (ε_t) لا تمثل صدمات عشوائية.

$Q < X_{\lambda-p-q}^2$ نقبل H_0 : وبالتالي (ε_t) تمثل صدمات عشوائية.¹

2- اختبارات جذر الوحدة :

ان عدم استقرار السلسلة الزمنية للمتغير يعود لاحتوائها على جذر الوحدة , و بالتالي لا بد من اجراء اختبارات جذر الوحدة للتحقق من استقرار بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث و درجة تكاملها , و على الرغم من وجود عدة اختبارات لجذر الوحدة الا اننا سوف نعتمد على الاختبارين التاليين و ذلك لدقتها و شيوعتها²

- اختبار ديكي-فولر الموسع Augmented Dickey-fuller Test (ADF) :

يسمح هذا الاختبار بالكشف عن مركبة الاتجاه العام وتحديد أحسن طريقة لتحويل السلاسل الزمنية غير المستقرة إلى سلاسل مستقرة. يعتمد هذا الاختبار على ثلاثة نماذج، وهي:³

النموذج الأول: $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$

النموذج الثاني: $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \mu$

النموذج الثالث: $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \beta t + \mu$

يتمثل مبدأ هذا الاختبار في اختبار الفرضية التالية: $H_0: \phi_1 = 1$

وهذا يعني أن السلسلة غير مستقرة.

¹الدكتور ابن البار، مرجع سابق، ص: 4.

² قصي احمد الشيخة , دور صناديق الاستثمار الاسلامية في تحقيق النمو الاقتصادي -دراسة مقارنة مع صناديق

الاستثمار التقليدية،رسالة مقدمة لنيل درجة الماجستير في الاقتصاد , جامعة دمشق كلية الاقتصاد , ص 75.

³Bourbonnais.R, 2004, p233

فالنسبة لهذه الفرضية لا يمكن تطبيق القواعد المعروفة للاستدلال الإحصائي من أجل اختبارها وخاصة توزيع *Student* للمعلمة ϕ_1 لذلك قام *Dickey-Fuller* بدراسة التوزيع التقريبي لمقدر المعلمة ϕ_1 ووضع جدول للقيم الحرجة لعينات من أحجام مختلفة مشابه لجدول *Student* وفي هذه الحالة يصبح النموذج كما يلي:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow Y_t - Y_{t-1} = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t - Y_{t-1} \Rightarrow \Delta Y_t = (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ولهذا يفضل اختبار قيمة $(\phi_1 - 1)$ عوضاً عن ϕ_1 وتصبح الفرضية H_0 كما يلي:

$$H_0 : \phi_1 - 1 = 0$$

إن المبادئ العامة للاختبار تتمثل فيما يلي:

-تقدير المعلمة ϕ_1 باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية للنماذج الثلاثة.
تقدير المعالم والانحراف المعياري للنموذج باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية وهو ما يشكل احصاءة t_{ϕ_1} المماثلة لإحصاءة *Student* ثم مقارنتها بالقيمة الجدولية واتخاذ القرار على الشكل التالي: إذا كانت $t_{\phi_1} > t$ تقبل الفرضية H_0 والسلسلة الزمنية غير مستقرة.

اختبار *Dickey-Fuller* المطور (*Augmenté*):

يختلف هذا النموذج عن سابقه في أن النموذج الأول يفترض أن ε_t هو عبارة عن

ضجة بيضاء (تشويش أبيض)، ينص مبدأ هذا الاختبار على اختبار الفرضية التالية:¹

$$H_1 : |\phi_1| < 1$$

يتم تقدير النماذج الثلاثة السابقة باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية ويصبح لدينا النماذج التالية:

$$\Delta Y_t = pY_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \text{ : النموذج الرابع}$$

$$\Delta Y_t = pY_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t + \mu \text{ : النموذج الخامس}$$

$$\Delta Y_t = pY_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t + \mu + bt \text{ : النموذج السادس}$$

¹وسيلة بوفنش، مرجع سابق، ص: 104-105

إن هذا الاختبار يتم بنفس طريقة الاختبار السابق مع وجود اختلاف في الجداول الإحصائية $p-2$ تأخر ثم $p-1$ ويقدر النموذج بـ $Akaike$ حسب معيار p المستعملة ويمكن تحديد قيمة p^1 تأخر حتى الوصول إلى المعامل المعنوي .
ب- اختبار فيليبس-بيرون (1988) :

استخدم هذا الاختبار في حالة عدم تجانس تباينات الاخطاء , و في حالة وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء , فهو يسمح بالغاء التحيزات الناتجة عن خصائص التذبذبات العشوائية. كما يجدر الذكر ان اختبار فيليبس-بيرون نفس التوزيع لاختبار ديكي وفولر الاختبار نتبع الخطوات التالية :

- * نقوم بحساب احصائية (PP) ثم نقارنها بالقيمة المجدولة Z_t
- * Z_c (المحسوبة) $Z_t < Z_c$, فاننا نقبل فرضية العدم , اي السلسلة غير مستقرة والعكس , فنقبل الفرضية البديلة اي عدم وجود جذر الوحدة و منه السلسلة الزمنية X_T مستقرة ².

الفرع 3 : فحص النموذج

في هذه المرحلة تتم عملية التأكد من صحة و ملائمة النموذج الانحدار , و التقلبات اللذان تم تقديرهما و ذلك باجراء الفحص و التي تجري على اساس البواقي القياسية و التي يمكن الحصول عليها من خلال الصيغة الاتية :

$$\hat{e}_t = \frac{\hat{u}_t}{\sqrt{\hat{h}_t}}$$

\hat{e}_t : يمثل سلسلة البواقي القياسية

\hat{u}_t : يمثل البواقي و يمكن استخراجه من خلال الصيغة الاتية

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{y}_t$$

$\sqrt{\hat{h}_t}$: يمثل سلسلة الانحراف المعياري المشروط للنموذج المقدر

¹ فراس احمد محمد , احمد شاماريادكار , استخدام نماذج ARCH , GARCH في التنبؤ بسعر الاغلاق اليومي لمؤشر سوق العراق للاوراق المالية , مجلة جامعة كركوك للعلوم الادارية و الاقتصادية , المجلد (5) العدد (2), 2015, ص 247.
² بوادي سليمة , مرجع سبق ذكره , ص 93.

الفصل الاول : النماذج الخطية للسلاسل الزمنية

حيث يتم تطبيق اختبار بوكس \hat{e}_t بدلا من البواقي \hat{u}_t و ذلك لبيان مدى ملائمة النموذج على سلسلة البواقي القياسية الخاصة بهذا الاختبار

الفرع 4 : التنبؤ

يعد التنبؤ اخر مرحلة من مراحل تحليل السلاسل الزمنية و بالاحرى يمثل الهدف النهائي من دراسة السلاسل الزمنية ,

خلاصة الفصل

حاولنا من خلال هذا الفصل التطرق الى المفاهيم الأساسية لتحليل السلاسل الزمنية من خلال التعريف بالنماذج الخطية الخاصة بمقاربة بوكس جنكنز سواء من خلال نموذج (AR) او نموذج (MA) او النماذج المختلطة (ARMA) ، الى جانب الاهتمام بأهم الخصائص المتعلقة بهذه النماذج التي تهتم بنمذجة متوسط السلسلة والتنبؤ القصير المدى لهذا المتوسط ، كما تطرقنا الى اهم الأدوات الخاصة بدراسة هذه النماذج التي أهمها دوال الارتباط الذاتي الكلية البسيطة التي تساعد بشكل أساسي على معرفة نوع النموذج المحدد لسلك السلسلة الزمنية من خلال الميزات التي تحتويها هذه الدوال بالنسبة الى كل نموذج مما يساعد بشكل رئيسي على معرفة نوع النموذج انطلاقاً من الخصائص التي تحتويها دوال الارتباط.

من جهة أخرى تطرقنا الى النماذج التي تهتم بنمذجة تباين السلسلة سواء من خلال نموذج (ARCH) او نموذج (GARCH) ، اذ ان شرط تجانس تباين الخطأ لا يكون دائماً متوفر مما يسمح لنا من خلال استعمال هذه النماذج من الاخذ بعين الاعتبار لهذا المشكل.

مقدمة الفصل

سنعتمد في دراستنا التطبيقية على منهجية (Box-jenkins,1976)، تحديد، تقدير، تأكيد جودة النموذج¹ بمعنى تحديد الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية من خلال تأكيد أو نفي استقراريتها، من خلال أولاً دوال الارتباط الذاتي الكلية والجزئية، ثم من خلال اختبارات جذر الوحدة التي سنقتصر في عملنا هذا على اختبار (ADF) واختبار (PP). ثم في مرحلة ثانية اختبار إمكانية تمثيلها في شكل نموذج (ARMA) من خلال محاولة تحديد رتبة النماذج المرشحة باستعمال معايير المعلومات لكل من (AIC) و(SBC)، ومن ثم تقدير هذه النماذج بالطريقة المناسبة. في المرحلة الثالثة سنتحقق من الجودة الإحصائية والتنبؤية للنماذج المرشحة واختيار النموذج المناسب، أخيراً وبعد التحقق من توفر الشروط الضرورية لإمكانية استعمال النموذج المختار في اجراء عملية التنبؤ، نقوم بإجراء عملية التنبؤ خارج مجال عينة الدراسة ومراقبة أداء النموذج من خلال مقارنة القيم الحقيقية مع القيم المتوقعة. اما في حالة تميز النموذج المقترح ببعض المشاكل القياسية وخاصة مشكل عدم تجانس تباين الخطأ فاننا سنلجأ الى النماذج المفسرة لتقلبات التباين والتي أهمها نموذج (ARCH) ونموذج (GARCH) ومن ثم اختيار النموذج الأمثل.

¹Lardic.S, Mingnon.V, (1999), Prévision ARFIMA des taux de change : les modélisateurs doivent-ils encore exhorter à la naïveté des prévisions ? Annales D'économie et de Statistique. – N° 54 – 1999. : <https://www.researchgate.net/publication/227362509>

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

المبحث الأول: خصائص سلسلة سعر الصرف الأورو - الدولار

سنحاول في هذا المبحث التطرق الى اهم الخصائص الإحصائية المميزة للسيرورة المولدة لبيانات سعر صرف الأورو الدولار

المطلب الأول: تحليل سلسلة سعر الصرف الأورو - الدولار

تمثل هذه السلسلة معطيات شهرية لسعر صرف الاورو مقابل الدولار الأمريكي للفترة الزمنية 2000/01/03 الى 2014/12/13 ، المعطيات مستخرجة من بيانات البنك الدولي، الشكل التالي يبين التمثيل البياني للمتغيرة، والتي سنرمز لها بالرمز (EU).

الشكل رقم (1): المنحنى البياني لتطور سعر الصرف الاورو مقابل الدولار الأمريكي



المصدر: مخرجات برنامج eviews12

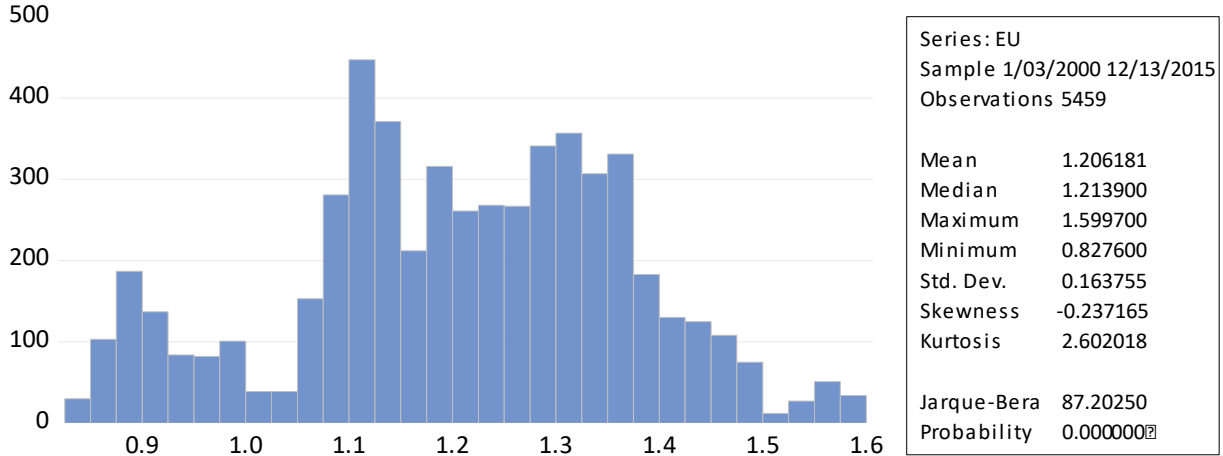
من خلال الشكل البياني لسلسلة سعر الصرف نلاحظ وجود اتجاه نحو الزيادة من بداية الفترة الى وسطها، ثم انخفاض في الفترة اللاحقة وبالتالي إمكانية وجود مركبة اتجاه عام قد تكون خطية او عشوائية، وهذا ما سنتأكد منه عند اجراء اختبار جذر الوحدة.

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

الفرع الأول: الخصائص الإحصائية للسلسلة

يلخص الجدول التالي اهم الخصائص المتعلقة بسلسلة الدراسة:

الجدول رقم (1): الخصائص الإحصائية لسلسلة سعر الصرف الاورو مقابل الدولار الأمريكي



المصدر: مخرجات برنامج eviews12

بلغ متوسط سعر الصرف خلال كل الفترة 1.20 دولار لكل أورو، اما اكبر قيمة بلغها المعدل فهي 1.59 واقل قيمة 0.82، بانحراف معياري يقدر ب 0.16 اما التوزيع الاحتمالي للسلسلة فهو يختلف عن التوزيع الطبيعي بناء على معيار جارك بيرا.

الفرع الثاني: دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية

تكون السلسلة الزمنية المشاهدة تحقيق لسيرورة عشوائية مستقرة اذا كانت تتذبذب حول قيمة متوسطة مستقرة، واذا كان تباين تقلباتها ثابت عبر الزمن، كما ان ارتباطات قيمها الحالية مع قيمها السابقة تتكرر بانتظام وبصورة مستقرة عبر الزمن² .
من خلال التمثيل البياني لدالة الارتباط الكلية والجزئية يتم ملاحظة شكل دالة الارتباط ومعرفة ما إذا كانت السلسلة مستقرة أم لا، حيث تكون السلسلة مستقرة إذا كانت جميع

²Lardic.S, Mingnon.V (1999), La mémoire longue en économie : une revue de la littérature Journal de la société française de statistique, tome 140, no 2 (1999), p. 5-48

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

معاملات دالة الارتباط الذاتي ρ_k معدومة، أي تقع داخل مجال الثقة من أجل كل قيمة $k > 0$

الشكل رقم(2): تمثيل دالة الارتباط الذاتي البسيطة و دالة الارتباط الذاتي الجزئية

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.999	0.999	5449.4	0.000
		2	0.998	0.024	10888.	0.000
		3	0.997	-0.001	16315.	0.000
		4	0.996	0.019	21733.	0.000
		5	0.995	-0.009	27139.	0.000
		6	0.993	-0.022	32534.	0.000
		7	0.992	0.015	37919.	0.000
		8	0.991	-0.012	43292.	0.000
		9	0.990	-0.012	48654.	0.000
		10	0.989	0.020	54006.	0.000
		11	0.988	0.010	59347.	0.000
		12	0.987	-0.010	64677.	0.000
		13	0.986	-0.012	69996.	0.000
		14	0.985	-0.011	75304.	0.000
		15	0.983	-0.001	80600.	0.000
		16	0.982	-0.015	85885.	0.000
		17	0.981	-0.008	91158.	0.000
		18	0.980	-0.017	96420.	0.000
		19	0.979	-0.009	101668	0.000
		20	0.977	-0.007	106905	0.000
		21	0.976	0.006	112129	0.000
		22	0.975	0.006	117341	0.000
		23	0.974	-0.003	122541	0.000
		24	0.973	-0.008	127729	0.000
		25	0.971	-0.007	132904	0.000
		26	0.970	0.016	138067	0.000
		27	0.969	0.006	143218	0.000
		28	0.968	-0.012	148357	0.000
		29	0.966	0.003	153484	0.000
		30	0.965	-0.005	158599	0.000
		31	0.964	0.012	163702	0.000
		32	0.963	-0.013	168793	0.000
		33	0.961	0.001	173872	0.000
		34	0.960	0.023	178939	0.000
		35	0.959	-0.002	183995	0.000
		36	0.958	-0.014	189039	0.000

المصدر: مخرجات برنامج eviews

نلاحظ من خلال الشكل رقم(2) خروج نتوءات، من مجال الثقة في كل المعاملات المحسوبة من أجل كل الفجوات كما انها تتناقص بشكل هندسي، مما يعني وجود مركبة الاتجاه العام داخل السلسلة، كما تختلف كل المعاملات المحسوبة معنوياً عن الصفر عند مستوى معنوية 5%، مما يثبتنا بعدم استقرار السلسلة.

الفرع الثالث: اختبارات جذر الوحدة

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

لا يمكن تحديد استقرارية السلسلة الا من خلال اختبارات جذر الوحدة المعروفة، سنقوم في هذه المرحلة بإجراء اختبارين لجذر الوحدة على سلسلة معدل الصرف هما اختبار (Dickey et Fuller,1979) واختبار (Phillips et Perron,1988).

يمثل اختبار (Dickey et Fuller,1979) اهم اختبارات جذر الوحدة حيث يقوم على الفرضيتين التاليتين:

سلسلة مستقرة
غير مستقرة

$$H_0 : \phi = 1$$

$$H_1 : |\phi_1| < 1$$

يمكن تلخيص نتائج الاختباران في الجدول التالي:

جدول رقم(2): نتائج اختبار ADF وPP عند المستوى

	ADF	PP	عند المستوى
t-Statistic	-1.863114	0.097718	نموذج بثابت
Prob.	0.3502	0.7137	
	n0	n0	
t-Statistic	-1.790635	-1.755047	نموذج ثابت واتجاه عام
Prob.	0.7094	0.7264	
	n0	n0	
t-Statistic	0.084055	1.8393	نموذج بدون ثابت او اتجاه عام
Prob.	0.7094	0.9844	
	n0	n0	

المصدر: مخرجات Eviews.10

من خلال نتائج الاختباران نلاحظ ان جميع قيم الإحصاءات المحسوبة سواء في اختبار (ADF) او اختبار (PP) أكبر من القيم المجدولة عند جميع مستويات المعنوية، كما ان الاحتمالات المرافقة لها كلها أكبر من 0.05 مما يعني عدم إمكانية رفض فرض عدم لوجود جذر الوحدة، وهذا بالنسبة الى جميع النماذج المختبرة، مما يؤكد عدم استقرارية السلسلة عند المستوى نتيجة وجود مركبة اتجاه عام عشوائية.

هذا يقودنا في مرحلة ثانية الى اجراء الفروقات من الرتبة الأولى على السلسلة ومن ثم إعادة اجراء اختبار جذر الوحدة للتأكد من استقراريه السلسلة عند الفرق الأول، حيث ان طريقة

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

(Box-Jenkins) تشترط استقرارية السلسلة محل التنبؤ. وعادة فان عملية اخذ الفروقات والتحويل اللوغاريتمي تسمح لنا بتحويل السلسلة غير المستقرة الى سلسلة مستقرة (Mills et al, 2015) (Lasheras et al, 2015) (Markellos, 2008)، بالإضافة الى ذلك تسمح لنا دوال الارتباط الكلي والجزئي بنمذجة الطبيعة العشوائية للسلسلة الزمنية، وبالتالي يمكننا من احتواء المعلومات الخاصة بالتغيرات العشوائية، المركبة الدورية والارتباط التسلسلي داخل السلسلة (Ruby-Figueroa et al, 2017)³. يبين الجدول رقم (2) نتائج اختبار جذر الوحدة عند الفرق الأول.

جدول رقم(3): نتائج اختبار ADF و PP عند الفرق الاول

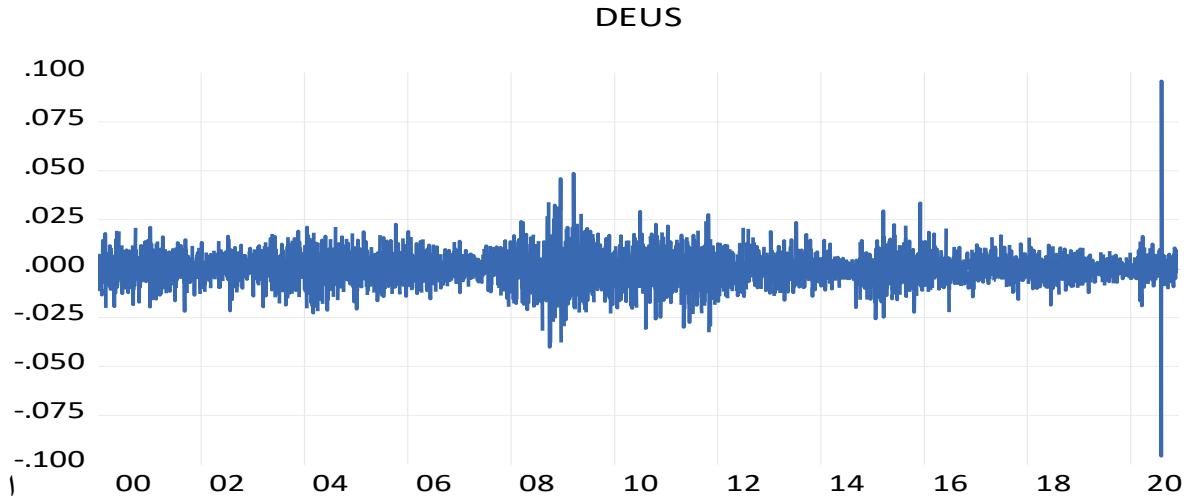
	ADF	PP	عند الفرق الاول
t-Statistic	-75.82035	-75.82573	نموذج ثابت
Prob.	0.0001	0.0001	
	***	***	
t-Statistic	-75.81739	-75.82310	نموذج ثابت واتجاه عام
Prob.	0.0001	0.0001	
	***	***	
t-Statistic	-75.82572	-75.83099	نموذج بدون ثابت او اتجاه عام
Prob.	0.0001	0.0001	
	***	***	

المصدر : مخرجات Eviews.10

نلاحظ ان جميع القيم المحسوبة لإحصاءات الاختبار ان اقل من القيم المجدولة عند مستويات المعنوية المختلفة مما يدعونا الى رفض فرض عدم لوجود جذر الوحدة، وبالتالي فسليلة سعر الصرف الأورو/دولار مستقرة عند الفرق الأول او متكاملة من الرتبة الأولى. يمثل الشكل رقم (4) (5) التمثيل البياني لسلسلة الفرق الى جانب دالة الارتباط الكلية والجزئية.

³Toure.M,(2000), Modele de Prevision pour L'indice des Prix a la Consommation des Menages a Bamako, Notes D'information et Statistiques, Banque Centrale des Etats de L'afrique de L'ouest, N° 504 Juin 2000.

الشكل رقم (4) التمثيل البياني لسلسلة الفرق الأول لسعر الصرف الأورو/دولار



المصدر : مخرجات Eviews.10

الشكل رقم (5) التمثيل البياني لدالة الارتباط الكلي والجزئي

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.026	-0.026	3.7591	0.053
		2	0.002	0.001	3.7807	0.151
		3	-0.023	-0.023	6.5653	0.087
		4	0.009	0.008	7.0221	0.135
		5	0.021	0.022	9.5124	0.090
		6	-0.014	-0.013	10.575	0.102
		7	0.012	0.012	11.421	0.121
		8	0.008	0.010	11.805	0.160
		9	-0.029	-0.030	16.482	0.057
		10	-0.012	-0.013	17.280	0.068
		11	0.010	0.010	17.828	0.086
		12	0.014	0.012	18.875	0.092
		13	0.014	0.014	19.876	0.098
		14	-0.006	-0.003	20.077	0.128
		15	0.013	0.012	20.958	0.138
		16	0.006	0.007	21.163	0.172
		17	0.017	0.017	22.707	0.159
		18	0.000	0.001	22.708	0.202
		19	0.001	0.001	22.718	0.250
		20	-0.011	-0.011	23.407	0.269
		21	-0.005	-0.005	23.557	0.315
		22	0.005	0.005	23.677	0.364
		23	0.017	0.017	25.339	0.333
		24	0.003	0.003	25.375	0.386
		25	-0.021	-0.020	27.710	0.321
		26	-0.004	-0.004	27.814	0.368
		27	0.017	0.017	29.370	0.343
		28	-0.007	-0.009	29.677	0.379
		29	0.006	0.005	29.858	0.421
		30	-0.018	-0.018	31.616	0.386
		31	0.015	0.013	32.883	0.375
		32	0.001	0.003	32.891	0.423
		33	-0.026	-0.025	36.478	0.310
		34	0.002	-0.001	36.496	0.353
		35	0.016	0.016	37.971	0.335
		36	-0.018	-0.018	39.682	0.309

المصدر : مخرجات Eviews.10

المطلب الثاني: تحديد وتقدير نموذج (ARIMA)

الفرع الأول: تحديد رتبة النموذج (ARIMA)

من خلال ملاحظة دالة الارتباط الذاتي الجزئية والبسيطة للسلسلة عند الفرق الأول يمكن الاستنتاج بسهولة ان جميع معاملات الارتباط الذاتي غير معنوية مما يعني ان السلسلة مستقرة عند الفرق الأول مستقرة ، لكن الأهم من ذلك انه يمكن ملاحظة عدم وجود أي معامل ارتباط معنوي مما يؤشر على صعوبة تحديد رتبة نموذج (ARIMA) الممثل لسيرورة السلسلة لذا وجب علينا القيام بعدة محاولات لمعرفة رتبة النموذج المقترح.

قمنا بإجراء عدة محاولات لمعرفة الرتبة المناسبة لنموذج (ARIMA) فكانت النتيجة ان أحسن نموذج من عائلة نماذج (ARIMA) هو النموذج ((ARIMA(1,1))

الفرع الثاني: تقدير النموذج

يمكن استخلاص نتائج التقدير في الجدول التالي:

الجدول رقم (4) نتائج تقدير نموذج ((ARIMA(1,1)))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.42E-05	0.000100	0.341320	0.7329
AR(1)	-0.026234	0.006140	-4.272718	0.0000
SIGMASQ	5.59E-05	4.61E-07	121.1114	0.0000
R-squared	0.000688	Meandependent var		3.42E-05
Adjusted R-squared	0.000322	S.D. dependent var		0.007479
S.E. of regression	0.007478	Akaike info criterion		-6.953189
Sumsquaredresid	0.305035	Schwarz criterion		-6.949559
Log likelihood	18978.25	Hannan-Quinn criter.		-6.951922
F-statistic	1.878946	Durbin-Watson stat		1.999860
Prob(F-statistic)	0.152850			
Inverted AR Roots	-.03			

المصدر: مخرجات Eviews.10

المطلب الثالث: فحص البواقي

بعد اجراء عملية التقدير نقوم بفحص البواقي حتى نتأكد من الجودة الإحصائية للنموذج قبل استعماله في عملية التنبؤ، هذا يعني ضمناً التأكد من ان البواقي تتبع سيروية صخب ابيض، فاذا كانت كذلك فهذا يعني ان النموذج استخلص بطريقة جيدة المعلومات الموجودة في الانحدار الذاتي⁴. لأجل هذا سنستعمل اختبار (Ljung-Box,1978) للكشف عن إمكانية وجود ارتباط تسلسلي بين البواقي بعدد تاخيرات (36) وليس ب(10) كما يقترح (Athanasopoulos, G., &Hyndman, R. ,2013) اذ ان حجم عينة دراستنا كبير ويسمح بهذا الحد من التأخيرات، الى جانب استعمال اختبار (ARCH) ل (Engel,1982) للتأكد من تجانس تباين البواقي وبالتالي استقرارية البواقي بالنسبة الى التباين مما يمكننا من استنتاج ان البواقي مستقلة فيما بينها وتتبع نفس التوزيع الاحتمالي (IID)⁵.

الفرع الأول: اختبار Ljung-Box

الجدول رقم (5) يبين نتائج الصخب الأبيض ل (5) عند التخير 36

⁴De Leverghem,A,D,F, (2017), Prédiction de la direction des taux de change à court terme : comparaison de méthodes, en vue de l'obtention du titre de Master en ingénieur de gestion, à finalité spécialisée, Année académique 2016-2017, Louvain School of Management

⁵Aduka, Chenini, Bengana,(2014), Peut-on modéliser la volatilité du taux de change de dinar algérien par un processus GARCH ? ,– Volume 3, Numéro 2, Pages 25-44.

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

الجدول رقم (5)

نتائج اختبارات Ljung-Box

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Box	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
	⌋	⌋	1	0.000	0.000	5.E-06	
	⌋	⌋	2	0.001	0.001	0.0027	0.958
	⌋	⌋	3	-0.022	-0.022	2.7241	0.256
	⌋	⌋	4	0.009	0.009	3.1789	0.365
	⌋	⌋	5	0.021	0.021	5.6463	0.227
	⌋	⌋	6	-0.013	-0.014	6.5810	0.254
	⌋	⌋	7	0.012	0.013	7.4087	0.285
	⌋	⌋	8	0.008	0.009	7.7543	0.355
	⌋	⌋	9	-0.029	-0.030	12.475	0.131
	⌋	⌋	10	-0.013	-0.012	13.344	0.148
	⌋	⌋	11	0.010	0.011	13.899	0.178
	⌋	⌋	12	0.014	0.012	15.044	0.180
	⌋	⌋	13	0.014	0.014	16.079	0.188
	⌋	⌋	14	-0.005	-0.003	16.236	0.237
	⌋	⌋	15	0.013	0.013	17.120	0.250
	⌋	⌋	16	0.007	0.007	17.381	0.297
	⌋	⌋	17	0.017	0.017	18.961	0.271
	⌋	⌋	18	0.001	0.000	18.965	0.331
	⌋	⌋	19	0.001	0.000	18.971	0.394
	⌋	⌋	20	-0.011	-0.011	19.675	0.414
	⌋	⌋	21	-0.005	-0.005	19.836	0.468
	⌋	⌋	22	0.005	0.005	19.973	0.523
	⌋	⌋	23	0.018	0.017	21.676	0.479
	⌋	⌋	24	0.002	0.002	21.709	0.538
	⌋	⌋	25	-0.021	-0.020	24.061	0.458
	⌋	⌋	26	-0.004	-0.003	24.171	0.510
	⌋	⌋	27	0.017	0.016	25.674	0.481
	⌋	⌋	28	-0.007	-0.009	25.936	0.522
	⌋	⌋	29	0.005	0.004	26.077	0.569
	⌋	⌋	30	-0.017	-0.017	27.734	0.532
	⌋	⌋	31	0.015	0.014	28.932	0.521
	⌋	⌋	32	0.001	0.002	28.937	0.573
	⌋	⌋	33	-0.026	-0.025	32.512	0.442
	⌋	⌋	34	0.002	-0.000	32.526	0.491
	⌋	⌋	35	0.016	0.016	33.931	0.471
	⌋	⌋	36	-0.017	-0.018	35.549	0.442

المصدر: مخرجات Eviews.10

الفرع الثاني: اختبار تجانس تباين الخطأ

الجدول رقم (7) نتائج اختبارات ARCH

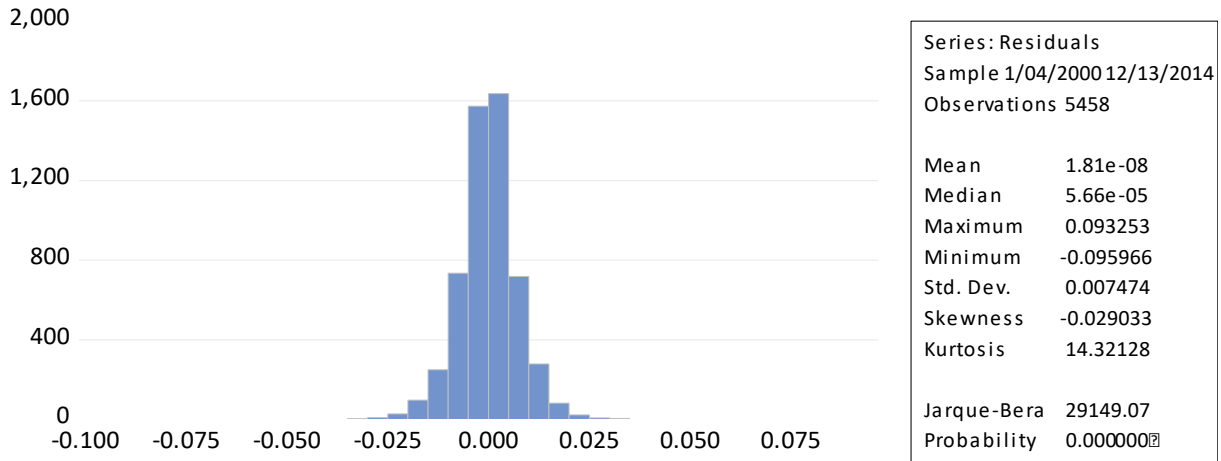
HeteroskedasticityTest: ARCH

F-statistic	968.3619	Prob. F(1,5455)	0.0000
Obs*R-squared	822.6768	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

المصدر: مخرجات Eviews.10

نتائج اختبار التوزيع الطبيعي

الشكل رقم (6)



المصدر: مخرجات Eviews.10

تبين نتائج جميع الاختبارات عدم إمكانية قبول فرض العدم الخاص بالتوزيع الطبيعي للبواقي، حيث ان جميع القيم الاحتمالية المقابلة للإحصاءات المحسوبة اقل من 0.05، هذه النتيجة تؤكد عدم توزيع البواقي وفق القانون الطبيعي، وبالتالي فالنتيجة النهائية هي ان البواقي غير مرتبطة فيما بينها غير انها تعاني من مشكل عدم تجانس تباين الخطأ كما ان توزيعها لا يتبع التوزيع الطبيعي⁶.

المبحث الثاني: نموذج ARCH

كنا قد وجدنا سابقا وجود أثر (ARCH) داخل النموذج وبالتالي في هذه المرحلة من البحث سنحاول نمذجة التباين من خلال معرفة عدد الابطاءات المثلى لارتباط هذا الأثر ثم اجراء عملية التقدير لاستخراج النموذج المعبر عن المتوسط والنموذج المعبر عن تقلبات التباين في ان واحد.

المطلب الأول: صيغة نموذج ARCH

حيث يعطى نموذج (ARCH) في الصيغة التالية:

⁶Tatsa,S (2013), Modélisation et prévision de la consommation horaire d'électricité au Québec Comparaison de méthodes de séries temporelles, Maitrise en Économie Maître ès arts (M.A.), Québec, Canada, © Sylvestre, 2013

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_n y_{t-n} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_n \epsilon_{t-n}^2 \quad (3)$$

مع:

- $\alpha_0 > 0$ and $\alpha_j > 0$
- $0 \leq \sum_{i=1}^{i=n} \alpha_i < 1$
- $\alpha_1 > \alpha_2 > \dots > \alpha_n$

المطلب الثاني: اختبار أثر (ARCH)

لاختبار عدد الابطاءات الخاصة بأثر (ARCH) نقوم باستخراج دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية لمربع البواقي المقدره انطلاقا من نموذج (ARIMA(1,0)) السابق، الجدول التالي يبين هذه المعاملات:

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

الجدول رقم (8)

دالة الارتباط الذاتي لمربع البواقي		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
Autocorrelation	Partial Correlation					
		1	0.388	0.388	823.27	0.000
		2	0.040	-0.131	831.88	0.000
		3	0.045	0.094	843.15	0.000
		4	0.043	-0.009	853.33	0.000
		5	0.031	0.023	858.52	0.000
		6	0.048	0.035	871.10	0.000
		7	0.042	0.010	880.62	0.000
		8	0.021	0.004	883.08	0.000
		9	0.035	0.030	889.71	0.000
		10	0.038	0.012	897.80	0.000
		11	0.042	0.027	907.28	0.000
		12	0.028	0.000	911.72	0.000
		13	0.028	0.019	916.16	0.000
		14	0.035	0.016	922.75	0.000
		15	0.042	0.024	932.57	0.000
		16	0.042	0.017	942.34	0.000
		17	0.040	0.018	951.25	0.000
		18	0.038	0.015	959.14	0.000
		19	0.034	0.013	965.65	0.000
		20	0.030	0.008	970.43	0.000
		21	0.040	0.025	979.16	0.000
		22	0.032	0.001	984.88	0.000
		23	0.030	0.016	989.73	0.000
		24	0.030	0.008	994.61	0.000
		25	0.041	0.025	1003.6	0.000
		26	0.032	0.001	1009.1	0.000
		27	0.022	0.006	1011.7	0.000
		28	0.039	0.026	1019.9	0.000
		29	0.028	-0.005	1024.3	0.000
		30	0.043	0.036	1034.5	0.000
		31	0.044	0.006	1045.1	0.000
		32	0.037	0.015	1052.9	0.000
		33	0.039	0.017	1061.4	0.000
		34	0.037	0.009	1069.1	0.000
		35	0.029	0.006	1073.9	0.000
		36	0.029	0.010	1078.4	0.000

المصدر: مخرجات Eviews.10

من خلال النتائج المبينة في الجدول نشك في وجود اثر (ARCH) بثلاث ابطاءات، وبالتالي نقوم باختبار اثر (ARCH) لكل هذه الابطاءات.

1- اختبار فيشر لأثر ARCH

الجدول رقم (9) نتيجة اختبار وجود اثر (ARCH) بثلاث تأخيرات.

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

HeteroskedasticityTest: ARCH

F-statistic	379.2918	Prob. F(3,5451)	0.0000
Obs*R-squared	942.0592	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Test Equation:

DependentVariable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 06/21/22 Time: 15:51

Sample (adjusted): 1/07/2000 12/13/2014

Includedobservations: 5455 afteradjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.50E-05	2.70E-06	12.98653	0.0000
RESID^2(-1)	0.451362	0.013484	33.47387	0.0000
RESID^2(-2)	-0.172181	0.014620	-11.77680	0.0000
RESID^2(-3)	0.094356	0.013484	6.997682	0.0000

المصدر: مخرجات Eviews.10

تبين نتيجة الاختبار سواء باستعمال الإحصائية (F) او الإحصائية (X^2) ان هناك أثر (ARCH) في بيانات النموذج من الرتبة الثالثة كما ان هذا الأثر يحترم شرط عدم السلبية بما ان نتيجة الاختبار إيجابية من حيث التحقق من وجود اثر (ARCH) فاننا الان امام ثلاث اختيارات هما تقدير نموذج (ARCH(1)) ونموذج (ARCH(2)) ونموذج (ARCH(2)) ثم المفاضلة بينهما من خلال معايير الجودة ونتحقق من ان معاملات التأخير موجبة، فاذا لم تكن موجبة في احداها نعيد النظر في عدد التأخيرات الواجب اقامها، نتائج الاختبار الخاصة بنموذج (ARCH(1)) مبينة في الجدول التالي:

المطلب الثالث: تقدير نموذج (ARCH(1))

تقدير النموذج اعطى النتائج التالية:

نتائج تقدير نموذج ARCH(1)

الجدول رقم (10)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

C	0.000116	0.000117	0.988321	0.3230
AR(1)	-0.013012	0.018345	-0.709270	0.4782
Variance Equation				
C	5.59E-05	1.47E-06	38.16603	0.0000
RESID(-1)^2	0.171429	0.023438	7.314140	0.0000
T-DIST. DOF	19.99999	1.459425	13.70401	0.0000
R-squared	0.000391	Meandependent var	3.38E-05	
Adjusted R-squared	0.000208	S.D. dependent var	0.007480	
S.E. of regression	0.007479	Akaike info criterion	-7.034862	
Sumsquaredresid	0.305121	Schwarz criterion	-7.028810	
Log likelihood	19199.62	Hannan-Quinn criter.	-7.032750	
Durbin-Watson stat	2.026129			
Inverted AR Roots	-0.01			

المصدر: مخرجات **Eviews.10**

نتائج الاختبار تبين المعنوية الإحصائية للتأخير الأول كما ان المعالم المقدره لنموذج (ARCH(1)) تحترم الشروط الأساسية للنموذج حيث ان تأثير التأخير (α_1) موجبة واقل من الواحد

نتائج التقدير أعطت المعادلتين التاليتين

نموذج المتوسط

$$DEU = 0.00011 + -0.013 DEU(-1)$$

نموذج التباين

$$ARCH = 0.00055 + 0.171 * RESID(-1)^2$$

مع الإشارة الى انمجموعمعاملات مربع البواقي موجبة واقل من الواحد (0.17).

الفرع الأول: الجودة الإحصائية للنموذج

يجب اجراء الفحص الخاص بعدم وجود مشكل الارتباط بين البواقي الى جانب إعادة اختبار (ARCH) للتأكد من ان البواقي تتمثل سيرورة صخب ابيض والا فهذه النتائج تعني ان

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

النموذج سيئ التمثيل، الجدولان التاليان يعطيان نتائج اختبار (Ljung-Box) ونتائج اختبار (ARCH)

الجدول رقم (11) اختبار (Ljung-Box)

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.003	0.003	0.0388	
		2 0.010	0.010	0.5647	0.452
		3 -0.021	-0.021	2.8958	0.235
		4 0.003	0.003	2.9428	0.401
		5 0.019	0.020	4.9468	0.293
		6 -0.015	-0.016	6.2331	0.284
		7 0.009	0.009	6.7228	0.347
		8 0.003	0.004	6.7794	0.452
		9 -0.033	-0.034	12.783	0.120
		10 -0.010	-0.010	13.378	0.146

المصدر: مخرجات Eviews.10

الجدول رقم (12) اختبار ARCH

HeteroskedasticityTest: ARCH

F-statistic	0.829521	Prob. F(1,5454)	0.3625
Obs*R-squared	0.829699	Prob. Chi-Square(1)	0.3624

المصدر: مخرجات Eviews.10

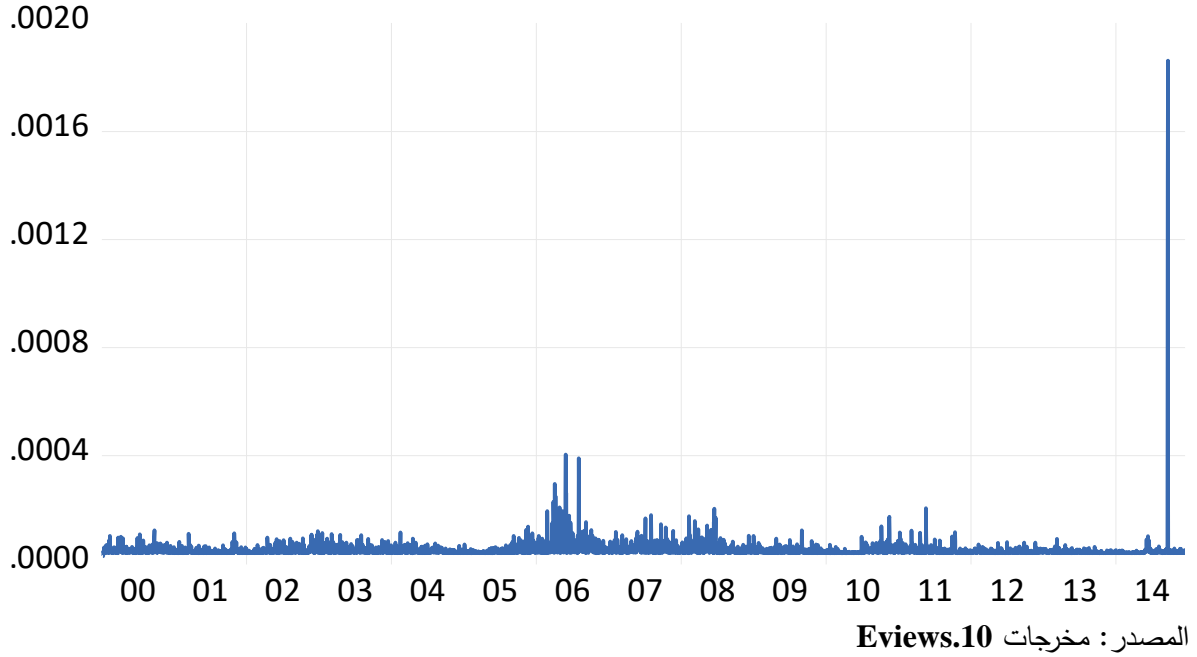
جميع الاختبارات تبين ان البواقي صخب ابيض مما يعني ان النموذج يحتوي على نسبة كبيرة من الديناميكية المحركة لسلوك البيانات الخاصة بالسلسلة الزمنية لمعدل صرف الأورو -الدولار.

الفرع الثاني: تقدير تقلبات تباين البواقي

ويمكن من خلال هذه النتائج استخراج التمثيل البياني لتقدير تقلبات تباين بواقي المقدر.

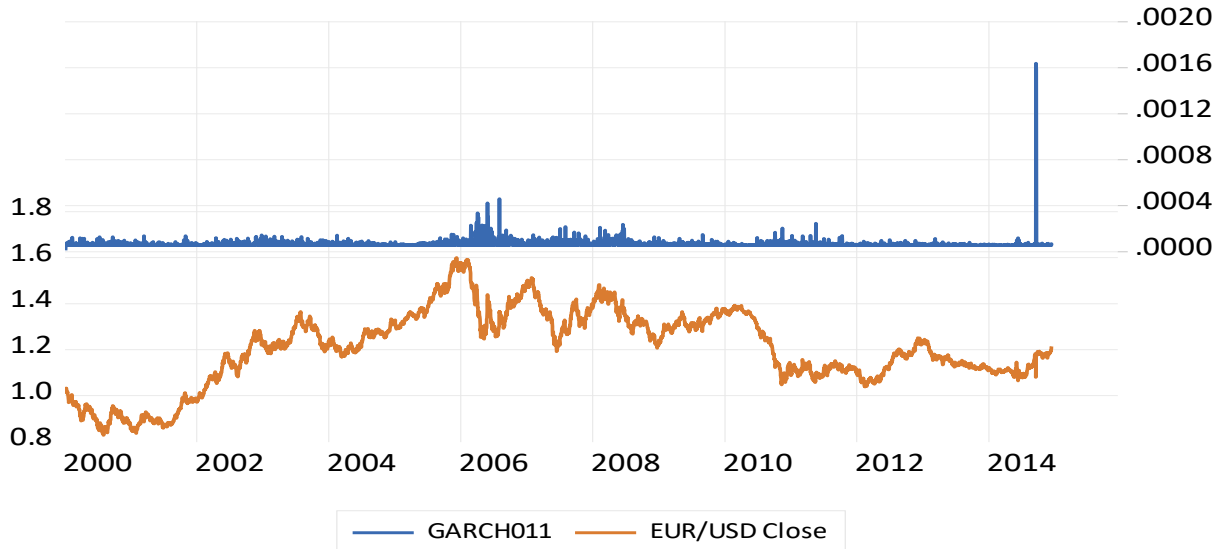
الشكل رقم (7) الشكل البياني لتقلبات تباين البواقي

ARCH2



ويمكن ملاحظة شدة وخفة هذه التقلبات خلال مراحل كل الفترة المقدرة من خلال التمثيل البياني لسلسلة سعر الصرف الأورو -الدولار وسلسلة تقلبات التباين الخاصة بها المستخرجة من النموذج المقدر

الشكل رقم (8) الشكل البياني لتباين البواقي مقابل السلسلة الاصلية



المصدر: مخرجات Eviews.10

المبحث الثالث: تقدير نموذج ((ARCH(2)))

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

نقوم الان بتقدير نموذج (ARCH(2)) لكي يمكننا من اجراء المقارنة لاحقا. نتائج التقدير مبينة في الجدول رقم (13)

الجدول رقم (13) نتائج تقدير نموذج ARCH(2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	9.30E-05	0.000122	0.762411	0.4458
AR(1)	-0.003899	0.019067	-0.204508	0.8380
Variance Equation				
C	5.59E-05	1.67E-06	33.48796	0.0000
RESID(-1)^2	0.150000	0.022633	6.627510	0.0000
RESID(-2)^2	0.049987	0.012662	3.947858	0.0001
T-DIST. DOF	19.95100	1.490525	13.38522	0.0000
R-squared	0.000126	Meandependent var		3.38E-05
Adjusted R-squared	-0.000057	S.D. dependent var		0.007480
S.E. of regression	0.007480	Akaike info criterion		-7.039427
Sumsquaredresid	0.305202	Schwarz criterion		-7.032165
Log likelihood	19213.08	Hannan-Quinn criter.		-7.036893
Durbin-Watson stat	2.044497			
Inverted AR Roots	-0.00			

المصدر: مخرجات Eviews.10

نتائج التقدير أعطت المعادلتين التاليتين
نموذج المتوسط

$$DEU = 0.0009 - 0.0038DEU(-1)$$

نموذج التباين

$$ARCH = 0.00055 + 0.15RESID(-1)^2 + 0.04 RESID(-2)^2$$

مع الإشارة الى ان معاملات مربع البواقي موجبة واقل من الواحد، المعالم المقدره لنموذج (ARCH) تحترم الشروط الأساسية للنموذج حيث ان تأثير التأخيرات القريبة (α_1) أكبر من

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

تأثير التأخيرات البعيدة (α_2) كما ان مجموع معالم نموذج (ARCH) اقل من الواحد وهي كلها موجبة

المطلب الأول: الجودة الإحصائية للنموذج

يجب اجراء الفحص الخاص بعدم وجود مشكل الارتباط بين البواقي الى جانب إعادة اختبار (ARCH) للتأكد من ان البواقي تمثل سيرورة صخب ابيض والا فهذه النتائج تعني ان النموذج سيئ التمثيل، الجدولان التاليان يعطيان نتائج اختبار (Ljung-Box) ونتائج اختبار (ARCH)

الجدول رقم (14) اختبار (Ljung-Box)

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.006	-0.006	0.1653	
		2 0.011	0.011	0.7941	0.373
		3 -0.020	-0.020	2.9251	0.232
		4 0.003	0.003	2.9910	0.393
		5 0.020	0.020	5.0832	0.279
		6 -0.016	-0.016	6.4459	0.265
		7 0.007	0.006	6.7063	0.349
		8 0.005	0.006	6.8535	0.444
		9 -0.032	-0.033	12.461	0.132
		10 -0.011	-0.011	13.065	0.160

المصدر: مخرجات Eviews.10

اختبار ARCH

الجدول رقم (15)

HeteroskedasticityTest: ARCH

F-statistic	1.503971	Prob. F(2,5452)	0.2223
Obs*R-squared	3.007937	Prob. Chi-Square(2)	0.2222

المصدر: مخرجات Eviews.10

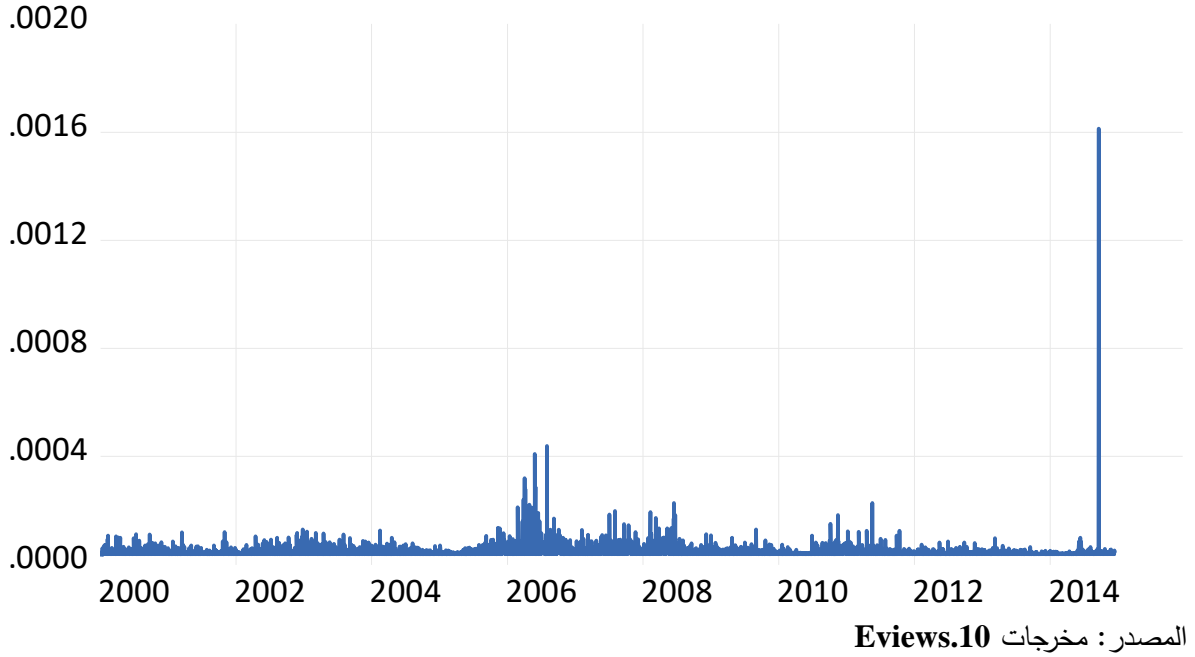
جميع الاختبارات تبين ان البواقي صخب ابيض مما يعني ان النموذج يحتوي على نسبة كبيرة من الديناميكية المحركة لسلوك البيانات الخاصة بالسلسلة الزمنية لمعدل صرف الأورو -الدولار

ويمكن من خلال هذه النتائج استخراج التمثيل البياني لتقدير تقلبات تباين بواقي المقدر

1-تقدير تقلبات تباين بواقي المقدرة

يمكن تمثيل تقلبات تباين بواقي المقدرة في الشكل التالي:

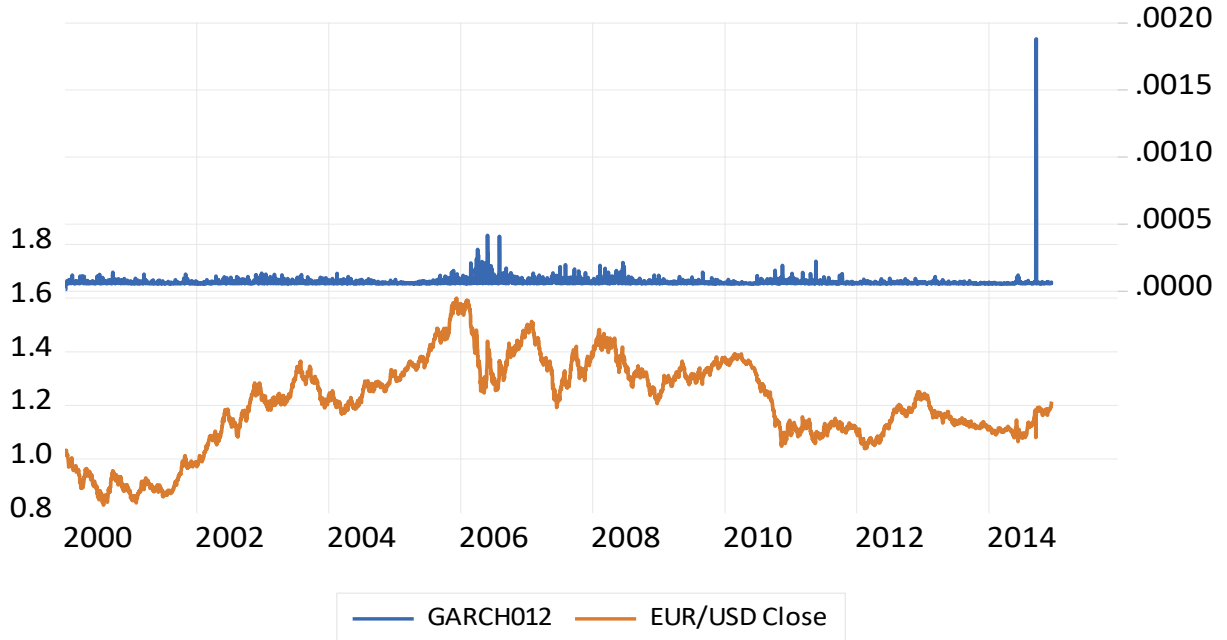
الشكل رقم (9) الشكل البياني لتقلبات تباين البواقي
GARCH02



ويمكن ملاحظة شدة وخفة هذه التقلبات خلال مراحل كل الفترة المقدرة من خلال التمثيل البياني لسلسلة سعر الصرف الأورو-الدولار وسلسلة تقلبات التباين الخاصة بها المستخرجة من النموذج المقدر.

الشكل رقم (10) الشكل البياني لتباين البواقي مقابل السلسلة الاصلية

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار



المصدر : مخرجات Eviews.10

المطلب الثاني: تقدير نموذج ((ARCH(3)))

نقوم الان بتقدير نموذج ((ARCH(3))) لكي يمكننا من اجراء المقارنة لاحقا بين جودة النماذج الثلاث. نتائج التقدير مبينة في الجدول رقم (16)

الجدول رقم (16) نتائج تقدير نموذج ARCH(3)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000107	8.39E-05	1.276531	0.2018
AR(1)	-0.014022	0.013671	-1.025661	0.3051
Variance Equation				
C	3.33E-05	1.52E-06	21.94460	0.0000
RESID(-1)^2	0.104739	0.020001	5.236687	0.0000
RESID(-2)^2	0.145591	0.023330	6.240566	0.0000
RESID(-3)^2	0.160131	0.024551	6.522403	0.0000
T-DIST. DOF	5.530546	0.390879	14.14899	0.0000
R-squared	0.000440	Meandependent var		3.38E-05
Adjusted R-squared	0.000257	S.D. dependent var		0.007480
S.E. of regression	0.007479	Akaike info criterion		-7.123638
Sumsquaredresid	0.305106	Schwarz criterion		-7.115165
Log likelihood	19443.85	Hannan-Quinn criter.		-7.120681
Durbin-Watson stat	2.024154			

المصدر: مخرجات Eviews.10

نتائج التقدير أعطت المعادلتين التاليتين
نموذج المتوسط

$$DEU = 0.0001 - 0.014DEU(-1)$$

نموذج التباين

$$ARCH = 0.00033 + 0.10RESID(-1)^2 + 0.14 RESID(-2)^2 + 0.16 RESID(-3)^2$$

نتيجة التقدير تبين انه لا يمكننا قبول تمثيل نموذج (ARCH(3)) لان المعالم المقدره لنموذج (ARCH(3)) لا تحترم الشروط الأساسية للنموذج حيث ان تأثير التأخيرات القريبة (α_1) اقل من تأثير التأخيرات البعيدة (α_2) و (α_3) .

النتيجة الهامة هي انه يمكن تمثيل تقلبات التباين لبواقي التقدير من خلال نموذج (ARCH(1)) او (ARCH(2)) غير انه لا يمكن تقديرها من خلال نموذج (ARCH(3)) لسوء تمثيل هذا النموذج لديناميكية التقلبات.

المطلب الثالث: تقدير نموذج (GARCH(1,1))

تعتبر نماذج (GARCH) بديل أحسن لنمذجة تقلبات التباين في حالة نماذج (ARCH) ذات المعالم الكثيرة، كما انها تعطي نتائج أحسن من نماذج (ARCH)، سنختبر هذه الافتراضات من خلال محاولة تقدير نموذج (GARCH(1,1)) ومقارنة نتائجه مع نتائج النماذج السابقة ثم الإقرار بالنموذج الأمثل الذي ينمذج التباين من بين النموذجين،

الفرع الأول: صيغة نموذج (GARCH(1,1))

تعطى صيغة نموذج (GARCH) في الشكل التالي:

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_n y_{t-n} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (3)$$

مع:

- $\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0$ and $\beta_i > 0$:
- $0 \leq \sum_{i=1}^n \alpha_i + \sum_{i=1}^n \beta_i < 1$

عملية تقدير نموذج (GARCH(1,1)) أعطت النتائج التالية:

الجدول رقم (17) نتائج تقدير نموذج GARCH(1,1)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	5.73E-05	0.000280	0.205171	0.8374
AR(1)	-0.003146	0.038476	-0.081760	0.9348
Variance Equation				
C	5.59E-05	1.78E-05	3.142155	0.0017
RESID(-1)^2	0.150000	0.047268	3.173413	0.0015
GARCH(-1)	0.599975	0.120621	4.974064	0.0000
T-DIST. DOF	19.80388	3.044798	6.504169	0.0000
R-squared	0.000145	Meandependent var		3.38E-05
Adjusted R-squared	-0.000038	S.D. dependent var		0.007480
S.E. of regression	0.007480	Akaike info criterion		-6.629231
Sumsquaredresid	0.305196	Schwarz criterion		-6.621970
Log likelihood	18093.86	Hannan-Quinn criter.		-6.626698
Durbin-Watson stat	2.046114			
Inverted AR Roots	-0.00			

المصدر: مخرجات Eviews.10

مجموع معاملات معادلة التباين موجبة وتقترب من الواحد (0.15+0.59=0.74) هذا يعني

ان التباين مرتفع ويقترب من الواحد. مع الإشارة الى انه :

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

إذا كان $\beta_1 + \beta_2 < 1$ هذا يعني اتجاه التقلبات نحو الانخفاض (decayingvolatility)

إذا كان $\beta_2 > \beta_1$ هذا يعني دوام التقلبات (persistence)

كنتيجة لذلك فان نتيجة تقدير هذا النموذج تبين دوام التقلبات المشاهدة في التباين

الفرع الثاني: اختبار جودة النموذج

يجب اجراء الفحص الخاص بعدم وجود مشكل الارتباط بين البواقي الى جانب إعادة اختبار

(ARCH) للتأكد من ان البواقي تتمثل سيرورة صخب ابيض الجدولان التاليان يعطيان

نتائج اختبار (Ljung-Box) ونتائج اختبار (ARCH)

الجدول رقم (18) اختبار (Ljung-Box)

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.008	-0.008	0.3111	
		2 0.009	0.009	0.7505	0.386
		3 -0.019	-0.019	2.7875	0.248
		4 0.005	0.004	2.9077	0.406
		5 0.021	0.021	5.3187	0.256
		6 -0.014	-0.014	6.3282	0.276
		7 0.007	0.007	6.5885	0.361
		8 0.006	0.007	6.7607	0.454
		9 -0.030	-0.031	11.828	0.159
		10 -0.010	-0.010	12.335	0.195

المصدر: مخرجات Eviews.10

3- اختبار ثبات تجانس تباين الخطأ

الجدول رقم (19) اختبار ARCH

HeteroskedasticityTest: ARCH

F-statistic	26.06551	Prob. F(1,5454)	0.0000
Obs*R-squared	25.95104	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

المصدر: مخرجات Eviews.10

بينت النتائج وجود مشكل عدم ثبات تجانس التباين مما يعني ان البواقي ليست صخب

ابيض

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو- الدولار

وبالتالي فنموذج ((GARCH(1,1)) غير مناسب لتمثيل تقلبات تباين بواقي النموذج.

الفرع الثالث: مقارنة جودة النماذج

سنقوم في هذه المرحلة بمقارنة معايير المعلومات الخاصة بنموذج (ARCH(1)) ونموذج (ARCH(2)) وهذا لاختيار النموذج الأفضل من حيث تمثيل السيورة المولدة لبيانات سعر الصرف الأورو-الدولار، الجدول رقم (20) يعطينا اهم هذه المعلومات:

الجدول رقم (20) مقارنة جودة النماذج

المعيار	نموذج ARCH(2)	نموذج ARCH(1)	احسن نموذج
Log-likelihood	19213.08	19199.62	ARCH(2)
Akaike	7.039427	-7.034862	ARCH(2)
shwarz	-7.032165	-7.028810	ARCH(2)
Hannan-Quinn	-7.036893	-7.032750	ARCH(2)

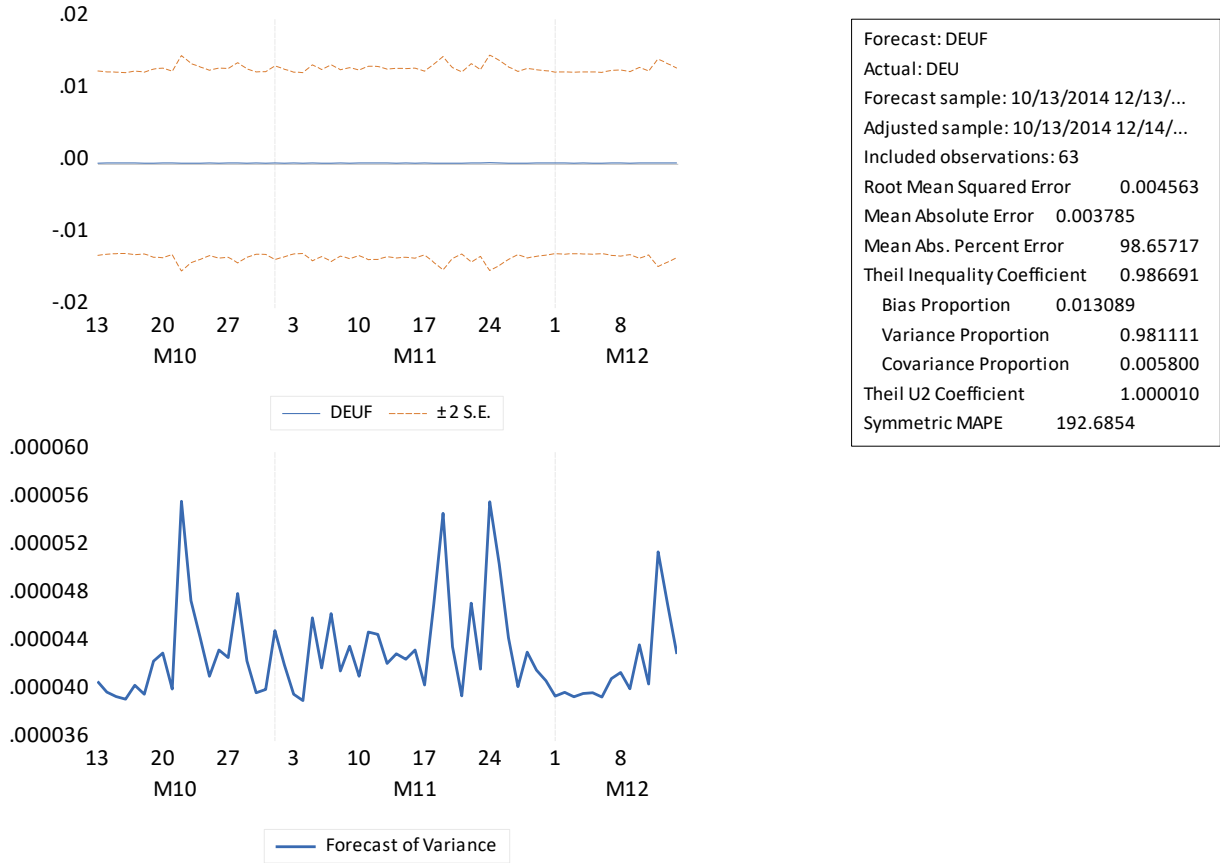
نلاحظ انه وبناء على جميع المعايير ان النموذج ((ARCH(2)) هو النموذج الأمثل من بين نماذج المقدره للمتوسط والتباين الخاص بتقلبات السلسلة اذ انه يتفوق على نموذج (ARCH(1)) في جميع المعايير المستعملة وهي معيار (Log-likelihood) ومعيار (Akaike) ومعيار (shwarz) ومعيار (Hannan-Quinn) ، اذا نستنتج ان احسن نموذج لنمذجة تقلبات تباين السلسلة سعر الصرف أورو والدولار هو نموذج ((ARCH(2))

التنبؤ بتقلبات التباين

عند استعمال النموذج للتنبؤ بتقلبات سعر صرف الأورو الدولار للشهرين الأخيرين من العينة يمكننا أولاً تمثيل هذه التقلبات في البيان التالي:

الشكل رقم (11) تنبؤ النموذج لتقلبات سعر الصرف

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار



النتيجة المستخلصة من استعمال النموذج (ARCH(2)) للتنبؤ بتقلبات سعر الصرف تبين ان سعر الصرف الأورو الدولار مستقر خلال هذان الشهران وهذا ما يبينه الشكل الأعلى، غير انه يتسم بتقلبات عنيفة خلال هذه الفترة بين الارتفاعات الكبيرة والانخفاضات المتتالية كما نلاحظ ان هذه التقلبات تميل الى الانخفاض خلال الفترة الأخيرة من المحاكاة وهذا ما يمثله الشكل الأدنى.

خاتمة الفصل

حاولنا من خلال هذا الفصل القيام بمحاولة قياسية في تحليل السلاسل الزمنية بهدف استخراج النموذج الأمثل المفسر لسلوك سعر الصرف الأورو مقابل الدولار باستعمال أدوات تحليل السلاسل الزمنية سواء دوال الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية واختبارات جذر الوحدة واخير اجراء النمذجة المناسبة وفق الخصائص المستخرجة من السلسلة.

بينت نتائج المحاولة القياسية ان سلسلة سعر الصرف الأورو الدولار تتميز بتقلبات كبيرة في تباينها مما استلزم الاعتماد على النماذج المناسبة في هذا الإطار وهي نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بارتباط التباين مع الزمن الا وهي نماذج (ARCH) و (GARCH) من مختلف الرتب، كما قمنا بدراسة الجودة الإحصائية لكل نموذج ومن ثم استخلاص النموذج الأمثل الذي يفسر متوسط وتقلبات سعر الصرف الأورو الدولار.

الخاتمة العامة

حاولنا من خلال هذه الدراسة التطرق الى كيفية استعمال تحليل السلاسل الزمنية في نمذجة النموذج الأمثل المفسر لسلوك سعر الصرف الأورو مقابل الدولار بالاعتماد على أدوات تحليل السلاسل الزمنية المختلفة والتي أهمها دوال الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية واختبارات جذر الوحدة وغيرها من الأدوات الأخرى.

تطرقنا في الفصل الأول الى اهم المفاهيم المتعلقة بتحليل السلاسل الزمنية كما تطرقنا الى اهم النماذج المستعملة في هذا الاطار والتي تهتم بنمذجة متوسط السلسلة من قبيل نماذج (ARIMA) ونمذجة تباينها من قبيل نماذج (ARCH) و (GARCH)

اما الفصل الثاني فقد حاولنا اجراء دراسة قياسية لنمذجة متوسط وتباين سلسلة سعر الصرف الأورو الدولار التي تبين تميزها بتقلبات كبيرة مما استلزم الاعتماد على النماذج المناسبة في هذا الإطار وهي نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بارتباط التباين مع الزمن الا وهي نماذج (ARCH) و (GARCH) من مختلف الرتب،

نتائج الدراسة بالاعتماد على الجودة الإحصائية لكل نموذج بينت ان:

- يتميز سعر صرف الأورو الدولار بتقلبات كبيرة خلال فترة الدراسة
- أظهرت اختبارات التمثيل الأمثل في عائلة نماذج (ARIMA) اتباع السلسلة المولدة لبيانات السلسلة لنموذج ((ARIMA(1,0)).

- بينت النتائج ان بواقي نموذج ((ARIMA(1,0) تتميز بارتباطها مع الزمن

- أحسن نموذج من عائلة نماذج (ARCH) المعبرة عن تقلبات تباين السلسلة هو نموذج ((ARCH(2) .

- أظهرت النتائج عدم تمكن نموذج ((GARCH(1,1) تحقيق الشروط الضرورية التي تمكننا من تفسير نتائجه.

- بين اختبار تجانس تباين البواقي ان هذه الأخيرة مرتبطة فيما بينها حتى الرتبة الثالثة.

- لم ينجح نموذج ((ARCH(3) في المرور عبر اختبارات جودة النموذج، اذ تبين انه يعاني من مشكل عدم تجانس تباين الخطأ وبالتالي فان هذا التمثيل لا يفسر بشكل جيد السلوك الحقيقي لسعر الصرف الأورو الدولار.

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

-بناء على جميع المعايير فان النموذج ((ARCH(2) هو النموذج الأمثل من بين نماذج المقدره للمتوسط والتباين الخاص بتقلبات السلسلة اذ انه يتفوق على نموذج ((ARCH(1) في جميع المعايير المستعملة وهي معيار (Log-likelihood) ومعيار (Akaike) ومعيار (shwarz) ومعيار (Hannan-Quinn) ، اذا نستنتج ان احسن نموذج لنمذجة تقلبات تباين السلسلة سعر الصرف أورو والدولار هو نموذج ((ARCH(2).

المراجع

- 1- مقران ياحلام ، د. شرابي عبد العزيز ، دراسة قياسية تحليلية لتقلبات عوائد اسهم بورصة الامارات العربية المتحدة باستخدام نماذج عائلة (GARCH)
- 2- وسيلة بوفنش، استخدام النماذج الكمية في التنبؤ بالطاقة الإنتاجية للمؤسسة، تخصص تقنيات كمية، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة سطيف، الجزائر، سنة 2008-2009.
- 3- تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، الجزء الثاني، 1999،
- 4- بديع احمد محمد حمدان ، التنبؤ بأسعار الصرف الدولار مقابل الشيكل باستخدام نموذج (GARCH) الهجين جامعة الأزهر غزة ، عمادة الدراسات العليا و البحث العلمي كلية الاقتصاد و العلوم الادارية برنامج ماجيستر الاحصاء ، 2015م ،
- 5- صفاء مجيد مطرش الكلابي ، استعمال بعض طرائق التنبؤ المختلفة لتحليل اعداد المصابين بالاورام الخبيثة ، جمهورية العراق وزارة التعليم¹ و البحث العلمي جامعة كربلاء كلية الادارة و الاقتصاد قسم الاحصاء ، 2018م
- 6- مزدي ثليلي، " استخدام نماذج السلاسل الزمنية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية دراسة حالة سونلغاز وحدة -البويرة-"، مذكرة مقدمة لنيل متطلبات شهادة الماستر في العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير، جامعة آكلي محند اولحاج، البويرة، 2017-2018،
- 7- بوشة محمد -محاضرات في تحليل السلاسل الزمنية، النماذج الخطية ، نظريات وتطبيقات- مطبوعة جامعية ، كلية العلوم الاقتصادية ، التسيير والعلوم التجارية، 2022 ،
- 8- ميمونة الطيب مصطفى موسى، " استخدام نماذج بوكس-جنكنز للتنبؤ بعدد المهاجرين في الفترة من (يناير 2013 الى ديسمبر 2015)"، مذكرة مقدمة لنيل متطلبات شهادة البكالوريوس الشرف في الاحصاء التطبيقي، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، السودان، سبتمبر 2016،
- 9- العقاب محمد، " تحليل السلاسل الزمنية: محاضرات وتطبيقات في الاقتصاد"، مطبوعة علمية متخصصة موجهة لطلبة السنة الأولى ماستر اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير، جامعة زيان عاشور، الجلفة، 2017-2018، ص 63
- 10 - شيخي محمد، " طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات"، ط 1، دار الحامد، 2011،

الفصل الثاني : نمذجة تقلبات سعر صرف الأورو - الدولار

- 11- شادي اسماعيل التلبناني , طارق عبد العزيز الدوب , دراسة اثر الصدمات الايجابية و السلبية على تقلبات عوائد بورصة الكويت وسوق دبي المالي باستخدام نماذج عائلة (GARCH) جامعة الازهر - غزة - فلسطين, اكااديمية سعد العبد الله للعلوم الامنية -
- 12- نعاس صلاح الدين, قياس وتحليل تقلبات اسعار الاسهم في البورصات العربية دراسة نظرية و تطبيقية باستخدام نماذج (GARCH) أطروحة لنيل شهادة دكتوراه الطور الثالث في علوم التسيير تخصص دراسات مالية
- 13- حسن عبد الله إسحاق عبد اله استخدام نماذج (GARCH) في تقدير تباين التضخم في السودان (1990-2015) بحث تكميلي لنيل درجة ماجستير في الاقتصاد التطبيقي .
- 14- بوادي سليمة , محاولة نمذجة سلوك سعر صرف الدولار / اورو دراسة قياسية (2000-2010), مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادات الماجستير في العلوم الاقتصادية ,
- 15- حسام صبحان , دراسة نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين , اطروحة قدمت لنيل درجة الدكتوراه في الاحصاء الرياضي , جامعة حلب كلية العلوم - قسم الاحصاء الرياضي ,
- 16- قصي احمد الشیخة , دور صناديق الاستثمار الاسلامية في تحقيق النمو الاقتصادي - دراسة مقارنة مع صناديق الاستثمار التقليدية, رسالة مقدمة لنيل درجة الماجستير في الاقتصاد , جامعة دمشق كلية الاقتصاد .

المراجع باللغة الأجنبية

- 1- Lardic.S, Mingnon.V, (1999), Prévision ARFIMA des taux de change : les modélisateurs doivent-ils encore exhorter à la naïveté des prévisions ? Annales D'économie et de Statistique. - N° 54 - 1999. : <https://www.researchgate.net/publication/227362509>
- 2- Lardic.S, Mingnon.V (1999), La mémoire longue en économie : une revue de la littérature Journal de la société française de statistique, tome 140, no 2 (1999), p. 5-48

- 3- Toure.M,(2000), Modele de Prevision pour L'indice des Prix a la Consommation des Menages a Bamako, Notes D'information et Statistiques, Banque Centrale des Etats de L'afrique de L'ouest, N° 504 Juin 2000.
- 4- De Leverghem,A,D,F, (2017), Prédiction de la direction des taux de change à court terme : comparaison de méthodes, en vue de l'obtention du titre de Master en ingénieur de gestion, à finalité spécialisée, Année académique 2016-2017, Louvain School of Management
- 5- Aduka, Chenini, Bengana,(2014), Peut-on modéliser la volatilité du taux de change de dinar algérien par un processus GARCH ? ,– Volume 3, Numéro 2, Pages 25-44
- 6- Tatsa,S (2013), Modélisation et prévision de la consommation horaire d'électricité au Québec Comparaison de méthodes de séries temporelles, Maitrise en Économie Maître ès arts (M.A.), Québec, Canada, © Sylvestre, 2013