



جمهورية العراق  
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي  
جامعة كربلاء  
كلية الإدارة والاقتصاد  
قسم الاحصاء

## تشخيص انموذجات السلاسل الزمنية الكفوءة مع تطبيق عملي

رسالة مقدمة  
إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد – جامعة كربلاء  
وهي جزء من متطلبات نيل درجة ماجستير في علوم الاحصاء

تقدمت بها

صبيحه نعمه زهد السعدون

بإشراف

أ.م.د جاسم ناصر حسين



قَالُوا سُبْحَانَكَ لَا عِلْمَ لَنَا إِلَّا  
مَا عَلَّمْتَنَا إِنَّكَ أَنْتَ الْعَلِيمُ الْحَكِيمُ

صدق الله العظيم  
سورة البقرة (32)

# الأهداء

أهدي ثمرة جهدي المناوئع الى ...  
بلدي العراق العظيم... ليمن الله عليه بالسلام  
والذي... رحمه الله  
والدتي الشهيدة... اسكنها الله فسيح جناته  
أشقائي وشقيقاتي... قرّة عيني  
كل من ينظر لي بمحبة واحترام

الباحثة

## شكر و عرفان

الحمد لله رب العالمين حمداً وشكراً. والصلاة والسلام على سيد المرسلين وخاتم النبيين محمد (ص) الصادق الأمين، وعلى آله وصحبه الغر الميامين أجمعين.

في البدء يسعدني ويشرفني أن أتوجه بجزيل الشكر والتقدير إلى أستاذي المشرف الأستاذ المساعد الدكتور (جاسم ناصر حسين) اطال الله في عمره لما له من الفضل في إغناء جهدي، ولرعايته وتوجيهاته السديدة التي كان لها الأثر في بلوغ مساعي فجزاه الله عني خير الجزاء.

كما يحتم واجب الوفاء والعرفان ان أتقدم بالشكر إلى السيد عميد كلية الإدارة والاقتصاد (الأستاذ الدكتور علاء فرحان الدعيمي) لاهتمامه ورعايته الكريمة بطلبة الدراسات العليا.

ولا يفوتني أن أتقدم بجزيل الشكر والعرفان إلى السيد رئيس قسم الأحصاء الأستاذ الدكتور (شروق عبدالرضا) و أساتذتي الكرام في قسم الأحصاء كافة. واتقدم بالشكر إلى العاملين في كلية الإدارة والاقتصاد لاسيما قسم الأحصاء جزاهم الله خير الجزاء .

كما أتقدم بالشكر والعرفان الى اساتذتي الفضلاء في الجامعات الأخرى لما ابذوه من نصح ومشورة لي خلال مسيرتي الحالية.. وأيضاً أتقدم بخالص الشكر والامتنان إلى رئيس وأعضاء لجنة المناقشة لتفضلهم بقبول مناقشة رسالتي وشكري وتقديري إلى المقوم العلمي واللغوي على جهودهم في إظهار الرسالة بالشكل اللائق لغوياً وعلمياً .

الباحثة

## المستخلص

تعرف السلسلة الزمنية بأنها مجموعة من الأرقام تمثل ظاهرة معينة مرتبة على أساس مدد زمنية غالباً ما تكون متساوية ومتعاقبة ومن الأنموذجات التي تمثل السلاسل الزمنية الأنموذجات التي تتصف بقدر كبير من عدم التأكد والتي تتعامل مع التقلبات في تباين السلسلة والتي تتمثل بأنموذجات The Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model (ARCH) وانموذجات Generalized Autoregressive conditional Heteroscedastic (GARCH)، تهدف الرسالة الى تشخيص أفضل أنموذج سلسلة زمنية ملائم للتقلبات في متوسطات الأسعار الشهرية للنفط الخام العراقي المصدر للمدة (2006-2017م)، وتطبيق مراحل طريقة بوكس-جينكنز في بناء الأنموذج الملائم للتقلبات من عائلة ARCH وتم تشخيص الأنموذج الأفضل بعد اجراء عدد من الأختبارات الأحصائية لدراسة استقرارية السلسلة المدروسة، والكشف عن وجود مشكلة عدم تجانس التباين التي تتصف بها هذه الأنموذجات، بعد تحويل السلسلة الأصلية الى سلسلة العودة (Return Series) المستقرة وذلك باستعمال التركيبية المستمرة (continuous companding) والتي غالباً ما تستعمل مع السلاسل الزمنية المالية وتم تشخيص الأنموذج الأفضل وهو AR(1) وبأخطاء TARCH(2,2) باستعمال معايير المفاضلة (AIC , SBC , H-Q) ومعنوية معاملات الأنموذج المقدره كونه حقق أقل قيم للمعايير المذكورة .

## قائمة المحتويات

الصفحة	التفاصيل	التسلسل
الفصل الأول ( المنهجية وبعض الدراسات السابقة)		1
2-1	المقدمة	1-1
2	مشكلة الرسالة	2-1
2	هدف الرسالة	3-1
3	اهمية الرسالة	4-1
3	حدود الرسالة	5-1
7-3	بعض الدراسات السابقة	6-1
الفصل الثاني (الأطار النظري)		2
8	تمهيد	1-2
9-8	مفهوم السلاسل الزمنية	2-2
10-9	مكونات السلاسل الزمنية	3-2
23-10	انواع السلاسل الزمنية	4-2
12-11	انموذجات السلاسل الزمنية المحددة	1-4-2
23-12	انموذجات السلاسل الزمنية العشوائية	2-4-2
23	مفهوم عدم تجانس تباين الخطأ	3-4-2
34-23	المعايير المستعملة في تقويم انموذجات السلاسل الزمنية	5-2
30-23	الكشف عن الأستقرارية	1-5-2
32-30	الكشف عن الأتجاه	2-5-2
34-32	أختبار أثر ARCH	3-5-2
41-34	بناء أنموذجات ARCH-GARCH	6-2
الفصل الثالث (الجانب العملي)		3
42	تمهيد	1-3

الصفحة	التفاصيل	التسلسل
44-42	وصف البيانات	2-3
48-44	الأختبارات الأحصائية	3-3
49-48	التشخيص او التحديد	4-3
50-49	تقدير الأنموذج ARIMA(1,1,0)	5-3
51-50	أختبار البواقي	6-3
53-52	تشخيص تأثير ARCH	7-3
53-53	تقدير الأنموذج TARCH(2,2)	8-3
58-53	أختبار كفاءة الأنموذج	9-3
59-58	التنبؤ	10-3
الفصل الرابع		4
60	تمهيد	1-4
61-60	الاستنتاجات	2-4
61	التوصيات	2-4
70-62	المصادر	
	الملاحق	
A-B	ABSTRACT	

رقم الجدول	قائمة الجداول	الصفحة
1	نتائج اختبار الارتباط الذاتي (Autocorrelation)	45
2	نتائج اختبار (Box- Ljung) الأستقرارية لسلسلة الأسعار بعد الفرق الأول	46
3	اختبارات جذر الوحدة بمستوى معنوية (5%)	47
4	تقدير معادلة الاتجاه	48
5	نتائج معايير المفاضلة لأنموذجات ARIMA(p,d,q)	49
6	نتائج تقدير الأنموذج AR(1) لسلسلة الفرق الأول	49
7	إحصائيات ملائمة الأنموذج	50
8	أختبار عدم تجانس التباين (ARCH)	51
9	نتائج تشخيص أنموذجات (GARCH)	52
10	نتائج تقدير الأنموذج المشخص TARCH(2,2)	52
11	دالتي الارتباط الذاتي والجزئي	54
12	اختبار عدم تجانس التباين	55
13	القيم المتنبأ بها لأسعار النفط الخام المصدر في العراق	58



قائمة الأشكال

الصفحة	التفاصيل	رقم الشكل
43	الأحصاء الوصفي لمعدلات الأسعار الشهرية للنفط الخام العراقي المصدر للمدة (2006-2017)	1
43	المنحنى البياني لأسعار الشهرية للنفط العراقي المصدرة للمدة (2006- 2017م	2
44	المنحنى البياني لسلسلة عوائد البيانات لأسعار للمدة (2006-2017)م	3
46	يوضح التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي عند المستوى I(0)	4
46	التمثيل البياني للارتباط الذاتي بعد أخذ الفرق الأول	5
48	التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي الجزئي بعد اخذ الفرق الأول	6
50	التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة البواقي	7
51	التمثيل البياني للقيم الأصلية والمقدرة لسلسلة الأسعار	8
55	دالتي الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة البواقي ل(36) من التباطؤ الزمني	9
56	نتائج اختبار طبيعة البواقي	10
57	الانحرافات المعيارية للبواقي	11
57	سلسلة البواقي للأنموذج TARCH(2,2)	12
58	انتشار البواقي المعيارية	13
59	القيم الأصلية والقيم المتنبأ بها لأسعار النفط الخام المصدر للمدة (2018- 2020)	14

رقم الملحق	قائمة الملاحق	الصفحة	
ملحق (1)	المعدلات الشهرية لأسعار النفط الخام العراقي للمدة (2006-2017)م	71	
ملحق (2)	نتائج تحديد الأنموذج المبدئي	80-72	
	نتائج اختبار (ARCH)	72	
	تقدير الأنموذج ARIMA(1,1,0)	73	
	تقدير الأنموذج ARIMA(0,1,2)	74	
	تقدير الأنموذج ARIMA (0,1,1)	75	
	تقدير الأنموذج ARIMA(1,1,1)	76	
	تقدير الأنموذج ARIMA(2,1,0)	77	
	تقدير أنموذج ARIMA(2,1,1)	78	
	تقدير انموذج ARIMA(2,1,2)	79	
	تقدير انموذج ARIMA(1,1,2)	80	
	ملحق (3)	تشخيص الأنموذج النهائي	92-81
		تقدير انموذج GARCH(1,1)	81
		تقدير الأنموذج GARCH(1,2)	82
		تقدير الأنموذج GARCH(2,2)	83
تقدير الأنموذج TARCH(1,1)		84	
تقدير الأنموذج TARCH(2,1)		85	
تقدير الأنموذج TARCH(2,2)		86	
اختبار ARCH للأنموذج TARCH(2,2)		87	
تقدير الأنموذج TARCH(1,2)		88	
تقدير الأنموذج EGARCH(1,1)		89	
تقدير انموذج EGARCH(1.2)		90	
تقدير انموذج EGARCH(2,1)		91	
تقدير انموذج EGARCH(2,2)		92	



# الفصل الأول

المنهجية وبعض الدراسات السابقة

## الفصل الأول

### المنهجية وبعض الدراسات السابقة

#### 1-1: مقدمة Introduction

للنفط دور حيوي واستراتيجي مهم يشمل كل الجوانب الاقتصادية والاجتماعية والسياسية والعسكرية، ويمكن قياس تطور المجتمع عن طريق ما يستهلكه من النفط ومشتقاته، لهذه المادة أهمية كبيرة لاسيما بالنسبة للدول الصناعية الكبرى . بما ان العراق من الدول المصدرة للنفط وما لأسعار هذه المادة من دور كبير في الاقتصاد العراقي .لذا اعتمدت هذه الدراسة على البيانات الشهرية الخاصة بأسعار النفط الخام العراقي للفترة (2006-2017)م .

شهد تحليل السلاسل الزمنية تطورا ملحوظا بعدما قدم العالمان (Box-Jenkins)منهجية حديثة في مطلع النصف الثاني من القرن العشرين والتي أثبتت كفاءة عالية وأصبحت مدخلا حقيقيا للتحليل الحديث للسلاسل الزمنية لما تتضمنه من نظريات إحصائية وطرائق ووسائل بيانية وحسابية، وقد اتخذ الخبراء والباحثون والدارسون هذه المنهجية مرجعاً رئيساً لهم للتعرف على الأنموذج الملائم وتقدير معلماته وتشخيصه واستعماله في التنبؤ بالمشاهدات المستقبلية. المتمثلة بأنموذجات ARMA فضلا عن إلى الإنجاز العلمي لدى الباحث (Engle , 1982) والمتمثل بأنموذجات [AutoRogressive Conditional Hetroscedasticity(ARCH)]، ان تحليل هذا النوع من الأنموذجات يختلف عن التحليل التقليدي الذي يعتمد على فرضية ثبات التباين المشروط لخطأ الأنموذج وسبب ذلك هناك نوع من السلاسل الزمنية لا تحقق هذه الفرضية، مثل السلاسل الزمنية المالية يكون تحليلها فيه تباين الخطأ المشروط يعتمد على القيم السابقة أي يتغير مع الزمن .

تناولت الرسالة أربعة فصول، تضمن الأول المقدمة، ومنهجية الرسالة وبعض الدراسات السابقة، في حين ركز الثاني على الجانب النظري للسلاسل الزمنية، اذ تم تعريف السلسلة الزمنية، دراسة أنواع أنموذجات السلاسل الزمنية وبناء أنموذج من عائلة (ARCH-GARCH) عن طريق تطبيق مراحل منهجية (Box-Jenkins)، الثالث خصص للجانب التطبيقي لتحليل سلسلة البيانات الشهرية للنفط الخام العراقي المصدر للمدة (2006-2017)م اذ تضمن العديد من الاختبارات

لوصف البيانات والكشف عن استقرارية السلسلة وتشخيص الأنموذج الملائم لهذه البيانات، أما الرابع فتضمن الاستنتاجات التي استخلصت من هذه الدراسة، أيضا التوصيات التي وضعتها الباحثة اعتمادا على النتائج المتحققة .

### 2-1: مشكلة الرسالة (Thesis problem)

تتمثل المشكلة في وجود تقلبات في السلاسل الزمنية المالية المستخدمة في هذه الرسالة وهي اسعار النفط الخام العراقي المصدر للمدة (2006-2017)م ، لذلك نلجأ الى استخدام أنموذجات (ARCH) اللاخطية حيث ان الأنموذجات الخطية اصبحت غير قادرة على تشخيص الأنموذج الأكفأ .

### 3-1: هدف الرسالة (Thesis objective)

ترمي الرسالة إلى تحديد أفضل أنموذج سلسلة زمنية ملائم لبيانات البحث وللمدة (2006-2017)م عن طريق مقارنة عدد من الأنموذجات والبحث عن أفضل تشخيص لبيانات السلسلة عن طريق معايير المفاضلة (AIC , SIC , H-Q) ، وتقدير معالم الأنموذج وبذلك نحصل على الأنموذج الأفضل للتنبؤ .

### 4-1: أهمية الرسالة (Importance of study)

تكمن اهمية الرسالة بعد تشخيص أنموذج قياسي يستخدم للتنبؤ بأسعار النفط الخام العراقي المصدر وذلك من شأنه يساعد المخططين واصحاب القرار في اتخاذ القرارات الصائبة وفي ضوء التقلبات في الأسعار، وتم استخدام أنموذجات ARCH وهي عادة تناسب السلاسل الزمنية المالية التي تظهر تقلبات متفاوتة

### 5-1: حدود الرسالة (Study Limits)

- الحدود الزمنية : تم استعمال المؤشرات الخاصة بأسعار المنتجات النفطية الشهرية للمدة من (2006-2017)م .
- الحدود المكانية : شمل البحث أسعار النفط الخام المصدر في العراق بالاستناد إلى بيانات المجموعات الإحصائية السنوية الصادرة عن جمهورية العراق، وزارة التخطيط، الجهاز المركزي للإحصاء

## 6-1: بعض الدراسات السابقة (Historical Review)

تهدف هذه الفقرة إلى الاطلاع على ما قدمه الباحثون والنتائج التي توصلوا إليها ضمن مجال الرسالة لغرض حصول الباحثة على تراكم معرفي يسهم بزيادة المعلومات لإثراء الموضوع الحالي، وفي ما يأتي استعراض لهذه الدراسات السابقة :

في عام 2000 قام الباحثان (Heston & Nandi) <sup>[47]</sup> بتقديم دعماً تجريبياً كبيراً لأنموذجات GARCH كان له فائدة كبيرة في تحليل السلاسل الزمنية لأسعار الأسهم الأوربية .  
في عام 2002 قدم (Tsay) <sup>[61]</sup> دراسة لأنموذجات السلاسل الزمنية اللاخطية في الناحيتين النظرية والتطبيقية .

قدم الباحث في عام 2003م (غنام) <sup>[28]</sup> دراسة عن تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستعمال منهجية بوكس -جينكنز، تضمنت تحليل سلسلة زمنية تمثل مؤشر أسعار الأسهم العام في المملكة للمدة (1985-2002) تم تطبيق الأساليب الإحصائية على هذه السلسلة كاختبارات السكون (ADF) واختبار معاملات دالة الارتباط الذاتي (ACF) وتطبيق منهجية بوكس جينكنز (Box-Jenkins) لتشخيص الأنموذج المناسب والذي تم اختياره باستعمال معايير إحصائية مثل (Akaike) و (Schwarz) من بين عدة انموذجات متقاربة، توصلت الدراسة إلى أن أفضل أنموذج يناسب بيانات المؤشر العام لأسعار الأسهم هو أنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى .

إما عام 2004م قدم الباحث (Caiado) <sup>[40]</sup> دراسة للنمذجة والتنبؤ بتقلب مؤشر البورصة البرتغالية كان هدف الدراسة نمذجة التقلبات في العائدات اليومية والأسبوعية لمؤشر السهم البرتغالي (PSI-20) باستعمال نماذج GARCH, GARCH-M , EGARCH , TARCH، توصلت الدراسة إلى وجود صدمات كبيرة غير متماثلة للتوازن في عوائد الأسهم اليومية، ولكن ليس في عوائد الأسهم الأسبوعية، أيضاً هناك اختلاف في خصائص السلاسل اليومية والأسبوعية .

عام 2006م قدم الباحث (هيتهاة) [33] دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر هدفها نمذجة سلسلة التضخم للمدة (1990-2005) للبيانات الشهرية على شكل MA مع خطأ ARCH وتبين ان هذه الظاهرة تشهد استقراراً بعد المدة المذكورة آنفاً

في عام 2008م قدم الباحث (عبدالله) [22] أطروحة الدكتوراه التي تضمنت تحليل بعض أنموذجات السلاسل الزمنية اللاخطية المتمثلة بأنموذجات ARCH & GARCH من الرتب الدنيا وكان الهدف دراسة مراحل تحليل السلاسل الزمنية اللاخطية، تضمنت الدراسة مرحلة التشخيص Identification عن طريق استخدام عدد من الاختبارات للكشف عن وجود Heteroscedasticity والتي تمتاز بها هذه الأنموذجات ثم مرحلة التقدير، استعمال الباحث المعايير الخاصة بتحديد رتبة الأنموذجات (H-Q , FBE , SBC , BIC , AIC) ثم فحص مدى ملائمة الأنموذج Diagnostic Checking الذي تم تقديره للظاهرة المدروسة وباستعمال العديد من الاختبارات وبعدها مرحلة التنبؤ المستقبلي، نفذ الباحث عدداً من التجارب باستعمال أسلوب المحاكاة للتحقق من جميع النتائج التي توصل لها .

في عام (2012) قدم الباحثون (M.Taghavi & T.Mohammadi & A.Bandidarian) [51] دراسة تهدف لدراسة تأثير عدم التأكد في أسعار الصرف على تجارة الواردات الإيرانية، وتم إنشاء سلسلة عدم التأكد باستعمال الأنموذج TARARCH وأشارت نتائج الدراسة الى أن الصدمات السلبية (الأخبار السيئة) كان لها تأثير أكبر في التقلبات بأسعار الصرف .

وفي العام نفسه (2012) قدم الباحث (Jiang) [48] رسالة ماجستير في الإحصاء من جامعة أوبسالا في السويد تضمنت استعمال أنموذج (GARCH) لتحليل التقلبات في أسواق الأسهم المختلفة والتنبؤ بها، استعمال العديد من أنموذجات التقلب واستعمالها في التنبؤ بالتباين الشرطي، أختار الباحث (GARCH , EGARCH & GJR-GARCH) تم اختيار أفضل أنموذج للتنبؤ بالتباين الشرطي بعد مقارنتها بمعيار (RMSE) وتم التطبيق على خمس مؤشرات لأسواق الأسهم العالمية .

وفي عام (2013) قدم الباحثان ( أمين و الصفاوي ) [3] دراسة الى جامعة الموصل ، تضمنت استعمال انموذجات ARCH(P) و GARCH(p,q) لتمثيل البيانات اليومية لمرضى



الأطفال تم تحليل السلسلة الزمنية للدخول اليومي، واستعمال أنموذجات ARIMA (p,d,q) الخطية و GARCH (p,q) اللاخطية وبعد المفاضلة اختير الأنموذج الخطي ARIMA (4,1,3) والأنموذج اللاخطي GARCH (1,1)، وباستعمال معايير ضبط الدقة (MSE , MAE , MAPE) تم اختيار الأنموذج GARCH (1,1) لتمثيل البيانات كأفضل أنموذج .

قدم الباحث عام (2015) (Okicic) [53] دراسة كان الهدف الرئيس لها هو التحقق في سلوك عوائد الأسهم في أسواق الأسهم لأوروبا الوسطى والشرقية (CEE) مع التأكيد على العلاقة بين العوائد والتقلبات المشروطة، تم تسليط الضوء في هذه الدراسة على النمذجة الاقتصادية القياسية للمتوسط الشرطي وتقلبات عوائد الأسهم في هذه المنطقة وأظهرت الدراسة أن عمليات ARIMA و GARCH توفر تقريباً متقارباً للوسط وحركة التقلب في حالة أسواق الأسهم في أوروبا الوسطى والشرقية، وكان هناك دليل واضح على وجود عدم التأكد، ما يعني أن الصدمات السلبية تزيد من التقلب أكثر من الصدمات الايجابية .

في نفس العام (2015) قدم الباحثان (محمد و يادكار) [31] دراسة تهدف إلى إيجاد أنموذج التقلبات لأسعار الإغلاق اليومي لسوق العراق للأوراق المالية للمدة (2012-2005) باستعمال أنموذجات الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين، تمت دراسة مرحلة التشخيص باستعمال عدد من الاختبارات الخاصة بالتشخيص بوجود مشكلة عدم تجانس التباين، ثم دراسة مرحلة التقدير باستعمال الإمكان الأعظم، وفحص مدى ملائمة الأنموذج المختار باستعمال عدد من الاختبارات، ثم التنبؤ بالتقلبات للأسعار عن طريق التنبؤ بتقلبات الأسعار للإغلاق اليومي . كانت نتائج الدراسة أن أفضل أنموذج للتنبؤ هو الأنموذج GARCH(1,2) وتبين عدم وجود تأثير (ARCH) في الأنموذج وتم ذلك باستعمال معايير المفاضلة، معيار أكايكي (AIC) وشوارتز (SIC) وحنان-كوين (H-Q) واختبار معنوية المعلمات المقدرة للأنموذج بالاعتماد على معايير الدقة التنبؤية .

قدم الباحث عام (2016) (Arivalagan.G) [37] دراسة هدفت للحصول على تقلبات الأسعار التاريخية في (Sensex) عن طريق فحص التقلبات لمدة (20) عاماً من (1997-2016) أستعمل فيها الأنموذجات اللاخطية (GARCH , EGARCH & TGARCH) حدد الباحث الأنموذج المناسب وفقاً لمعيار (AIC (Akaike Information Criterion) ومعيار SIC

الارتباط الذاتي واختبار (ARCH-LM)، وتوصل الى أن (TGARCH) يعد أفضل أنموذج لتحديد تقلب (Sensex) .

قام الباحث عام (2017)م (العنابي) <sup>[24]</sup> بدراسة "قياس التطاير في السلاسل الزمنية المالية (ARCH&GARCH)، إذ أختير أفضل أنموذج للتباين المشروط لبواقي أنموذج السلاسل الزمنية للمتوسطات الأسبوعية لأسعار خامات نفط سومو في ظل حالة عدم التأكد والتي تسود أسواق النفط العالمية باستعمال معايير الأفضلية الخاصة ببناء نماذج السلاسل الزمنية ومن ثم استعمال الأنموذج المقدر للتنبؤ بتقلبات التباين لذلك الأنموذج، إذ اتضح إن السلسلة الزمنية لمتوسط أسعار النفط الأسبوعية تعاني من التأثير العالي لعدم تجانس التباين على شكل مدد متتالية من التأثير العالي لحقتها مدد متتالية من التأثير المنخفض، أثبتت الاختبارات ملائمة الأنموذج ((GARCH(3,7) كأفضل أنموذج تنبؤ، ولوحظ استقرار تباين الخطأ للنماذج (GARCH) المقدر للدلالة على السلوك الخطي للسلسلة بعد تحقق استقرارية نماذج (GARCH)، ظهر من هذه الدراسة أيضا أن متوسط مربعات خطأ التنبؤ لنماذج التباين غير المشروط (GARCH) كانت أقل ما يمكن للدلالة على كفاءة الأنموذج المقدر .

وبالعام نفسه (2017)م قدم الباحثان (عبدالرزاق و حمزة) <sup>[21]</sup> دراسة في تحليل نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية " تم استعمال الأنموذج ((GJR-GARCH(p,q) في تحليل البيانات المالية لأسعار الأقفال اليومي لأحدى مؤشرات سوق العراق، وتميزت هذه السلسلة الزمنية بعدم ثبات الوسط والتباين وذلك لوجود تقلبات في أسعار الأقفال لذلك تمت الدراسة وفقا للنماذج اللاخطية وتم تحليلها وفقا لأنموذج الانحدار الذاتي المعمم المشروط بعدم تجانس التباين لأنموذج ((GARCH(p,q) وتم اختيار الأنموذج الأفضل وفق معياري (AIC) و (BIC) .

قدم الباحث عام (2018)م (Abdullah) <sup>[34]</sup> دراسة هدفها دراسة القدرة النسبية لمختلف الأنموذجيات للتنبؤ بالتقلبات في المستقبل، ووضع انموذج تقلب مناسب لالتقاط التباين في عائدات الأسهم في بورصة دكا (DEC) عن طريق استغلال البيانات اليومية (2001/11/27- 2013 /7/31)، إذ توصل الى انه من منظور ثبات التقلب، يعد افضل انموذج GARCH(2,1)-

MA(2)، ومن منظور التقاط التأثير غير المتماثل افضل نموذج هو EGARCH(1,3) - MA(2)، ومن ثم لم يكن هناك اختيار واضح، لذا يجب ان يعتمد القرار على هدف الأشخاص المعنيين.

وجه الاختلاف بين الدراسات السابقة والدراسة الحالية :

اختلفت الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة كونها تناولت تشخيص أحد أنموذجات السلاسل الزمنية غير المتناظرة (TARCH) وهذا الأنموذج لم يتم تناوله واستعماله في التشخيص و التنبؤ في البيئة العراقية، وايضاً قلة تناول أنموذجات السلاسل الزمنية غير المتناظرة في الدراسات العربية على حد علم الباحثة .

# الفصل الثاني

الإطار النظري

## الفصل الثاني

### الإطار النظري

#### 1-2: تمهيد

تتصف بعض السلاسل الزمنية بقدر كبير من عدم التأكد لاسيما السلاسل الزمنية المالية وان استعمال أنموذجات السلاسل الزمنية العشوائية الخطية لا يجدي نفعاً، لذلك تم التأكيد على أنموذجات السلاسل الزمنية العشوائية اللاخطية، اذ تم اقتراح انموذجات عائلة The Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model (ARCH) (الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين) لدى العالم (Engle , 1982) لنمذجة تباين السلاسل الزمنية التي تعاني من عدم تجانس تباين الخطأ وبمتوسط صفر، هذه السلاسل تعاني من تقلبات ذات نمط ديناميكي أي ان التباين يتغير بمرور الزمن .وتضمن هذا الفصل بعض المفاهيم الخاصة بالسلاسل الزمنية ومفهوم عدم تجانس تباين الخطأ Heteroscedasticity وأنموذجات السلاسل الزمنية المناسبة للبيانات المالية والعديد من الاختبارات وخطوات التشخيص التي سيتم تطبيقها في الفصل الثالث .

#### 2-2: مفهوم السلاسل الزمنية (The concept of time series)

هناك تعاريف كثيرة للسلسلة الزمنية تمثل وجهات نظر مختلفة منها :

هي متابعة من المشاهدات لظاهرة عشوائية مرتبة على أساس الزمان أوالمكان (بري،2002)

كما عرفها(Diebold , 2006)على أنها سلسلة من الملاحظات مرتبة على بعد واحد مثل الوقت .

كذلك عرفها(الخاقاني ، 2012)على أنها مشاهدات ظاهرة معينة تم تسجيلها لمدد زمنية سابقة وتكون مرتبة بشكل متسلسل بحسب الزمن، و تحلل السلاسل الزمنية لمعرفة سلوك هذه الظاهرة والتغيرات التي تطرأ عليها وذلك بتسجيل ملاحظات لمدد زمنية ماضية لغرض دراسة هذه التغيرات ومعرفة أسبابها ونتائجها والتنبؤ بقيمها وتغيراتها المستقبلية

أما(حمودات ، 2013) فعرف السلسلة الزمنية رياضيا بأنها متابعة لمتغيرات عشوائية

معرفة ضمن فضاء احتمالي متعدد المتغيرات ومؤشر بالدليل (t) ويعود إلى مجموعة (T) ويرمز

للسلسلة الزمنية  $\{y(t), t \in T\}$  ومن ثم فإن للسلسلة الزمنية متغيراً توضيحياً هو الزمن  $(t)$  ومتغير الاستجابة هو قيمة الظاهرة المدروسة  $Y(t)$  ويمكن التعبير عن السلسلة الزمنية رياضياً كالاتي :

$$Y(t) = f(t) \dots\dots(2-1)$$

وإذا كانت هناك عوامل أخرى تؤثر في الظاهرة أي وجود متغيرات توضيحية أخرى فضلاً عن متغير الزمن نستعمل العلاقة الرياضية الآتية :

$$Y(t) = f(t, x_1, x_2, \dots, x_n) \dots\dots(2-2)$$

كذلك عرفها (عطروش ، 2015) على أنها سلسلة من الأرقام والقيم مسجلة على أساس الوحدات الزمنية، أي أنها سجل تاريخي بالزمن يتكون بتأثير العوامل الاقتصادية أو الاجتماعية أو البيئية أو أي عامل آخر .

ومهما تعددت مفاهيم السلسلة الزمنية إلا أنها تعبر عن مفهوم واحد هو: (السلسلة الزمنية هي مجموعة من الأرقام تمثل ظاهرة معينة مرتبة على أساس مدد زمنية غالباً ما تكون متساوية ومتعاقبة). وهذه السلسلة الزمنية تتكون من مجموعة مكونات يمكن توضيحها فيما يأتي:

### 3-2: مكونات السلاسل الزمنية (Components of Time Series)

السلسلة الزمنية بشكل عام تتأثر بأربعة مكونات رئيسة والتي يمكن فصلها عن البيانات المرصودة، هذه المكونات هي : الاتجاه العام، الدورية، الموسمية وغير المنتظمة وفيما يأتي وصف لهذه المكونات الأربعة : (Adhikari & Agrawal, 2013)

أ- **الاتجاه العام Trend**: هو الزيادة أو النقصان أو الركود على مدى مدة طويلة من الزمن في سلسلة زمنية ويمكن القول أن الاتجاه هو حركة طويلة الأجل في سلسلة زمنية ويرمز له  $T(t)$ .

ب- **التغيرات الموسمية Sesonal Variations**: هي تقلبات السلسلة الزمنية في الموسم السنوي، من العوامل المهمة التي تسبب التغيرات الموسمية هي المناخ والظروف الجوية والعادات والتقاليد ويرمز لها  $S(t)$ .

ت- **التغيرات الدورية Ciculical Variations** : هي تغيرات تسببها الظروف وهي تتكرر بشكل دوري تكون مدة الدورة على مدى فترة زمنية طويلة عادة ما تكون سنتين أو أكثر،

تظهر هذه التغيرات الدورية في السلاسل الزمنية الاقتصادية والمالية ويرمز لها  $C(t)$

ث- **التغيرات غير المنتظمة Random Variations** : تنجم الاختلافات غير المنتظمة أو

العشوائية في السلسلة الزمنية عن تأثيرات غير متوقعة والتي ليست منتظمة ولا تتكرر

أيضا في نمط معين هذه الاختلافات ناتجة عن الحروب و الاضطرابات والفيضانات،

الزلازل. لا توجد تقنية إحصائية محددة لقياس التقلبات العشوائية في السلسلة الزمنية

ويرمز لها  $I(t)$ .

ولتوضيح تأثير هذه المكونات الأربعة في قيمة الظاهرة يستعمل نوعان مختلفان من

الأنموذجات في السلسلة الزمنية هما : (شومان والصراف ، 2013)

أ- **الأنموذج الضربي Multiplicative Model** : يعتمد هذا النوع على افتراض أن المكونات

الأربعة للسلسلة الزمنية ليست بالضرورة مستقلة ويمكن أن يؤثر بعضها في بعض ويعبر

عنها بالشكل الآتي :

$$Y_t = T(t) * S(t) * C(t) * I(t) \dots\dots(2-3)$$

ب- **الأنموذج الجمعي Additive Model** : يفترض أن المكونات الأربعة مستقلة عن بعضها

البعض ويعبر عنه :

$$Y_t = T(t) + S(t) + C(t) + I(t) \dots\dots(2-4)$$

في هذا الأنموذج يعبر عن قيمة الظاهرة والاتجاه العام بالقيم الأصلية أما قيم  $(S, C, I)$

يعبر عنها بانحرافات عن قيمة الاتجاه العام  $T$ .

اذ :

$Y_t$  المشاهدة،  $T(t)$ الاتجاه،  $S(t)$  الموسمية،  $C(t)$  الدورية،  $I(t)$  العشوائية

#### 4-2: أنواع السلاسل الزمنية Types of time series

توجد عدة انواع من السلاسل الزمنية في مختلف جوانب الحياة سواء كانت اجتماعية او

صحية او اقتصادية او اجتماعية ، أي انها تصنف على اساس مجالات وحقول الاستخدام ،

ايضاً يمكن تصنيفها على اساس نوع المتغير سواء كان متقطع او مستمر ، كذلك على أساس قابلية السلسلة على التنبؤ المؤكد أو الاحتمالي، فإذا كانت لها القابلية على التنبؤ المؤكد فأن السلسلة مشخصة (محددة)، ولكن في الغالب السلاسل الزمنية تكون عشوائية في طبيعتها وأن عملية التنبؤ المستقبلي تحدد جزئياً وبدلالة القيم السابقة للسلسلة الزمنية والمتبقي يحتوي على الأخطاء، أن التنبؤ المؤكد يكون صعباً ويمكن أن يعوض عنه بخاصية التوزيع الاحتمالي للقيم المستقبلية والتي تكون مشروطة بمعرفة سلوك القيم السابقة للسلسلة الزمنية. ويمكن تقسيم أنموذجات السلاسل الزمنية وفق هذا المعيار إلى نوعين هما : (التميمي والعنبي، 2013)

#### 1-4-2: أنموذجات السلاسل الزمنية المحددة (Deterministic time series models)

يعبر عنها بالشكل الآتي:

$$Y_t = E(Y_t) + \varepsilon_t \dots\dots(2-5) \quad t = 1,2,\dots,n$$

اذ  $\varepsilon_t$  متغيرات عشوائية مستقلة وتوقعها صفرًا وتباينها ثابت، ويدعى الأنموذج محدد أو غير عشوائي إذا أمكن وصف توقعه بدالة رياضية مباشرة في الزمن (t) أي :

$$E(Y_t) = f(t, \beta) \dots\dots(2-6)$$

أي يمكن وصف مشاهدات السلسلة الزمنية ( $Y_t$ ) بالشكل الآتي :

$$Y_t = f(t, \beta) + \varepsilon_t \dots\dots(2-7) \quad t = 1,2,\dots,n$$

حيث  $\beta$  تمثل متجه معلمة هذه الدالة الرياضية

هذا يعني من الممكن التنبؤ بالمشاهدات المستقبلية بالشكل الآتي :

$$Y_h = f(h, \beta) \dots\dots(2-8) \quad h = t+1, t+2, \dots$$

أي ان هذه الأنموذجات مبنية على فرضية أن المشاهدات المستقبلية للسلسلة الزمنية لها شكل رياضي محدد (غير عشوائي)، ولأنموذجات المحددة فرضيتان اساسيتان هما :

1. الدالة  $f(t, \beta)$  دالة رياضية محددة لا تحوي أي طابع عشوائي
2.  $(\varepsilon_t)$  متغيرات عشوائية مستقلة توقعها (صفر) وتباينها ثابت .



وينتج عن هاتين الفرضيتين أن المتغيرات  $(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$  متغيرات عشوائية تستعمل هذه الأنموذجات في الدوال الرياضية الأسية، المثلية وكثيرات الحدود . ويعاب على الأنموذجات المحددة ما يأتي :

1. لاتصف خصائص السلاسل الإحصائية وانما تنتج مشاهدات  $(y_1, y_2, \dots, y_n)$  .
2. تفترض هذه الأنموذجات أن التطور في السلسلة الزمنية (طويل الأجل) يكون منتظماً ويمكن التنبؤ به .
3. تفترض أن مشاهدات السلسلة الزمنية تكون مستقلة ولا يوجد ارتباط بينهما، وهذا فرض نادر في مجال التطبيق . وبسبب وجود هذه العيوب فأن هذه الأنموذجات غالباً ما يكون التنبؤ بها غير دقيق . (شعراوي ، 2005)

#### 2-4-2: أنموذجات السلاسل الزمنية العشوائية (Stochastic time series models)

يفترض الأنموذج العشوائي دائماً أنه يمكن توليد السلسلة الزمنية العشوائية بوجود عملية عشوائية (Stochastic Process) نظرية، اذا افترض نظرياً أن هذا الأنموذج أستعمل لتوليد العديد من السلاسل الزمنية للمدة الزمنية موضع الدراسة نفسها فأن هذه السلاسل تختلف عن بعضها البعض ولكنها تخضع للقواعد والقوانين الاحتمالية نفسها وهي مشابهة في ذلك للعينة والمجتمع في علم الإحصاء أي يمكن سحب عدداً من العينات المختلفة من المجتمع نفسه بحيث تخضع هذه العينات للقواعد والقوانين الاحتمالية للمجتمع نفسها. على افتراض أن المشاهدات  $(y_1, y_2, \dots, y_n)$  هي قيم لمتغير عشوائي تم رصدها في المدة الزمنية  $(1, 2, 3, \dots, n)$  ولهذا المتغير توزيع احتمالي تراكمي  $F(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$  يستعمل هذا التوزيع لعمل استدلالات إحصائية لمستقبل العملية العشوائية . أن معرفة أو تحديد هذا التوزيع الاحتمالي يعد من الأمور الصعبة في علم الإحصاء ولكن بالإمكان بناء أنموذج يصف أو يشرح سلوك السلسلة الزمنية، وتعتمد كفاءة هذا الأنموذج في قدرته على عكس خصائص التوزيع الاحتمالي الحقيقي (شعراوي ، 2005) وتصنف انموذجات السلاسل الزمنية العشوائية الى أنموذجات خطية وغير الخطية

اولاً: أنموذجات السلاسل الزمنية العشوائية الخطية: Linear stochastic time series models

للسلاسل الزمنية الخطية دور كبير في نمذجة الظواهر الاقتصادية والتنبؤ بقيمها المستقبلية ولكن الصيغ الخطية لا تستطيع ترجمة الصفة الحركية أو الديناميكية لا سيما في الظواهر المالية لأن هذه الأنموذجات تقوم على فرضية ثبات التباين، وهذه الفرضية غير واقعية لا سيما في السلاسل الزمنية المالية التي تتميز بالديناميكية وعدم ثبات الأخطاء بمرور الزمن وتتصف بعدم التناظر. (عبد الله والرشيدي ، 2015). وأهم هذه الأنموذجات .

### 1- أنموذج الانحدار الذاتي (AR) Autocorrelation models

فكرة الأنموذج العام للانحدار الذاتي AR(P) هي المتغير التابع  $Y_t$  دالة خطية لقيم السلسلة السابقة  $(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p})$  ويوصف أنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة (P) بالشكل الآتي:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \dots (2-9)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

بحيث  $\varepsilon_t$  هي الأخطاء العشوائية (التشويش الأبيض) غير مرتبطة وتتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط صفر وتباين ثابت،  $(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$  معالم الأنموذج، أبسط أنموذج من نماذج AR(p) هو أنموذج AR(1) ويوصف بالمعادلة الآتية : (Lutkepohl & Kratzig, 2004)

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots (2-10)$$

### 2- أنموذج المتوسطات المتحرك (MA) Moving Average models

يستعمل أنموذج المتوسطات المتحركة ذو الرتبة (q) الأخطاء العشوائية للمدة الحالية (t) والمدد الماضية للتنبؤ ويمكن تمثيله بالمعادلة الآتية:

$$Y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \dots (2-11)$$

$$Y_t = \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}$$

حيث  $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$  معالم الأنموذج (Bryant, 2014)

### 3- أنموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المختلط (ARMA(pq)) Autocorrelation and Moving Average models

الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المختلط من الرتبة (p,q) يمكن التعبير عنه رياضياً بالصيغة :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \dots (2-12)$$

نقول أن  $(Y_t)$  عبارة عن عملية مختلطة بين الأنموذجين (الانحدار الذاتي والمتوسط

المتحرك) . (Cryer , 2008)

#### 4- أنموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكامل Moving Average models [ARIMA (pdq)]

فعند استقرار السلسلة  $(Y_t)$  بعد أخذ الفروق تدعى بالانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك

المتكامل و يرمز له ARIMA(p,d,q) ويعبر عنه رياضياً بالمعادلة الآتية:

$$Y_t^d = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \dots (2-13)$$

الغرض من الأنموذج ARIMA هو أعمام أنموذج ARMA لتحليل السلاسل غير

المستقرة، وذلك عن طريق الدمج بين خصائص AR من الدرجة p والمتوسط المتحرك من

الدرجة q مع درجة الفروق d . (Bryant،2014)

هذه الأنموذجات تعمل جميعها تحت فرضية واحدة هي أن التباين متجانس وثابت ولكن

إذا فقدنا هذه الفرضية أولم تتحقق غالباً بسبب طبيعة الظاهرة فأنا ننتقل الى نوع آخر وهو

أنموذجات الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين المشروط بعدم تجانس التباين The Autoregressive Conditionally

Heteroscedastic Model (ARCH) كما في المبحث الآتي :

#### 2-4-3: مفهوم عدم تجانس تباين الخطأ ( Heteroscedasticity )

يتكون المصطلح Heteroscedasticity من مقطعين الأول (Hetero) ويعني مختلف

والمقطع الآخر (scedasticity) ويعني عدم التجانس أو الانتشار وهذا يعني عدم ثبات التباين

للأخطاء أي أن  $(\text{Var}(\varepsilon_t) \neq \sigma_\varepsilon^2)$  . (عبيد ، 2017)

ركزت الأنموذجات الكلاسيكية على فكرة أساسية هي أن متوسط الأخطاء معدوم وتباينها

ثابت بمرور الزمن وأنها مستقلة عن بعضها البعض أي أن (Stavros&Evdokia,2014)

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \forall \quad t = 1, 2, \dots, T \dots (2-14)$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 \quad \forall \quad t = 1, 2, \dots, t \dots (2-15)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_i) = E(\varepsilon_t, \varepsilon_i) = 0 \quad \forall \quad t \neq i, t = 1, 2, \dots, T \dots (2-16)$$

وأن تقدير الأنموذجات بإسقاط هذه الفرضيات يعد أمراً صعباً وذلك لوجود خاصية عدم التجانس والارتباط بين الأخطاء ما يقلل من كفاءة الأنموذجات المقدره .

قدمت الكثير من الأفكار والحلول لحل مشكلة عدم تجانس الأخطاء يتجه معظمها إلى إيجاد تباين يتطور مع الزمن، ومن هذه الحلول هو إدخال متغيرات جديدة ( $X_t$ ) لتفسير هذا التطور، مثلاً جعل التباين أو الانحراف المعياري كدالة خطية لمتغيرات خارجية ويفترض هنا أن المتغير الداخلي يكون مستقلاً عن تغيير التباين . من هنا جاءت التعديلات التي قدمها (Engle)، إذ قدم أنموذج التباين العشوائي وبأدراج المشاهدات السابقة في شكل انحدار ذاتي لمربعات الأخطاء (Engle,1982)

$$\sigma_t^2 = \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \phi_p \varepsilon_{t-p}^2 \dots \dots (2-17)$$

حيث (p) درجة الانحدار الذاتي

يقدم عدم التجانس كدالة لمتغيرات خارجية تتمثل بالمعادلتين :

$$\varepsilon_t = X_{t-1} \mu_t \dots \dots (2-18)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\phi_0 + \phi_1 X_{t-1}^2} \mu_t \dots \dots (2-19)$$

$X_{t-1}$  تمثل متغير خارجي بحيث :

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = X_{t-1}^2 \sigma^2 \dots \dots (2-20) \quad \text{التباين غير الشرطي}$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t | X_{t-1}) = X_{t-1}^2 \sigma^2 \dots \dots (2-21) \quad \text{التباين الشرطي}$$

إذا كانت ( $\phi_0 = 0$  ,  $\phi_1 = 1$ )

تصبح المعادلة (2-18) والمعادلة (2-19) هي نفسها ونحصل على :

$$\sigma_t^2 = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1}^2 \dots \dots (2-22) \quad \text{عندما} \quad P=1$$

مما يعني أن التباين الشرطي له معلمة خارجية .

فكرة (Engle) الأساسية هي تعويض المتغيرات ( $\varepsilon$ ) بدلاً عن ( $X$ ) في المعادلتين (2-18)

و (2-19) ومنه نحصل على المعادلتين (2-23) و (2-24)

$$\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} \mu_t \dots \dots (2-23)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\phi_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2} \mu_t \dots (2-24)$$

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 (\varepsilon_{t-1}^2, \phi_0, \phi_1)$$

معنى ذلك يكفي ان نعوض بدلاً عن المتغيرات الخارجية بالملاحظات السابقة

أي المتغيرات الداخلية السابقة، وبذلك تعطي معادلة المتوسط الشرطي ( $\sigma_t^2$ )

$$(\varepsilon_{t-1}^2 \sigma^2)$$

$$(\phi_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2) \sigma^2$$

يتضح مما سبق ان الأنموذج نفسه هو مصدر التباين الشرطي .(عبدالله والرشيد، 2017)

### ثانياً : أنموذجات السلاسل الزمنية العشوائية اللاخطية Non- Linear stochastic time series models

تنصف هذه الأنموذجات بقدر كبير من عدم التأكد، وان الاهتمام الحديث في دراسة السلاسل الزمنية لا ينصب بدراسة التنبؤ فقط لا سيما في الظواهر المالية، وإنما الاهتمام بعنصر عدم التأكد Uncertainty، ودراسة عدم التأكد بحاجة الى أنموذجات خاصة تتعامل مع التقلبات Volatility في قيم الظاهرة والذي يطلق عليه التباين Variance، والأنموذجات التي تستعمل مع هذا النوع من التباين تنتمي الى اسرة أنموذجات The Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model (ARCH) (كنيهر ، 2017)

### أ - أنموذجات السلاسل الزمنية العشوائية اللاخطية المتناظرة: Symmetric Non-Linear stochastic time series models

اذ أقترح أنموذج ARCH (الانحدار الذاتي للتباين المشروط) من لدن (Engle . 1982) لنمذجة التباين لمتغير السلسلة الزمنية والتي غالباً ما تكون غير متجانسة التباين ولها متوسط يساوي صفراً اذ يظهر تجمع للتقلبات وهذا يشير إلى أن التباين الشرطي (التقلب الشرطي) للبيانات السابقة ليس ثابتاً .. أنموذجات العائلة ARCH كثيراً ما تستعمل لتحليل التقلبات المالية في السلاسل الزمنية و هذه التقلبات ذات نمط ديناميكي تشير إلى ان الظاهرة يختلف فيها التباين بمرور الوقت (Cryer and Clan, 2008)، ويستعمل هذا الأنموذج في دراسة (التقلبات) للسلاسل الزمنية ونمذجتها، وهو من الأنموذجات المتناظرة أي أن التقلبات السالبة والموجبة لها نفس التأثير، وبملاحظة بنية الأنموذج نرى ان تباين الخطأ للزمن الحالي يعتمد على مربع تباين الخطأ في الزمن السابق ما يؤدي إلى أخفاء تأثير إشارة الخطأ . ولبناء أنموذج (ARCH) عادة

تكون المرحلة الأولى هي بناء أنموذج قياسي (AR) مثلاً للسلسلة الزمنية، ثم إجراء اختبار ARCH على سلسلة البواقي لأنموذج المقدر، المرحلة الثانية وهي تحديد رتبة الأنموذج ARCH وأجراء عملية التقدير، وأخيراً هو اختبار مدى ملائمة الأنموذج للبيانات وإذا لم تتحقق ملائمة الأنموذج تعاد عملية تحديد الرتبة والتقدير مرة أخرى . (كوجك ، 2018)

### 1- أنموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين

The Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model (ARCH)

يوصف انموذج ARCH بالشكل الآتي:

$$\sigma_t^2 = \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 = \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \dots \dots (2-25)$$

وأوضح (Baillie & Bollerslev, 1989) أن تباين الخطأ قد تغير من الثابت إلى تسلسلاً

عشوائياً، وأشار (Terasvirta , 2006) إلى إن  $\varepsilon_t$  لها متوسط وتباين مشروط إذا كان:

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = 0 \dots \dots (2-26)$$

$$E(\sigma_t^2 | \varepsilon_{t-1}) = \sigma_t^2 \dots \dots (2-27)$$

عندما ( $\varepsilon_t$ ) تتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط صفر وتباين  $\sigma_t^2$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

بفرض :  $\alpha_i \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, p$

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_p < 1$$

لنضمن استقرارية ضعيفة. (Wei Jiang, 2012)

لفهم دراسة أنموذج ARCH نهتم بدراسة أنموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم

تجانس التباين من الدرجة (1) أو ARCH(1) يوصف بالمعادلة :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \dots \dots (2-28)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t Z_t \dots \dots (2-29)$$

اذ ( $Z_t$ ) متغير عشوائي مستقل يتصف بالخواص الآتية :

$$Z_t \sim N(0, 1)$$

عندما  $\sigma_t$  تمثل الأنحرافات القياسية المشروطة ل ( $\varepsilon_t$ ) ,  $\alpha_1 \geq 0$  ,  $\alpha_0 > 0$

ويتميز بالخواص الآتية: (Pymnonen , 2017)

- (الخاصية الأولى): متوسط  $(\varepsilon_t)$  غير الشرطي يبقى نفسه لأنه:

$$E(\varepsilon_t) = E[E(\varepsilon_t|F_{t-1})] = E[\sigma_t E(Z_t)] = 0 \dots\dots(2-30)$$

حيث  $F_{t-1}$  تمثل قيم  $\sigma$  للمتغيرات العشوائية  $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-p}$

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = E[E(\varepsilon_t^2|F_{t-1})] = E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 E(\varepsilon_{t-1}^2) \dots\dots(2-31)$$

سلسلة البواقي تكون مستقرة مع متوسط صفر وتباين ثابت

$$E(\varepsilon_t) = 0 \dots\dots(2-32)$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \text{Var}(\varepsilon_{t-1}) = E(\varepsilon_{t-1}^2) \dots\dots(2-33)$$

لذلك لدينا

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} \dots\dots(2-34) \quad \forall t$$

لكي يكون التباين موجباً  $0 \leq \alpha_1 < 1$

هذه الخاصية تعني ان التباين غير الشرطي للأنموذج متجانس

- (الخاصية الثانية): التباين الشرطي ل  $(\varepsilon_t)$  للأنموذج ARCH(1) والمعرف بالعلاقة  $\varepsilon_t = \sigma_t Z_t$  يتغير مع الزمن ويحقق العلاقة التالية : (هيتها ، 2006)

$$V(\varepsilon_t|\varepsilon_{t-1}) = \alpha_0 \left( \frac{1-\alpha_1^h}{1-\alpha_1} \right) + \alpha_1^h \varepsilon_{t-h}^2 \dots\dots(2-35) \quad \forall t$$

- (الخاصية الثالثة) : التباينات المشتركة الذاتية الشرطية ل  $(\varepsilon_t)$  للأنموذج ARCH(1) تكون مساوية للصفر (بغداد ، 2009)

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}/\varepsilon_{t-h}) = 0 \dots\dots(2-36) \quad \forall k \geq 1, h \geq 1$$

- (الخاصية الرابعة) : العزم الرابع ل  $(\varepsilon_t)$  يحقق العلاقة التالية : (TSAY,2002)

$$E(\varepsilon_t^4/F_{t-1}) = 3[E(\varepsilon_t^2/F_{t-1})]^2 = 3(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^2 \dots\dots(2-37)$$

ومن ثم :

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

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

أذن  $(\varepsilon_t)$  تحقق استقرارية بالدرجة الرابعة أي

$$m_4 = E(\varepsilon_t^4) \dots\dots(2-38)$$

$$m_4 = 3[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1 \text{Var}(\varepsilon_t) + \alpha_1^2 m_4]$$

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

$$m_4 = \frac{3\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)} \dots\dots(2-39)$$

نرى العزم الرابع ل( $\varepsilon_t$ ) يكون موجباً على ان تحقق  $\alpha_1$  الشرط  $(1-3\alpha_1^2) > 0$  أي  $0 \leq \alpha_1 < \frac{1}{3}$

كذلك معامل التفرطح غير الشرطي ( $K$ ) ل( $\varepsilon_t$ ):

$$K = \frac{E(\varepsilon_t^4)}{[Var(\varepsilon_t)]^2} = \frac{3\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)} \times \frac{(1-\alpha_1)^2}{\alpha_0^2} \dots\dots(2-40)$$

$$K = \frac{3(1-\alpha_1^2)}{(1-3\alpha_1^2)} > 3 \dots\dots(2-41)$$

بما أن معامل التفرطح للتوزيع الطبيعي = 3، فإذا كانت قيمة  $K > 3$  ذلك يعني أن توزيع ذيل ( $\varepsilon_t$ ) أثقل من التوزيع الطبيعي، يمكن تطبيق هذه الخصائص على نماذج ARCH ذات الرتب الأعلى .

## 2- أنموذج GARCH (أنموذج الانحدار الذاتي المعمم المشروط بعدم تجانس التباين)

### Generalized Autoregressive conditional Heteroseedastic

أن التوسع في قيمة ( $p$ ) في انموذج ARCH ينتج عنه قيم سالبة ل ( $\alpha$ ) مما يؤدي الى التناقض مع فرضيات أنموذج ARCH وللتخلص من هذه المشكلة مع الأخذ بعين الاعتبار حركية التباين الشرطي للأخطاء (عبدالله والرشيدي، 2017) ، لذلك أقترح (Bollerslev,1986) و (Taylor,1986) أنموذج GARCH المعمم بدلاً عن الأنموذج ARCH. اذ تكون صياغة أنموذجات GARCH(p,q) بالشكل الآتي : (TSAY,2002)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \dots\dots(2-42)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \dots\dots(2-43) \quad \text{أو}$$

نرى أن المعادلة تفسر بدلالة المتوسط  $\alpha_0 > 0$  ومربعات البواقي لمدد متأخرة  $\varepsilon_{t-p}^2$

وتنبؤات التباين لمدد سابقة  $\sigma_{t-q}^2$ .

أفترض ( Alexander and Lazar,2006)



$$\alpha_i \geq 0 \quad i=1,2,\dots,p$$

$$\beta_j \geq 0 \quad j=1,2,\dots,q$$

وان الشرط الضروري لكي تكون معادلة الأنموذج مستقرة هو :

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1 \dots\dots(2-44)$$

يمكن توضيح نقاط القوة والضعف في انموذجات GARCH عن طريق التركيز على

الأنموذج GARCH(1,1)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \dots\dots(2-45)$$

$$\alpha_1 \geq 0 \quad \beta_1 \leq 1 \quad \alpha_1 + \beta_1 < 1 \quad \text{اذ :}$$

في هذا تؤدي  $(\varepsilon_{t-1}^2)$  الكبيرة أو  $(\sigma_{t-1}^2)$  الى اعطاء  $(\sigma_t^2)$  هذا يعني ان  $(\varepsilon_{t-1}^2)$  الكبيرة تميل الى ان يتبعها  $(\varepsilon_t^2)$  كبير آخر مما يولد مرة أخرى السلوك المعروف المتمثل في تقلبات المجموعات في السلاسل الزمنية المالية، يمكن ان يظهر ذلك اذا كانت :

$$1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 > 0 \dots\dots(2-46)$$

$$\frac{E(\varepsilon_t^4)}{[E(\varepsilon_t^2)]^2} = \frac{3[1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2]}{1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1)^2} > 3 \dots\dots(2-47)$$

ومن ثم على غرار أنموذجات ARCH يكون توزيع الذيل لعملية GARCH(1,1) أثقل من

التوزيع الطبيعي .

ان التباين غير الشرطي لهذا الأنموذج هو :

$$E(\varepsilon_t^2) = \frac{\alpha_0}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)} > 0 \dots\dots(2-48)$$

### 3- أنموذج الانحدار الذاتي المعمم المشروط بعدم تجانس التباين التكاملية IGARCH

قام كل من (Engle & Ballerslev, 1986) بدور رائد في أنموذج (IGARCH) لنموذج التباين الذي هو غير ثابت في طبيعته وهكذا يمكن وصف (IGARCH) على انه أنموذج GARCH غير ثابت (Abdullah & Kabir, 2018)، فاذا تم تقييد معاملات الأنموذج بحيث تساوي واحد وإسقاط الثابت سيتمثل الأنموذج بالصيغة الآتية . (Okicic , 2014)

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \dots\dots(2-49)$$

ويدعى بأنموذج GARCH التكاملي بحيث :

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1 \dots\dots(2-50)$$

## ب- أنموذجات السلاسل الزمنية العشوائية اللاخطية غير المتناظرة-Asymmetric Non-Linear stochastic time series models

هنا يكون تركيز الأنموذجات غير الخطية وغير المتماثلة (غير المتناظرة) على فكرة بسيطة هي أن مفعول تأثير عدم التجانس يختلف حسب كون إشارة الخطأ السابق موجبة أو سالبة (بنين، 2009) ، توجد مجموعتين من هذه الأنموذجات:

### 1- أنموذج الانحدار الذاتي المعمم المشروط بعدم تجانس التباين الأسي EGARCH (p,q)

(Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)

عن طريق هذه الأنموذجات أهتم (Nelson , 1991) بالتطور غير المتناظر (غير المتماثل) للتباين. وأقترح هذا الأنموذج وفيه يعتمد التباين الشرطي على سعة وإشارة حدود الخطأ، وأن المتغير التابع هو لوغاريتم التباين الشرطي وهنا يتم التخلص من شروط الأنموذج GARCH والذي فيه معاملات الأنموذج يجب أن تكون موجبة، ويوصف الأنموذج EGARCH (p,q) بالعلاقة الآتية:

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i [\phi Z_{t-1} + \gamma (|Z_{t-1}| - E(|Z_{t-1}|))] + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) \dots\dots(2-51)$$

اذ  $Z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$  ,  $\gamma < 0$  (Bollerslev,2007) ، في هذا الأنموذج تم تحويل التباين الشرطي الى شكل لوغاريتمي بدلاً من التربيعي، ايضاً يتجنب التحويل اللوغاريتمي فرض قيود على المعلمات  $\alpha_i$  فهي (موجبة او سالبة)، ويتحول الأنموذج EGARCH الى الأنموذج EARCH عندما  $\beta_j = 0$  . (شيخي ، 2011)

### 2- أنموذج الانحدار الذاتي المعمم المشروط بعدم تجانس التباين ذات العتبة TGARCH(p,q)

Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

أنموذجات TGARCH&TARCH وتعرف بأنموذجات ARCH ذات العتبة (الحدود) التي أقترحها كل من (Engle & Bollerslev, 1986) وتم أعمامها من لدن (Zakoian & )

(Robemananjara, 1991) لتصبح تسمى أنموذجات TGARCH (Ahmed&Saliman , 2011) يسمح هذا الأنموذج لحدود تباين الخطأ المشروط السابقة بالاعتماد على الإشارات (Bollerslev,2007) ، غالباً ما نلاحظ أن الصدمات الايجابية والسلبية لها تأثيرات مختلفة على التقلبات، بمعنى ان الصدمات السالبة تتبعها تقلبات سالبة أعلى من الصدمات الايجابية بالحجم نفسه. للتعامل مع هذه الظاهرة قدم كل من , Zakoian(1994)Glosten , Jagannathan , Runkle(1993) بشكل مستقل أنموذج العتبة ARCH (TARCH)، وهو أنموذج غير خطي يسمح بصدمات غير متماثلة بتقلبها ويمكن التعبير عن هذا الأنموذج من الرتبة الأولى TARCH(1,1) كالتالي :

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} \dots\dots(2-52)$$

اذ  $d_t = 1$  إذا كانت  $(\varepsilon_t)$  سالبة، وتكون  $(d_t = 0)$  خلاف ذلك، في هذا الأنموذج يميل التقلب الى الارتفاع بسبب الأخبار السيئة  $(\varepsilon_{t-1} < 0)$ ، ويميل إلى الانخفاض مع الأخبار الجيدة  $(\varepsilon_{t-1} > 0)$ ، الأخبار الجيدة لها تأثير من  $(\alpha)$  بينما الأخبار السيئة لها تأثير من  $(\alpha + \gamma)$ . يهتم هذا الأنموذج بتأثير عدم التماثل في التقلبات : (Caiado, 2004)

إذا كانت  $(\gamma=0)$  تكون التقلبات متماثلة

إذا كانت  $(\gamma \neq 0)$  تكون التقلبات غير متماثلة

إذا كانت  $(\gamma > 0)$  تعني هناك تأثير لعدم التماثل

ويكون استمرار التقلبات بواسطة  $1 < (\alpha + \beta + \frac{\gamma}{2})$  .

اذ :

الحد ARCH  $(\alpha \varepsilon_{t-1}^2)$  يعكس تأثير الأخبار أو المفاجآت من المدد السابقة التي تأثر في التقلب بالأسعار  $(\alpha)$  اذا كان كبيراً وإيجابياً يصور مدى تأثير الصدمات في التقلب الذي يزعم الاستقرار، لأنها عندما تكون  $(\alpha > 1)$  تكون الصدمات التي تحدث في الماضي مزعزة للاستقرار .

الحد GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ )  $\beta$  يقيس تأثير التباين المتوقع من المدد السابقة على التباين الشرطي الحالي، إذا كانت قيمة المعامل ( $\beta$ ) قريبة من الواحد ذلك يعني درجة عالية من الثبات في تقلب الأسعار .

يخبرنا مجموع المعلمتين ( $\alpha+\beta$ ) عن سرعة تقارب توقع التقلبات الشرطية إلى حالة الاستقرار، اذ كلما اقتربت قيمة المجموع من الواحد كان التقارب أبطأ .

الحد TARCH غير المتماثل ( $\gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ ) يقيس تأثير الفرق بين الأخبار الجيدة والسيئة .

تشير قيمة معلمة عدم التماثل ( $\gamma$ ) إلى الأهمية الإحصائية لحجم تأثير عدم التماثل، وعلامة اتجاهها .

القيمة الموجبة للمعامل تشير إلى الزيادة، والقيمة السالبة للمعامل تشير إلى الانخفاض في التقلب اللاحق في السعر . (Mohammadi & others , 2012)

## 5-2: المعايير المستعملة في تقويم انموذجات السلاسل الزمنية

هناك معايير كثيرة تستعمل للكشف عن خصائص انموذجات السلاسل الزمنية منها :

### 1-5-2: الكشف عن الاستقرارية (Stationary)

يعد تحقيق الاستقرارية للسلسلة الزمنية المدروسة من الشروط المهمة لنمذجتها بالاعتماد على منهجية بوكس جينكنز. ولفحص استقرارية السلسلة في الوسط والتباين يستعمل الرسم البياني للسلسلة الأصلية، وعن طريق الرسم يمكن الاطلاع على طبيعة التذبذب فيها وملاحظة الاتجاه العام لها، فإذا كانت تتضمن تذبذبات غير منتظمة ذلك يعني أن هناك تشتتاً واضحاً حول التباين أما وجود اتجاه عام للسلسلة ذلك يشير إلى أن السلسلة غير مستقرة في الوسط، ولجعلها مستقرة في التباين نستعمل التحويلات، وأخذ الفروق لجعلها مستقرة في الوسط (أمين والصفراوي، 2013)، في هذه الرسالة تم تحويل سلسلة الأسعار الأصلية والتي تعاني من عدم الاستقرار إلى سلسلة العودة (Return Series) المستقرة وذلك باستعمال التركيبة المستمرة (continuous composition) بالصيغة (Singh, 2017)

$$y_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1}) \dots\dots(2-53)$$

في بعض الأحيان بالملاحظة أو بالرسم البياني يصعب تحديد طبيعة السلسلة الزمنية كونها مستقرة أو غير مستقرة (سعيد ، 2006)، هناك عدة اختبارات تستعمل للكشف عن استقرارية السلسلة الزمنية منها :

### 1- دالة الارتباط الذاتي (Autocorrelation Function (ACF)

يعني الارتباط الذاتي بشكل عام وجود ارتباط بين قيم المتغير نفسها وان مشكلة الارتباط الذاتي تشير إلى وجود ارتباط بين القيم المتتالية لحد الخطأ العشوائي ( $\varepsilon_i$ ) وان معامل هذا الارتباط غير مساوي للصفر، هناك أسباب لظهور الارتباط الذاتي هي : (عطية ، 2005)

1. حذف بعض المتغيرات التفسيرية والتي قيمها تعاني من الارتباط الذاتي وهذا ينتج عنه ما يسمى بـ (خطأ الحذف) ثم يعكس هذا الخطأ في قيم الخطأ العشوائي ( $\varepsilon_i$ ) وهذا يترتب عليه نوع من الارتباط الذاتي في قيم الخطأ العشوائي .

2. سوء اختيار الأنموذج الرياضي الملائم، مثلاً استعمال أنموذج خطي بدلاً من الأنموذج اللاخطي ذلك يؤدي إلى نوع من الخطأ يعكس على حد الخطأ العشوائي .

3. سوء تعيين المتغير العشوائي ( $\varepsilon_i$ ) من المتوقع أن تكون قيم المتغير العشوائي الحقيقية المتتالية تعاني من الارتباط الذاتي دون سبب خارجي، ولأن العوامل المؤثرة كالأوبئة أو الحروب أو الفيضانات وغيرها يمكن ان يمتد أثرها إلى مدد أخرى للمتغير التابع، ويسمى هذا الارتباط بالارتباط الذاتي الحقيقي .

4. معالجة البيانات مثلاً قد يكون الباحث بحاجة إلى بيانات فصلية والبيانات المتوفرة لديه شهرية فيقوم بتحويلها إلى فصلية وذلك بحساب المتوسط الحسابي لها، ذلك ينطوي على نوع من التقريب يؤدي إلى ظهور تقلب القيم بصورة أقل ذلك ما يؤدي إلى وجود الارتباط الذاتي.

إن العلاقة الخطية بين المتغيرين علاقة غير واقعية خصوصاً في الجوانب الاقتصادية

والتي يعبر عنها بالأنموذج الآتي :

$$Y_i = B_0 + B_1X_i \dots\dots(2-54)$$

لذلك يضاف حد الخطأ العشوائي إلى هذه العلاقة (Random Variable) والإشارة له

بالرمز ( $\varepsilon_i$ ) وتصبح صيغة الأنموذج بالشكل الآتي :

$$Y_i = B_0 + B_1X_i + \varepsilon_i \dots\dots(2-55)$$

ويفترض إن قيم الخطأ ( $\varepsilon_i$ ) تكون مستقلة بعضها عن البعض الآخر أي أن :

$$E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad \forall i \neq j$$

وهذا يعني إن الخطأ في أي مشاهدة لن يؤثر بالخطأ في المشاهدات اللاحقة ولم يتأثر بخطأ المشاهدات السابقة، في حالة عدم تحقق هذا الفرض يؤدي إلى ظاهرة الارتباط الذاتي. (حميد، 2017)

تعد دالة الارتباط الذاتي احد أدوات الكشف عن الأستقرارية للسلسلة الزمنية وهو يقيس درجة العلاقة بين قيم المتغير نفسه لمدد زمنية مرتدة مختلفة ويرمز له بالرمز ( $\rho_k$ ) ويأخذ القيمة (+1، -1) يعبر عنه بالصيغة الآتية :

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \dots\dots(2-56) \quad K = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

$\gamma_k$  : اذ هي عبارة عن دالة التغاير الذاتي (التباين المشترك)

ويعبر عنها بالصيغة الآتية:

$$\gamma_k = \text{cov}(Y_t, Y_{t-k}) \dots\dots(2-57) \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

$$= E [(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$$

K : الفجوة الزمنية بين ( $Y_{t-k}, Y_t$ ) . (الطائي، 2016)

## 2- دالة الارتباط الذاتي الجزئي(PACF) Partial Autocorrelation Function

هو مؤشر لقياس العلاقة بين ( $Y_t, Y_{t-k}$ ) من بين قيم السلسلة نفسها وبافتراض ثبات قيم السلسلة الزمنية، تستعمل دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) لتحليل السلاسل الزمنية وتشخيص الأنموذج المناسب من بين مجموعة أنموذجات العمليات العشوائية المستقرة كذلك يستعمل في تحديد درجة الأنموذج وفحص مدى ملائمة للبيانات عن طريق اختبار عشوائية أخطاء البواقي، تميل دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) للسلاسل الزمنية المستقرة للانحدار نحو الصفر كلما ازدادت مدد الإزاحة أو تنقطع بعد عدد معين من هذه المدد (طعمة، 2012) ، وتستعمل الى جانب دالة الارتباط الذاتي (ACF) للتمييز بين الأنموذجات المختلفة، ويأخذ الصيغة الآتية: (ابوليدة , 2017)

$$\Phi_{kk} = \frac{\rho_{k-\sum_{j=1}^{k-1} \Phi_{k-1,j} \rho_{k-j}}}{1-\sum_{j=1}^{k-1} \Phi_{k-2,j} \rho_j} \dots\dots(2-58) \quad k=2, 3, \dots$$

$$\Phi_{kj} = \Phi_{k-1,j} - \Phi_{kk} \Phi_{k-1,k-1} \dots\dots(2-59) \quad j=1, 2, \dots, k-1$$

يعد الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي من الاختبارات البسيطة لاختبار استقرارية السلسلة الزمنية وذلك عن طريق فحص معاملات الارتباط التي تتوزع توزيعاً طبيعياً (بوسط صفر وانحراف قياسي  $\frac{1}{\sqrt{n}}$ ) فإذا كانت رتبة الانحدار الذاتي (p) بعد الإزاحة الثانية أو الثالثة تقع ضمن حدود الثقة  $(\frac{-1.96}{\sqrt{n}}, \frac{1.96}{\sqrt{n}})$  وبمستوى معنوية (0.05) فيتم قبول الفرضية الصفرية القائلة بأن المعامل يساوي صفراً وإن السلسلة مستقرة والعكس صحيح . (الطائي ، 2016)

ويمكن اختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي وذلك باستعمال الأحصاء ( $Q^*$ ) التي اقترحها (Box & Price, 1970) إذ انها تختبر بشكل مشترك عدة ارتباطات ذاتية بالفرضية الآتية :

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = \dots = \rho_m = 0 \quad \forall \quad k=1, 2, \dots, m$$

$H_1$ : at least one of them not equal zero

الأحصاء تأخذ الصيغة الآتية :

$$Q^* = T \sum_{k=1}^k \hat{\rho}_k^2 \dots\dots(2-60)$$

حيث إن :

$Q^*$  : أحصاء الاختبار (Price & Box)

$\rho$  : معامل الارتباط الذاتي

T: المدة الزمنية

K : مدة الإبطاء (الإزاحة)

اذ  $Q^*$  لها توزيع مربع كاي ( $\chi^2$ ) بدرجات حرية تساوي K فإذا كانت قيمة  $Q^*$  المحسوبة عند المدة K أكبر من الجدولية نرفض فرضية العدم التي تنص على أن جميع معاملات الارتباط الذاتي تساوي صفراً وهذا يعني أن السلسلة غير مستقرة، وإذا كانت المحسوبة أقل من الجدولية نقبل الفرضية أي أن السلسلة مستقرة ومعاملات الارتباط الذاتي تتناقص كلما زادت مد الإبطاء حتى تصل إلى الصفر. (Tsay , 2002)

يمكن استعمال أحصاء بديلة لاختبار الفرضية نفسها إذ تم تعديل الأحصاء (Price & Box) من قبل (Ljung-Box, 1978) لزيادة قوة الاختبار وتدعى بالأحصاء (Ljung-Box) ويرمز لها  $(Q_{(m)})$  وتأخذ الصيغة الآتية :

$$Q_m = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-k} \sim \chi^2_{(m-p)} \dots \dots (2-61)$$

اذ : T عدد مشاهدات السلسلة، m عدد معاملات الارتباط الذاتي (عدد الإزاحات)

p رتبة الأنموذج (عدد المعلمات)،  $\hat{\rho}_k^2$  معاملات الارتباط الذاتي

تقوم منهجية هذا الاختبار على انه بدلاً من اختبار عشوائية البواقي لكل مدة معينة على حدة يتم الاختبار بشكل شامل للبواقي عند عدد من مدد الإبطاء والذي يشير الى اختلاف الزمن بين المشاهدة الحالية والمشاهدة السابقة لها، أي أن المشاهدة  $(Y_t)$  تأتي بعد المشاهدة  $(Y_{t-1})$  بعد مرور مدة زمنية مقدارها  $(k)$  . (كوجك ، 2018)

فإذا كانت قيمة  $Q_m < \chi^2_{\alpha(m-p)}$  دل ذلك على عدم رفض الفرضية  $H_0$  أي ان سلسلة البواقي لا تعاني من الارتباط الذاتي . أو  $P\text{-Value} \geq 0.05$  أي ان الأخطاء عشوائية ولا يوجد أي تأثير لعدم تجانس التباين (GARCH) وعليه يتم قبول الفرضية الصفرية  $(H_0)$  وفي حال تكون  $P\text{-Value} \leq 0.05$  هذا يعني وجود عدم تجانس للتباين وان هناك تأثيراً ل (GARCH) وعليه يتم رفض الفرضية الصفرية  $(H_0)$  وقبول الفرضية البديلة  $(H_1)$  . (عنبر ، 2016)

### 3- اختبارات جذر الوحدة (unit root tests)

هو أسلوب لتحديد أستقرارية البيانات للسلسلة الزمنية، إن عرض هذا الاختبار يبدأ بأنموذج الانحدار الذاتي  $AR(1)$  والذي يعبر عنه بالمعادلة الآتية :

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots (2-62)$$

اذ  $Y_t$  المتغير في الزمن (t)

$\varepsilon_t$  تمثل تشويش ابيض (White Noise) بوسط حسابي صفر  $(\mu=0)$  وتباين ثابت  $(\sigma^2=1)$  وتكون مستقلة، وبأعادة صياغة المعادلة رقم (2-63) بالشكل الآتي :

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots (2-63)$$



عندما يكون معامل الانحدار يساوي واحداً ( $\phi = 1$ ) فإن هذا يؤدي الى وجود مشكلة جذر الوحدة وهذا يدل على عدم استقرارية بيانات السلسلة (أي وجود اتجاه زمني في البيانات) وان المتغير ( $Y_t$ ) له جذر وحدة وغير مستقر .

وعند إعادة صياغة المعادلة (2-63) بطرح  $Y_{t-1}$  من الطرفين تصبح بالشكل الآتي :

$$\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots(2-64)$$

عندما  $\delta = \phi - 1$  تصبح المعادلة

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots(2-65)$$

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \dots\dots(2-66)$$

إذا ثبت أن  $\delta = 0$  فإن السلسلة الأصلية غير مستقرة وان :

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t \dots\dots(2-67)$$

وان الفروض التي يتم اختبارها هي : (عبيد ، 2016)

$$H_0 : \delta = 0 \text{ or } \phi = 1$$

$$H_1 : \delta < 0 \text{ or } \phi < 1$$

ولابد من معالجة عدم استقرارية السلسلة الزمنية ( $Y_t$ ) وذلك بأخذ الفروق اذ نأخذ السلسلة بصيغة الفروق وبدرجة ( $d, \dots, 2, 1$ ) لتصبح مستقرة ومتكاملة (Integrated) من الدرجة  $d$  ويعبر عنها (عبدالرزاق والجبوري ، 2012)

$$Y_t \sim I(d)$$

لأجراء اختبار جذر الوحدة نحتاج الى ثلاث صيغ هي : (عايب ، 2017)

- (الصيغة خالية من الحد الثابت ومتغير الاتجاه الزمني)

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots(2-68)$$

- (الصيغة تحتوي على الحد الثابت)

$$\Delta Y_t = c + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots(2-69)$$

- (الصيغة تحتوي على الحد الثابت واتجاه زمني)

$$\Delta Y_t = c + bt + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots(2-70)$$

وفي جميع هذه الصيغ يستعمل فروض الأختبار السابقة نفسها .

لفحص استقرارية السلسلة وتحديد رتبة التكامل (d) هناك العديد من اختبارات جذر الوحدة أهمها :

#### أ- اختبار ديكي- فولر (Dickey-Fuller test)

يكون هذا الاختبار وفق الخطوات الآتية :

1- بعد تقدير الأنموذج نقوم بحساب الأحصاء (Tau) يرمز لها ( $\tau$ ) وذلك بقسمة  $\hat{\theta}$  على الخطأ المعياري لها أي أن

$$\tau = \frac{\hat{\theta}}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}}} \dots\dots(2-70)$$

2- لا نقارن الأحصاء ( $\tau$ ) المحسوبة بقيم t الجدولية لأنها لا تتبع التوزيع الطبيعي بل تقارن مع ( $\tau$ ) الجدولية، حيث توجد جداول تم أعدادها بواسطة (Dick & Fuller) ولذا يعرف هذا الاختبار باختبار Dickey Fuller Test ويرمز له (DF- test)

3- القرار في هذا الاختبار : إذا كانت ( $\tau_c$ ) المحسوبة  $> (\tau_t)$  الجدولية نقبل الفرضية الصفرية ونرفض الفرضية البديلة أي ان السلسلة غير مستقرة . (شيخي ، 2011)

#### ب- اختبار ديكي- فولر الموسع (Augmented Dickey- Fuller) يرمز له (ADF)

عند إضافة متغير الزمن (t) إلى معادلة اختبار ديكي - فولر وعندما يعاني حد الخطأ ( $\varepsilon_t$ ) من الارتباط الذاتي يمكن معالجته بإضافة حدود التراجع ويمكن التعبير عنه رياضياً بالمعادلات الآتية (شيخي ، 2012)

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots(2-72)$$

$$\Delta Y_t = c + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots(2-73)$$

$$\Delta Y_t = c + bt + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots(2-74)$$

اذ m عدد الفجوات الزمنية (الإزاحة) ويتم تحديدها من عدة طرائق مثل طريقة أكايكي للمعلومات ( Akaike Information )

(c,  $\delta$ ,  $\alpha$ , b) المعالم المراد تقديرها

يتم الأختبار بالفرضية الآتية : (2007, العبد لي)

الفرضية الصفرية  $H_0: \delta=0$

الفرضية البديلة  $H_1: \delta < 0$

وبمقارنة قيمة الأحصاء  $(\tau)$  المقدرة للمعلمة  $(\delta)$  مع قيم ديكي- فولر الجدولية والمطورة، فإذا كانت قيمة  $(\tau)$  أكبر من القيمة المطلقة لقيمة ديكي- فولر الجدولية، فتكون معنوية وذلك يعني عدم وجود جذر الوحدة أي إن السلسلة مستقرة، وإذا كانت القيمة  $(\tau)$  المقدرة أقل من الجدولية ذلك يعني وجود جذر الوحدة أي أن السلسلة غير مستقرة وعليه نأخذ الفرق الأول ونجري الاختبار وإذا لم تحقق الأستقرارية نجري الاختبار بأخذ الفرق بدرجة أعلى.

#### ت - اختبار فيلبس-بيرون (Philips - Peron)

يتناول هذا الاختبار الارتباط الذاتي في الأخطاء عن طريق استعمال عامل تصحيح الارتباط الذاتي اللامعلمي، ويستند إلى تقدير ثابت للتباين طويل المدى في سلسلة الخطأ (Gastro&others, 2013) يأخذ هذا الاختبار الفروق الأولى للسلسلة الزمنية فقط وله متوسط لا يساوي صفرًا وله اتجاه خطي للزمن، ويأخذ صيغ اختبار ديكي فولر الموسع . (2015) ، (الشعراني )

#### ث - اختبار Kpss

اقترح هذا الاختبار من لدن (Kwiatkowski , Philips , Schmidt , Shin ,1992) ويقوم على مضاعف لاغرانج وهو احد اختبارات استقرارية السلسلة التي تقوم على فرضية العدم اذ تحققها يعني الأستقرارية)، نقوم بحساب  $S_1$  حسب الصيغة  $(S_1 = \sum_{i=1}^t \hat{\epsilon}_i)$  وذلك بعد عملية تقدير معالم الصيغتين  $(\Delta Y_t = c + \delta Y_{t-1} + \epsilon_t)$  و  $(\Delta Y_t = c + bt + \delta Y_{t-1} + \epsilon_t)$ ، ثم نحسب التباين طويل الأجل  $(S_1^2)$  حسب الصيغة :

$$S^2(k) = T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{\epsilon}_i^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^k w(j, k) \sum_{t=j+1}^T \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_{t-1} \dots (2-75)$$

$$w(j, k) = 1 - [j/(k+1)] \dots \dots (2-76)$$

وتحسب احصاء الاختبار (معامل لاكرانج) حسب الصيغة :

$$LM = \frac{1}{S_1^2} \frac{\sum_{i=1}^T S_1^2}{T^2} \dots (2-77)$$

وبمقارنة قيمة (LM) مع القيمة الجدولية ل (KPSS)، اذا كانت الأحصاء المحسوبة أكبر من الجدولية نرفض فرضية عدم القائلة ان السلسلة مستقرة . (Charemza&Syczewska,1998)

## 2-5-2: الكشف عن الاتجاه (Trend)

يمكن الكشف عن كون السلسلة خطية أم غير خطية هناك عدة اختبارات منها اختبار شو (CHOW TEST) الهدف لهذا الاختبار لمعرفة إذا كانت السلسلة تمتلك اتجاه واحد طول مدة السلسلة الزمنية، بمعنى آخر، هل الاتجاه يمثل بيانات السلسلة الزمنية أو إذا السلسلة الزمنية قسمت إلى جزأين بحيث كل جزء يمتلك اتجاه يكون مختلفاً عن الاتجاه في الجزء الآخر، اي اختلاف في معادلات جزئي السلسلة الزمنية، هنا يجب أن نوضح أن هذا الاختبار لم يفسر سبب الاختلاف بين معادلات الجزأين. إذا كان هناك فرق بين بيانات الجزء الأول وبيانات الجزء الثاني في السلسلة الزمنية . ربما يكون سبب الاختلاف يعود الى قيمة التقاطع في المعادلة أو يعود إلى درجة الميل او كليهما معاً . وبشكل عام فان الهدف الرئيس لهذا الاختبار هو تحديد الاتجاه المستمر للسلسلة الزمنية او بيان بأن اتجاه الجزء الأول من السلسلة الزمنية يختلف عن اتجاه الجزء الثاني للسلسلة الزمنية . يعتمد (Chow test) على الخطوات الآتية : (محمد، 1987)

### 1- بناء الفرضية الآتية :

$H_0$  : Time Series has a linear trend

$H_1$  : Time Series do not have a linear trend

2- نحسب معادلة الاتجاه لكل بيانات السلسلة الزمنية، ثم نجد مجموع مربعات الخطأ (SSET):

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = SSET \dots\dots(2-78)$$

وبدرجة حرية (df=n-2)، إذ n يمثل عدد الوحدات الزمنية للسلسلة الكلية .

3- نقسم السلسلة الزمنية الى جزأين متساويين .

4- تقدير معادلة الاتجاه للجزء الأول، ثم نجد ( $SSE_1$ ) كالاتي :

$$\sum_{i=1}^{n_1} e_{1i}^2 = \sum_{i=1}^{n_1} (y_{1i} - \hat{y}_{1i})^2 = SSE_1 \dots\dots(2-79)$$

بدرجة حرية (df<sub>1</sub> = n<sub>1</sub> - 2) عندما n<sub>1</sub> يمثل عدد الوحدات الزمنية للجزء الأول .

5- تقدير معادلة الاتجاه العام للجزء الثاني، وحساب ( $SSE_2$ ) كالاتي :

$$\sum_{i=1}^{n_2} e_{2i}^2 = \sum_{i=1}^{n_2} (y_{2i} - \hat{y}_{2i})^2 = SSE_2 \dots\dots(2-80)$$

مع درجة حرية  $(df_2 = n_2 - 2)$ ، إذ  $n_2$  هي الوحدات الزمنية للجزء الثاني .

6- حساب  $(\sum e_{3i}^2)$  بالصيغة الآتية :

$$\sum e_{3i}^2 = \sum_{i=1}^{n_1} e_{1i}^2 + \sum_{i=1}^{n_2} e_{2i}^2 = SSE_3 \dots\dots(2-81)$$

بدرجة حرية  $(df_3 = n_1 + n_2 - 4)$

7- حساب  $(\sum e_{4i}^2)$  كآتي :

$$\sum e_{4i}^2 = \sum e_i^2 - \sum e_{3i}^2 = SSE_4 \dots\dots(2-82)$$

بدرجة حرية  $[df_4 = (n-2) - (n_1 + n_2) - 4]$

8- حساب الأحصاء  $(F_c)$  بالصيغة :

$$F_c = \frac{\sum e_{4i}^2 / df}{\sum e_{3i}^2 / df} = \frac{SSE_4 / df_4}{SSE_3 / df_3} \dots\dots(2-83)$$

9- نحدد القيمة الجدولية  $(F_{(\alpha)})$  من جدول F بدرجة حرية  $F(\alpha, v_1, v_2)$  بحيث

$$V_1 = ((n-2) - (n_1 + n_2 - 4)) \quad , \quad V_2 = n_1 + n_2 - 4 = df_3$$

10- إذا كانت  $F_c \geq F_{(\alpha)}$  هذا يعني نرفض  $H_0$  بمعنى إن الاتجاه لجزئي السلسلة الزمنية متساوي أي ان السلسلة لا تعاني من اتجاه خطي .

### 3-5-2: اختبار أثر ARCH (ARCH Effect test)

هناك اختباران أساسيان لاختبار تأثير ARCH :

الأول : اختبارات الارتباط الذاتي لمربعات البواقي  $(\varepsilon_t^2)$  وذلك بتطبيق الأحصاء  $(Q\text{-statistic})$  (Price & Box) و (Ljung-Box) (سعيد، 2006) ، التي تم تناولها في المبحث الأول لهذا الفصل .

الثاني : نظراً لأن نموذج ARCH له شكل الانحدار الذاتي اقترح (Engle 1982) اختبار Lagrang Multiplier (LM) اختبار غياب ARCH وذلك باختبار الفرضية الآتية :

$H_0$  : There is No ARCH Effect

$H_1$  : There is ARCH Effect

أحصاءة الاختبار هي  $\chi^2_{(p)} \sim (TR^2)$

اذ حجم البيانات، (p) عدد المعلمات المقدره،  $(R^2)$  هو معامل التحديد المحسوب من المعادلة الآتية :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \dots\dots(2-84)$$

وبمقارنة قيمة الأحصاءة  $(TR^2)$  مع القيمة الجدولية ل  $\chi^2_{(p)}$  وعند مستوى معنوية  $(\alpha)$ ، فإذا كانت  $\chi^2_{(p)}$  أقل من  $(TR^2)$  أو أن P-Value لهذه الأحصاءة اقل من مستوى المعنوية نرفض فرضية العدم ونقبل البديلة أي وجود تأثير ARCH في الأنموذج . (Wang&others , 2005)

بعد دراسة خصائص السلاسل الزمنية والكشف عن أنها تعاني من التقلبات (تغير التباين للسلسلة الزمنية عبر الزمن t) والتي يطلق عليها عدم تجانس التباين اذ يظهر ذلك واضحاً في السلاسل الزمنية لأسعار الأسهم وأسعار الصرف وأسعار بيع النفط يكون استعمال انموذجات السلاسل الزمنية العشوائية الخطية في هذا النوع من السلاسل الزمنية غير مجدي لذا يتحتم استعمال انموذجات الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين (ARCH) فهي التي تطابق هذا النوع من السلاسل الزمنية، هدف هذه الأنموذجات هو نمذجة التباين الشرطي للانحدار الذاتي. ويكون بناء أنموذج قياسي للسلسلة الزمنية المدروسة عن طريق تطبيق منهجية (Box-Jenkins). وبعد الحكم بوجود تأثير عائلة ARCH في الأنموذج تأتي مرحلة تشخيص أنموذجات ARCH. ولغرض الوصول إلى أفضل أنموذج باستعمال معايير التشخيص الآتية :

(Tomomichi & others , 2006)

### 1- معيار أكايكي للمعلومات ( Akaike Information Criterion ):

أقترح (Akaike , 1974) هذا المعيار لقياس مدى ملائمة الأنموذج الإحصائي باستخدام مقدار الانحراف للتوزيع (الحقيقي) عن التوزيع المتوقع للأنموذج، وتقييم هذه الكمية باستعمال معلومات (Kullback and Leibler , 1951) ويرمز له بالرمز (AIC) ويوصف بالصيغة الآتية :

$$AIC(k) = -2\log(L(\hat{\theta}) / \text{data}) + 2k \dots\dots(2-85)$$

اذ  $\log(L(\hat{\theta}) / \text{data})$  لوغاريتم الإمكان الأعظم و (k) عدد المعلمات

وبافتراض أن الخطأ يتم توزيعه بشكل طبيعي تكون الصيغة :

$$AIC(k) = n\log(\hat{\sigma}^2) + 2k \dots\dots(2-86)$$

$$\text{حيث } (\sigma^2) = \frac{\sum \hat{\varepsilon}_i^2}{n} \text{ ، (n) عدد المشاهدات}$$

## 2- معيار شوارتز للمعلومات ( Schwarz Information Criterion ) :

أقترح شوارتز نهجاً بديلاً لتقدير النظام الأنموذجي يطلق عليه معيار شوارتز للمعلومات ويرمز له (SIC)، عرفه أيضا (Judd & Mees, 1996) معيار المعلومات البيزي (Bayesian Information Criterion) ويرمز له (BIC) ويعبر عنه بالصيغة الآتية :

$$\text{AIC}(k) = -2\log(L(\hat{\theta})/\text{data}) + k\log(n) \dots\dots(2-87)$$

وبافتراض أن الخطأ يتم توزيعه بشكل طبيعي تكون الصيغة :

$$\text{AIC}(k) = n\log(\hat{\sigma}) + k\log(n) \dots\dots(2-88)$$

## 3- معيار حنان كوين (H-Q) :

تم اقتراحه عام (1979 م) لدى (Hannan & Quinn) ويأخذ الصيغ الآتية : (2008 , سهيل)

$$\text{H-Q}(m) = \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + 2mc\ln(\ln n)/n \dots\dots(2-89) \quad c > 2$$

ولأنموذج ARCH تكون الصيغة بالشكل الآتي :

$$\text{H-Q}(p) = \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + 2pc\ln(\ln n)/n \dots\dots(2-90) \quad c > 2$$

ولأنموذج GARCH تكون الصيغة بالشكل الآتي :

$$\text{H-Q}(p+q) = \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + 2(p+q)c\ln(\ln n)/n \dots\dots(2-91) \quad c > 2$$

## 6-2: بناء أنموذجات (ARCH - GARCH)

بعد ان يتم التحقق من استقرارية وتحديد الاتجاه للسلسلة الزمنية ننقل إلى خطوات بناء أنموذج قياسي عن طريق تطبيق منهجية (Box-Jenkins). تستعمل هذه المنهجية في بناء أنموذجات السلاسل الزمنية بشكل عام وأنموذجات (ARCH - GARCH) بشكل خاص، تعد طريقة (B-J) طريقة حديثة في تحليل السلاسل الزمنية يمكن الحصول عن طريقها على وصف دقيق لملاحم العملية التي تتولد منها السلسلة الزمنية ومن ثم إنشاء أنموذج يفسر ويشرح سلوك السلاسل الزمنية. (الشعراني ، 2015) بعد دراسة الخصائص الأساسية للسلسلة الزمنية عن طريق الرسم البياني لقيم الارتباطات الذاتية (ACF) والارتباطات الذاتية الجزئية (PACF) ويجب تطبيق هذه المنهجية وحسب المراحل الآتية: (Silaghi & Costen , 2008)

1. مرحلة التشخيص أو التحديد (Identification)

2. مرحلة التقدير (Estimation)

3. مرحلة الفحص والتشخيص (Diagnostic checking)

4. مرحلة التنبؤ (Forecasting)

### 1- مرحلة التشخيص أو التحديد (Identification)

التشخيص أو التعريف هو معرفة الأنموذج وتحديد رتبته بتطبيق العديد من الإجراءات. (الزوبعي والتكريتي، 2012) وهو المرحلة الأولى في تحليل السلاسل الزمنية بالاعتماد على البيانات المتاحة وهذا يحتاج إلى فهم خصائص السلسلة المدروسة، عن طريق رسم المخطط البياني للسلسلة وتحديد استقرارية السلسلة أو عدم استقرارها في الوسط، وعدم الاستقرار يظهر واضحاً بالسلاسل الزمنية المالية فضلاً عن وجود التقلبات (Volatility) ويمكن معالجة عدم الاستقرار بأجراء بعض التحويلات على السلسلة غير المستقرة وتحويلها إلى سلسلة مستقرة . (محمد وديامار ، 2014)

تبدأ هذه المرحلة بالتعرف على الأنموذج المبدئي الملائم لبيانات السلسلة الزمنية المدروسة عن طريق تحديد رتبة ودرجة الأنموذج  $ARIMA(p,d,q)$  اذ تشير (p) الى عدد حدود المشاهدات السابقة التي يجب ادراجها ضمن الأنموذج المبدئي الملائم، تشير (q) الى عدد متغيرات الاضطرابات الهادئة التي يشملها الأنموذج الملائم بينما تشير (d) الى درجة الفروق التي تجعل السلسلة الزمنية مستقرة، ان مرحلة اختيار الأنموذج  $ARIMA(p,d,q)$  المبدئي الملائم للسلسلة الزمنية تحكمها أسس علمية ونظرية وتحكمها أيضا مهارة الباحث وقدرته على الحكم الجيد لمدى تطابق خصائص العينة المدروسة مع خصائص العملية العشوائية التي قد تكون وراء توليد هذه العينة، فضلاً عن ذلك، الأنموذج المبدئي الذي تم اختياره يمكن تعديله او تنحيته جانباً في مراحل الدراسة المتقدمة والتحليل .(شعراوي ، 2005) ، لأجراء هذه المرحلة نتبع الخطوات الآتية :

أ- تحديد الأنموذج المبدئي: يتم تحديد رتبة المعلمات للأنموذج  $(p,q)$  بالاعتماد على خصائص دالتي الارتباط الذاتي والجزئي بالشكل الآتي :



ب- بملاحظة الرسم البياني للارتباط الذاتي، إذا كانت الرتب الأولى (q) تختلف معنوياً عن الصفر والارتباط الذاتي الجزئي يتناقص ببطء، تكون السلسلة من النوع MA(q).

ت- بملاحظة الرسم البياني للارتباط الذاتي الجزئي وكان يختلف معنوياً عن الصفر في (p) الأولى والارتباط الذاتي ينخفض ببطء، تكون السلسلة من نوع AR(p).

ث- وإذا تبين من الرسم أن الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي ينخفضان ببطء ومستمرين في التناقص، تكون السلسلة الزمنية من نوع ARMA، ولتحديد الدرجات (p,q) تقدر كل الأنموذج التي تكون عندها (p,q) تختلف معنوياً عن الصفر ويتم اختيار الأنموذج ARMA(p,q) الذي يأخذ أقل قيمة لمعايير المعلومات (AIC , BIC , H-Q). (امينة، 2014)

ج- تحديد درجة التكامل (d)

يتم تحديد درجة التكامل d عن طريق فحص أستقرارية السلسلة الزمنية من حيث الاتجاه او الوسط فإذا كانت غير مستقرة (أي ان السلسلة لها اتجاه عام) يتم أخذ الفرق الأول، وعند عدم تحقق الأستقرارية يتم أخذ الفرق الثاني وهكذا حتى تصبح مستقرة، عدد الفروق هو درجة التكامل (d) . (خولة ، 2014)

## 2- مرحلة التقدير (Estimation)

تأتي هذه المرحلة بعد الانتهاء من مرحلة تشخيص الأنموذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية وتوجد عدة طرائق للتقدير تم استعمال طريقتين منها في هذه الرسالة هي :

### أولاً- طريقة المربعات الصغرى (Least Squares Method Ordinary (OLS)

الفكرة الأساسية في تركيب أنموذج سلسلة زمنية من المربعات الصغرى (OLS) ومن المقدرات التي تعتمد هذه الطريقة هي مقدرات Heteroskedasticity and Autocorrelation consistency covariance Estimation (HAC) لأنموذج الانحدار  $(y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t)$  وتعتمد هذه المقدرات كما هو ملاحظ على تأثير القيمة السابقة على القيمة الحالية، وفي بعض الأحيان تدعى (Neway-West) وتعتمد هذه المقدرات على معالجة المشاكل التي تظهر عادة عندما يكون حد الخطأ مرتبط عبر الزمن . أن هذه المقدرات تعتمد مفاهيم المربعات الصغرى الاعتيادية نفسها، والتي تقوم على محاولة تصغير الأخطاء الحاصلة بين القيمة المقدر والقيمة

الحقيقية (Baillie&Kim,2017) ، تعني اختيار قيم المعلمات التي تقلل من مجموع الفروق التربيعية بين البيانات المرصودة وقيمها المتوقعة، وتقدير هذه المعلمات للأنموذج AR(1) بالشكل الآتي :

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots(2-92)$$

بأخذ المشاهدات التي تصل إلى الزمن (j-1) فإن القيمة المتوقعة ل (y<sub>j</sub>) هي (ϕ y<sub>t-1</sub>) لذلك فمن المناسب استعمالها

$$S(\phi) = \sum_{j=2}^n (y_j - \phi y_{j-1})^2 \dots\dots(2-93)$$

يجب تقليل مجموع المربعات S(ϕ) بحذف j=1 أي x<sub>0</sub> غير موجود فإن التوقع إلى (ϕ) يعطي التقدير بالشكل الآتي :

$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{j=2}^n y_{j-1} y_j}{\sum_{j=2}^n y_{j-1}^2} \dots\dots(2-94)$$

نعمل بالفكرة و بالطريقة نفسها بالنسبة لأنموذجات AR(p) مع ترك فروقات y<sub>j</sub> مع j ≤ p .  
(Samir and Ehab,2014)

### ثانياً - مقدرات الأماكن الأعظم : Maximum Likelihood Estimators (MLE)

تكون طريقة تقدير المعقولية العظمى (MLE) تحت فرضية التوزيع الشرطي الطبيعي للبوافي، ويعبر عنها بالصيغة الآتية : (شامار ، 2015)

$$L(a/ \phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = (2\pi\sigma_a^2)^{-\frac{N}{2}} \exp\left(\frac{-1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n \alpha_t^2\right) \dots\dots(95)$$

وان لوغاريتم دالة الإمكان الأعظم الشرطية يكون بالشكل الآتي :

$$\ln L(\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = -\frac{N}{2} \ln(2\pi\sigma_a^2) - \frac{S(\phi, \mu, \theta)}{2\sigma_a^2} \dots\dots(2-93) \dots\dots(96)$$

حيث ان دالة مجموع المربعات الشرطية هي :

$$\ln(\phi, \mu, \theta) = \sum_{t=-\infty}^N [E(a/\phi, \mu, \theta)]^2 \dots\dots(97)$$

### 3- مرحلة الفحص والتشخيص (Diagnostic Checking)

تتضمن هذه المرحلة الآتي :

اولاً- تشخيص درجة تأثير أنموذجات (ARCH - GARCH)

اذ يتم تجريب العديد من هذه الأنموذجات ومحاولة تمثيل هذا التأثير بالأنموذج ARCH أو يأخذ أنموذجات أخرى من العائلة ARCH وتحديد رتبة كل منهم، بعد اختيار أكثر الأنموذجات كفاءة من بين الأنموذجات المعنوية الأخرى باستعمال معايير التفضيل بين الأنموذجات المرشحة، يكون اختيار الأنموذج الأكثر كفاءة لتمثيل التقلبات التي تحصل بالسلاسل الزمنية المالية بناءً على معايير عدة منها معايير المعلومات ( Information Criterion) يتم اختيار الأنموذج الذي يعطي أقل القيم لهذه المعايير وأهمها (AIC , SIC , H-Q)، يكون اختيار الأنموذج الأفضل وهو الذي يعطي أقل القيم . (2015, الشعراوي)

### ثانياً – فحص ملائمة الأنموذج Diagnostic checking

بعد عملية التشخيص هذه نجري فحصاً لملائمة الأنموذج أو صلاحيته لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية ويكون ذلك بفحص البواقي، أي بعد معرفة الأنموذج المبدئي وتقدير معلماته نفحص مدى مطابقة الأنموذج للمتسلسلة المشاهدة وذلك بأجراء بعض التشخيصات على البواقي وهي مجموعة من الاختبارات تستعمل لفحص البواقي عن طريق مدى تحقيقها للفرضيات :

$$1. \text{ متوسط صفري } H_0 : \mu_\varepsilon = 0$$

$$2. \text{ العشوائية } \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1})$$

3. الاستقلالية

$$4. \text{ تكون البواقي موزعة توزيع طبيعي } \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

فإذا تحققت هذه الشروط (الفرضيات) تعد الأنموذج المطبق مقبولاً وإذا لم تحقق أحد هذه الشروط فيجب إعادة النظر واقتراح أنموذج غيره . (بري ، 2002)

إن عملية تدقيق الأنموذج ومعرفة مدى ملائمته لبيانات السلسلة الزمنية يتم بواسطة تحليل سلسلة البواقي القياسية Residuals standardized series ويعبر عنها بالصيغة الآتية :

$$\tilde{\varepsilon}_t = \frac{\varepsilon_t}{\hat{\sigma}_t} \dots \dots (2-98)$$

اذ  $\tilde{\varepsilon}_t$  سلسلة البواقي القياسية

$\hat{\varepsilon}_t$  سلسلة البواقي

$\hat{\sigma}_t$  سلسلة الانحراف القياسي المشروط

يتم استخراج سلسلة البواقي لأنموذج ARCH و GARCH حسب الصيغة الآتية :

$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{\mu} \dots\dots(2-99)$$

ويمكن الحصول على سلسلة الانحراف القياسي المشروط بأخذ الجذر التربيعي لصيغة

الأنموذج ARCH و GARCH الآتيتين على الترتيب :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \dots\dots(2-100)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \dots\dots(2-101)$$

يوجد أسلوبان لفحص مدى ملائمة الأنموذج هما :

**الأول** - برسم معاملات دالة الارتباط الذاتي لكل من سلسلة البواقي القياسية ( $\varepsilon_t$ ) وسلسلة

البواقي القياسية المربعة ( $\varepsilon_t^2$ ) حسب الصيغة الآتية :

$$\tilde{\varepsilon}_t^2 = \left(\frac{\varepsilon_t}{\hat{\sigma}_t}\right)^2 \dots\dots(2-102)$$

سيكون واضحاً عن طريق الرسم إذا كانت السلسلتان ( $\varepsilon_t$ ) و ( $\varepsilon_t^2$ ) لهما توزيع طبيعي أم

لا.

**الثاني** - يمكن استعمال الاختبار (Box - Liung) على سلسلة البواقي القياسية ( $\varepsilon_t$ ) والذي تم

استعماله في مرحلة التشخيص لبيان ملائمتها مع معادلة المتوسط، وايضاً إجراء الاختبار

نفسه على سلسلة مربعات البواقي ( $\varepsilon_t^2$ ) لبيان مدى ملائمتها مع معادلة التباين. (عبد الله

، 2008)

إن اختبار ARCH&GARCH يعني اختبار معنوية معاملات معادلة التباين أي اختبار

معنوية الارتباط الذاتي للأخطاء، هنا لم نكتف باختبار الأخطاء بل اختبار مربعات الأخطاء

وهذا اقتراح (Granger & Anderson , 1978) إذ أن السلاسل الزمنية التي تتم نمذجتها بواسطة

(Box & Jenkins , 1970) قد تكون الأخطاء فيها مرتبطة ذاتياً خلال الزمن بينما مربعات

الأخطاء غير مرتبطة ذاتياً، لدراسة الارتباط الذاتي للأخطاء كخطوة أولى اعتمدت الإحصاءتان

(Box - Pierce) و (Box - Liung) لكن هذه الطريقة غير كافية لذلك يمكن استخدام طريقة

(ARCH - LM) <sup>(4)</sup> واختبار طبيعية البواقي نستعمل اختبار (Jarque- Bera)

قدم الباحثان (JARQUE) و (BERA) اختباراً للتوزيع الطبيعي (Jarque- Bera) يمكن تطبيقه على السلسلة الزمنية أو على الفروق الخاصة بها، ولاختبار طبيعة البواقي بفرض وجود (GARCH) فإذا كانت البواقي مستقلة فان معامل الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لن تكون معنوية للبواقي ولا لمربعات البواقي المقدر، وآلية هذا الاختبار تعتمد على معاملات التفرطح والالتواء وتعتمد هذه المعاملات على ايجاد العزمين الثالث والرابع . (عنبر، 2016)

يتضمن الالتواء (Skewness) والتفرطح (Kurtosis) و (Jarque-Bera) أحد الافتراضات الأكثر استخداماً عند تحليل البيانات هو افتراض التوزيع الطبيعي للبيانات وذلك يساعد في إجراء التقدير والمقارنة وعدم اختبار هذا الافتراض يؤدي إلى استنتاجات مضللة ويكون الاستدلال غير موثوق به، وفرضية هذا الاختبار بالشكل الآتي:

البيانات تخضع للتوزيع الطبيعي:  $H_0$

البيانات لا تخضع للتوزيع الطبيعي:  $H_1$

عندما يكون مستوى الدلالة الإحصائية أكبر من (0.05) نقبل الفرضية الصفرية وإذا كان أقل نرفض الفرضية الصفرية .

بفرض  $(x_i)$  تشير إلى عينة حجمها  $n$  بمتوسط  $\mu$  وتباين  $\sigma_x^2$  فإن :

$$\mu_j = E(x_i - \mu)^j \dots\dots(2-103)$$

$$\sigma_x^2 = \mu_2 \dots\dots(2-104)$$

$$\text{(Skewness)} = \mu_3 / (\mu_2)^{3/2} \dots\dots(2-105) \quad \text{الالتواء}$$

$$\text{(Kurtosis)} = \mu_4 / (\mu_2)^2 \dots\dots(2-106) \quad \text{التفرطح}$$

وبحساب الالتواء (S) ولتفرطح (K) يمكن إجراء اختبار (Jarque-Bera) باستعمال

الصيغة الآتية :

$$J-B = n[S^2/6 + (k-3)^2/24] \dots\dots(2-107)$$

تتوزع البيانات توزيعاً طبيعياً عندما  $S=0$  و  $K=3$  أي ان  $J-B=0$  وعندها نقبل فرضية العدم القائلة أن البيانات تتوزع توزيعاً طبيعياً إذا فقط إذا  $J-B < \chi^2_{(2)}$  أي بمقارنة الأحصاء (J-B) مع  $\chi^2_{(2)}$  بدرجة حرية (2) ومستوى معنوية (0.05) . (Mantalos , 2010)

ويتم إجراء الاختبار (ARCH - LM) لبيان ما إذا كانت البواقي تعاني من أثر وجود نماذج عائلة ARCH، وأن آلية هذا الاختبار تم ذكرها سابقاً في المبحث (2-5-3)

هناك اتفاق لأغلب الإحصائيين وإن التقدير للأنموذج يكون مقبولاً في حالة تحقق البواقي اثنين من الاختبارات في هذه الحال يكون الباحث وصل إلى أفضل ما يمكن الحصول عليه (العتابي وآخرون ، 2008)

#### 4- التنبؤ (Forecasting)

في العديد من مواقف العمل نحاول التنبؤ بما سيحدث بناءً على المعلومات الموجودة غالباً ما تكون المهمة هي التنبؤ بسلسلة من المشاهدات، هذه المشاهدات تشكل ما يسمى سلسلة زمنية، عندما نعتمد فقط على الملاحظات السابقة لظاهرة ما للتنبؤ بوقوعها في المستقبل يسمى بالتنبؤ بالسلسلة الزمنية على الرغم من أن التنبؤ بالسلسلة الزمنية لا يفترض أن نتائج الأعمال المستقبلية ستكون كما كانت في الماضي، إلا أنها تعتمد على فرضية أن الأنماط السابقة في السلسلة الزمنية ستستمر في المستقبل . هذه التوقعات مفيدة للتخطيط للأنشطة في العمليات والجوانب المالية وربما جميع وظائف الأعمال الأخرى . (Bodily , 2008)

التنبؤ هو المرحلة الأخيرة من مراحل تحليل السلاسل الزمنية وفي ما يأتي توضيح لعملية التنبؤ في أنموذج ARCH-GARCH، للتنبؤ في أنموذج ARCH(p) تستعمل الصيغة الآتية : (عبد الله والرشيدي ، 2017)

$$\sigma_h^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sigma_h^2 (\ell-i) \dots\dots(2-108)$$

اذ (h) الأصل

(ℓ) خطوة التنبؤ

أما بالنسبة للأنموذج GARCH (p , q) نستخدم الصيغة الآتية :

$$\sigma_h^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sigma_h^2 (\ell-i) + \sum_{j=1}^q B_j \sigma_h^2 (\ell-j) \dots\dots(2-109)$$

حيث  $\ell > 1$

إجراء عملية التنبؤ بأنموذج ARCH و GARCH بطريقة التنبؤ في العينة، اذ تستعمل بيانات سلسلة العود كاملة لتقدير معاملات الأنموذج والمقارنة بين أنموذج التنبؤ . يتم اختيار جزء من المشاهدات ثم التنبؤ بالتقلبات مقدار هذا الجزء من المشاهدات  $(\frac{n}{4})$  اذ n هو عدد المشاهدات ويتم استعماله في اختبار القدرة التنبؤية لأنموذج التقلبات .

توجد عدة مقاييس لتقييم دقة أنموذج ARCH التنبؤية أذكر منها : (محمد و يادكار، 2015)

### 1- الجذر التربيعي لمعدل مربع الخطأ (RMSE): Root Mean Squared Error

ويأخذ الصيغة الآتية :

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (r_t^2 - \hat{\sigma}_t^2)^2}{T}} \dots\dots(2-110)$$

اذ  $t = 1, 2, \dots, T$

$\hat{\sigma}_t^2$  التباين المشروط المقدر

### 2- متوسط الخطأ المطلق (MAE) Mean Absolute Error

يعبر عنه بالصيغة الآتية :

$$MAE = \frac{\sum_{t=1}^T |r_t - \hat{\sigma}_t^2|}{T} \dots\dots(2-111)$$

وسوف يتم تطبيق هذه الخطوات في الفصل القادم باستعمال سلسلة أسعار النفط الخام

العراقي المصدر للمدة (2006-2017) م .

# الفصل الثالث

الجانب العملي



## الفصل الثالث

### الجانب العملي

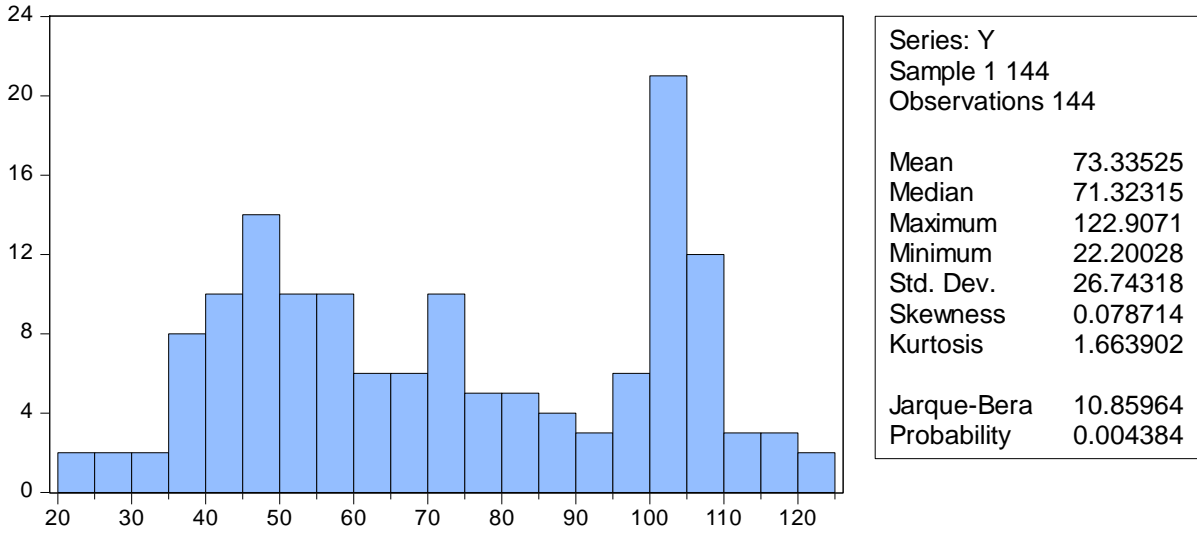
#### 1-3: تمهيد

يعد النفط العمود الفقري للاقتصاد العراقي، من ثم فإن متابعة ودراسة اسعار النفط ثم التنبؤ بها يعد من العوامل الأساسية للمخططين . وغالباً الأسعار سلسلة زمنية تتأثر بعاملين أساسيين الأول يمثل خصائص السلسلة الزمنية والآخر تقلبات الأسعار في السوق العالمي . تم الاعتماد على سلسلة زمنية تتكون من (144) مشاهدة شهرية للمدة من (2006-2017)م من اسعار النفط الخام العراقي المصدر والتي تم الحصول عليها من الجهاز المركزي للإحصاء والمذكورة في الملحق (1). وتم الاستعانة بالبرامج الإحصائية (9 Eviews) و (21 spss) في الجانب التحليلي القياسي للسلسلة الزمنية الشهرية لأسعار النفط عن طريق دراسة استقراريتها وخصائصها الأخرى ومن ثم تطبيق أنموذجات السلاسل الزمنية غير الخطية التي ورد ذكرها في الجانب النظري . قبل البدء بتشخيص وتحليل السلسلة الزمنية سيتم تحويل السلسلة الأصلية الى سلسلة العوائد (Return Series) التي تمثل الفرق الأول للوغاريتم المشاهدات لأنه من الملاحظ على السلاسل الزمنية المالية عدم استقرارية الوسط فضلاً عن عدم الثبات في التباين (Volatility) ويجب معالجتها عن طريق إخضاعها للاختبارات الإحصائية واكتشاف خصائصها الإحصائية من حيث الأستقرارية وثبات التباين:

#### 2-3: وصف البيانات

في الشكل (1) تمثلت سلسلة أسعارالنفط الخام العراقي المصدر بمتوسط قدره (73.33525)دولار للبرميل وقيمة دنيا (22.20028) دولار للبرميل وقيمة عظمى (122.9071) دولار للبرميل وبانحراف معياري (26.74318)، وان قيمة معامل الالتواء (Skewness) بلغت (0.0787) موجبة يعني ذلك ان الأخطاء لها ذيل طويل ملتو التواء موجب إلى اليمين، أيضاً معامل التقلطح (Kurtosis) بلغت (1.66902) وهي تختلف عن القيمة (3) المميزة للتوزيع الطبيعي، ذلك يعني أن السلسلة تتصف بالتقلطح وهو ما يبين اختلافها عن التوزيع الطبيعي وعدم التجانس في مستويات سلسلة البيانات والأحصاءة (Jarque-Bera) تثبت ذلك عن طريق القيمة الاحتمالية لها التي بلغت (0.004)وهي أقل من (5%). اما الشكل (2) يظهر وجود

تذبذبات غير منتظمة أي إن هناك تشتتاً واضحاً عن التباين ناتجة عن تغير الأسعار من مدة إلى أخرى. عن طريق ما نلاحظه في الشكلين آنفاً لا نستطيع الحصول على جواب عن استقرارية السلسلة من عدمها .

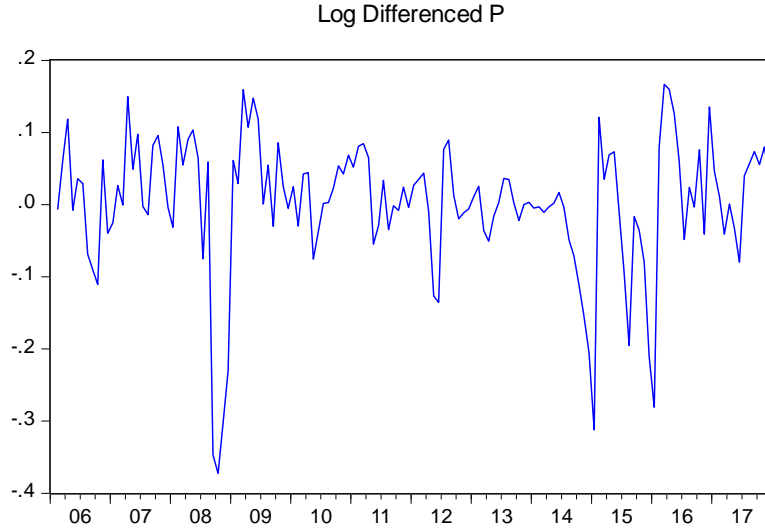


شكل (1) الإحصاء الوصفي لمعدلات الأسعار الشهرية للنفط الخام العراقي المصدر للمدة (2006-2017)



شكل (2) المنحنى البياني لأسعار الشهرية للنفط العراقي المصدرة للمدة (2006-2017)م

يتبين من الشكل البياني شكل (3) الذي يمثل رسم سلسلة العود لأسعار النفط الخام وذلك بتحويل بيانات السلسلة الأصلية للأسعار بأخذ لوغاريتم القيم والفرق الأول وذلك للحد من تأثير عدم الاستقرار لكل من الوسط والتباين، تتميز هذه السلسلة بظهور تقلبات متجمعة ومن المعروف إن انموذج ARCH تسمح بظهور هذه الظاهرة .



شكل (3) المنحنى البياني لسلسلة عوائد البيانات للأسعار للمدة (2006-2017)م

### 3-3: الاختبارات الإحصائية

أولاً- اختبار الاستقرار: هناك عدة مؤشرات تم استعراضها في الجانب النظري لاختبار خصائص السلسلة الزمنية منها :

أ- الارتباط الذاتي : يتم اختبار الفرضية الآتية :

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = \dots = \rho_m = 0 \quad \forall \quad k=1,2,\dots,m$$

$$H_1 : \text{at least one of them} \neq 0$$

وتم تطبيق الصيغة في المعادلة (2-56) وظهرت النتائج في الجدول والشكل الآتي :



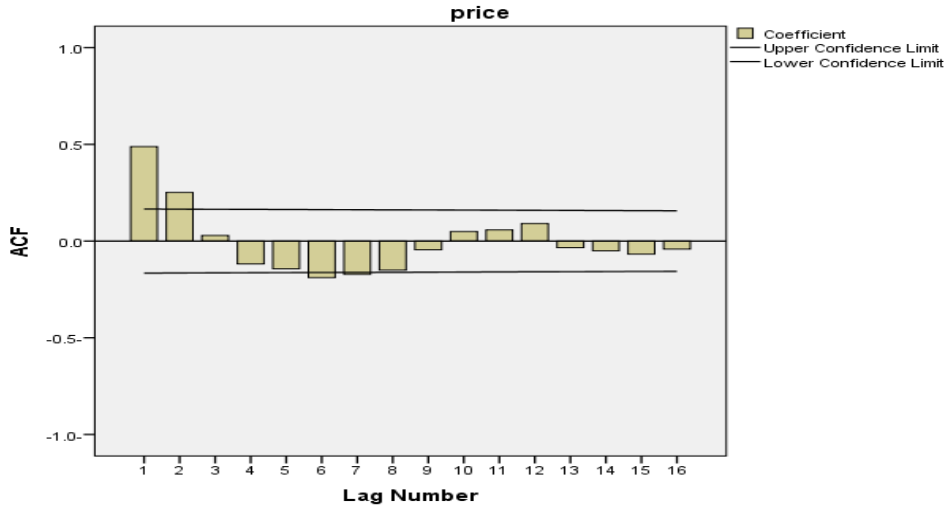
شكل (4) يوضح التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي عند المستوى  $I(0)$

جدول (1) نتائج اختبار الارتباط الذاتي (Autocorrelation)

عند المستوى I(1) عند الفرق الأول		عند المستوى I(0)		الإزاحة
مستوى المعنوية	الارتباط الذاتي	مستوى المعنوية	الارتباط الذاتي	
.000	.488	.000	.969	1
.000	.252	.000	.911	2
.000	.029	.000	.838	3
.000	-.118-	.000	.766	4
.000	-.144-	.000	.699	5
.000	-.189-	.000	.640	6
.000	-.172-	.000	.592	7
.000	-.150-	.000	.553	8
.000	-.045-	.000	.522	9
.000	.049	.000	.491	10
.000	.058	.000	.459	11
.000	.091	.000	.423	12
.000	-.034-	.000	.382	13
.000	-.050-	.000	.342	14
.000	-.067-	.000	.305	15
.000	-.042-	.000	.273	16

تظهر النتائج في الجدول (1) سلوك دالة الارتباط الذاتي بأن معاملاتنا تختلف معنويًا عن الصفر أي إنها خارج حدود الثقة  $(-0.163, +0.163) = \left(\frac{-1.96}{\sqrt{144}}, \frac{1.96}{\sqrt{144}}\right)$ ، ونلاحظ أنها تميل للانخفاض ببطء نحو الصفر كلما ازدادت مدد الإزاحة (Lag)، والشكل (4) يظهر الرسم البياني انخفاض الأعمدة البيانية بمرور مدد الإزاحة (الإبطاء)، وان هذه الأعمدة التي تمثل قيم معاملات الارتباط الذاتي خارج حدود الثقة، لذلك نرفض فرضية العدم أي أن معاملات الارتباط الذاتي لا تساوي معنويًا للصفر عند مستوى معنوية (5%) مما يدل على عدم استقرارية السلسلة المدروسة .

والشكل (5) يوضح النتائج بعد أخذ الفرق الأول إذ أصبحت معاملات الارتباط الذاتي متغيرة بين الارتفاع الموجب والانخفاض السالب وضمن حدود الثقة  $\left(\frac{-1.96}{\sqrt{144}}, \frac{1.96}{\sqrt{144}}\right)$  في مدد الإبطاء المتأخرة وذلك يوحي بالاستقرارية لبيانات سلسلة الأسعار الشهرية للنفط المصدر عند الفرق الأول. ومن ملاحظة قيم الارتباط الذاتي والرسم البياني لها وبالاعتماد على النظر بالعين المجردة فإن النتائج غير دقيقة، لذلك يجب استعمال الاختبارات الإحصائية والأدوات الخاصة والتي تم عرضها في المبحث (2-5-1) في الفصل الثاني للتأكد من استقرارية السلسلة قبل البدء بمراحل التشخيص .



شكل (5) التمثيل البياني للارتباط الذاتي بعد أخذ الفرق الأول

ب - اختبار (Box- Ljung):

يتم اختبار الفرضية الآتية :  $\forall k=1,2,\dots,m : \rho_k = 0$   $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = \dots = \rho_m = 0$

$H_1$ : at least one of them  $\neq 0$

وبتطبيق صيغة الأحصاء في المعادلة (61-2) ظهرت النتائج في الجدول الآتي .

جدول (2) نتائج اختبار (Box- Ljung) الأستقرارية لسلسلة الأسعار بعد الفرق الأول

Box- Ljung statistic		
Lag	value	Sig.
1	34.793	.000
2	44.113	.000
3	44.238	.000
4	46.315	.000
5	49.417	.000
6	54.837	.000
7	59.337	.000
8	62.811	.000
9	63.122	.000
10	63.500	.000
11	64.026	.000
12	65.327	.000
13	65.512	.000
14	65.915	.000
15	66.649	.000
16	66.935	.000

بملاحظة مخرجات برنامج (Eviews 9) في الجدول (2) نجد أن القيم الاحتمالية المقابلة لقيم الأحصاء (Box- Ljung) هي أقل من (5%)، وعليه نرفض فرضية العدم القائلة أن معاملات الارتباط كلها مساوية للصفر، وذلك يدل على عدم استقرار السلسلة الزمنية .

**ثانياً : اختبارات جذر الوحدة : فرضية الاختبار هي :**

$H_0 : \delta=0 \text{ or } \phi =1$  (وجود جذر وحدة أي عدم استقرارية)

$H_1 : \delta < 0 \text{ or } \phi < 1$  (عدم وجود جذر وحدة أي استقرارية)

وبعد تطبيق احصاء الاختبار في المعادلة (2-71) كانت النتائج كما في الجدول الآتي :

**جدول (3) اختبارات جذر الوحدة**

الفرق الأول للسلسلة عند مستوى معنوية 5%		القيم الاصلية عند مستوى معنوية 5%				الاختبار		
الحالة	P-value	القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية	الحالة	P-value		القيمة المحسوبة	القيمة الجدولية
مستقرة	0.000	-6.933	-2.881	غير مستقرة	0.1177	-2.499	-2.881	ADF - test
مستقرة	0.000	-6.763	-2.881	غير مستقرة	0.251	-2.083	-2.881	PP – test
مستقرة	0.095		0.463		-		-	KPSS - test

\* الجدول آنفاً من إعداد الباحثة اعتماداً على برنامج Evies9

الجدول (3) الذي تظهر نتائجه الأستقرارية لسلسلة العوائد لأسعار النفط الخام المصدر عند الفرق الأول باستعمال جميع اختبارات جذر الوحدة، وعليه سيتم تقدير النموذج بعد أخذ الفرق الأول للسلسلة

**ثالثاً - اختبار الكشف عن الاتجاه: للكشف عن الاتجاه تم إجراء الاختبار الآتي :**

$H_0$  : Time Series has a linear trend

$H_1$  : Time Series do not have a linear trend

و بعد تقسيم السلسلة إلى قسمين متساويين وتقدير معادلة الاتجاه لكل قسم وظهرت

النتائج بالشكل الآتي :

جدول (4) تقدير معادلة الاتجاه

	SSE	d.f
SSET	17.156	N-2=142
SSE1	5.776	$n_1 - 2 = 70$
SSE2	7.094	$n_2 - 2 = 70$
SSE3	12.87	$n_1 + n_2 - 4 = 140$
SSE4	4.286	$[(n-2) - (n_1 + n_2) - 4] = 2$

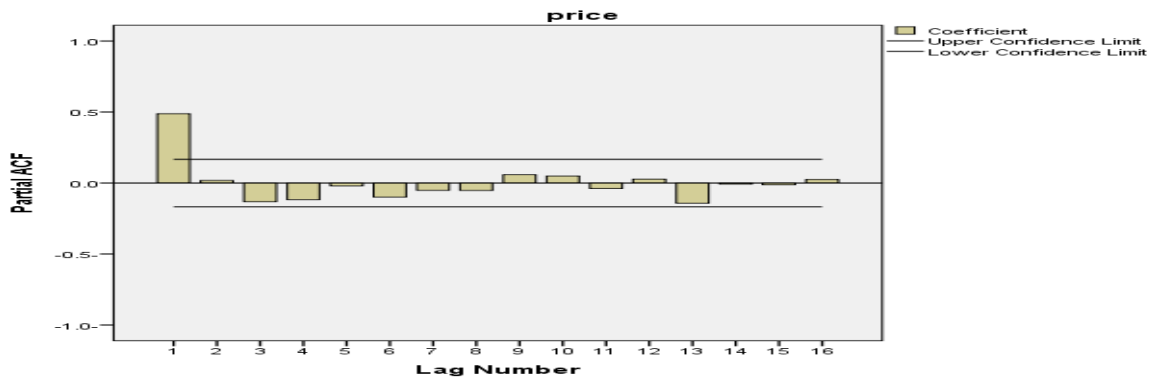
\* الجدول آنفاً من إعداد الباحثة اعتماداً على برنامج SPSS<sub>21</sub>

وبتطبيق أحصاء الاختبار المذكورة في المعادلة (2-83) كانت القيمة المحسوبة  $(F_c = 23.3118)$  وبمقارنتها مع القيمة الجدولية  $(F_{(0.05, 140, 4)} = 4.303)$  تبين ان القيمة المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية وعليه ترفض فرضية عدم بمعنى إن الاتجاه لجزئي السلسلة الزمنية متساوي أي إن السلسلة لا تمتلك اتجاه خطي .

#### 4-3: مرحلة التشخيص أو التحديد :

تم في هذه المرحلة معرفة الأنموذج وتحديد رتبته بتطبيق الإجراءات الآتية :

أ- بملاحظة الرسم البياني (ACF) الارتباط الذاتي كما في الشكل (5) و (PACF) الارتباط الذاتي الجزئي كما في الشكل (6)، يتبين من سلوك دالتي (ACF) الارتباط الذاتي في الشكل (5) و (PACF) الارتباط الذاتي الجزئي في الشكل (6) وبعد أخذ الفرق الأول للسلسلة المدروسة نلاحظ أنهما بين الارتفاع والانخفاض ويقتربان من الصفر تدريجاً عند مدد الإبطاء المتأخرة وهذا ما يشير إلى أن أنموذج السلسلة من النوع ARIMA(p,d,q) .



شكل (6) التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي الجزئي بعد اخذ الفرق الأول

ب - تحديد الرتب (p , q) : تم اختيار رتب مختلفة للأنموذج وحساب مؤشرات المفاضلة الثلاثة كما في الجدول (5) بعد أخذ الفرق الأول للسلسلة .

جدول (5) نتائج معايير المفاضلة لأنموذجات ARIMA(p,d,q)

ARIMA(p,I,q)	Akaike criterion	Hannan-Quinn criterion	Schwarz criterion
<b>(1,1,0)</b>	<b>6.285*</b>	<b>6.347*</b>	<b>6.311*</b>
(0,1,1)	6.306	6.411	6.374
(1,1,1)	6.299	6.382	6.333
(2,1,0)	6.299	6.382	6.333
(2,1,1)	6.311	6.415	6.353
(0,1,2)	6.297	6.379	6.330
(2,1,2)	6.290	6.414	6.340
(1,1,2)	6.299	6.403	6.342

الجدول أنفاً من اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج Evies9

ومن ثم تظهر النتائج في الجدول (5) بان أفضل نموذج هو الأنموذج ARIMA(1,1,0) اذ امتلك اقل قيم في مقياس المفاضلة Akaike criterion و Hannan-Quinn criterion و Schwarz criterion.

والآن نستخرج معلومات الأنموذج واختبار سلسلة البواقي وكما يأتي:

5-3: **تقدير الأنموذج** ARIMA(1,1,0)

جدول (6) نتائج تقدير الأنموذج AR(1) لسلسلة الفرق الأول

Coef	$\hat{\beta}$	t-statistic	Std.Error	p-value
AR(1)	0.485109	7.707442	0.062940	0.000
constant	0.070225	0.060330	1.164017	0.9520

الجدول أنفاً من اعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج Evies9

من الجدول (6) تظهر لنا نتائج تقدير معلمة الأنموذج AR(1) ونلاحظ بأن معنوية المعلمة عالية جداً، اذ كانت قيمتها الاحتمالية P-Value تساوي (0.000) وهي أقل من مستوى المعنوية (5%) وذلك يدل على معنوية العلاقة المقدره، أيضاً من مقارنة (المحسوبة t=7.707442) مع (الجدولية t = 1.96) نرى إن المحسوبة اكبر من الجدولية ويدل ذلك على معنوية معلمة الأنموذج .وعليه الأنموذج يمكن تمثيله وبالاتماد على المعادلة (2-90) بالمعادلة الآتية :

$$Y_t = 0.070225 + 0.485109 Y_{t-1}$$



بعد تشخيص الأنموذج وتحديد درجته وتقديره لابد من التأكد من صحة ملائمة الأنموذج وكفاءته عن طريق اختبار Ljung-Box وكما موضح في الجدول الآتي:

جدول (7) إحصائيات ملائمة الأنموذج

Model Fit statistics		Ljung-Box Q (18)		
Stationary R-squared	0.238	Statistic	DF	Sig.
R-squared	0.958	59.993	17	.000
RMSE	5.504			
MAPE	5.616			
MaxAPE	45.413			

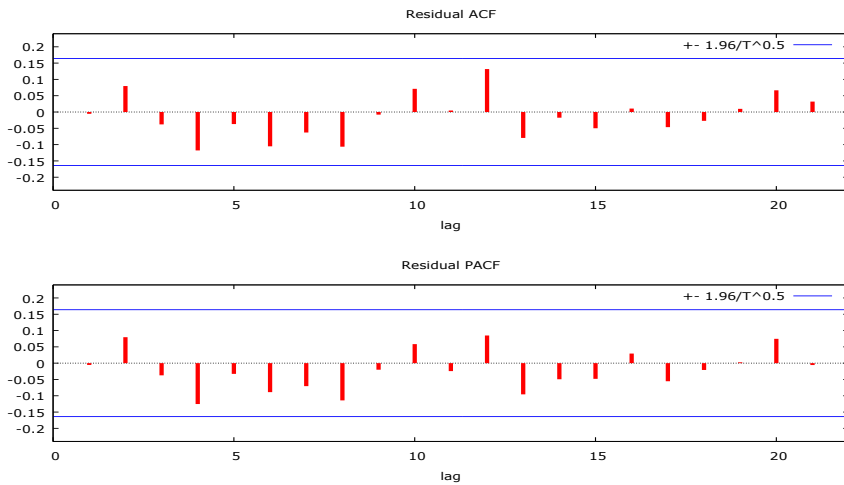
في الجدول (7) نلاحظ اختبار Ljung-Box ومن قيم الـ (p-value) والتي بلغت (0.000) وهذا يدل على معنوية الأنموذج العالية والذي يدعمه قيمة  $(R^2)$  والتي كانت قيمها (0.958) أيضا قيمة الأحصاء بلغت (59.993) وهي قيمة عالية جداً تدل على معنوية الأنموذج وملائمته. تبين لنا بأن هناك استقرارية بمقدار (0.238) وان قيمة متوسط مربعات الخطأ المطلق كان قليل نسبياً (5.616) وهذا يدل على القدرة العالية على التفسير بالنسبة للأنموذج، ويتبين ذلك عن طريق تمثيل معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للأخطاء (البواقي).

### 6-3 : اختبار البواقي :

أ- اختبار استقلالية البواقي :

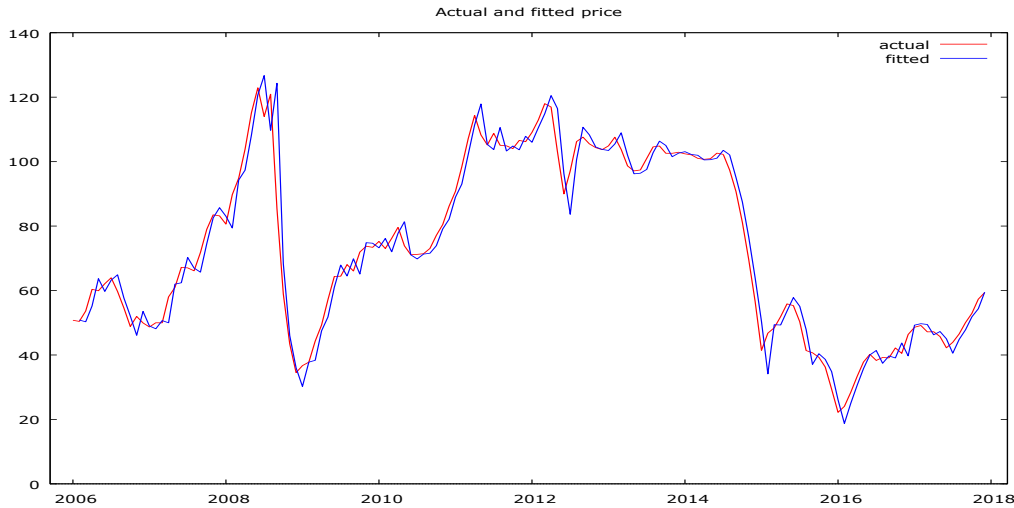
نلاحظ من الشكل (7) أن معاملات الارتباط الذاتي والجزئي تقع ضمن حدود الثقة

$$\left( \frac{+1.96}{\sqrt{T}}, \frac{-1.96}{\sqrt{T}} \right)$$



شكل (7) التمثيل البياني لمعاملات الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة البواقي

نلاحظ من خلال الشكل (8) شبه المطابقة بين منحنى السلسلة الأصلية (Actual) ومنحنى السلسلة المقدر (Fitted) ويتبين على السلسلتين التآرجح بين الارتفاع والانخفاض ونلاحظ وجود التقلبات الكبيرة في اسعار النفط متبوعة بتغيرات كبيرة وتقلبات صغيرة باسعار النفط متبوعة بتقلبات صغيرة، ما يدل على وجود حالة عدم التجانس في تباين البواقي . لذلك ننتقل إلى خطوة أخرى لاختبار وجود أثر (ARCH) في الأنموذج .



شكل (8) التمثيل البياني للقيم الأصلية والمقدرة لسلسلة الأسعار

#### ب- اختبار أثر ARCH-LM(ARCH) للنموذج AR(1)

يستعمل هذا الاختبار لمعرفة فيما إذا كان الأنموذج المقدر يعاني من تأثير ARCH في سلسلة البواقي وذلك من الفرضية الآتية:

Ho: There is no ARCH effect

H1: There is ARCH effect

وان احصاءة الاختبار  $(TR^2) \sim \chi_p^2$

جدول (8) اختبار عدم تجانس التباين (ARCH)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
Prob. F(1,140)	0.0000	F-statistic	56.35838
Prob. Chi-Square(1)	0.0000	Obs*R-squared	40.75655

يتبين من الجدول (8) إن القيمة الاحتمالية ل (Obs\*R-squared) بلغت (0.0000) وهي اقل من مستوى المعنوية (0.05) وعليه نرفض فرضية العدم ونقبل البديلة، أي وجود تأثير ل ARCH في الأنموذج .

7-3: تشخيص تأثير عائلة (ARCH):

تم في هذه الخطوة تجريب العديد من الأنموذجيات لتمثيل تأثير ARCH واختيار الأنموذج الأكثر كفاءة بالاعتماد على معايير المفاضلة (AIC, BIC, H-Q)، وتمت المفاضلة بين الأنموذجيات اللاخطية المتناظرة (التي للتقلبات الموجبة والسالبة عليها التأثير نفسه) والأنموذجيات اللاخطية غير المتناظرة (التي تتأثر بالتقلبات الموجبة والسالبة)، وتم اختيار الأنموذج الأفضل الذي يعطي أقل القيم .

جدول (9) نتائج تشخيص أنموذجيات (GARCH)

الأنموذجيات	AIC	BIC	H-Q
GARCH(1,1)	5.976324	6.079920	6.018421
GARCH(1,2)	5.949332	6.073647	5.99848
GARCH(2,1)	5.975018	6.099333	6.025534
GARCH(2,2)	5.963044	6.108079	6.021979
TARCH(1,1)	5.980296	6.083892	6.022392
TARCH(2,1)	5.982694	6.107009	6.033210
<b>TARCH(2,2)</b>	<b>5.927831 *</b>	<b>6.072865*</b>	<b>5.986766*</b>
TARCH(1,2)	5.952670	6.076985	6.003186
EGARCH(1,1)	6.474978	6.578574	6.517075
EGARCH(1,2)	6.409331	6.533646	6.459847
EGARCH(2,1)	6.266513	6.390828	6.317029
EGARCH(2,2)	6.200718	6.345752	6.259653

من ملاحظة النتائج في الجدول (9) نلاحظ أن أفضل انموذج هو TARCH(2,2)

8-3: تقدير الأنموذج TARCH(2,2)

تم تقدير معاملات الأنموذج الذي تم تشخيصه باستعمال المعادلة (52-2) و النتائج في الجدول الآتي :

جدول (10) نتائج تقدير الأنموذج المشخص TARCH(2,2)

coefficient	std. error	z-Statistic	p-value	
Const	3.845271	0.044584	86.24775	0.0000
AR1	0.954859	0.004776	199.9488	0.0000
$\omega$	7.811757	2.645443	2.969552	0.0030
$\alpha_1$	0.811757	0.171615	4.730099	0.0000
$\gamma_1$	-0.006001	0.449620	-0.013347	0.9894
$\alpha_2$	0.376378	0.233383	1.612708	0.1068
$\gamma_2$	-0.439013	0.223333	-1.965734	0.0493

يوضح الجدول (10) مخرجات الأنموذج TARCH(2,2) والذي تم تقديره بواسطة طريقة الإمكان الأعظم وباستعمال برنامج (Eviews 9) وعن طريق قيم  $z$  المحسوبة ومستوى الدلالة تبين لنا بأن أغلب معالم الأنموذج كانت معنوية عند مستوى دلالة (5%) ذلك يشير إلى ملائمة أنموذج البيانات. نلاحظ إن قيم المعلمتين ( $\gamma_1, \gamma_2 > 0$ ) تشير إلى الأهمية الإحصائية لحجم تأثير عدم التماثل أي وجود تأثير الصدمات الموجبة والسالبة ذلك يعني وجود اختلاف في تأثير الأخطاء السابقة بحسب إشارتها (سالبة أو موجبة)، وإن إشارات قيم معلمتي عدم التناظر ( $\gamma_1, \gamma_2$ ) ظهرت سالبة مما يشير إلى انخفاض قوة التقلبات اللاحقة في الأسعار أي ان الصدمات كانت موجبة (الأخبار الجيدة)، أما قيم معاملات ( $\alpha_1, \alpha_2$ ) تشير إلى مدى تأثير الصدمات في التقلبات التي تززع استقرار سلسلة الأسعار وبما أن هذه القيم أقل من الواحد ستكون الصدمات التي تحدث في الماضي مزعزة للاستقرار، أيضا هناك استمرار في التقلبات عن طريق تحقق الشرط ( $\alpha + \frac{\gamma}{2} < 1$ ).

$$\alpha_1 + \alpha_2 - \frac{\gamma_1 + \gamma_2}{2} = 0.965628 < 1$$

وبما أن القيمة كانت أقل من الواحد ذلك يدل على ملائمة الأنموذج أي أن التنبؤات المشروطة للتباين تقترب من التنبؤات غير المشروطة وسيوضح ذلك في مرحلة التنبؤ .

ويمكن كتابة معادلة أنموذج التباين الشرطي بالاعتماد على المعادلة (52-2) بالشكل الآتي :

$$\sigma_t^2 = 7.811757 + 0.811757 \varepsilon_{t-1}^2 - 0.00600 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.376378 \varepsilon_{t-2}^2 - 0.439013 \varepsilon_{t-2}^2$$

9-3: اختبار كفاءة الأنموذج : لبيان مدى ملائمة الأنموذج وكفاءته لابد من اجراء

### الاختبارات التالية :

أ- اختبار استقلالية البواقي : نختبر الفرضية الآتية:

Ho: There is no series correlation in the model

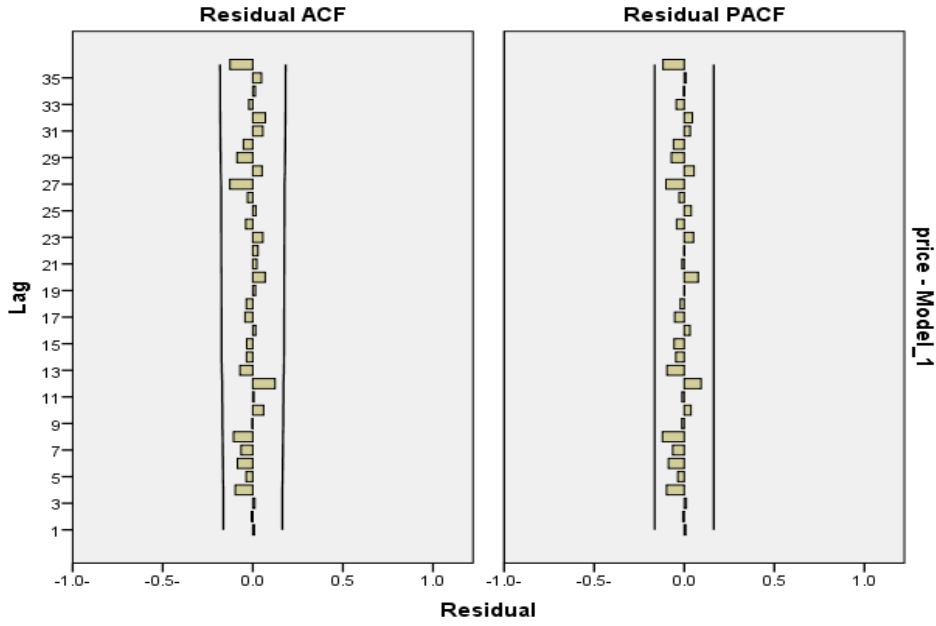
H1: There is series correlation in the model

وباستعمال الإحصائيتين المذكورة في المعادلتين (2-56) و (2-58) تم حساب (AC)

و (PAC) على الترتيب وظهرت النتائج الآتية:

جدول (11) دالتي الارتباط الذاتي والجزئي

	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	-0.012	-0.012	0.0198	0.888
2	-0.055	-0.055	0.4678	0.791
3	-0.029	-0.031	0.5939	0.898
4	0.018	0.014	0.6402	0.958
5	-0.059	-0.062	1.1596	0.949
6	-0.065	-0.066	1.7914	0.938
7	0.027	0.019	1.8986	0.965
8	0.041	0.030	2.1511	0.976
9	-0.068	-0.068	2.8770	0.969
10	-0.045	-0.045	3.1977	0.976
11	0.002	-0.013	3.1980	0.988
12	0.018	0.006	3.2489	0.994
13	-0.038	-0.034	3.4777	0.996
14	-0.006	-0.010	3.4827	0.998
15	0.013	-0.005	3.5119	0.999
16	-0.099	-0.109	5.1075	0.995
17	0.053	0.059	5.5758	0.996
18	-0.032	-0.047	5.7506	0.997
19	-0.083	-0.102	6.9148	0.995
20	0.084	0.084	8.0982	0.991
21	-0.033	-0.057	8.2884	0.994
22	-0.104	-0.122	10.141	0.985
23	-0.069	-0.068	10.967	0.984
24	0.061	0.032	11.607	0.984
25	0.162	0.137	16.232	0.908
26	-0.116	-0.118	18.622	0.852
27	0.087	0.093	19.960	0.832
28	-0.038	-0.083	20.218	0.856
29	0.061	0.056	20.885	0.863
30	-0.034	0.010	21.103	0.885
31	-0.020	-0.038	21.175	0.907
32	0.009	-0.041	21.192	0.927
33	-0.036	-0.032	21.437	0.939
34	-0.031	-0.012	21.620	0.951
35	-0.031	-0.070	21.802	0.960
36	-0.024	-0.017	21.917	0.969



شكل (9) ذاتي الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة البواقي ل(36) من التباطؤ الزمني

ومن خلال الجدول (11) والشكل (9) تم رسمه بالاعتماد على بيانات الجدول (11)، تم اختيار جزء من المشاهدات لحساب كل من (AC) و (PAC) بمقدار  $(\frac{N}{4})$  إذ  $N$  عدد المشاهدات إذ يستعمل هذا الجزء لاختبار القدرة التنبؤية لأنموذجات التقلبات . نلاحظ أن جميع الارتباطات الذاتية لقيم الأخطاء المعيارية داخل حدود الثقة وان جميع القيم الاحتمالية لهذه الارتباطات كانت قيم كل منها أكبر من مستوى المعنوية ( $\alpha=0.05$ ) وهذا يعني عدم رفض فرضية العدم اي عدم وجود سلسلة من الارتباطات الذاتية لبواقي الأنموذج وهي صفة جيدة في الأنموذج وهذا سبب تفضيله على غيره من الأنموذجات.

#### ب - اختبار تجانس التباين للأنموذج

يستعمل هذا الاختبار الذي تم استعماله سابقاً في الأنموذج الأولي لمعرفة فيما إذا كان الأنموذج المقدر النهائي لا يزال يعاني من إثر عدم تجانس التباين في سلسلة البواقي وذلك من الفرضية الآتية:

$H_0$ : There is no Heteroskedasticity

$H_1$ : There is Heteroskedasticity

جدول (12) اختبار عدم تجانس التباين

Heteroskedasticity Test: ARCH			
Prob. F(1,139)	0.8674	F-statistic	0.027964
Prob. Chi-Square(1)	0.8663	Obs*R-squared	0.028358

من النتائج في الجدول (12) نلاحظ بان القيمة الاحتمالية ل (Obs\*R-squared) بلغت (0.8663) وهي أكبر من مستوى المعنوية (0.05)، وهذا يعني قبول فرضية العدم عند مستوى معنوية (0.05)، أي عدم وجود أثر لعدم التجانس في الأنموذج، وذلك يميز الأنموذج بالكفاءة .

### ج- اختبار طبيعة البواقي

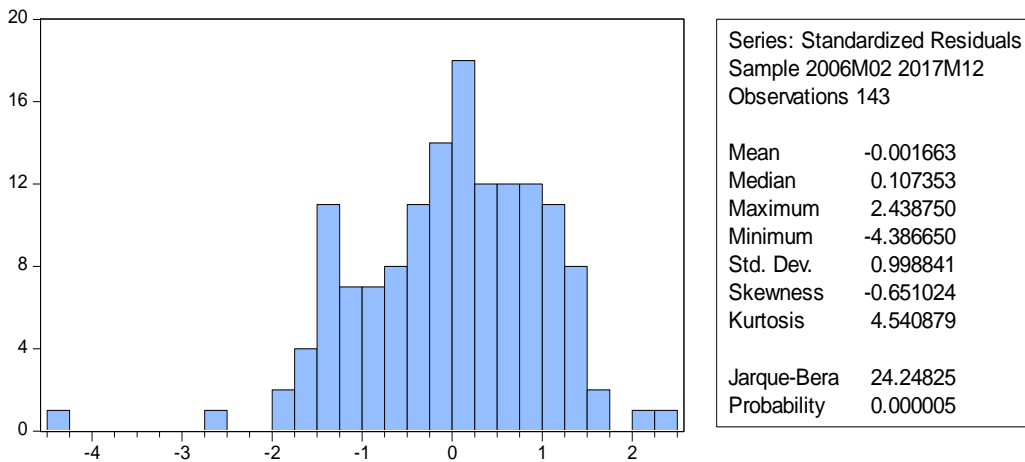
نستعمل هذا الاختبار لبيان هل إن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً أو لا؟ من الفرضية

الآتية:

$H_0$ : Residual are normally distributed

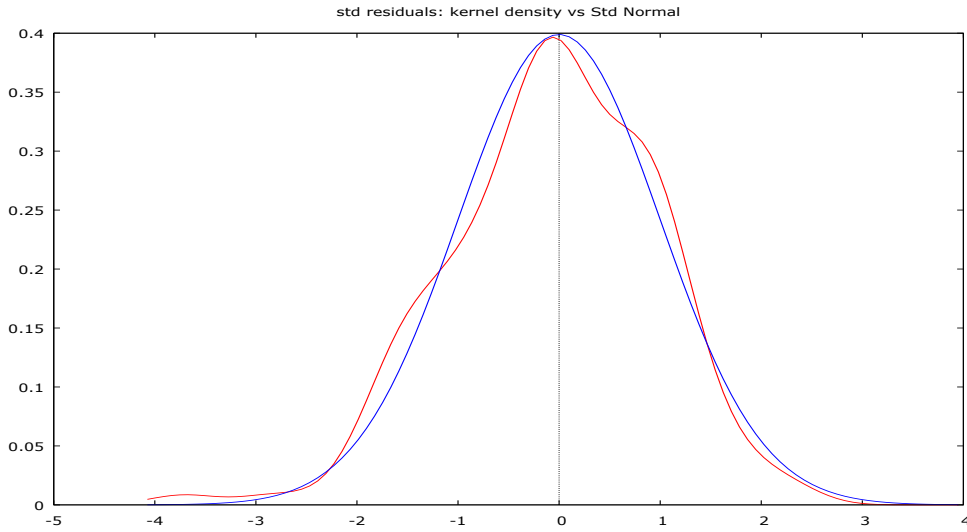
$H_1$ : Residual are not normally distributed

وبتطبيق احصاءة الاختبار (Jarque-Bera) وباستعمال المعادلة (107-2). يظهر من الشكل (10) والجدول المرافق له ان قيمة التفلطح (Kurtosis) بلغت (3 > 4.540879) ، وتبين لنا من نتائج اختبار الأحصاءة Jarque-Bera إذ بلغت قيمتها (24.24825) وبقية احتمالية (0.000005) وهي اقل من مستوى المعنوية (0.05) وعلية ترفض فرضية العدم وتقبل الفرضية البديلة القائلة إن البواقي لا تتوزع توزيعاً طبيعياً ما يدل على أن  $(\varepsilon_{t-1}^2)$  الكبيرة تميل الى ان يتبعها  $(\varepsilon_t^2)$  كبير آخر، وهذا يولد السلوك المعروف في السلاسل الزمنية المالية المتمثل في التقلبات، وهذه ميزه عامة في السلاسل الزمنية المالية، وتعد هذه النتيجة غير مرغوب فيها ولكن يمكن قبولها في حالة إن البواقي تحقق اختبارين من اختبارات البواقي، لذا نعد نتائج الدراسة مقبولة وهذا أفضل ما يمكن الوصول له من نتائج



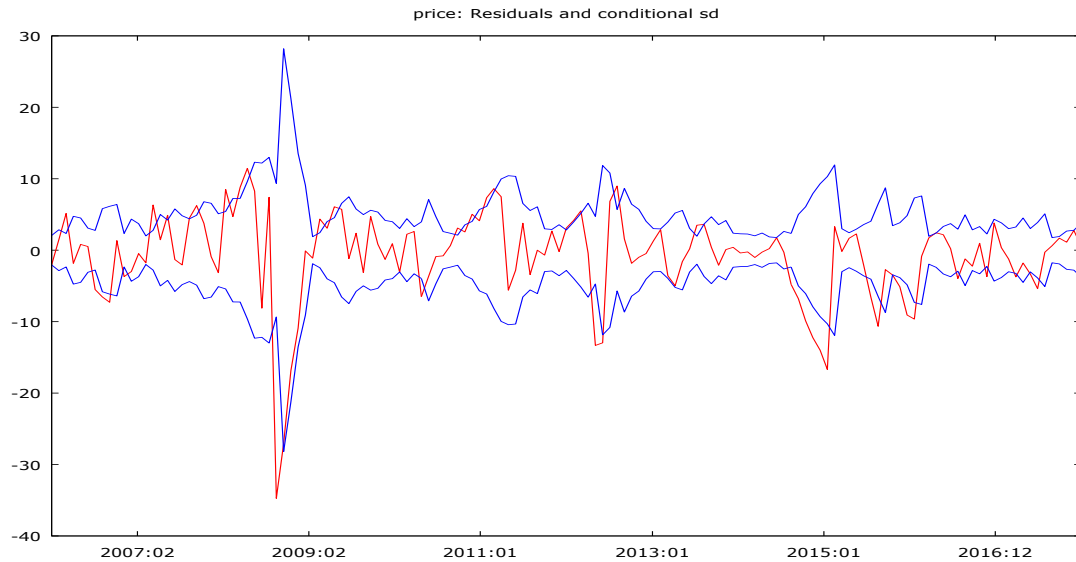
شكل (10) نتائج اختبار طبيعة البواقي

من الشكل (11) نشاهد رسم الانحرافات المعيارية للبواقي تبين بان السلسلة لا تتوزع توزيعاً طبيعياً .



شكل (11) الانحرافات المعيارية للبواقي

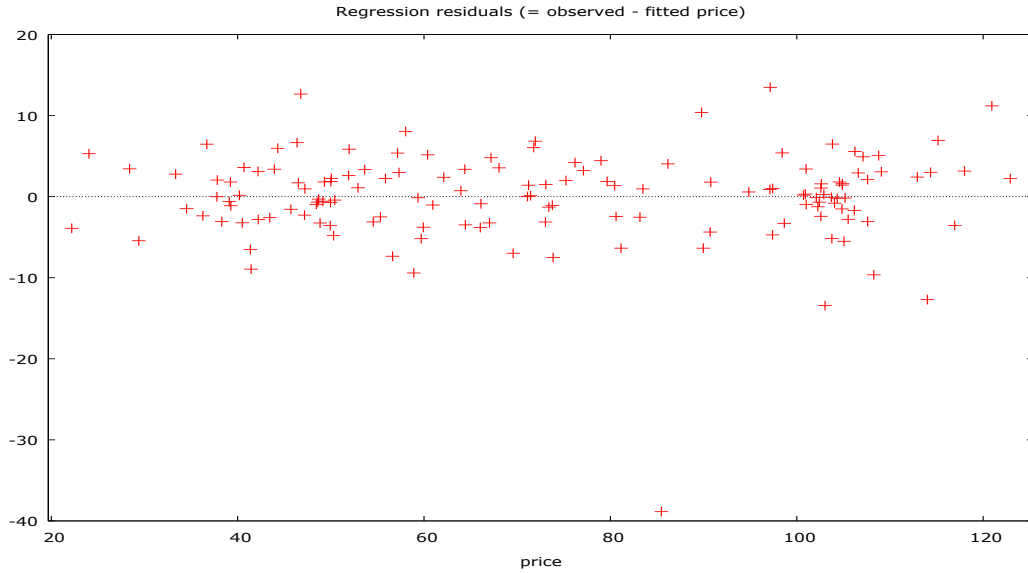
يظهر من الشكل (12) سلسلة البواقي والبواقي المعيارية للأنموذج المختار، نلاحظ انها لاتخضع الى سلوك معين أي بمعنى آخر ان الأنموذج المقترح ملائم بالنسبة للسلسلة الزمنية .



شكل (12) سلسلة البواقي للأنموذج TARCH(2,2)



يتبين من الشكل (13) انتشار البواقي المعيارية عن خط الوسط إذ أن هذه النقاط تنتشر بعيداً عن الخط الحرج وهذا ما يؤكد ملائمة الأنموذج TARCH(2.2) لتمثيل بيانات أسعار النفط الخام العراقي .



شكل (13) انتشار البواقي المعيارية

### 10-3: التنبؤ:

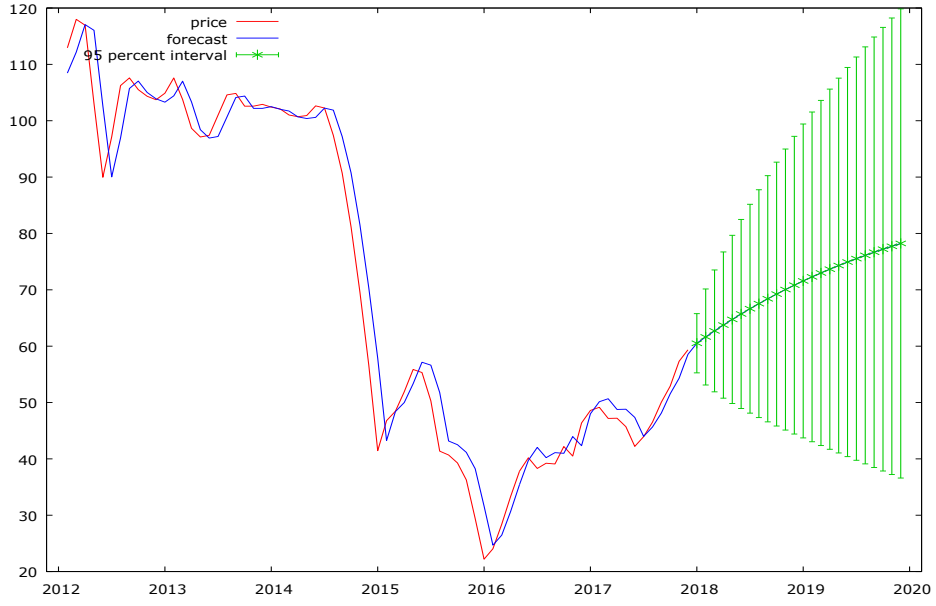
تم استعمال الأنموذج النهائي الذي أجتاز الاختبارات والذي يتمثل بالمعادلة في صفحة (51) للتنبؤ بأسعار النفط لسنتين وحسب الأشهر وكانت النتائج كما في الجدول (13) .

جدول (13) القيم المتنبأ بها لأسعار النفط الخام المصدر في العراق

<b>Period</b>	<b>prediction</b>	<b>std. error</b>	<b>95% interval</b>
2018:01	60.512989	2.679377	55.261506 - 65.764471
2018:02	61.630150	4.347131	53.109929 - 70.150370
2018:03	62.707314	5.516077	51.896001 - 73.518626
2018:04	63.745912	6.617988	50.774895 - 76.716930
2018:05	64.747326	7.611928	49.828221 - 79.666431
2018:06	65.712887	8.557130	48.941221 - 82.484553
2018:07	66.643878	9.453162	48.116021 - 85.171734
2018:08	67.541537	10.313962	47.326542 - 87.756532
2018:09	68.407058	11.142724	46.567720 - 90.246395

2018:10	69.241590	11.944350	45.831094 - 92.652086
2018:11	70.046244	12.721331	45.112893 - 94.979595
2018:12	70.822090	13.476091	44.409436 - 97.234744
2019:01	71.570158	14.210343	43.718397 - 99.421919
<b>Period</b>	<b>prediction</b>	<b>std. error</b>	<b>95% interval</b>
2019:02	72.291443	14.925588	43.037829 - 101.545057
2019:03	72.986905	15.623040	42.366308 - 103.607501
2019:04	73.657467	16.303761	41.702683 - 105.612250
2019:05	74.304021	16.968662	41.046054 - 107.561988
2019:06	74.927427	17.618555	40.395693 - 109.459160
2019:07	75.528513	18.254161	39.751014 - 111.306011
2019:08	76.108079	18.876133	39.111537 - 113.104620
2019:09	76.666894	19.485065	38.476868 - 114.856920
2019:10	77.205703	20.081502	37.846683 - 116.564723
2019:11	77.725221	20.665947	37.220710 - 118.229732
2019:12	78.226139	21.238867	36.598725 - 119.853553

ولتوضيح الفرق بين القيم الأصلية والقيم المتنبأ بها في الجدول (13) وباستعمال الأنموذج النهائي الذي تم اختباره تم رسم الشكل (14)، نلاحظ تزايد بسيط في القيم المتنبأ بها لأسعار النفط الخام المصدر في العراق، ونلاحظ أيضاً تقارباً كبيراً بين السلسلة الأصلية والمتنبأ بها .



شكل (14) القيم الأصلية والقيم المتنبأ بها لأسعار النفط الخام المصدر للمدد (2018-2020)

# الفصل الرابع

الاستنتاجات والتوصيات

## الفصل الرابع

### الاستنتاجات والتوصيات

#### 1-4: تمهيد

يعرض في هذا الفصل مبحثين لأهم الاستنتاجات والتوصيات التي حصلت عليها الباحثة من الجانب العملي، ركز الأول على ابرز الاستنتاجات لتشخيص أفضا نموذج لتمثيل بيانات أسعار النفط الخام العراقي المصدر، وشمل الثاني عرضاً لأهم التوصيات التي تساعد الباحثين واصحاب القرار في الوصول الى أفضل تشخيص في حالة امتلاك السلاسل الزمنية تقلبات عالية الحدة .

#### 2-4: الاستنتاجات

في ضوء نتائج الجانب التطبيقي تم التوصل الى الاستنتاجات الآتية:

1. شهدت السلسلة الزمنية للأسعار الشهرية للنفط الخام المصدر للمدة من (2006-2017)م تذبذباً كبيراً وتقلبات في الأسعار، نستنتج من ذلك عدم استقرارية السلسلة وبعد اخذ الفرق الأول أصبحت السلسلة مستقرة
2. توصلنا الى اختيار الأنموذج  $AR(1)$  لتمثيل سلسلة أسعار النفط الخام المصدر كونه باستعمال معايير التشخيص ( $AIC$  ,  $SIC$  ,  $H-Q$ ) لعدة انموذجات مرشحة من  $ARIMA$  حقق القيم ( $AIC= 6.285$  ,  $SIC= 6.311$  ,  $H-Q= 6.347$ ) وهي الأقل من بين قيم الأنموذجات المرشحة.
3. تم استعمال أنموذجات  $ARCH$  المعروفة بتمثيلها للسلاسل الزمنية المالية. بعد الكشف عن وجود تأثير ل  $ARCH$  واضحاً في سلسلة الأخطاء(البواقي)
4. تم تشخيص الأنموذج  $AR(1)$  بأخطاء  $TARCH(2,2)$  فهو الأنموذج الأكثر ملائمة لنمذجة أسعار النفط الخام المصدر والتنبؤ بها حيث تمت المفاضلة بين العديد من الأنموذجات المرشحة من عائلة  $ARCH$  (المتناظرة وغير المتناظرة) وباستعمال معايير التشخيص ( $AIC$  ,  $BIC$  ,  $H-Q$ ). تبين من تشخيص هذا الأنموذج وعن طريق القيم الاحتمالية لاختبارات العشوائية واختبار تأثير  $ARCH$  للبواقي ومربعات البواقي أثبتت

- عدم وجود الارتباط الذاتي وعدم وجود تأثير ل ARCH ما يؤكد كفاءة الأنموذج وقدرته على التنبؤ بمعدلات التقلبات لأسعار النفط الخام المصدر العراقي .
5. نلاحظ ان الصدمات التي تحدث في المدد الماضية مزعزعة للاستقرار، ويوجد عدم تناظر في الصدمات الموجبة والسالبة، وهناك انخفاض في التقلبات اللاحقة للأسعار.
6. تشخيص الأنموذج الأمثل يعتمد على مهارة الباحث في البرمجيات المستعملة في مرحلة التشخيص.
7. عن طريق رسم السلسلة الأصلية والسلسلة المتنبأ بها نلاحظ هناك تقارباً كبيراً بينهما سواء في التزايد أو التناقص وذلك يؤكد صحة الأسلوب الأحصائي المتبع.
8. من نتائج التنبؤ الشهرية للفترة (2018-2019) نلاحظ أن هناك تزايداً في الأسعار بشكل بسيط.

### 3-4 التوصيات

بناءً على الاستنتاجات السابقة نوصي بما يأتي :

1. استعمال الأنموذج AR(1) بأخطاء TARCH (2,2) الذي تم استعماله في هذه الرسالة لملائمته وكفاءته في تحليل الأسعار.
2. دراسة انموذجات GARCH لأهميتها في دراسة السلاسل الزمنية المالية نظراً لجودتها في وصف الظواهر المالية من خلال نمذجة تباين السلاسل الزمنية التي تعاني من تقلبات ذات نمط ديناميكي.
3. دراسة الأنموذجات اللاخطية غير المتناظرة الأخرى واهمها انموذجات ( EGARCH, APARCH , GJR- GARCH ) كونها تبين تأثير الصدمات في التقلبات بالزيادة أو النقصان.
4. عمل مقارنة بين الأنموذجات المتناظرة وغير المتناظرة وبيان فاعلية كل منها لمعرفة ميزة كل أنموذج عن الآخر .



المطبخ



## المصادر

## اولاً- المصادر العربية :

1. ابو لبد، محمد عبدالرحمن جادالله، (2017)، استخدام نماذج ARIMAX في التنبؤ بالسلاسل الزمنية، رسالة ماجستير مقدمة الى جامعة الأزهر، كلية الأقتصاد والعلوم الإدارية، غزة، فلسطين .
2. أسحق، حسن عبدالله و الرشيد، طارق محمد،(2017)، أستخدام نماذج GARCH في تقدير تباين التضخم في السودان (1990-2015)م رسالة ماجستير مقدمة الى جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، كلية الدراسات العليا، السودان .
3. أمين، هبة لقمان و الصفاوي، صفاء يونس(2013) استخدام نماذج ARCH(p) و GARCH(p,q) لتمثيل البيانات اليومية لمرضى الأطفال، مجلة تنمية الرافدين، ملحق العدد 114، مجلد 35 .
4. أمينة، دربال، (2014)، محاولة التنبؤ بمؤشرات الأسواق المالية العربية بأستعمال النماذج القياسية (دراسة حالة: مؤشر سوق دبي المالي)، أطروحة دكتوراه مقدمة الى جامعة أبي بكر بلقايد-تلماس، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير والعلوم التجارية، الجزائر .
5. بري، عدنان، ماجد عبد الرحمن،(2002) ، طرق التنبؤ الإحصائي الجزء الأول ، جامعة الملك سعود، الرياض، السعودية.
6. بغداد، بنين (2009) نمذجة قياسية لدراسة أسعار بترول الجزائر(دراسة حالة صحاري بلاند من 2006-2009)، رسالة ماجستير في الأحصاء مقدمة الى جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، الجزائر .
7. التميمي، رعد فاضل حسن و العنكي، عدي طه رحيم، (2013)، مبادئ السلاسل الزمنية(نماذج التخطيط الاستراتيجي)، مطبعة الكتاب، ط1، الجامعة المستنصرية، كلية الإدارة والأقتصاد، بغداد، العراق .
8. حمودات، الآء عبدالستار، (2013)، مقارنة بين نموذج التمهيد الأسّي ونموذج أثر التداخل على الأسعار العالمية للشعير، مجلة تكريت للعلوم الصرفة، جامعة تكريت ، العدد 18، مجلد 1.

9. الخاقاني، طاهر ريسان دخيل، (2012)، المقدرات الحصينة للارتباط الذاتي في أنموذج السلاسل الزمنية الموسمية المختلط المضرب، أطروحة في الإحصاء مقدمة الى جامعة بغداد، كلية الإدارة والاقتصاد، بغداد، العراق .
10. خولة، حضري و جمال، خنشور (2014)، استخدام السلاسل الزمنية من خلال منهجية بوكس جينكنز في اتخاذ القرار الإنتاجي (دراسة حالة مطاحن رياض سطيح-وحدة تقرت في الفترة 2008-2013)، رسالة ماجستير مقدمة الى جامعة محمد خيضر - بسكرة، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، الجزائر.
11. الزوبعي، عبيد محمود محسن والتكريتي، محمد سمير (2013)، طريقة مقترحة لتحديد النماذج الكفوءة للسلاسل الزمنية، جامعة دمشق للعلوم الأساسية ، دمشق ، المجلد 29، العدد 1 .
12. الشعرائي، بشار، (2015)، التنبؤ بأداء المحافظ الاستثمارية في سوق دمشق للأوراق المالية (مقارنة مع سوق عمان للأوراق المالية )، جامعة دمشق، كلية الاقتصاد، دمشق، سوريا.
13. شعراوي، سمير مصطفى، (2005)، مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية، ط<sup>1</sup>، مطابع جامعة الملك عبدالعزيز، جدة، السعودية .
14. شيخي، محمد، (2012)، طرق الاقتصاد القياسي (محاضرات وتطبيقات)، ط<sup>1</sup>، جامعة ورقلة، الجزائر .
15. الصراف، د. نزار مصطفى و د. شومان عبداللطيف حسن، (2013)، السلاسل الزمنية والأرقام القياسية، دار الدكتور للعلوم الدارية والاقتصادية، بغداد، العراق .
16. الطائي، عدوية حسن يوسف (2016) أستعمال بعض نماذج السلاسل الزمنية للتنبؤ لمحصول الرز في بعض مناطق الوسط والجنوب في العراق، بحث الدبلوم العالي مقدم الى جامعة بغداد، كلية الإدارة والاقتصاد، بغداد، العراق.
17. طعمة، سعدية عبدالكريم، (2012)، أستخدام تحليل السلاسل الزمنية للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الأنبار، مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية ، جامعة الأنبار، كلية الإدارة والاقتصاد ، فلوجة، المجلد 4، العدد 8 .
18. عايب، علاء الدين (2017)، دراسة قياسية للتنبؤ بالمبيعات الشهرية لغاز البترول المميع، رسالة ماجستير مقدمة الى جامعة العربي بن مهيدي - أم البواقي، كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، الجزائر .

19. عبد، حميد عبيد (2017)، الأقتصاد القياسي، دار الكتب، ط1، جامعة كربلاء، العراق .
20. عبدالرزاق، كنعان عبداللطيف والجبوري، أنسام خالد حسن (2012)، دراسة مقارنة في طرائق تقدير أحدات التكامل المشترك مع تطبيق عملي، المجلة العراقية للعلوم الأقتصادية، السنة العاشرة، العدد33 .
21. عبدالرزاق، كنعان عبداللطيف و حمزة، أمير كامل، (2017)، تحليل نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية لنموذج (GJR-GARCH(p,q)) للرتب الدنيا مع تطبيق عملي على سوق العراق للأوراق المالية (Iraq Stoch Exchange)، مجلة كلية الإدارة والأقتصاد للدراسات الأقتصادية والأدارية والمالية، العدد 1، مجلد 9.
22. عبدالله، سهيل نجم، (2008)، "تحليل نماذج السلاسل الزمنية اللاخطية من نوع (GARCH & ARCH) للرتب الدنيا بأستخدام المحاكاة"، اطروحة دكتوراه في الإحصاء مقدمة الى جامعة بغداد، كلية الإدارة والأقتصاد، بغداد، العراق .
23. العبدلي، عابد بن عابد، (2007)، محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، مجلة مركز صالح كامل للأقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، العدد32.
24. العتابي، عباس لفته كنيهر وعطاء، بان و عبد، احمد عبدالرزاق، (2017)، قياس التطاير في السلاسل الزمنية المالية (ARCH & GARCH)، المؤتمر العلمي الدولي التاسع/جامعة كربلاء .
25. عطروش، جنان محسن عبدالله، (2015)، استخدام احد نماذج بوكس جينكنز للتنبؤ بأعداد الطالبات في المرحلة الأساسية في محافظة أربيل، مجلة العلوم الأدارية، مجلد11، العدد 5 .
26. عطية، عبدالقادر محمد عبدالقادر، (2005)، الحديث في الأقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، مكة المكرمة، السعودية .
27. عنبر، جنان عبدالله، (2016)، مقارنة بعض المقدرات البيزية الحصينة مع مقدرات أخرى لأنموذج (1,1) GARCH مع تطبيق عملي، أطروحة دكتوراه في الإحصاء مقدمة إلى جامعة بغداد، كلية الإدارة والأقتصاد، بغداد، العراق .
28. غنام، حمد بن عبدالله، تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر اسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية بأستخدام منهجية بوكس- جينكنز (Box-Jenkins method) .

29. كنيهر، عباس لفته، (2012)، بناء انموذج سلاسل زمنية للتنبؤ بأعداد المرضى المراجعين لمستشفى الزهراء في محافظة واسط، جامعة واسط، كلية الإدارة والاقتصاد.
30. كوجك، ورد عبدالعزيز، (2018)، التنبؤ بعوائد المحافظ الأستثمارية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين ARCH ( دراسة تطبيقية على سوق عمان المالي)، رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة حماه، كلية الاقتصاد، سوريا .
31. محمد، فراس أحمد و يادكار، احمد شامار، (2015)، استخدام نماذج GARCH, ARCH في التنبؤ بسعر الأغلاق اليومي لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية، مجلة جامعة كركوك للعلوم الإدارية والاقتصادية، العدد 2، مجلد 5.
32. محمد، منعم عزيز(1987) المدخل الى تحليل السلاسل الزمنية والأرقام القياسية، مطبعة الجامعة، بغداد، العراق .
33. هينتهات، سعيد، (2006)، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر، رسالة ماجستير مقدمة الى جامعة قاصدي مرباح – ورقلة، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، الجزائر .

#### ثانياً- المصادر الأجنبية:

34. Abdullah. S. M , Kabir. M. A , Jahan. K.& Siddiqua. S , (2018),Which Model performs Better while Forecasting stock Market Volatility? Answer for DkakaStock Exchange .(DSE), Theoretical Economic Litter, 8(14).
35. Adhikari. R & Agrawal R . k(2013) An introductory study on time series modeling and forecasting. arxiv preprint arxiv :1302. 6613 .
36. Ahmed, A. E. M & Saliman, S. Z (2011) "Modeling stock market volatility using GARCH models evidence from sudan" International Journal of business and social science , 2(23) .
37. Arivalagan. G ,(2016), Volatility Modeling for SENSEX using ARCH family , St. Theresa Journal of Humanities and Social Sciences , Vol.2 No.2

38. Baillie, R. T, & Kim, K, H.(2017)"Robust Inference in Time Series Regressions : Limitations and Feasible GLS Alternatives".
39. Bollerslev, T., (2008) , Glossary to ARCH(GARCH), CREATES Research , Duke university – Finance, Duke university of Economics, National Bureau of Economic Research , paper 49 .
40. Caiado.J. (2004) , Modelling and forecasting the volatility of the Portuguese stock index Psi-20 . Estudos de Gestao.Vol.9 No.1 .3-22.
41. Charemza . w. w,& Syczewska, E. M(1998). Joint application of the Dickey-Fuller and KPSS tests . Economics Letters, 61(1), 17-21.
42. Cryer.J,2008,"Time Series Analysis with Applications in R", springer Texts in statistics, 2nd Edition, Kung-sik Chan.
43. Diebold, F. X, Kilian , L & Nerlove,M. (2010) . Time series analysis . In Macroeconomics and time series analysis (pp.317-342), palgrave Macmillan . London
44. Din, M. A. ATINER's Conference paper EMSO15-1846 .
45. Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the variance of united kingdom Inflation , Econometrica,50(4) , 987-1008 .
46. Gastro. T., Rodrigues. P. M. & Taylor. A. R, (2013) , On The Behaviour of Phillips perron tests in the presence of persistent Cycles,Oxford Bulletin of Economics and statistics , 77(4), 495-511
47. Heston. S . L , Nandi . S , (2000) A closed – form GARCH option valuation model , Review of Financial Studies , pp 585-625 .
48. Jiang, W. (2012). Using the GARCH model to analyze and predict the different stock market , Master thesis in statistic, Department of statistics , Uppsata University, Uppsata University Sweden

49. Lutkepohl. H, Kratzig. M ,(2004), Applied Time series Econometrics, Gambridge university PRESS , New York.
50. Mantalos.P, (2010), Robust critical values for the Jarque-Bera test for normality , university of Jonkoping, Swedn , JIBS working paper No (8)
51. Mohammadi. T, Taghavi, M.& Bandidarian. A (2012) .”The Effect of Exchange Rate Uncertainty On Import: TARCH Approach . Intemational Journal of Management and Business Research , 1(4) , 211-220.
52. Nakamura, T., Judd , K. Mees, A.I., & Small, M.(2006) .Acomparative study of information criteria for model selection. International Journal of Bifurcation and chaos,16(08),2153-2175
53. Okicic, J.(2015).An Empirical analysis of stock returns and volatility : the case of stock markets from central and eastern europe. South East European Journal of Economics and Business, 9(1),7-15.
54. Pynnonen.S.(2017). Financial time series analysis : Part 11. University of Vaasa , Finland, Spring.
55. Rousseeuw.P.J.& Katrin V.D(1999). Afast algorithm for the minimum covariance determinant estimator, Technometrics , 4(3), 212-223.
- 56.Safi, S. K & AbuSaif ,E . A. (2014)”Using GLS to Generate Forecasts in Regression Models with Autocorrelated Disturbances with Simulation and Palestinian Market Index Data,3(1) .
57. Samuel. E. Bodily , (2008),”Time series Forecasting” university of Virginia . <https://www.researchgate.net/publication/228145036>

58. Singh, G.(2017) "Time Varying Volatility in the Indian stock Market". Business Perspectives , 16(1) ,21-38 .
59. Stavros, A. Degiannaks & Evdokia. Xekalaki . (2004) ,Autoregressive conditional Heteroscedasticity (ARCH) models : A Review
60. Tomomichi. N , Kevin. J ,Alistair. N, Michael. S, 2006 , Acomparative study of information criteria for model selection , International Journal of Bifurcation and chaos, Vol.16, No.8, pp2156-2157
61. TSAY, R.S.(2002). Analysis of Financial Econometrics , John Wiley & Sons, Inc , Canada .
62. Wang, W. Van Gelder , P.H.A.J.M, Vrijling, J. K. & Ma , J. (2005). Testing and modeling autoregressive conditional heteroskedasticity of stream flow processes. Nonlinear processes in Geophysics, European Geosciences union, (12),55-66.
63. Wong, B.(2014) , Introduction to (Generalized) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity models in time series Econometrics

المعلمة



## ملحق (1)

## المعدلات الشهرية لأسعار النفط الخام العراقي للفترة (2006-2017)م

2011	2010	2009	2008	2007	2006	السنوات الأشهر
90.77015	75.22998	36.69113	80.60469	48.69347	50.77193	كانون 2
98.43669	73.03109	37.77526	89.78253	50	50.42356	شباط
107.1136	76.20315	44.29715	94.84874	49.96488	53.62937	آذار
114.3567	79.65094	49.31136	103.8279	58.03138	60.38254	نيسان
108.2652	73.85349	57.15567	115.1547	60.94639	59.92026	آيار
105.1818	71.10238	64.37435	122.9071	67.1929	62.12048	حزيران
108.7887	71.2167	64.43423	114.0085	67.02448	63.9556	تموز
105.0693	71.4296	68.05457	120.932	66.10484	59.6996	آب
104.8986	73.06766	66.04089	85.47465	71.76938	54.55394	ايلول
104.0463	77.10562	71.9433	58.89773	78.99283	48.84483	تشرين 1
106.5975	80.45993	73.76667	43.4518	83.48896	51.96429	تشرين 2
106.1789	86.16997	73.39478	34.51687	83.17021	49.94118	كانون 1
2017	2016	2015	2014	2013	2012	السنوات الأشهر
48.59508	22.20028	41.44571	102.4168	104.8851	109.0781	كانون 2
49.14656	24.04506	46.77542	102.0957	107.593	112.9349	شباط
47.17381	28.40944	48.44872	101.0155	103.7664	117.9972	آذار
47.21465	33.34032	51.90875	100.7163	98.6582	116.9441	نيسان
45.71338	37.81522	55.86347	100.92	97.11429	103.0329	آيار
42.21304	40.19034	55.3216	102.6345	97.40831	89.9681	حزيران
43.93706	38.30132	50.29056	102.2582	100.9986	97.15	تموز
46.51519	39.22496	41.36831	97.39471	104.5857	106.2428	آب
50.06215	39.09668	40.68544	90.70571	104.847	107.6054	ايلول
52.91439	42.18733	39.276	81.14246	102.5831	105.5129	تشرين 1
57.3161	40.49717	36.26091	69.55942	102.5854	104.3384	تشرين 2
59.35435	46.37372	29.3954	56.6269	102.9022	103.7225	كانون 1

المصدر: جمهورية العراق/وزارة التخطيط/الجهاز المركزي للأحصاء

## ملحق (2)

## نتائج تحديد الأنموذج المبدئي

## نتائج طريقة المربعات الصغرى للأنموذج المقدر

Dependent Variable: P  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/07/20 Time: 16:14  
 Sample (adjusted): 2006M02 2017M12  
 Included observations: 143 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.205182	1.535982	1.435682	0.1533
P(-1)	0.970787	0.019656	49.38836	0.0000
R-squared	0.945353	Mean dependent var	73.49304	
Adjusted R-squared	0.944966	S.D. dependent var	26.76983	
S.E. of regression	6.280037	Akaike info criterion	6.526516	
Sum squared resid	5560.880	Schwarz criterion	6.567955	
Log likelihood	-464.6459	Hannan-Quinn criter.	6.543355	
F-statistic	2439.210	Durbin-Watson stat	1.009565	
Prob(F-statistic)	0.000000			

## نتائج اختبار (ARCH)

## Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	56.35838	Prob. F(1,140)	0.0000
Obs*R-squared	40.75655	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

## Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 02/12/20 Time: 17:32

Sample (adjusted): 2006M03 2017M12

Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.18187	8.889177	2.045394	0.0427
RESID^2(-1)	0.535729	0.071362	7.507222	0.0000
R-squared	0.287018	Mean dependent var	39.15306	
Adjusted R-squared	0.281925	S.D. dependent var	118.6703	
S.E. of regression	100.5604	Akaike info criterion	12.07338	
Sum squared resid	1415734.	Schwarz criterion	12.11501	
Log likelihood	-855.2098	Hannan-Quinn criter.	12.09030	
F-statistic	56.35838	Durbin-Watson stat	1.872362	
Prob(F-statistic)	0.000000			

## تقدير الأنموذج ARIMA(1,1,0)

Dependent Variable: D(P)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG – BHHH)

Date: 02/08/20 Time: 12:10

Sample: 2006M02 2017M12

Included observations: 143

Convergence achieved after 18 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.070225	1.164017	0.060330	0.9520
AR(1)	0.485109	0.062940	7.707442	0.0000
SIGMASQ	30.07896	1.765452	17.03754	0.0000
R-squared	0.238438	Mean dependent var		0.060017
Adjusted R-squared	0.227559	S.D. dependent var		6.306709
S.E. of regression	5.542880	Akaike info criterion		6.285538
Sum squared resid	4301.292	Schwarz criterion		6.347695
Log likelihood	-446.4159	Hannan-Quinn criter.		6.310795
F-statistic	21.91640	Durbin-Watson stat		2.011047
Prob(F-statistic)	0.000000			

## تقدير الأنموذج ARIMA(0,1,2)

Dependent Variable: D(P)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG – BHHH)

Date: 02/08/20 Time: 12:06

Sample: 2006M02 2017M12

Included observations: 143

Convergence achieved after 77 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.055330	1.012810	0.054630	0.9565
MA(1)	0.437854	0.062855	6.966109	0.0000
MA(2)	0.264070	0.093703	2.818141	0.0055
SIGMASQ	30.00471	2.024792	14.81866	0.0000
R-squared	0.240319	Mean dependent var		0.060017
Adjusted R-squared	0.223923	S.D. dependent var		6.306709
S.E. of regression	5.555911	Akaike info criterion		6.297080
Sum squared resid	4290.673	Schwarz criterion		6.379957
Log likelihood	-446.2412	Hannan-Quinn criter.		6.330757
F-statistic	14.65714	Durbin-Watson stat		1.930675
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	-.22-.46i	-.22+.46i		

## تقدير الأنموذج ( ARIMA (0,1,1)

Dependent Variable: D(P)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG – BHHH)

Date: 02/08/20 Time: 12:13

Sample: 2006M02 2017M12

Included observations: 143

Convergence achieved after 38 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.059927	0.862682	0.069465	0.9447
MA(1)	0.394280	0.052914	7.451381	0.0000
SIGMASQ	32.07052	2.207561	14.52758	0.0000
R-squared	0.188015	Mean dependent var		0.060017
Adjusted R-squared	0.176415	S.D. dependent var		6.306709
S.E. of regression	5.723438	Akaike info criterion		6.348954
Sum squared resid	4586.084	Schwarz criterion		6.411111
Log likelihood	-450.9502	Hannan-Quinn criter.		6.374212
F-statistic	16.20846	Durbin-Watson stat		1.807030
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	-.39			

## تقدير الأنموذج ARIMA(1,1,1)

Dependent Variable: D(P)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 02/08/20 Time: 12:14

Sample: 2006M02 2017M12

Included observations: 143

Convergence achieved after 29 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.071709	1.176765	0.060937	0.9515
AR(1)	0.503492	0.134823	3.734460	0.0003
MA(1)	-0.024048	0.145128	-0.165705	0.8686
SIGMASQ	30.07246	2.024810	14.85199	0.0000
R-squared	0.238603	Mean dependent var		0.060017
Adjusted R-squared	0.222170	S.D. dependent var		6.306709
S.E. of regression	5.562181	Akaike info criterion		6.299309
Sum squared resid	4300.362	Schwarz criterion		6.382186
Log likelihood	-446.4006	Hannan-Quinn criter.		6.332986
F-statistic	14.51973	Durbin-Watson stat		1.996658
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.50			
Inverted MA Roots	.02			

## تقدير الأنموذج ARIMA(2,1,0)

Dependent Variable: D(P)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG – BHHH)

Date: 02/08/20 Time: 12:15

Sample: 2006M02 2017M12

Included observations: 143

Convergence achieved after 34 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.072455	1.183283	0.061232	0.9513
AR(1)	0.476198	0.065448	7.275972	0.0000
AR(2)	0.018168	0.069727	0.260561	0.7948
SIGMASQ	30.06885	2.033008	14.79032	0.0000
R-squared	0.238695	Mean dependent var		0.060017
Adjusted R-squared	0.222264	S.D. dependent var		6.306709
S.E. of regression	5.561847	Akaike info criterion		6.299191
Sum squared resid	4299.845	Schwarz criterion		6.382068
Log likelihood	-446.3921	Hannan-Quinn criter.		6.332868
F-statistic	14.52704	Durbin-Watson stat		1.988560
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.51	-.04		

## تقدير أنموذج ARIMA(2,1,1)

Dependent Variable: D(P)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG – BHHH)

Date: 02/08/20 Time: 12:16

Sample: 2006M02 2017M12

Included observations: 143

Convergence achieved after 57 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.072856	1.227092	0.059373	0.9527
AR(1)	0.060945	2.400017	0.025393	0.9798
AR(2)	0.238361	1.161006	0.205305	0.8376
MA(1)	0.404104	2.439901	0.165623	0.8687
SIGMASQ	30.01151	2.043979	14.68288	0.0000
R-squared	0.240146	Mean dependent var		0.060017
Adjusted R-squared	0.218122	S.D. dependent var		6.306709
S.E. of regression	5.576637	Akaike info criterion		6.311296
Sum squared resid	4291.646	Schwarz criterion		6.414892
Log likelihood	-446.2577	Hannan-Quinn criter.		6.353393
F-statistic	10.90348	Durbin-Watson stat		1.964127
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.52	-.46		
Inverted MA Roots	-.40			



## تقدير انموذج ARIMA(2,1,2)

Dependent Variable: D(P)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG – BHHH)

Date: 02/08/20 Time: 12:17

Sample: 2006M02 2017M12

Included observations: 143

Convergence achieved after 45 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014883	0.789417	0.018853	0.9850
AR(1)	1.444641	0.224213	6.443148	0.0000
AR(2)	-0.646370	0.145885	-4.430683	0.0000
MA(1)	-0.990470	0.242795	-4.079441	0.0001
MA(2)	0.254212	0.151375	1.679353	0.0954
SIGMASQ	28.94442	2.404649	12.03686	0.0000
R-squared	0.267164	Mean dependent var		0.060017
Adjusted R-squared	0.240418	S.D. dependent var		6.306709
S.E. of regression	5.496550	Akaike info criterion		6.290061
Sum squared resid	4139.052	Schwarz criterion		6.414376
Log likelihood	-443.7394	Hannan-Quinn criter.		6.340577
F-statistic	9.988976	Durbin-Watson stat		2.001571
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.72-.35i	.72+.35i		
Inverted MA Roots	.50+.09i	.50-.09i		

## تقدير انموذج ARIMA(1,1,2)

Dependent Variable: D(P)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG – BHHH)

Date: 02/08/20 Time: 12:18

Sample: 2006M02 2017M12

Included observations: 143

Convergence achieved after 78 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.061538	1.145753	0.053709	0.9572
AR(1)	0.304096	0.301810	1.007574	0.3154
MA(1)	0.163022	0.327295	0.498089	0.6192
MA(2)	0.178957	0.163883	1.091977	0.2767
SIGMASQ	29.66548	2.055705	14.43080	0.0000
R-squared	0.248907	Mean dependent var		0.060017
Adjusted R-squared	0.227137	S.D. dependent var		6.306709
S.E. of regression	5.544395	Akaike info criterion		6.299955
Sum squared resid	4242.163	Schwarz criterion		6.403551
Log likelihood	-445.4468	Hannan-Quinn criter.		6.342052
F-statistic	11.43308	Durbin-Watson stat		1.983294
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.30			
Inverted MA Roots	-.08-.42i	-.08+.42i		

## ملحق (3)

## تشخيص النموذج النهائي

## تقدير النموذج ( GARCH(1,1) )

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/04/20 Time: 21:41

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Convergence achieved after 28 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)\*RESID(-1)^2 + C(5)\*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	4.664499	0.962497	4.846249	0.0000
P(-1)	0.946944	0.012051	78.58021	0.0000

## Variance Equation

C	5.928419	2.333194	2.540903	0.0111
RESID(-1)^2	0.907205	0.164003	5.531647	0.0000
GARCH(-1)	0.109724	0.084915	1.292163	0.1963

R-squared	0.944078	Mean dependent var	73.49304
Adjusted R-squared	0.943681	S.D. dependent var	26.76983
S.E. of regression	6.352909	Akaike info criterion	5.976324
Sum squared resid	5690.682	Schwarz criterion	6.079920
Log likelihood	-422.3072	Hannan-Quinn criter.	6.018421
Durbin-Watson stat	0.964291		

## تقدير الأنموذج GARCH(1,2)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/04/20 Time: 21:42

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 59 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)\*RESID(-1)^2 + C(5)\*GARCH(-1) + C(6)\*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	6.932267	0.947708	7.314769	0.0000
P(-1)	0.927797	0.011863	78.20757	0.0000
Variance Equation				
C	5.205155	1.358182	3.832443	0.0001
RESID(-1)^2	0.944370	0.166218	5.681522	0.0000
GARCH(-1)	0.221927	0.092811	2.391167	0.0168
GARCH(-2)	-0.067415	0.029648	-2.273856	0.0230
R-squared	0.940035	Mean dependent var		73.49304
Adjusted R-squared	0.939610	S.D. dependent var		26.76983
S.E. of regression	6.578542	Akaike info criterion		5.949332
Sum squared resid	6102.087	Schwarz criterion		6.073647
Log likelihood	-419.3772	Hannan-Quinn criter.		5.999848
Durbin-Watson stat	0.883379			

## تقدير الأنموذج GARCH(2,2)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/04/20 Time: 21:43

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 54 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{GARCH} = C(3) + C(4) \cdot \text{RESID}(-1)^2 + C(5) \cdot \text{RESID}(-2)^2 + C(6) \cdot \text{GARCH}(-1) + C(7) \cdot \text{GARCH}(-2)$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	6.968012	1.145580	6.082520	0.0000
P(-1)	0.927172	0.014001	66.22027	0.0000

## Variance Equation

C	4.684474	2.073861	2.258818	0.0239
RESID(-1)^2	1.004108	0.184282	5.448749	0.0000
RESID(-2)^2	-0.184805	0.217142	-0.851079	0.3947
GARCH(-1)	0.328391	0.205761	1.595983	0.1105
GARCH(-2)	-0.066092	0.021725	-3.042149	0.0023

R-squared	0.940025	Mean dependent var	73.49304
Adjusted R-squared	0.939600	S.D. dependent var	26.76983
S.E. of regression	6.579079	Akaike info criterion	5.963044
Sum squared resid	6103.083	Schwarz criterion	6.108079
Log likelihood	-419.3577	Hannan-Quinn criter.	6.021979
Durbin-Watson stat	0.882728		

## تقدير الأنموذج TARCH(1,1)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/04/20 Time: 21:44

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Convergence achieved after 22 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)\*RESID(-1)^2 + C(5)\*RESID(-1)^2\*(RESID(-1)&lt;0)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	4.790670	0.924007	5.184668	0.0000
P(-1)	0.945083	0.011264	83.90356	0.0000

## Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	8.624021	1.672390	5.156705	0.0000
RESID(-1)^2	1.046188	0.231512	4.518932	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.308386	0.473520	-0.651264	0.5149

R-squared	0.944006	Mean dependent var	73.49304
Adjusted R-squared	0.943609	S.D. dependent var	26.76983
S.E. of regression	6.356982	Akaike info criterion	5.980296
Sum squared resid	5697.981	Schwarz criterion	6.083892
Log likelihood	-422.5911	Hannan-Quinn criter.	6.022392
Durbin-Watson stat	0.961369		

## تقدير الأنموذج TARCH(2,1)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/04/20 Time: 21:46

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Convergence achieved after 26 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{GARCH} = C(3) + C(4) * \text{RESID}(-1)^2 + C(5) * \text{RESID}(-1)^2 * (\text{RESID}(-1) < 0) + C(6) * \text{RESID}(-2)^2$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	4.770065	0.961254	4.962335	0.0000
P(-1)	0.947439	0.012534	75.58649	0.0000

## Variance Equation

C	6.234351	1.964290	3.173844	0.0015
RESID(-1)^2	0.990076	0.211294	4.685771	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<...)	-0.201451	0.472062	-0.426748	0.6696
RESID(-2)^2	0.168006	0.108043	1.554988	0.1199

R-squared	0.943790	Mean dependent var	73.49304
Adjusted R-squared	0.943392	S.D. dependent var	26.76983
S.E. of regression	6.369210	Akaike info criterion	5.982694
Sum squared resid	5719.923	Schwarz criterion	6.107009
Log likelihood	-421.7626	Hannan-Quinn criter.	6.033210
Durbin-Watson stat	0.959809		

## تقدير الأنموذج TARCH(2,2)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH – Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/07/20 Time: 16:23

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 68 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{GARCH} = C(3) + C(4) * \text{RESID}(-1)^2 + C(5) * \text{RESID}(-1)^2 * (\text{RESID}(-1) < 0) + \\ C(6) * \text{RESID}(-2)^2 + C(7) * \text{RESID}(-2)^2 * (\text{RESID}(-2) < 0)$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	3.845271	0.044584	86.24775	0.0000
P(-1)	0.954859	0.004776	199.9488	0.0000

## Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	7.855781	2.645443	2.969552	0.0030
RESID(-1)^2	0.811757	0.171615	4.730099	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.006001	0.449620	-0.013347	0.9894
RESID(-2)^2	0.376378	0.233383	1.612708	0.1068
RESID(-2)^2*(RESID(-2)<0)	-0.439013	0.223333	-1.965734	0.0493

R-squared	0.944788	Mean dependent var	73.49304
Adjusted R-squared	0.944396	S.D. dependent var	26.76983
S.E. of regression	6.312447	Akaike info criterion	5.927831
Sum squared resid	5618.425	Schwarz criterion	6.072865
Log likelihood	-416.8399	Hannan-Quinn criter.	5.986766
Durbin-Watson stat	0.984046		



## اختبار ARCH للنموذج TARCH(2,2)

## Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic 0.027964 Prob. F(1,140) 0.8674  
 Obs\*R-squared 0.028358 Prob. Chi-Square(1) 0.8663

## Test Equation:

Dependent Variable: WGT\_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 02/07/20 Time: 16:27

Sample (adjusted): 2006M03 2017M12

Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.010443	0.179166	5.639686	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.014135	0.084530	-0.167224	0.8674

R-squared 0.000200 Mean dependent var 0.996344  
 Adjusted R-squared -0.006942 S.D. dependent var 1.877350  
 S.E. of regression 1.883855 Akaike info criterion 4.118502  
 Sum squared resid 496.8472 Schwarz criterion 4.160133  
 Log likelihood -290.4136 Hannan-Quinn criter. 4.135419  
 F-statistic 0.027964 Durbin-Watson stat 2.000691  
 Prob(F-statistic) 0.867435

## تقدير الأنموذج TARCH(1,2)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/04/20 Time: 21:49

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 45 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{GARCH} = C(3) + C(4) * \text{RESID}(-1)^2 + C(5) * \text{RESID}(-1)^2 * (\text{RESID}(-1) < 0) + C(6) * \text{RESID}(-2)^2 * (\text{RESID}(-2) < 0)$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	3.379866	1.006542	3.357898	0.0008
P(-1)	0.962308	0.013139	73.23842	0.0000

## Variance Equation

C	10.65820	1.606632	6.633880	0.0000
RESID(-1)^2	0.807018	0.190488	4.236581	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<...)	-0.120675	0.430434	-0.280355	0.7792
RESID(-2)^2*(RESID(-2)<...)	-0.076376	0.005196	-14.69890	0.0000

R-squared	0.944853	Mean dependent var	73.49304
Adjusted R-squared	0.944462	S.D. dependent var	26.76983
S.E. of regression	6.308719	Akaike info criterion	5.952670
Sum squared resid	5611.790	Schwarz criterion	6.076985
Log likelihood	-419.6159	Hannan-Quinn criter.	6.003186
Durbin-Watson stat	0.992252		

## تقدير الأنموذج EGARCH(1,1)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH – Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/10/20 Time: 22:09

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Convergence achieved after 21 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{LOG(GARCH)} = \text{C}(3) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.920227	2.044370	0.450128	0.6526
P(-1)	0.997685	0.022491	44.35985	0.0000
Variance Equation				
C(3)	2.604527	1.086286	2.397644	0.0165
C(4)	-0.255098	0.080169	-3.182007	0.0015
C(5)	0.266922	0.297082	0.898480	0.3689
R-squared	0.943958	Mean dependent var	73.49304	
Adjusted R-squared	0.943561	S.D. dependent var	26.76983	
S.E. of regression	6.359701	Akaike info criterion	6.474978	
Sum squared resid	5702.858	Schwarz criterion	6.578574	
Log likelihood	-457.9609	Hannan-Quinn criter.	6.517075	
Durbin-Watson stat	1.010825			

## تقدير النموذج EGARCH(1.2)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH – Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/12/20 Time: 01:23

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Convergence achieved after 22 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(3) + C(4)\*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) +

C(5)\*RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2)) + C(6)\*LOG(GARCH(-1))

Prob.	z-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.7346	0.339016	1.671833	0.566779	C
0.0000	54.04549	0.018641	1.007474	P(-1)

## Variance Equation

0.0804	1.748348	2.478157	4.332683	C(3)
0.0279	-2.198682	0.130742	-0.287461	C(4)
0.1070	-1.611632	0.202357	-0.326125	C(5)
0.7214	-0.356559	0.729748	-0.260198	C(6)

73.49304	Mean dependent var	0.942437	R-squared
26.76983	S.D. dependent var	0.942029	Adjusted R-squared
6.409331	Akaike info criterion	6.445419	S.E. of regression
6.533646	Schwarz criterion	5857.623	Sum squared resid
6.459847	Hannan-Quinn criter.	-452.2672	Log likelihood
		0.993815	Durbin-Watson stat

## تقدير انموذج EGARCH(2,1)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH – Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/12/20 Time: 01:30

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Convergence achieved after 42 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{LOG(GARCH)} = \text{C}(3) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) \\ * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-2))$$

Prob.	z-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.1157	1.573293	1.418723	2.232068	C
0.0000	64.24215	0.015177	0.975002	P(-1)
Variance Equation				
0.0000	30.54855	0.102509	3.131496	C(3)
0.0000	-4.707473	0.030096	-0.141675	C(4)
0.0000	63.51254	0.015832	1.005557	C(5)
0.0000	-48.98128	0.019304	-0.945526	C(6)
73.49304	Mean dependent var	0.945176	R-squared	
26.76983	S.D. dependent var	0.944788	Adjusted R-squared	
6.266513	Akaike info criterion	6.290188	S.E. of regression	
6.390828	Schwarz criterion	5578.872	Sum squared resid	
6.317029	Hannan-Quinn criter.	-442.0557	Log likelihood	
		1.010440	Durbin-Watson stat	

## تقدير انموذج EGARCH(2,2)

Dependent Variable: P

Method: ML ARCH – Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 02/12/20 Time: 01:33

Sample (adjusted): 2006M02 2017M12

Included observations: 143 after adjustments

Convergence achieved after 48 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{LOG(GARCH)} = \text{C}(3) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{RESID}(-2) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-2)) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-2))$$

Prob.	z-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	4.410799	0.936116	4.129020	C
0.0000	77.55039	0.012423	0.963408	P(-1)

## Variance Equation

0.0000	7.002074	0.174664	1.223013	C(3)
0.0000	-6.770723	0.052720	-0.356950	C(4)
0.0000	5.677999	0.070617	0.400966	C(5)
0.0000	13.70171	0.099310	1.360721	C(6)
0.0000	-6.897121	0.106369	-0.733643	C(7)

73.49304	Mean dependent var	0.942615	R-squared
26.76983	S.D. dependent var	0.942208	Adjusted R-squared
6.200718	Akaike info criterion	6.435462	S.E. of regression
6.345752	Schwarz criterion	5839.539	Sum squared resid
6.259653	Hannan-Quinn criter.	-436.3513	Log likelihood
		0.954562	Durbin-Watson stat

## Abstract

A time series is defined as a set of numbers representing a specific phenomenon arranged on the basis of often and successive time periods. One of the models that represent time series is the models that are characterized by a great deal of uncertainty and that deal with fluctuations in the chain variance, which are represented by the Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model (ARCH) and Generalized Autoregressive conditional Heteroscedastic (GARCH) models, the message aims to diagnose the best appropriate time series model for fluctuations in the monthly average price of Iraqi crude oil for the period (2006-2017), and to apply the stages of the Box-Jenkins method in building the appropriate model for transportation He became a member of the ARCH family, and the best model was diagnosed after conducting several statistical tests to study the stability of the studied chain, and to detect the existence of the heterogeneity problem that characterizes these models, after converting the original chain to the stable Return Series using the continuous combination. companding) which is often used with financial time series and the best model was diagnosed as AR (1) and TARARCH errors (2.2) using differential criteria (AIC, SBC, HQ) and the model parameters were estimated as having achieved the lowest values of the mentioned criteria. The results showed that the shocks that occur in the past destabilizing periods, as well as the existence of asymmetry in positive and negative shocks, and there is a decrease in the subsequent price fluctuations.

The Republic of Iraq

Ministry of Higher Education and Scientific Research

Karbala University

Faculty of Administration and Economics

Department of Statistics



# ***Diagnosis of efficient time series models with practical application***

An introduction Thesis

To the Council of the College of Administration and Economics -  
University of Karbala . It is part of the requirements for obtaining  
a Master's degree in Statistics sciences

by

Sabiha Namah Dahad Al-Sadoon

Supervised by

Assist. Prof. Dr. Jasim Nassir Hussein

1441A.H

2020A.C