المفاضلة بين نماذج ARCH المختلفة للتنبؤ بمعدلات التضخم في الجزائر(1980–2019)

A comparative study between the different ARCH models for predicting inflation rates in Algeria (1980-2019)

عبد الجيد بوساق 1، د. فريد برارة 2

a.boussag@univ-boumerdes.dz ، (الجزائر)، brarafarid@hotmail.fr ، جامعة بو مر داس (الجزائر) - 2

تاريخ النشر: 2020/06/30

تاريخ القبول: 2020/05/23

تاريخ الإرسال: 2020/04/19

ملخص:

تحدف هذه الورقة البحثية إلى التنبؤ بالقيم المستقبلية لمعدلات التضخم الفصلية في الجزائر، وذلك بتطبيق نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء، وقد تم استخدام بيانات فصلية لمعدلات التضخم للفترة من الثلاثي الأول 1980 إلى غاية الثلاثي الثاني من سنة 2019.

توصلت الدراسة إلى أن النموذج الأفضل للتنبؤ بمعدلات التضخم الفصلية في الجزائر هو نموذج (EGARCH(1,1. كلمات مفتاحية: التضخم، التنبؤ، نموذج EGARCH. تصنيفات JEL : JEL.

#### Abstract :

This research paper aims to predict the future rates of quarterly inflation in Algeria by applying models of self-regression conditional on heterogeneity of error variations. Quarterly data were used for inflation rates for the period from the first trio of 1980 to the second of the year 2019.

The study concluded that the best model for predicting quarterly inflation rates in Algeria is the EGARCH(1,1) model.

**Keywords:** inflation, prediction, EGARCH model. **JEL Classification Cods** : C01 ,E31.

المؤلف المرسل: عبد المجيد بوساق، الإيميل: a.boussag@univ-boumerdes.dz

المقدمة:

إن اتخاذ القرارات وبناء السياسات الاقتصادية المستقبلية لمعالجة الظواهر الاقتصادية، خاصة ظاهرة التضخم تتم بناءا على استشراف المستقبل ودراسات تنبؤية لمسار هذه الظاهرة ذات الطابع الدولي والمحلي، فالتحكم في التضخم أولى أهداف جميع دول العالم، حيث شهدت الجزائر أسوء مشهد لظاهرة التضخم في فترة التسعينيات خاصة ما بين سنة 1990 وسنة 1994 أين سجلت أعلى مستويات لهذه الظاهرة، مما استدعى دراسة هذه الظاهرة من خلال قيمها التاريخية بمعزل عن جميع المتغيرات التي من شألها أن تؤثر في التضخم خاصة وأن معظم هذه المتغيرات لا يمكن إدراجها في النماذج السببية، فدراسة التنبؤ يمكننا من تحديد مسار الظاهرة في المستقبل، فكان التنبؤ بالتضخم عن طريق تطبيق أهم النماذج السببية، فدراسة الخطية، العنصر الأهم في النشاط الاقتصادي لما يقدمه من إسهامات خاصة في مجل الرقابة واتخاذ القرارات، وباعتبار السلاسل الزمنية المالية تواجه مشكلة عدم تجانس تباينات الأخطاء في تقدير معالم النماذج المعتمدة على بيانات هذه السلاسل، مما الزمنية المالية تواجه مشكلة عدم تجانس تباينات الأخطاء في تقدير معالم النماذج المعتمدة عدم الميان مما الزمنية المالية تواجه مشكلة عدم تجانس تباينات الأخطاء في تقدير معالم النماذج المعتمدة عدام المالاسل، مما الزمنية المالية تواجه مشكلة عدم تجانس تباينات الأضطاء في تقدير معالم النماذج المعتمدة عدم تجانس تباينات الأخطياء.

إشكالية الدراسة. تكمن إشكالية الدراسة في التساؤل الرئيسي التالي:

فيما يتمثل النموذج التنبؤي الأمثل لمعدل التضخم الفصلي في الجزائر من بين نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء؟

ومن أجل الإجابة على هذا التساؤل الرئيسي استعنا بالأسئلة الفرعية التالية: - ماذا نعني بالتضخم وما هي أهم مقاييسه؟ - فيما تتمثل نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء ؟ - هل يمكن التنبؤ بمعدلات التضخم الفصلية باستخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء. - ما هو النموذج الأفضل للتنبؤ بمعدلات التضخم الفصلية من بين نماذج ARCH المختلفة. **فرضيات الدراسة:** 

تتمثل فرضيات الدراسة فيما يلي:

– بالإمكان التنبؤ بمعدلات التضخم الفصلية باستخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء لكون النموذج الخطي المقدر لسلسلة التضخم الفصلية يعاني من مشكلة عدم تجانس تباينات الأخطاء.

– النمذجة باستخدام نماذج EGARCH تعطي نتائج جيدة في التنبؤ بمعدلات التضخم، مقارنة بنتائج تنبؤ نماذج ARCH المختلفة.

أسباب اختيار الموضوع:

– التوسع في النماذج القياسية التنبؤية. – الرغبة الشخصية في التعمق في مواضيع التضخم. **أدوات الدراسة**: الكتب، الدراسات السابقة، الهيئات الإحصائية المحلية والدولية، البرامج الإحصائية. **أهمية الدراسة**: تكتسي هذه الدراسة أهمية بالغة لأن موضوع ظاهرة التضخم يأخذا طابعاً محلياً في الجزائر باعتباره الأكثر تأثيراً على النشاط الاقتصادي، وهو ما يدفع إلى ضرورة دراسته لاستشراف أفاق المستقبل وتأثيراته المختلفة.

أهداف الدراسة:

– إبراز الإطار النظري والمفاهيمي للتضخم.

– التعريف بنماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء.

– تقدير نموذج تنبؤي لمعدلات ظاهرة التضخم الفصلية في الجزائر.

**المنهج المتبع**: المنهج الوصفي في الجانب النظري ومنهج دراسة الحالة في القياس.

**منهجية الدراسة**: قسمنا هذه الدراسة إلى محورين، المحور الأول تطرقنا فيه إلى الإطار المفاهيمي للتضخم ونماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء، أما المحور الثاني فعني بنمذجة معدلات التضخم الفصلية باستخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء.

**الدراسات السابقة**: هناك العديد من الدراسات السابقة التي تناولت دراسة التنبؤ باستخدام النماذج القياسية، وكذلك التنبؤ بمعدلات التضخم في الجزائر وغيرها من الدول وباستخدام أدوات مختلفة. من بين هذه الدراسات نذكر:

- سعيج عبد الحكيم وبوساق عبد المجيد، تناولا موضوع التنبؤ بالمبيعات باستخدام نماذج TGARCH لدراسة حالة المبيعات الشهرية للكهرباء لسونلغاز بالمسيلة والتي نشرت في العدد 30 من مجلة رماح بالأردن سنة 2019، حيث قاما بالمقارنة والمفاضلة بين نماذج ARIMA ونماذج ARCH، ؟أين خلصت النتائج إلى أن نموذج TGARCH(1,1,1)

- **عائشة عميش وآخرون**، (2019)، استخدام منهجية بوكس-جينكيتز للتنبؤ بمعدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة(1970–2016)، مجلة الإبداع، المجلد9، العدد1.

هدفت هذه الدراسة إلى دراسة وتحليل معدلات التضخم السنوية باستخدام السلاسل الزمنية وفق منهجية جوكس-بونكيتر، أين خلصت النتائج إلى أن النموذج المفضل للتنبؤ بمعدلات التضخم في الجزائر هو نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة (AIC,SC من بين النماذج المرشحة بالاعتماد على المعيارين(AIC,SC).

– **سمير بوعافية، (2018)، د**راسة تحليلية تنبؤية لمستويات التضخم في الجزائر خلال الفترة(1990–2016)، مجلة البشائر الاقتصادية، المجلد4، العدد1.

هدفت هذه الدراسة إلى التبؤ بمعدلات التضخم الشهرية للسنتين 2017-2018 باستخدام السلسلة التاريخية الشهرية لمعدلات التضخم الممتدة من شهر جانفي 1990 إلى غاية ديسمبر 2016، أين خلصت النتائج إلى أن النموذج المفضل للتنبؤ بمعدلات التضخم الشهرية في الجزائر هو نموذج المتوسطات المتحركة(1)MA. – **ناظم عبد الله عبد المحمدي وعلي نبع صايل الصبيحي، (**2018)، التنبؤ بمسارات التضخم في العراق للمدة(2011– 2020)، مجلة الدنانير، العدد12.

تم التركيز في هذه الدراسة على التنبؤ بمعدلات التضخم في العراق للمدة 2011– 2020 وذلك بالاعتماد على السلسلة التاريخية السنوية بداية من سنة 1970 إلى غاية سنة 2010 وذلك باستخدام نماذج الانحدار ونماذج السلاسل الزمنية والمقارنة بينهما، أين خلصت النتائج إلى أن النموذج المفضل للتنبؤ بمعدلات التضخم السنوية في العراق هو نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة (0,2,2)ARIMA.

> 1– الإطار النظري للتضخم ونماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء. 1–1– مفهوم التضخم وقياسه.

## 1-1-1 مفهوم التضخم:

تعددت مفاهيم التضخم واختلفت باختلاف الأسباب المسببة للتضخم، نذكر بعض المفاهيم: – التضخم هو الارتفاع المتزايد في أسعار السلع والخدمات، ويمكن التعبير عنه على أنه الانخفاض المستمر والمتواصل في القيمة الحقيقية لوحدة النقد، أي القدرة الشرائية لتلك الوحدة (فريح، 2018، صفحة 144).

– التضخم هو كل زيادة في التداول النقدي يترتب عليها زيادة في الطلب الكلي الفعال عن العرض الكلي للسلع والمنتجات خلال فترة زمنية معينة، مما يؤدي ذلك إلى زيادة المستوى العام للأسعار (رحالي و بوعافية، 2018، صفحة 38).

- كما تم تعريفه على أنه الفائض في الطلب على السلع والخدمات الذي يفوق العرض الكلي(بالنتائج) (جمعة، 2019، صفحة 157).

التضخم هو عبارة عن زيادة كمية النقود تؤدي إلى ارتفاع الأسعار سواء ظهرت هذه الزيادة من خلال عرض النقود،
 الأرصدة النقدية أو التوسع في خلق الائتمان أو من خلال الطلب على النقود(الإنفاق النقدي) (بن فالة، 2016، صفحة 40).
 1-1-2- قياس التضخم:

من أهم المؤشرات التي تقيس ظاهرة التضخم هي (ناظم و الصبيحي، 2018، الصفحات 10–12): – **الرقم القياسي لأسعار المستهلك**: يعكس الرقم القياسي لأسعار المستهلك التغيرات التي تطرأ على أسعار المجاميع السلعية المختلفة لهذا الرقم والتي تشمل مجاميع الإنفاق الاستهلاكي على السلع والخدمات الضرورية مثل المواد الغذائية، والدخان، والكحوليات والأقمشة والملابس. ويعد تحديد سنة الأساس من أهم خطوات إعداد الرقم القياسي وينبغي أن تكون سنة عادية وخالية من المؤثرات العرضية ولا تكون سنة فيها كساد أو سنة رواج أو حرب.

– الرقم القياسي الضمني Implicit Index: يعد هذا الرقم من أكثر الأرقام القياسي التي يمكن الاعتماد عليها في توضيح اتجاهات الأسعار بسبب شموليته لمعظم السلع والخدمات التي يتم إنتاجها وتداولها، وخاصة في حالة توفر البيانات عن الدخل القومي والناتج بالأسعار الجارية والثابتة لاحتساب هذا الرقم بشكل دقيق، لكن مع ذلك فإن هذا الرقم يعاني من مشكلة التحيز ومن مشكلة الخدمات التي تتحملها الدولة وكيفية تقديرها، بالإضافة إلى أنه في حالة قيام الحكومة بزيادة رواتب الموظفين سوف تظهر هذه الزيادة بشكل مباشر في الرقم القياسي الضمني بغض النظر عن الزيادة في الإنتاجية التي قد تصحب هذه الزيادة، كما أن هذا المؤشر لا يصلح لقياس كلفة المعيشة بالنسبة للمستهلك لأن أسعار السلع المصدرة والسلع الاستثمارية كلها تدخل في تركيبه، بينما المستهلك لا يتعامل مع هذه السلع.

1–2– نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء.

إن فرضية ثبات تباين الأخطاء غير مقبولة، فبشكل عام نواجه مشكلة عدم تجانس التباين في تقدير معالم النماذج المعتمدة على بيانات مقطعية، حيث يكون هناك تفاوت كبير في قيمها كما هو الحال في البيانات الخاصة بمؤسسات أو مناطق (سعيج و بوساق، 2019، صفحة 219).

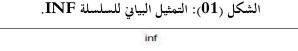
ومن خلال دراسة لمعدلات التضخم في المملكة المتحدة سنة 1982، اقترح Engle (1982) استخدام المتغيرة العشوائية لتفسير عدم التجانس الشرطي، وهذا ما تمخض عنه ما يسمى بنماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتحانس (ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) مفحة 314)، وتتميز هذه النماذج بأن لها متوسط يساوي صفر، وتبايناتها غير ثابتة ومشروطة بالماضي وهذه الطريقة فقد تم إدراج نموذج الانحدار بأخطاء تتبع النموذج المع الماوي صفر، وتبايناتها غير ثابتة ومشروطة بالماضي وهذه الطريقة فقد تم إدراج نموذج الزمن الذي يتميز به، فالنموذج (ARCH، يعتبر هذا النموذج وتطويراته المختلفة إحدى الوسائل المهمة لتوصيف التغير عبر في التباين(Volatility) خلال الزمن يمكن نمذجتها، لذلك يجب الأخذ بالاعتبار حقيقة أن التباين المشروط قد يكون متأثرا إلى حد كبير من قيم مربعات سلسلة البواقي للفترات السابقة <sup>2</sup> <sub>1-ع</sub><sup>2</sup>، <sub>2-ع</sub><sup>2</sup>, <sub>2-3</sub><sup>2</sup>, <sub>2-3</sub><sup>2</sup>, <sub>2-3</sub><sup>2</sup>, ومن خلالها يمكن توضيح عدم التحاس المشروط في بيانات السلسلة وتقديم تفسير لاستمرار التذبذب فيها (عباس، بان، و أحد، 2003) محد 3).

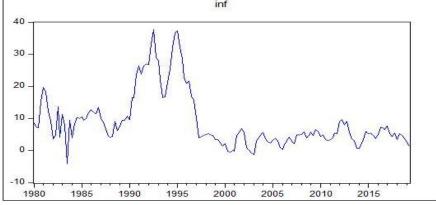
وفي سنة 1986 اقترح Bollersler نماذج Bollersler ( Heteroscedastic ) فاذج Autoregressive Conditional ( TGARCH ) مثم اقترحت عدة نماذج منها: نماذج منها: نماذج منها: مناذج منها: منها: مناذج منها: منها:

2- الدراسة القياسية.

1-2- دراسة وصفية لبيانات سلسلة معدلات التضخم الفصلية INF:

عبد الجيد بوساق، د. فريد برارة





المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج (Eviews10) وبالاعتماد على بيانات صندوق النقد الدولي:

## .http://data.imf.org/

نرى من خلال التمثيل البياني(الشكل رقم 1 السابق) عدم استقراية السلسلة، وللتأكد سنقوم بعدة اختبارات إحصائية. 1–2–1 اختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة INF:

تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا كانت معاملات دالة الارتباط الذاتي  $P_k$  معدومة، أي تقع داخل محال الثقة، الجدول رقم 1 الموالي يبين دالة الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة INF:

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
• 10		1	0.926	0.926	138.16	0.000
	1 1 1 1	2	0.863	0.032	258.73	0.000
	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	3	0.789	-0.102	360.16	0.00
		4	0.698	-0.167	440.19	0.00
· •		5	0.673	0.412	515.09	0.00
		6	0.642	-0.007	583.60	0.00
	1 1	7	0.610	-0.112	645.91	0.00
		8	0.572	-0.202	700.98	0.00
		9	0.526	0.171	747.86	0.00
•	1 111	10	0.478	-0.010	786.88	0.00
	1 11	11	0.438	0.000	819.94	0.00
	1 1 1	12	0.416	-0.012	849.90	0.00
	1 1 1	13	0.388	0.000	876.15	0.00
· ·	1 1 1	14	0.366	-0.014	899.71	0.00
· .	1	15	0.336	-0.058	919.65	0.00
· .	1 1 1	16	0.289	-0.088	934.56	0.00
· .	1 1 1	17	0.239	-0.103	944.77	0.00
		18	0.185	-0.010	950.95	0.00
		19	0.141	0.036	954.57	0.00
·	1 1 1	20	0.100	-0.068	956.41	0.00
· (a) ·	1	21	0.072	-0.015	957.36	0.00
· b ·	1 10 1	22	0.041	-0.034	957.68	0.00
		23	0.007	0.012	957.69	0.00
	1	24	-0.024	-0.043	957.80	0.00
	1 1 1	25	-0.063	-0.040	958.55	0.00
1 <b>1</b>	1 1 1 1	26	-0.087	0.047	960.00	0.00
1000	1 10 1	27	-0.116	-0.079	962.58	0.00
· · · ·	1 1 1	28	-0.131	0.066	965.90	0.00
	1 1 1	29	-0.143	-0.031	969.90	0.00
Image: 1	1 1 1	30	-0.155	0.077	974.64	0.00
<b>•</b>	1 1 1 1	31	-0.151	0.048	979.15	0.00
	1 1 1	32	-0.155	0.029	983.96	0.00
- ·	1 1 1	33	-0.147	0.021	988.31	0.00
	1 1 1 1	34	-0.135	0.057	992.03	0.00
-	1 1 1	35	-0.132	-0.025	995.58	0.00
· • •	1 1 1	36	-0.128	-0.076	999.00	0.00

الجدول (01): دالة الارتباط الذابي والجزئي للسلسلة INF.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

نلاحظ أن معاملات الارتباط الذاتي كلها معنوية تختلف عن الصفر، مما يدل على عدم استقرارية السلسلة. 2–2–2– ا**ختبار جذر الوحدة**: توجد عدة اختبارات تستخدم في اختبار استقرارية السلاسل المدروسة، نجد من بينها اختبار ديكي فولر المطور(ADF) واختبارPhilips–Perron)، والتي تستخدم للكشف عن استقرارية السلسلة الزمنية من عدمها، والنتائج ملخصة في الجدول التالي:

UNIT RO	DOT TEST TA	ABLE (PP)	UNIT ROOT T	EST TABLE (ADF)
	At Level		At Level	
	1	INF		INF
With Const	t-Statistic Prob.	-2.2862 0.1777 n0	t-Statistic Prob.	-1.7578 <i>0.4003</i> n0
With Const	t-Statistic Prob.	-2.7133 0.2328 n0	t-Statistic Prob.	-1.8912 0.6543 n0
Without Co	t-Statistic Prob.	-1.6163 <i>0.0998</i> *	t-Statistic <i>Prob.</i>	-1.5866 <i>0.1058</i> n0

الجدول (02): نتائج اختبار جذر الوحدة(Unit Root Test) لمتغير الدراسةINF.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

من الجدول رقم (2) يتضح أن متغير الدراسة من خلال اختباري ADF وPP غير مستقر في المستوى. 2–2–3 نزع المركبة الموسمية:

اختبار كستال واليس يبين أن هناك المركبة الموسمية(من خلال الملحق رقم 2 المدرج في قائمة الملاحق أن قيم Probability معنوية ومنه وجود المركبة الموسمية)،سنقوم بالتصحيح الموسمي للسلسلة أي نزع المركبة الموسمية عن طريق استخدام المعاملات الموسمية الفصلية المبينة في الجدول رقم (3) الموالي:

الجدول (03): المعاملات الموسمية.

	20 Time: 22:59
	0Q1 2019Q2
	ervations: 158
	om Moving Average
Original Seri	
Adjusted Ser	ies: INFSA
Scaling Facto	ors:
Scaling Factor	ors: -0.041504
Scaling Facto	
Scaling Facto	-0.041504

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

وبالاستعانة بيرنامج Eviews تحصلنا على السلسلة الجديدة متروعة المركبة الموسمية INFSA. نقوم بدراسة استقرارية السلسلة INFSA من خلال اختبارADF و اختبار PP، والنتائج المتحصل عليها مبينة في الجدول

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)		UNIT ROOT TEST TABLE (AI		
	At Level		At Level	
	INFSA	0	INF	FSA
With Const	t-Statistic Prob.	-2.2838 <i>0.1785</i> n0	t-Statistic Prob.	-1.7556 0.4014 n0
With Const	t-Statistic Prob.	-2.7110 <i>0.2337</i> n0	t-Statistic Prob.	-1.8899 0.6550
Without Co	t-Statistic Prob.	-1.6170 <i>0.0997</i> *	t-Statistic Prob.	-1.5887 <i>0.1054</i> n0

الجدول (04): نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغير الدراسةINFSA.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

يتضح أن السلسلة INFSA من خلال اختبار ADF وPP أيضا غير مستقرة في المستوى.

## 2-2-4 نزع مركبة الاتجاه العام:

لإزالة مركبة الاتجاه العام للسلسلة INFSA نجري عليها فروقات من الدرجة الأولى لنحصل على السلسلة DINFSA، والملحق رقم (1) يمثل المنحنى البياني للسلسلة DINFSA.

### 5-2-2 دراسة استقرارية السلسلة DINFSA:

لدراسة استقرارية هذه السلسلة نحري الاختبارين (ADF وPP) عليها وبالاستعانة ببرنامج Eviews تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول الموالي:

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)		UNIT ROOT TEST TABLE (ADF		
	At Level	199 A.C. (2)	At Lev	rel
	DINF	SA	DI	VFSA
With Const	t-Statistic Prob.	-13.5356 0.0000 ***	t-Statistic Prob.	-9.1893 0.0000
With Const	t-Statistic Prob.	-13.5176 0.0000 ***	t-Statistic Prob.	-9.1501 0.0000
Without Co	t-Statistic Prob.	-13.5781 0.0000 ***	t-Statistic Prob.	-9.2008 0.0000 ***

الجدول (05): نتائج اختبار الاستقرارية على السلسلة DINFSA.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

نلاحظ أن احتمالية إحصائية ستودنت المحسوبة(t<sub>cal</sub>) في كل من اختبار ADF واختبار PP أقل من 1%، أي رفض

الفرضية الصفرية القائلة بوجود جذر وحدوي، ومنه السلسلة DINFSA مستقرة عند مستوى معنوية 1%.

2–3– تقدير نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARIMA واختبار أثر ARCH:

## 2-3-1- تقدير نموذج ARIMA:

وبالاستعانة ببرنامج Eviews في تحديد النموذج الأفضل من نماذج ARIMA المرشحة،تقدير النموذج موضح في الملحق رقم(3).

### ARCH اختبار أثر ARCH:

بالاعتماد على برنامج Eviews تحصلنا على الجدول رقم (6) الموالي، حيث نلاحظ Prob<sub>(</sub>F)=0,0002 أقل من 1%، ومنه نقبل الفرضية البديلة التي تدل على وجود أثر ARCH، أي أن نموذج **ARIMA** المقدر يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين.

الجدول (06): نتائج اختبار أثر ARCH.

F-statistic Obs*R-squared	13.87468	Prob. F(1,154 Prob. Chi-Squ		0.0003		
	.2.00020					
Test Equation:						
Dependent Variable: RI						
Method: Least Squares						
Date: 04/18/20 Time: 00:12						
Sample (adjusted): 1980Q3 2019Q2						
Included observations: 156 after adjustments						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.		
Variable		a state port in the property of	t-Statistic 4.144002	Prob.		
	Coefficient	Std. Error		0.0001		
c	Coefficient 5.177431	Std. Error 1.249380	4.144002 3.724874			
C RESID^2(-1)	Coefficient 5.177431 0.287522	Std. Error 1.249380 0.077190	4.144002 3.724874 ent var	0.0001		
C RESID^2(-1) R-squared	Coefficient 5.177431 0.287522 0.082649	Std. Error 1.249380 0.077190 Mean depend	4.144002 3.724874 ent var nt var	0.0001 0.0003 7.268347		
C RESID^2(-1) R-squared Adjusted R-squared	Coefficient 5.177431 0.287522 0.082649 0.076692	Std. Error 1.249380 0.077190 Mean depend S.D. depende	4.144002 3.724874 ent var nt var terion	0.0001 0.0003 7.268347 14.50847 8.120287		
C RESID^2(-1) R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression	Coefficient 5.177431 0.287522 0.082649 0.076692 13.94103	Std. Error 1.249380 0.077190 Mean depend S.D. depende Akaike info cri	4.144002 3.724874 ent var nt var terion ion	0.000 0.0003 7.268347 14.50847 8.120287 8.159388		
C RESID^2(-1) R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid	Coefficient 5.177431 0.287522 0.082649 0.076692 13.94103 29930.26	Std. Error 1.249380 0.077190 Mean depend S.D. depende Akaike info cri Schwarz criter	4.144002 3.724874 ent var nt var terion ion n criter.	0.0001 0.0003 7.268347 14.50847		

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

2-4- تقدير نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء للسلسلة(DINFSA): سنقوم بتقدير النماذج EGARCH, TARCH, GARCH, ARCH على التوالي كما يلي: 2-4-1- تقدير نموذج ARCH:

بالاستعانة ببرنامج Eviews نتحصل على النتائج المبينة في الجدول الموالي:

## الجدول (07): تقدر النموذج (ARCH(1).

Dependent Variable: D Method: ML ARCH - No Date: 04/18/20 Time: 1 Sample (adjusted): 196 Included observations: Failure to improve likeli Coefficient covariance i MA Backcast: 1979Q2 - Presample variance: b GARCH = C(4) + C(5)*F	rmal distributio 00:42 3002 201902 157 after adjus hood (non-zero computed using 198001 ackcast (param	stments gradients) afte g outer product	er 412 iteratio	
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(2)	0.281045	0.069772	4.028075	0.0001
MA(3)	0.148522	0.045303	3.278415	0.0010
MA(4)	-0.563354	0.059214	-9.513900	0.0000
	Variance	Equation		
С	6.957507	0.988676	7.037196	0.0000
RESID(-1) <sup>2</sup>	0.171429	0.088618	1.934474	0.0531
R-squared	0.343062	Mean depend	ient var	-0.046484
Adjusted R-squared	0.334530	S.D. depende	entvar	3.263925
S.E. of regression	2.662590	Akaike info cr	iterion	4.767537
Sum squared resid	1091.765	Schwarz crite	rion	4.864869
Log likelihood	-369.2516	Hannan-Quin	n criter.	4.807067
Durbin-Watson stat	2.016047			

المصدر: مخرجات برنامج (Eviews10).

من الجدول أعلاه نلاحظ قيمة كل من المعيارين Akaike وSchwartz هي على التوالي: 4,76 و4,86. 2-4-2- تقدير نموذج GARCH:

بالاستعانة ببرنامج Eviews نتحصل على النتائج المبينة في الجدول الموالي:

عبد الجيد بوساق، د. فريد برارة

## الجدول (08): تقدر النموذج (GARCH( 1,1).

Dependent Variable: Di Method: ML ARCH - No Date: 04/18/20 Time: ( Sample (adjusted): 198 Included observations: Convergence not achie Coefficient covariance ( MA Backcast: 1979Q2 - Presample variance: ba GARCH = $C(4) + C(5)^{*F}$	rmal distributio 01:03 80Q2 2019Q2 157 after adjus ved after 500 its computed using 1980Q1 ackcast (param	etments erations g outer product eeter = 0.7)	of gradients	steps)		
Variable	Coefficient	Coefficient Std. Error z-Statistic Prob.				
MA(2)	0.275305	0.055990	4.917028	0.0000		
MA(3)	0.161002	0.041686	3.862261	0.0001		
MA(4)	-0.691447	0.054965	-12.57984	0.0000		
	Variance	Equation				
С	6.658348	8.205986	0.811401	0.4171		
RESID(-1)^2	-0.073534	0.031143	-2.361148	0.0182		
GARCH(-1)	0.376466	0.853490	0.441090	0.6591		
R-squared	0.336934	Mean depend	lent var	-0.046484		
Adjusted R-squared	0.328323	S.D. depende	entvar	3.263925		
S.E. of regression	2.674980	Akaike info cr	iterion	4.977127		
Sum squared resid	1101.950	Schwarz crite	rion	5.093926		
Log likelihood	-384.7045	Hannan-Quin	in criter.	5.024563		
Durbin-Watson stat	1,992671					

المصدر: مخرجات برنامج (Eviews10).

من الجدول أعلاه نلاحظ قيمة كل من المعيارين Akaike وSchwartz هي على التوالي: 4,97 و5,09.

# 5−4−2- تقدير نموذج TGARCH:

بالاستعانة ببرنامج Eviews نتحصل على النتائج المبينة في الجدول الموالي:

الجدول (09): تقدر النموذج TGARCH.

Dependent Variable: DINFSA Method: ML ARCH - Normal of Date: 04/18/20 Time: 01:24 Sample (adjusted): 1980Q2 : Included observations: 157 a Convergence not achieved at Coefficient covariance computed MA Backcast: 1979Q2 1980C Presample variance: backcast GARCH = C(4) + C(5)*RESID C(7)*GARCH(-1)	distribution (C 2019Q2 ifter adjustme iter 500 iterati uted using ou 1 st (parameter	ents ons ter product of <u>c</u> = = 0.7)	pradients	
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(2)	0.164574	0.064564	2.548981	0.0108
MA(3)	0.175733	0.058379	3.010225	0.0026
MA(4)	-0.478220	0.056926	-8.400757	0.0000
	Variance	Equation		
С	-0.046001	0.022065	-2.084770	0.0371
RESID(-1) <sup>2</sup>	0.016299	0.011851	1.375323	0.1690
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.065001	0.021776	-2.984906	0.0028
GARCH(-1)	1.017942	0.000401	2540.860	0.0000
R-squared	0.320071	Mean depend	dent var	-0.046484
Adjusted R-squared	0.311241	S.D. depende	ent var	3.263925
S.E. of regression	2.708781	Akaike info cr	iterion	4.463648
Sum squared resid	1129.974	Schwarz crite	rion	4.599914
Log likelihood	-343.3964	Hannan-Quin	in criter.	4.518990
Durbin-Watson stat	2.013926			

المصدر: مخرجات برنامج (Eviews10).

من الجدول أعلاه نلاحظ قيمة كل من المعيارين Akaike وSchwartz هي على التوالي: 4,46 و4,59.

# EGARCH تقدير نموذج EGARCH:

بالاستعانة ببرنامج Eviews نتحصل على النتائج المبينة في الجدول الموالي:

## الجدول (10): تقدر النموذج EGARCH.

Dependent Variable: D Method: ML ARCH - No Date: 04/18/20 Time: 1 Sample (adjusted): 194 Included observations: Failure to improve likeli Calude to improve likeli MA Backcast: 197902 Presample variance: b LOG(GARCH) = C(4) + *RESID(-1)/@SGR	rmal distributio 01:24 3002 201902 157 after adjus ihood (non-zero computed usin 198001 ackcast (param C(5)*ABS(RES	stments o gradients) afte g outer product neter = 0.7) iID(-1)/@SQRT	of gradients	15
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(2)	0.200746	0.064725	3.101502	0.0019
MA(3)	0.160274	0.058559	2,736974	0.0062
MA(4)	-0.493141	0.052786	-9.342232	0.0000
	Variance	Equation		
C(4)	0.038623	0.032362	1.193489	
C(5)	-0.079287	0.035230	-2.250529	
C(6)	0.091429	0.031139	2.936164	0.0033
C(7)	1.009062	1.37E-11	7.37E+10	0.0000
R-squared	0.328234	Mean depend	dent var	-0.046484
Adjusted R-squared	0.319510	S.D. depende	entvar	3.263925
S.E. of regression	2.692471	Akaike info cr	iterion	4.417827
Sum squared resid	1116.407	Schwarz crite	rion	4.554093
Log likelihood	-339.7994	Hannan-Quin	in criter.	4.473170
Durbin-Watson stat	2.018037			

المصدر: مخرجات برنامج (Eviews10).

من الجدول أعلاه نلاحظ قيمة كل من المعيارين Akaike وSchwartz هي على التوالي: 4,41 و4,55. 2–4–5– المفاضلة بين النماذج المرشحة:

نقوم بالمفاضلة بين النماذج المرشحة باستخدام المعيارينAkaike وSchwartz، حيث كانت النتائج موضحة في الجدول الموالي:

الجدول (11): المفاضلة بين النماذج المرشحة.

Sc (Schwarz criterion)	Aic (Akaike info criterion)	معايير المفاضلة النماذج المرشحة
4,86	4,76	ARCH(1)
5,09	4,97	GARCH(1,1)
4,55	4,59	TGARCH (1, 1,1)
4,46*	4,41*	EGARCH(1,1)

المصدر: من إعداد الباحثين.

من خلال الجدول وبالمفاضلة بين النماذج وذلك بالاعتماد على أقل قيمة للمعيارين Aic وSc ، فإن النموذج المفضل هو

EGARCH(1,1) الذي يأخذ أقل قيمة للمعيارين السابقين 4,41 و4,46 على التوالي.

2-5- اختبار جودة النموذج المقدر: هناك عدة اختبارات تجرى على النموذج المقدر لاختبار جودته هي كالتالي:

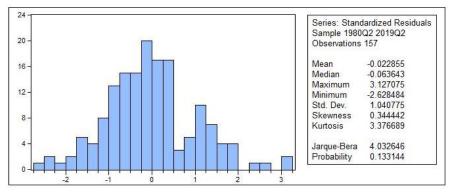
**2–5–1– اختبار دالة الارتباط الذاتي للبواقي**: الجدول الموالي يبين أن Prob أكبر من 5% لجميع المعاملات ومنه نقبل الفرضية الصفرية القائلة بأنه لا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

### الجدول (12): دالة الارتباط الذاتي لبواقي التقدير EGARCH.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
· b ·	1	1 1	0.048	0.048	0.3734	2
		2	0.008	0.006	0.3843	
		33	0.013	0.012	0.4117	
	1	4	-0.054	-0.055	0.8811	0.348
	1 1 1 1	5	0.028	0.033	1.0063	0.605
	1	6	-0.018	-0.021	1.0607	0.787
		7	-0.011	-0.008	1.0795	0.898
· 🔁 ·	1 . 一 一 一	8	0.105	0.103	2.9232	0.712
		0		-0.002	2.9265	0.818
		10	-0.014	-0.018	2.9591	0.881
2 日 2	1 1 1 1	1 7 7		-0.087	4.1850	0.840
	1	12	0.031	0.053	4.3515	0.887
	1	13		-0.042	4.5282	0.920
· p ·	1	1-4	0.029	0.038	4.6702	0.946
· P ·	1 月 月 月 月 日 日	15	0.052	0.043	5.1383	0.953
· p ·	1	1 16	0.040	0.035	5.4181	0.965
			-0.016	-0.033	5.4625	0.975
1 <b>II</b> 1	1	18	-0.067		6.2603	0.975
			-0.023	0.004	6.3581	0.984
				-0.012	6.3659	0.990
		21	-0.024		6.4722	0.994
· p ·		22	0.050	0.040	6.9402	0.995
		23		-0.027	7.0345	0.997
		24	-0.020	-0.038	7.1073	0.998
	· · · ·	25	-0.091	-0.084	8.6749	0.995
	1 · • • •	26	0.013	0.051	8,7094	0.997
· 🖬 ·	1		-0.075		9.7907	0.995
		28	-0.052	-0.047	10.320	0.990
· · ·	1	20	-0.052	-0.061	10.840	0.990
· · · ·	4 (19) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1	30		-0.073	11.915	0.995
		31	-0.015	-0.026	11.958	0.990
·		32	-0.127	-0.128	15.159	0.984
			0.039	0.051	15.473	
· · · ·		34	0.039	0.014	16,708	0.99

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

**2–5–2– اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي التقدير**: بالاستعانة بالشكل 3 الموالي نجري الاختبارات الخاصة بالتوزيع الطبيعي:



الشكل (02): معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

– اختبار Skewness:

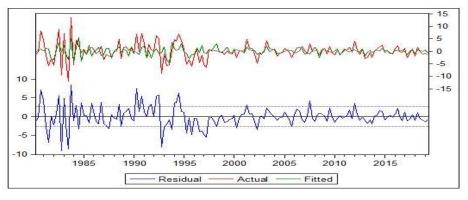
– اختبار Kurtosis:

### – اختبار Jarque–Bera:

2–5–3– المقارنة بين السلسلتين الأصلية والمقدرة:

بالاعتماد على برنامج Eviews نحصل على التمثيل البياني المبين في الشكل الموالي:

الشكل (03): التمثيل البياني للسلسلتين الأصلية والمقدرة باستخدام نموذج EGARCH.



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

نلاحظ من خلال الشكل تقاربا كبيرا بين السلسلتين الأصلية والمقدرة باستخدام نموذ جSARIMA.

### ARCH-1-5-2 اختبار أثر ARCH:

بالاعتماد على برنامج Eviews تحصلنا على الجدول رقم (12) الموالي:

الجدول (12): نتائج اختبار أثر ARCH.

		A CONTRACT OF A		176 A 17 A
F-statistic	0.156300	Prob. F(1,154		0.6931
Obs*R-squared	0.158169	Prob. Chi-Square(1)		0.6908
Test Equation:				
Dependent Variable: WO	GT_RESID^2			
Method: Least Squares				
Date: 04/18/20 Time: 1				
Sample (adjusted): 198				
Included observations: 1	156 after adjus	tments		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Variable C	Coefficient 1.048960	Std. Error 0.158899	t-Statistic 6.601427	
				0.0000
C WGT_RESID <sup>4</sup> 2(-1)	1.048960	0.158899	6.601427 0.395348	0.0000 0.6931
C WGT_RESID^2(-1) R-squared	1.048960 0.031807	0.158899 0.080453	6.601427 0.395348 ent var	0.0000 0.6931 1.083269
C WGT_RESID^2(-1) R-squared Adjusted R-squared	1.048960 0.031807 0.001014	0.158899 0.080453 Mean depend	6.601427 0.395348 ent var nt var	Prob. 0.0000 0.6931 1.083269 1.657988 3.867282
C WGT_RESID^2(-1) R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression	1.048960 0.031807 0.001014 -0.005473	0.158899 0.080453 Mean depend S.D. depende	6.601427 0.395348 ent var nt var terion	0.0000 0.6931 1.083269 1.657988
C WGT_RESID <sup>A</sup> 2(-1) R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid	1.048960 0.031807 0.001014 -0.005473 1.662519	0.158899 0.080453 Mean depend S.D. depende Akaike info cri	6.601427 0.395348 ent var nt var terion ion	0.0000 0.6931 1.083269 1.657988 3.867282
C WGT_RESID^2(-1) R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression	1.048960 0.031807 0.001014 -0.005473 1.662519 425.6513	0.158899 0.080453 Mean depend S.D. depende Akaike info cri Schwarz criter	6.601427 0.395348 ent var nt var terion ion n criter.	0.0000 0.6931 1.083269 1.657988 3.867282 3.906383

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

نلاحظ Prob<sub>(</sub>F)=0,69 أكبر من 10%، ومنه نقبل الفرضية الصفرية التي تدل على عدم وجود أثر ARCH، أي أن نموذج EGARCH المقدر لا يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين.

# 6-2- التنبؤ باستخدام نموذج EGARCH:

الجدول الموالي يبين التنبؤ بالثلاثي الثالث والرابع من سنة 2019، وكذلك الثلاثي الأول والثاني من سنة 2020:

معدل التضخم الفصلي	معدل التضخم الفصلي	المعاملات الموسمية	السلسلة المقدرة	السلسلة المقدرة	الفترة
الفعلي INF	المقدر ^INF		INFSA	DINFSA	
2,05	1,02	-0,082948	1,021857	-0,108847	Q <sub>3</sub> 2019
1,78	1,36	0,058786	1,364389	0,200798	Q <sub>4</sub> 2019
/	1,95	-0,041504	1,951729	0,687630	Q <sub>1</sub> 2020
1	2,44	0,065666	2,442617	0,383718	Q <sub>2</sub> 2020

الجدول (13): التنبؤ باستخدام النموذج المقدر EGARCH.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج (Eviews10).

## 7-2- النتائج:

بعد دراستنا لموضوع التنبؤ بمعدلات التضخم الفصلية باستخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباينات الأخطاء، والمفاضلة بين النماذج المرشحة باستعراض حالة الجزائر خلال الفترة 1980–2019 توصلنا إلى مجموعة من النتائج نوجز أهمها في النقاط التالية:

– سلسلة التضخم الفصلية INF غير مستقرة في المستوى باستخدام بعض اختبارات جذر الوحدة ADF وPP. – وجود المركبة الموسمية ومركبة الاتجاه العام في السلسة INF، والسلسلة DINFSA مستقرة وذلك بعد نزع المركبتين الفصلية والاتجاه العام.

الخاتمة:

بات من الضرورة دراسة الظواهر الاقتصادية خاصة المؤثرة على النشاط الاقتصادي في الجزائر، وذلك لاستشراف أفاق المستقبل وتأثيرات هذه الظواهر المختلف خاصة في الوضع الراهن الذي تشهده البلاد، حيث نجد ظاهرة التضخم من بين هذه الظواهر المهمة في الحياة الاقتصادية والاجتماعية والسياسية، لذلك قمنا بدراسة تنبؤية لظاهرة التضخم في الجزائر باستخدام النماذج القياسية بالخصوص نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين، حيث عرضنا أولا ماهية التضخم، وأهم مقاييسه، ولحة عن نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين، حيث عرضنا أولا ماهية التضخم، وأهم مقاييسه، ولحة عن نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين، خم عرجنا إلى الدراسة القياسية وتحديد النماذج المكنة للتنبؤ بمعدلات التضخم الفصلية في الجزائر والمفاضلة بينها بالاعتماد على المعيارين Aic و 2 في تحديد أفضل النماذج من خلال أقل قيمة لهما، التي أظهرتا أفضل نموذج لمعدلات التضخم الفصلية في الجزائر هو نموذج (1,1) ومن التوصيات التي يمكن طرحها هي: – درسات التوصيات التي يمكن طرحها هي: – دراسة التلور التاريخي لظاهرة التضخم بمعزل عن جميع المتغيرات المفسرة، خاصة التضخم. – دراسة التلور التاريخي لظاهرة التضخم بعزل عن جميع المتغيرات المفسرة، خاصة التي يكون من الصعب إدراحها في النماذج المنبية.

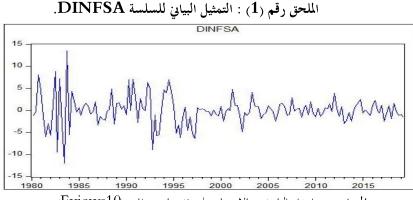
> أهمية النماذج القياسية في الدراسات التنبؤية. أهمية نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين في معالجة عدم التجانس، وتجنب الانحدار الزائف.

### المصادر والمراجع:

- بلقاسم رحالي، و سمير بوعافية. (2018). دراسة تحليلية تنبؤية لمستويات التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2016. مجلة البشائر الاقتصادية ، 4 (1)، 38.
- جواد شاكر فريح. (2018). تحليل وقياس العلاقة بين التضخم والإنفاق الاستهلاكي الخاص في دولة الكويت للمدة 1975–2015.
  مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والادارية ، 10 (21)، 144.
- . رضوان جمعة. (2019). محاولة بناء نموذج لتفسير أسباب آثار التضخم دراسة قياسية لتركيا 1988-2016. مجلة الباحث ، 19 (1)، 157.
- 4. عبد الحكيم سعيج، و عبد المجيد بوساق. (2019). التنبؤ بالمبيعات باستخدام نماذج TGARCH دراسة حالة مبيعات الكهرباء الشهرية لزبائن التوتر المتوسط الجزائر مديرية توزيع الكهرباء والغاز بالمسيلة خلال الفترة 2006–2017. مجلة رماح (30)، 219.
- عبد الله عبد المحمدي ناظم، و علي نبع صايل الصبيحي. (2018). التنبؤ بمسارات التضخم في العراق للمدة 2011–2020. مجلة الدنانير (18)، 10\_12.

- GARCH لفتة كنهير العقابي عباس، عطا بان، و رزاق عبد أحمد. (2017). قياس التطاير في السلاسل الزمنية المالية(نماذج GARCH). في الجوانب الاقتصادية والمالية والادارية كربلاء: جامعة كربلاء: جامعة كربلاء: جامعة كربلاء: 3.
  - محمد شيخي. (2011). طرق الاقتصاد القياسي. الأردن: دار الحامد.
- 8. نصيرة بن فالة. (2016). دور السياسة النقدية في معالجة التضخم دراسة قياسية حالة الجزائر 1970-2014. مجلة البشائر الاقتصادية ،
  2 (7)، 40.

الملاحق.



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

### الملحق رقم (2) : اختبار كستال واليس للكشف عن المركبة الموسمية.

Test for Equality of Medians of INF Categorized by values of INF Date: 05/22/20 Time: 03:40 Sample (adjusted): 1980Q1 2019Q2 Included observations: 158 after adjustments					
Method	df	Value	Probability		
Med. Chi-square	4	65.21495	0.0000		
Adj. Med. Chi-square	4	56.93699	0.0000		
Kruskal-Wallis	4	107.5407	0.0000		
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	4	107.5407	0.0000		
van der Waerden	4	116.1649	0.0000		

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).

# الملحق رقم (3) : تقدير نموذج ARIMA.

Dependent Variable: DINESA Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH) Date: 04/18/20 Time: 00:04 Sample: 1980Q2 2019Q2 Included observations: 157 Convergence achieved after 35 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
MA(2)	0.210257	0.068135	3.085876	0.0024	
MA(3)	0.193829	0.051797	3.742093	0.0003	
MA(4)	-0.533180	0.055844	-9.547721	0.0000	
SIGMASQ	7.228508	0.628018	11.51003	0.0000	
R-squared	0.317122	Mean dependent var		-0.046484	
Adjusted R-squared	0.303732	S.D. dependent var		3.263925	
S.E. of regression	2.723507	Akaike info criterion		4.879639	
Sum squared resid	1134.876	Schwarz criterion		4.957505	
Log likelihood	-379.0516	Hannan-Quinn criter.		4.911263	
Durbin-Watson stat	2.011381				

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج(Eviews10).