

نمذجة تقلبات معدلات التضخم في الجزائر باستخدام نماذج ARCH.

Modelling Inflation Rates Volatility in Alegria Using ARCH Models.

د. بوداب سهام¹، د. بن جدو سامي²¹ جامعة العربي بن مهيدي - أم البواقي، angel-siham90@hotmail.fr² المركز الجامعي عبد الحفيظ بوالصوف - ميلة، samibdj@yahoo.fr

النشر: 2020/60/ 30

القبول: 2020 / 06/ 24

الاستلام: 2020/05/ 15

ملخص:

هدفت هذه الدراسة إلى نمذجة معدلات التضخم في الجزائر للفترة الممتدة من جانفي 2000 إلى ديسمبر 2018 والتوقع بالقيم المستقبلية لها باستخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاء (ARCH). نتائج الدراسة من معياري AIC و SC بالإضافة إلى معامل التحديد خلصت إلى أنّ أحسن نموذج هو نموذج MA(1) بأثر GARCH(1.1)، مقارنة بباقي النماذج الأخرى المرشحة. كما أن معدلات التضخم المنتبأ به جاءت متسقة تماما مع القيم السابقة.

الكلمات المفتاحية: النمذجة، التضخم، الجزائر، نماذج ARCH.

رموز JEL: C22، G17، C32.

Abstract:

This paper aims to modeling the inflation rates in Algeria using the ARCH model during the period January 2000 to December 2018. The results show that the GARCH (1.1) model is the best in modeling and forecasting Algerian's monthly rates of inflation.

Keywords: Modelling, Inflation, Algeria, ARCH models.

(JEL) Classification : C22، G17، C32.

1. مقدمة:

يعتبر التضخم أحد أهم المؤشرات الرئيسية لمدى تحكم الدولة في أوضاع الاقتصاد الكلي، كونه حالة لصيقة بالحياة الاقتصادية للدول المتقدمة والمتخلفة على السواء ولا سيما الجزائر التي عانت من الأبعاد والانعكاسات الخطيرة لهذه الظاهرة، المتمثلة في صورة ارتفاعات الأسعار التي صاحبت الأسواق الوطنية، خاصة في بداية التسعينات من القرن الماضي.

ومما لا شك فيه أن المعرفة المستقبلية لمستوى التضخم تساعد كثيرا على تلافي بعض المخلفات السلبية الناتجة عنه، لذلك فإن الدراسات في هذا الإطار أصبحت تشغل باستمرار حيزا خاصا، وتفرض نفسها كفرع علمي مستقل، نظرا للدور الهام الذي تلعبه القيم المتوقعة للتضخم، على غرار غيره من الظواهر الاقتصادية والاجتماعية الأخرى في رسم وتوجيه السياسات والبرامج المثالية.

* المؤلف المراسل: بوداب سهام، angel-siham90@hotmail.fr

وقد شهدت الدراسات القياسية تطورا ابتداء من النمذجة القياسية الكلاسيكية حيث قدمت نماذج الانحدار البسيط، و الانحدار المتعدد وبعدها نماذج المسح، لكن وبظهور الأزمات الاقتصادية في بداية الثمانينيات وما نجم عنه من اختلال مالي، دفع بالباحثين إلى إعادة النظر في النظريات التي تقوم عليها هذه النماذج، إذ أصبحت هذه النماذج الكلاسيكية غير مجدية في بعض الظواهر الاقتصادية الحديثة، خاصة الظواهر النقدية والمالية، كل هذا كان سببا في استحداث تقنيات أكثر ملائمة، مثل نماذج المتوسطات المتحركة (Moyenne Mobile) ونماذج تصحيح الخطأ (Modèle a correction d'erreur)، ونماذج الانحدار الذاتي في ظل عدم تجانس الأخطاء (Modeles Autoregressive Conditionnellement Hétéroscédastique)، والذي قدمه أنجل سنة 1982 التي استخدمت كثيرا فيما بعد وهذا في ظل الظواهر المالية والنقدية، كأسعار الاستهلاك والبورصة، و أسعار النفط إلى غير ذلك.

1.1. إشكالية البحث:

وفقا لما سبق ومحاولة منا لدراسة واقع التضخم في الجزائر بأخذ ماضي هذه الظاهرة كأساس لمستقبلها، يمكن لنا تحديد إشكالية الموضوع من خلال السؤال الجوهرى التالي: **بالاعتماد على نماذج ARCH ما هي المستويات المتوقعة لظاهرة التضخم في الجزائر؟**

2.1. أهمية البحث:

- التعرف على النماذج غير الخطية للسلاسل الزمنية.

- تطبيق الاختبارات الاحصائية المعروفة من أجل الوصول إلى نموذج ممثل بأخطاء ARCH.

3.1. أهداف الدراسة:

نرمي من خلال دراستنا هذه إلى تحقيق الأهداف التالية:

- محاولة التعرف على الأرقام المستقبلية لظاهرة التضخم في الجزائر، باستخدام نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية.

- اقتراح نموذج قياسي بأخطاء تتبع نموذج ARCH يمثل تطور ظاهرة التضخم في الجزائر.

2. الدراسات السابقة:

توجد عديد الدراسات التي تناولت موضوع تقلبات معدلات التضخم و النمذجة بنماذج ARCH، نذكر من بينها:

- دراسة Johnson Okeyo et al عام 2016 بعنوان " **Modelling Inflation Rate Volatility in Kenya** " هدفتم هذه الورقة البحثية إلى نمذجة معدلات التضخم الشهرية في **Using Arch -TypeModel Family**".

كينيا الممتدة من جانفي 1985 إلى أفريل 2016 باستخدام السلاسل الزمنية المالية، وقد تم توظيف ثلاثة نماذج من أسرة نماذج ARCH لغرض التنبؤ ببيانات التضخم من خلالها وهي نماذج ARCH، نماذج ARCH المعممة والمعروفة باسم (نماذج GARCH) ونماذج GARCH الأسية المعروفة أيضا باسم (نماذج EGARCH). وقد خلصت الدراسة في نتائجها إلى أنّ نموذج (1.1) EGARCH الأفضل من بين النماذج الأخرى المرشحة للتنبؤ بالمعدلات الشهرية للتضخم في كينيا، وتوصي الدراسة الحكومات وصناع السياسات المهتمين بالنمذجة والتنبؤ بالمعدلات الشهرية للتضخم الأخذ بعين الاعتبار النماذج غير المتجانسة لأنها تلتقط التقلبات في معدلات التضخم الشهرية.

- دراسة MBEAH-BAIDEN BENEDICT عام 2013 بعنوان "MODELLING RATES OF AN APPLICATION OF AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL INFLATION IN GHANA: HETEROSCEDASTIC (ARCH) TYPE MODELS". اعتمدت هذه الدراسة على نمذجة السلاسل الزمنية المالية مع تطبيق خاص على نمذجة بيانات التضخم لغانا، وعلى وجه الخصوص يتم استكشاف نظرية السلاسل الزمنية وطبقت على بيانات التضخم الممتدة من جانفي 1965 إلى ديسمبر 2012. تم توظيف ثلاثة نماذج من أسرة نماذج ARCH هي (ARCH التقليدي، نماذج ARCH المعممة (GARCH) ونماذج GARCH الأسية (EGARCH)) على اعتبار أنّ البيانات تتميز بعدم ثبات المتوسط والتباين. وقد أظهرت نتائج الدراسة من خلال معياري AIC و SC أنّ أفضل نموذج هو نموذج (1.2) EGARCH مقارنة بباقي النماذج الأخرى المرشحة. وتوصي الدراسة صناع القرار وجميع المهتمين على النمذجة والتنبؤ بمعدلات التضخم الشهرية في غانا باستخدام النماذج المتغايرة لأنّها لها القدرة على التقاط وبشكل صحيح التقلبات في معدلات التضخم الشهرية.

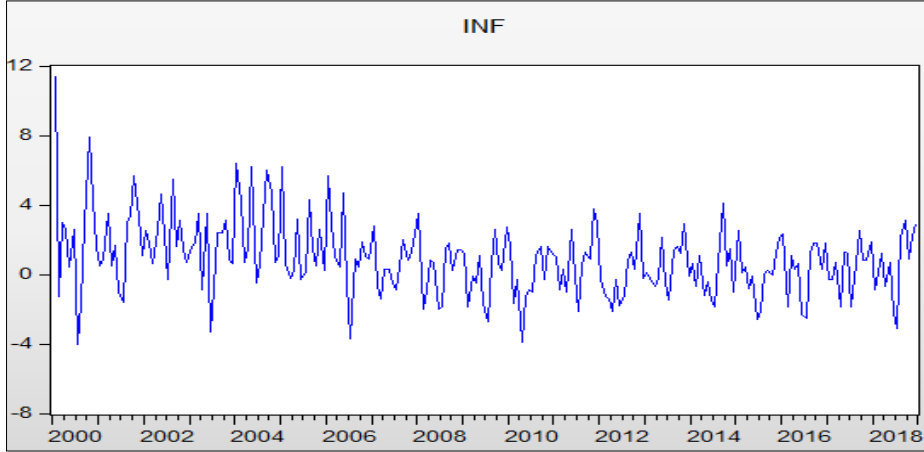
- دراسة هتهات سعيد عام 2006 بعنوان "دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر". هدفت هذه الدراسة إلى نمذجة تقلبات أسعار الاستهلاك في الجزائر خلال الفترة الممتدة من جانفي 1990 إلى ماي 2005 باستخدام نماذج ARCH. وقد خلصت الدراسة في نتائجها إلى أنّ أحسن نموذج من بين النماذج المرشحة هو نموذج MA(1) بخطأ ARCH(1)، كما أنّ المعدلات المتوقعة للظاهرة التضخمية لا تتغير عشر شهرا مقبلا (حتى ماي 2006) أظهرت تناسقا جيدا مع مثيلاتها في السلسلة الأصلية.

3. تحليل ومناقشة النتائج على سلسلة التضخم في الجزائر (inf).

1.3. دراسة وصفية لبيانات السلسلة (inf):

تتكون السلسلة (inf) من 228 مشاهدة، ممتدة من جانفي 2000 إلى غاية ديسمبر 2018، وبالاستعانة ببرنامج (EViews) تم تمثيل بيانات السلسلة (inf) في الشكل البياني التالي:

الشكل رقم (01): التغيرات الشهرية لمعدلات التضخم من جانفي 2000 إلى ديسمبر 2018



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

من خلال التمثيل البياني للسلسلة (inf)، نلاحظ أن السلسلة أخذت ميل موجب من بداية فترة الدراسة الى غاية سنة 2006، لتشهد بعد ذلك نوع من الاستقرار. كما يتضح لنا أن المستوى الأكبر للسلسلة يكون في حدود بداية كل سنة، وأن المستوى الأصغر يوافق الأشهر الوسطى من كل سنة، وبين هاتين الفترتين تأخذ السلسلة شكل شبه منتظم، مما يدل على إمكانية وجود مركبة موسمية في السلسلة، ويعود ذلك إلى أن أسعار الاستهلاك في الجزائر عادة ما ترتفع بشكل موسمي، في شهر رمضان مثلا، لتعرف بعدها انخفاض كبير يوافق أشهر بداية الصيف.

إن الملاحظات البيانية السابقة لا يمكن أن تعطينا جواب واضح حول ما إذا كانت السلسلة محل الدراسة مستقرة أم لا، لذلك نستعين بالاختبارات الإحصائية المعدة لذلك.

2.3. دراسة استقرار السلسلة (inf):

قبل دراسة أي نموذج قياسي فإنه من الضروري دراسة خصائص السلاسل الزمنية (المتغيرات) المستعملة في التقدير و التنبؤ. نقوم أولا بالتحليل البياني للسلاسل محل الدراسة، و بعدها نقوم بدراسة استقراريتها ودرجة تكاملها، باستعمال اختبار الجذر الأحادي.

1.2.3. الكشف عن مركبات السلسلة (inf):

1.1.2.3. تحديد شكل السلسلة:

لتحديد شكل السلسلة نستعمل اختبار Bays-Ballot، فنقوم بإيجاد الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سنة:

الجدول رقم (01): الوسط الحسابي السنوي

السنة	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
\bar{X}	2.475	1.75	2.2	1.233	2.916	1.575	1.3	0.558	0.375	0.175
السنة	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2009
\bar{X}	0.183-	0.775	0.225-	0.508	0.15	0.075	0.375	0.425	0.525	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

الجدول رقم(02): الانحراف المعياري السنوي

السنة	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
σ	4.17	2.09	1.64	2.06	2.51	2.07	2.41	1.33	1.74	1.68
السنة	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2009
σ	1.70	1.71	1.56	1.30	1.65	1.47	1.69	1.34	1.96	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

ثم نقوم بتقدير معاملات المعادلة $\delta_i = \beta_0 + \beta_1 \bar{x}_i + \varepsilon$ بطريقة المربعات الصغرى.

وكانت نتائج التقدير كما يلي: $\delta_i = 1.478 + 0.04722 \bar{X}_i + \varepsilon$

و حيث أن المعامل β_1 أقل من 5% فإن السلسلة ذات شكل تجميعي.

2.1.2.3. الكشف عن مركبة الاتجاه العام:

للكشف عن هذه المركبة نستعمل اختبار الفروق، وانطلاقا من سلسلة الفروق الأولى $DINF$ نجد:

عدد الفروق الموجبة (S) يساوي 115 .

$$E(S) = \frac{(n-1)}{2} = 113.5 \quad \text{و} \quad V(S) = \frac{(n+1)}{2} = 114.5$$

نقوم بحساب الإحصائية Z التي تعطى بالعلاقة التالية:

$$Z = \frac{S - E(S)}{\sqrt{V(S)}} = \frac{115 - 113.5}{\sqrt{114.5}} = 0.140$$

بمقارنة $|Z| = 0.140$ مع 1.96، نلاحظ أن السلسلة لا تحتو على

مركبة الاتجاه العام.

3.1.2.3. الكشف عن المركبة الفصلية:

نستعمل اختبار فيشر الذي يعتمد على تحليل التباين.

الجدول رقم (03): تحليل تباين السلسلة inf.

التباين	التعيين	درجة الحرية	مجموع المربعات
$V_P = 6.973$	تباين الفترة	$P - 1 = 11$	$S_P = 76.707$
$V_A = 10.749$	تباين السنوات	$n - 1 = 18$	$S_A = 193.493$
$V_R = 2.409$	تباين البواقي	$(P - 1)(n - 1) = 198$	$S_R = 477.058$
$V_T = 3.291$	التباين الكلي	$nP - 1 = 227$	$S_T = 747.260$

المصدر: من إعداد الباحثين.

نستعمل هذا الاختبار لقياس مدى تأثير عامل الفترة (الشهر) على سلسلة مؤشر تضخم أسعار الاستهلاك. لتكن الفرضية H_0 : تأثير عامل الفترة ايجابي.

نقوم بحساب إحصائية فيشر بالعلاقة التالية: $F_c = \frac{V_P}{V_R} = 2.8945$

ولدينا: $F_{v_1, v_2}^{\alpha=5\%} = 1.84$ مع $v_1 = P - 1 = 11$ و $v_2 = (P - 1)(n - 1) = 198$.

بمقارنة F_c مع $F_{v_1, v_2}^{\alpha=5\%}$ نقبل الفرضية H_0 ، ومنه يوجد أثر المركبة الفصلية.

2.2.3. إزالة المركبة الفصلية:

من أجل نزع المركبة الفصلية توجد طريقة تستعمل فيها معاملات شهرية تسمى بالمعاملات الموسمية، هذه الأخيرة تقسم (أو تطرح) من المشاهدات الأصلية للسلسلة inf حسب كل شهر.

1.2.2.3. إدخال المعاملات الموسمية:

بالاستعانة ببرنامج (EViews) تحصلنا على قيم المعاملات الشهرية لنزع المركبة الفصلية من السلسلة inf.

الشكل رقم (01): المعاملات الشهرية لنزع المركبة الموسمية

Scaling Factors:	
1	1.252508
2	-0.769483
3	-0.317631
4	-1.179668
5	0.946952
6	-1.790085
7	-2.500733
8	0.635610
9	1.325424
10	1.042785
11	0.983063
12	0.371258

المصدر: من إعداد الباحثين

وبذلك تحصلنا على السلسلة الجديدة INFSA، من خلال طرح هذه المعاملات (CS) من بيانات السلسلة الاصلية inf حسب كل شهر . حيث:

$$INFSA_{janvier2000} = INF_{janvier2000} - CS_{janvier}$$

كحالة عامة إذا رمزنا إلى الأشهر بـ (i) وإلى السنوات بـ (j) يكون لدينا:

$$INFSA_{i,j} = INF_{i,j} - CS_i \quad \forall (i = 1, \dots, 12)(j = 2000, \dots, 2018)$$

إذن من خلال هذه الصيغة يمكن أن نحسب 228 مشاهدة للسلسلة المصححة INFSA.

2.2. 2.3. إدخال المعاملات الموسمية:

من أجل اختبار استقرار السلسلة الجديدة INFSA وفقا لمنهجية ADF، لا بد من تقدير النماذج الثلاث التالية:

$$[4]: \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^P \phi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$[5]: \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^P \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$[6]: \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^P \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

وقبل ذلك، يجب أولاً تحديد مستوى التأخيرات P الموافق لأقل قيمة للمعايير AKAIKE و SWARTZ عن طريق تقدير النموذج (06)، وبالإستعانة ببرنامج Eviews من أجل (P=1...14) كانت قيمة P أوتوماتيكيا تساوي 12. ولتأكيد وجود جذر وحدوي في السلسلة INFSA من عدمه، قمنا بتقدير النماذج الثلاثة عند P=12 فكانت النتائج ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم(04): نتائج اختبار ADF على السلسلة INFSA

النموذج	معلمت النموذج	$T_{Student}$	T_{tab}
النموذج السادس	الاتجاه العام (b)	-1.87	2.81
	الثابت (C)	2.17	3.14
	الجذر الأحادي (ϕ)	-2.69	-3.43
النموذج الخامس	الثابت (C)	1.26	2.56
	الجذر الأحادي (ϕ)	-1.95	-2.87
النموذج الرابع	الجذر الأحادي (ϕ)	-1.49	-1.94

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews 10.0

من خلال هذه النتائج نستنتج أن السلسلة *INFSA* غير مستقرة من النوع *DS* بدون مشتقة، و الطريقة المناسبة لجعلها مستقرة هي طريقة الفروقات.

3.2.3. اختبارات الإستقرارية على السلسلة الجديدة *DINFSA* :

إن الملاحظات البيانية وحدها لا تكفي لإعطائنا إجابة حول ما إذا كانت السلسلة *DINFSA* مستقرة أم لا، لذلك لا بد من اللجوء إلى الاختبارات الإحصائية المخصصة لذلك.

1.3.2.3. اختبار *DF*:

ما يعاب على هذا الاختبار، أنه لا يؤخذ بعين الاعتبار الارتباط الذاتي للأخطاء كما سلف ذكره، لذلك توجب علينا الاعتماد على اختبار ديكي فولر المطور (*ADF*).

2.3.2.3. اختبار *ADF*:

لتأكيد وجود جذر وحدوي في السلسلة *DINFSA* من عدمه، قمنا بتقدير النماذج الثلاثة السابقة من أجل $P=11$ فكانت النتائج ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (05): نتائج اختبار *ADF* على السلسلة *DINFSA*

النموذج	معلمات النموذج	$T_{Student}$	T_{tab}
النموذج السادس	الاتجاه العام (<i>b</i>)	0.73	2.81
	الثابت (<i>C</i>)	-0.36	3.14
	الجذر الأحادي (ϕ)	-6.07	-3.43
النموذج الخامس	الثابت (<i>C</i>)	-0.14	2.56
	الجذر الأحادي (ϕ)	-6.07	-2.87
النموذج الرابع	الجذر الأحادي (ϕ)	-6.09	-1.94

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews 10.0

من خلال هذه النتائج، السلسلة *DINFSA* لا تحتوي لا على الجذر الوحدوي، ولا على اتجاه عام تحديدي (*TS*) أو عشوائي (*DS*)، ومنه فالسلسلة مستقرة.

4.2.3. اختبارات التوزيع الطبيعي على السلسلة $DINFSA$:

سنحاول في هذه الفقرة معرفة ما إذا كانت السلسلة $DINFSA$ تحمل خصائص التوزيع الطبيعي، من أجل هذا يمكننا أن نستعين باختبارات $skiwness$ و $kurtosis$ و $Jarque - Berra$.

1.4.2.3. اختبارات $kurtosis$ و $skiwness$:

يمكن دراسة التوزيع الطبيعي للسلسلة $DINFSA$ عن طريق اختبار فرضيتي التناظر والتسطح من خلال استعمال معاملي ($skiwness$) و ($kurtosis$) على الترتيب. حيث:

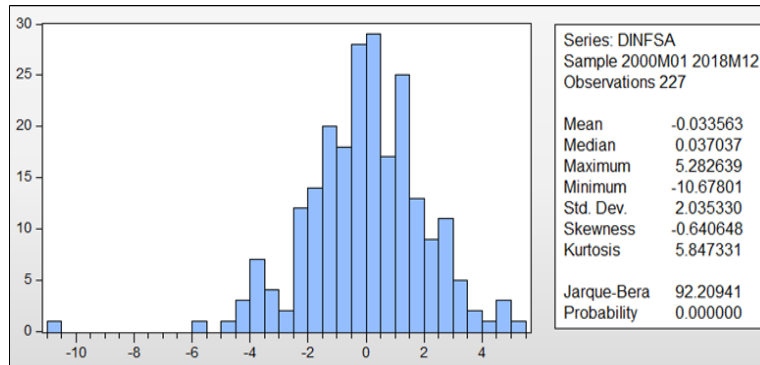
إذا كان $\mu_k = \frac{1}{227} \sum_{i=1}^n (\inf sa_i - \overline{\inf sa})^k$ (العزم الممركز من الرتبة k) فإن:

$$skiwness = \beta_1^{1/2} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} \rightarrow n \left(0, \sqrt{\frac{6}{227}} \right)$$

$$kurtosis = \beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} \rightarrow n \left(3, \sqrt{\frac{24}{227}} \right)$$

بالاستعانة ببرنامج EViews تم استخراج معاملات التوزيع الطبيعي الممثلة في الشكل التالي:

الشكل رقم (02): معاملات التوزيع الطبيعي للسلسلة $DINFSA$



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

- اختبار $skiwness$:

لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر) $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{|\beta_1^{1/2}|}{\sqrt{6/n}} = \frac{-0.64 - 0}{\sqrt{6/227}} = 3.88 > 1.96$$

حيث القيمة $\beta_1^{1/2}$ تؤخذ من الشكل (2) أعلاه.

لدينا: $1.96 < v_1$ ومنه نرفض فرضية سلسلة البواقي متناظرة.

- اختبار kurtosis:

في هذه الحالة نختبر الفرضية $H_0: v_2 = 0$ (فرضية التسطح الطبيعي)، حيث نقوم بحساب الإحصائية التالية:

$$v_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{24/n}} = \frac{5.84 - 3}{\sqrt{24/227}} = 8.72 > 1.96$$

لدينا: $v_2 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التسطح الطبيعي لسلسلة البواقي.

2.4.2.3. اختبار Jarque – Bera:

لاختبار فرضية العدم (السلسلة $INFSA1$ ذات توزيع طبيعي: H_0) ، نقوم بحساب إحصائية Jarque – Bera :

$$S = \frac{n}{6} \beta_1 + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \sim \chi^2_{1-\alpha}(2)$$

$$S = \frac{228}{6} (0.4096) + \frac{228}{24} (5.84 - 3)^2 = 92.20$$

بمقارنة إحصائية المحسوبة Jarque – Bera مع القيمة المجدولة لـ $\chi^2_{0.05}$ نجد $S = 92.20 > \chi^2_{0.05} = 5.99$ ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي بمستوى معنوية 5%.

3.3. نمذجة السلسلة $DINFA$:1.3.3. تعريف النموذج المعروف للسلسلة $Dinfa$

تعد هذه المرحلة من أصعب المراحل في بناء نماذج السلاسل الزمنية، لأنه يمكن للنموذج الأولي المختار أن يرفض في مرحلة متأخرة من التحليل. هذه المرحلة تتمثل في تحديد المراتب (p,q) للنموذج المختلط ARMA المعروف للسلسلة $DINFA$.

بعد تأكدنا من شرط الاستقرار نقوم بتحديد المعاملات p و q لمختلف النماذج الممكنة من خلال قراءة التمثيل البياني (corrélogramme) للسلسلة $DINFA$.

الشكل رقم (03): دالة الارتباط الذاتي الجزئية والكلية

Date: 02/27/20 Time: 22:34 Sample: 2000M01 2018M12 Included observations: 227		Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
				1	-0.349	-0.349	28.034	0.000
				2	-0.213	-0.387	39.052	0.000
				3	0.122	-0.159	42.525	0.000
				4	-0.044	-0.184	42.968	0.000
				5	0.013	-0.094	43.007	0.000
				6	0.120	0.080	46.387	0.000
				7	-0.098	0.011	48.674	0.000
				8	-0.090	-0.084	50.616	0.000
				9	0.137	0.031	55.070	0.000
				10	-0.123	-0.139	58.706	0.000
				11	0.062	-0.023	59.636	0.000
				12	0.184	0.188	67.866	0.000
				13	-0.234	-0.019	81.200	0.000
				14	0.006	0.005	81.209	0.000
				15	0.036	-0.099	81.524	0.000
				16	-0.002	-0.051	81.525	0.000
				17	0.034	-0.029	81.809	0.000
				18	0.010	-0.019	81.832	0.000
				19	-0.039	0.060	82.216	0.000
				20	0.020	0.069	82.322	0.000
				21	-0.009	-0.015	82.342	0.000
				22	-0.069	-0.080	83.551	0.000
				23	0.082	-0.075	85.248	0.000
				24	0.085	0.085	87.100	0.000
				25	-0.108	0.073	90.096	0.000
				26	-0.051	-0.021	90.778	0.000
				27	0.050	-0.005	91.435	0.000
				28	-0.028	-0.114	91.641	0.000

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

من خلال هذا الشكل، نلاحظ أن قيم p للانحدار (AR) أظهرت خمس تأخيرات مهمة هي: 1. 2. 3. 4. و 12. وقيم q للمتوسط المتحرك (MA) هي: 1. 2. 12. و 13.

من أجل تحديد النموذج المعرف للسلسلة المستقرة *DINFSA*، ونظرا لأهمية هذه المرحلة، سنحاول دراسة أكثر من 100 صيغة رياضية مرشحة لنماذج ARMA مختلفة حسب المراتب (p,q). ويكون بذلك النموذج المختار هو الذي يعطي أحسن توفيق بين المعايير AKAIKE, SCHWARZ, ومعامل التحديد R^2 .

بعد تفحص النماذج المرشحة السابقة 100، ووفقا لهذه المعايير تم اختيار النموذج MA(1) بدون الثابت C. وبذلك تكون الصيغة الرياضية المثلى للنموذج المعرف للسلسلة المستقرة *DINFSA* من الشكل التالي:

$$Dinfসা_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

2.3.3. تقدير النموذج المعرف للسلسلة *DINFSA*:

بعد أن تعرفنا على النموذج الأمثل والمناسب، وذلك بتحديد رتبة كل من p و q للسلسلة *DINFSA*، يجب تقدير معلمة النموذج θ_1 المحددة بطريقة المربعات الصغرى (MCO). نتائج التقدير جاءت موضحة كالتالي:

الجدول رقم (06): تقدير النموذج المعرف للسلسلة *DINFSA*

Dependent Variable: DINFSA				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 02/27/20 Time: 22:39				
Sample: 2000M02 2018M12				
Included observations: 227				
Convergence achieved after 33 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.931733	0.030884	-30.16880	0.0000
SIGMASQ	2.417696	0.157819	15.31941	0.0000
R-squared	0.413795	Mean dependent var		-0.033563
Adjusted R-squared	0.411190	S.D. dependent var		2.035330
S.E. of regression	1.561790	Akaike info criterion		3.747238
Sum squared resid	548.8171	Schwarz criterion		3.777414
Log likelihood	-423.3115	Hannan-Quinn criter.		3.759414
Durbin-Watson stat	1.649353			

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

ومنه يمكن صياغة النموذج المتحصل عليه رياضيا على النحو التالي:

$$Dinfসা_t = \varepsilon_t - 0.93\varepsilon_{t-1}$$

(0.03)

$$R^2 = 0.41 \quad n = 227$$

حيث ما بين القوسين (.) يمثل الخطأ المعياري للمعلمة المقدرة.

3.3.3. تشخيص النموذج المقدر:

نهدف من خلال هذه المرحلة إلى اختبار قوة النموذج الإحصائي المختار عبر النقاط التالية:

1.3.3.3. مقارنة بيانات السلسلتين الأصلية و المقدرة:

بالاستعانة ببرنامج Eviews تم استخراج الشكل التالي:

الشكل رقم (04): مقارنة بين بيانات السلسلة الأصلية و المقدرة للسلسلة *DINFSA*



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

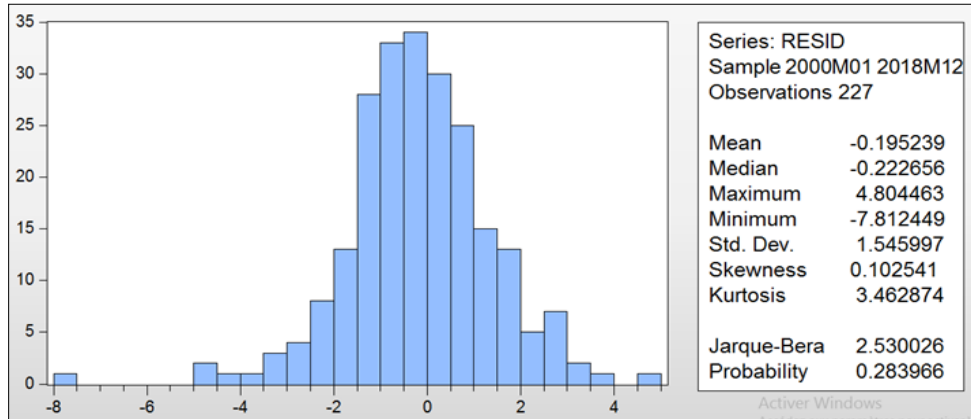
ومن خلال الشكل أعلاه نلاحظ شبه تطابق بين السلسلة الأصلية والمقدرة.

2.3.3.3. اختبارات التوزيع الطبيعي للبواقي:

يمكن دراسة التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي عن طريق اختبار فرضيتي التناظر والتسطح من خلال استعمال

معاملي (skiwness) و (kurtosis) على الترتيب، بالإضافة إلى اختبار Jarque- Bera للتوزيع الطبيعي. حيث:

الشكل رقم(05): معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي.



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

- اختبار skewness:

لاختبار فرضية العدم (فرضية التناظر) $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{|\beta_1^{1/2}|}{\sqrt{6/n}} = \frac{0.10 - 0}{\sqrt{6/227}} = 1.615 < 1.96$$

لدينا: $1.96 > v_1$ ومنه نقبل الفرضية العدم، وبذلك تكون سلسلة البواقي متناظرة.

- اختبار kurtosis:

في هذه الحالة نختبر الفرضية $H_0: v_2 = 0$ ، حيث نقوم بحساب الإحصائية التالية:

$$v_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{24/n}} = \frac{3.46 - 3}{\sqrt{24/227}} = 0.144 < 1.96$$

لدينا: $1.96 > v_2$ ومنه نقبل فرضية التسطح الطبيعي لسلسلة البواقي.

- اختبار Jarque-Bera:

من خلال بيانات الشكل أعلاه نجد:

$$S = \frac{227}{6}(0.10) + \frac{227}{24}(3.46 - 3)^2 = 2.53$$

بمقارنة الإحصائية المحسوبة لـ Jarque-Bera مع القيمة المجدولة لـ $\chi^2_{0.05}(2)$ المقدرة بـ 5.99 نجد أنّ القيمة المحسوبة أصغر من القيمة الجدولية، وبالتالي نقبل فرضية التوزيع الطبيعي بمستوى معنوية 5%.

3.4. اقتراح نموذج انحدار ذاتي بأخطاء ARCH

النماذج من نوع ARCH (Autorégressive Conditional Hétéroscédasticité) تسمح بنمذجة السلاسل (المالية في أغلب الأوقات) التي تتميز بسرعة التقلبات الآتية المرتبطة بالماضي، بالإضافة إلى ذلك فهي تمكننا من إعداد تنبؤات ديناميكية للسلسلة الزمنية من حدود المتوسط والتباين (R. Bourbonnais, 2003, P 150).

1.3.4. النموذج الممثل للسلسلة Dinfsa مع خطأ ARCH.

يرتكز اختبار أثر ARCH إما على اختبار Fisher أو مضاعف لاغرانج (multiplicateur de lagrange)، وسنحاول نحن تطبيقه على السلسلة *DINFSa* وفقا للخطوات العملية التالية:

- حساب بواقي تقدير النموذج المقدر e_t :

$$e_t = d \inf sa - d \inf \hat{sa}$$

- حساب مربعات بواقي تقدير النموذج المقدر e_t^2 .

- إجراء انحدار ذاتي لمربعات البواقي من الرتبة p :
$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_1^p \alpha_i e_{t-i}^2$$

نقوم باختبار الفرضية التالية:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_p = 0$$

$$H_1 : \exists \alpha_j, j = 1 - p \text{ tel que } \alpha_j \neq 0$$

نتائج تقدير هذا النموذج جاءت كالآتي:

الجدول رقم (07): اختبار أثر ARCH

ARCH Test:			
F-statistic	11.52187	Probability	0.000000
Obs*R-squared	30.41534	Probability	0.000001

Dependent Variable: RESSQ				
Method: Least Squares				
Date: 02/28/20 Time: 06:32				
Sample (adjusted): 2000M05 2018M12				
Included observations: 224 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.882886	0.275453	3.205211	0.0016
RESSQ(-1)	0.008986	0.059076	0.152112	0.8792
RESSQ(-2)	0.269904	0.058299	4.629681	0.0000
RESSQ(-3)	0.282750	0.039799	7.104512	0.0000
R-squared	0.264989	Mean dependent var	2.169695	
Adjusted R-squared	0.254966	S.D. dependent var	3.612566	
S.E. of regression	3.118200	Akaike info criterion	5.130085	
Sum squared resid	2139.097	Schwarz criterion	5.191007	
Log likelihood	-570.5695	Hannan-Quinn criter.	5.154676	
F-statistic	26.43836	Durbin-Watson stat	1.884690	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

من خلال الجدول أعلاه نجد إحصائية مضاعف لاغرانج (LM) جاءت أكبر من القيمة الجدولية لمربع كاي عند 3 درجات حرية $\chi^2_{0.05}(3) = 7.81$ ، و $LM = (224 * 0.26) = 58.24 > 7.81$ ، وعليه نعتبر أن السيرورة محل الدراسة قابلة للتمثيل بنموذج ARCH.

ولتحديد درجة التأخر لـ ARCH نستخدم على منحني دالة الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي للنموذج الأول، حيث نجد في دراستنا هذه أن معامل الارتباط من أجل الفجوة $K = 3$ تختلف معنويا عن الصفر، وهو ما يؤكد نتيجة الاختبار السابق بوجود أثر ARCH .

الشكل رقم (06): دالة الارتباط الذاتي الكلية والجزئية

Date: 02/29/20 Time: 10:07 Sample: 2000M01 2018M12 Included observations: 227						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.047	0.047	0.5074	0.476
		2	0.119	0.117	3.7818	0.151
		3	0.296	0.290	24.105	0.000
		4	-0.014	-0.047	24.154	0.000
		5	0.260	0.218	40.013	0.000
		6	0.210	0.140	50.385	0.000
		7	0.010	-0.018	50.409	0.000
		8	0.238	0.103	63.860	0.000
		9	-0.008	-0.096	63.876	0.000
		10	0.030	-0.031	64.091	0.000
		11	0.092	-0.071	66.127	0.000
		12	0.009	0.021	66.148	0.000
		13	-0.000	-0.091	66.148	0.000
		14	0.006	-0.040	66.156	0.000
		15	0.000	0.027	66.156	0.000
		16	-0.027	-0.044	66.332	0.000
		17	0.029	0.062	66.540	0.000
		18	-0.004	0.008	66.545	0.000
		19	0.006	0.061	66.555	0.000
		20	0.112	0.122	69.767	0.000

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

ولتحديد الصيغة الرياضية التي تعرف الارتباط الذاتي للأخطاء غير المتجانسة، قمنا بتقدير عدة نماذج محتملة، وحسب عدة معايير (SIC, AIC بالإضافة إلى معامل التحديد) كان أحسن نموذج GARCH(1.1).
نشير في هذا الصدد أنّ نموذج GARCH(1.1) هو نفسه نموذج ARCH(2). (Damodar N. Gujarati, 2004, p 851)

1.3.4. تقدير النموذج وتشخيصه

بالاستعانة ببرنامج EViews في تقدير نموذج MA(1) مع خطأ GARCH(1.1) تحصلنا على النتائج التالية:

الجدول رقم (08): نتائج تقدير نموذج MA(1) مع خطأ GARCH(1.1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.919423	8.38E-05	-10969.94	0.0000
Variance Equation				
C	0.039480	0.010627	3.715100	0.0002
RESID(-1) ²	0.058631	0.034380	1.705403	0.0881
GARCH(-1)	1.027031	0.032564	31.53856	0.0000
R-squared	0.476828	Mean dependent var	-0.033563	
Adjusted R-squared	0.476828	S.D. dependent var	2.035330	
S.E. of regression	1.472167	Akaike info criterion	3.451883	
Sum squared resid	489.8043	Schwarz criterion	3.512235	
Log likelihood	-387.7887	Hannan-Quinn criter.	3.476236	
Durbin-Watson stat	1.820795			

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

- بما أن الشرطين اللازمين $\alpha_0 = 0.03 > 0$ و $\alpha_1 = 0.05 > 0$ فإن السيرورة ϵ_t^2 مستقرة.

- الشرط الكافي $\beta_1 > 0$ محقق من أجل h_t تكون موجبة.

- قيم المعيارين AIC و SIC تعتبر قيم صغرى مقارنة بالنماذج الأخرى.

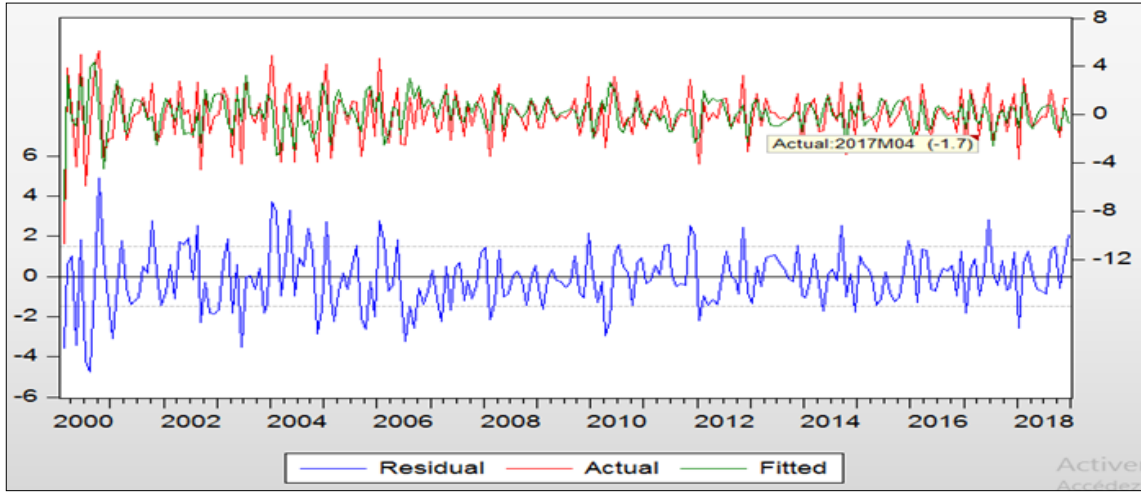
- قيمة R^2 تعتبر أكبر قيمة مقارنة بالنماذج الأخرى.

ويتم تشخيص النموذج عبر النقاط التالية:

1.1.3.4. مقارنة بيانات السلسلة الأصلية والمقدرة باستخدام نماذج ARCH:

بالاستعانة ببرنامج Eviews تم استخراج الشكل التالي:

الشكل رقم(07): مقارنة بيانات السلسلة الاصلية والمقدرة باستخدام نماذج ARCH



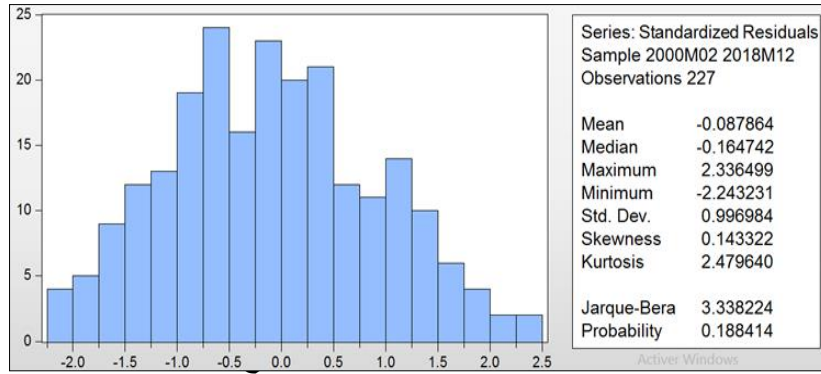
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0

من خلال تمثيل بيانات السلسلة المقدرة ومقارنتها مع بياناتها الأصلية، ومن خلال إيجاد كل قيم الاحتمالات الحرجة أقل من 5% بالإضافة إلى معامل التحديد المستخرجة، هي نتائج من شأنها أن تعطينا نظرة إحصائية حول جودة النموذج المختار (نجاحة النموذج المختار في تفسير تغيرات السلسلة المستقرة).

2.1.3.4. اختبارات التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدرة:

من أجل حساب مجالات الثقة التنبؤية والتأكد من فعالية اختبارات ستودنت على المعالم، لابد من التحقق من التوزيع الطبيعي للأخطاء، وهو الأمر الذي يتيح لنا اختبار Jarque-Bera المعتمد على مفهومي Skewness للتناظر و Kurtosis للتسطح الطبيعي.

الشكل رقم(08): معاملات التوزيع الطبيعي للبقاقي



- اختبار skewness

لاختبار فرضية العدم: $H_0: v_1 = 0$ نقوم بحساب الإحصائية:

$$v_1 = \frac{|\beta_1^{1/2}|}{\sqrt{6/n}} = \frac{0.14 - 0}{\sqrt{6/227}} = 0.86 < 1.96$$

لدينا : $v_1 > 1.96$ ومنه نقبل الفرضية العدم، وبذلك تكون سلسلة البقاقي متناظرة.

- اختبار kurtosis

في هذه الحالة نختبر الفرضية $H_0: v_2 = 0$ ، حيث نقوم بحساب الإحصائية التالية:

$$v_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{24/n}} = \frac{2.47 - 3}{\sqrt{24/227}} = 1.63 < 1.96$$

لدينا : $v_2 > 1.96$ ومنه نقبل فرضية التسطح الطبيعي لسلسلة البقاقي.

- اختبار Jarque –Bera

لاختبار فرضية سلسلة البقاقي ذات توزيع طبيعي، نقوم بحساب احصائية Jarque –Bera :

$$S = \frac{n}{6} \beta_1 + \frac{n}{24} (\beta_2 - 3)^2 \sim \chi_{1-\alpha}^2(2)$$

$$S = \frac{227}{6} (0.14) + \frac{227}{24} (2.47 - 3)^2 = 3.33$$

بمقارنة الإحصائية المحسوبة لـ Jarque –Bera مع القيمة المجدولة لـ $\chi_{0.05}^2(2)$ ، نلاحظ:

$S = 3.33 < 5.99$ ، ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي بمستوى معنوية 5%.

5. المستويات المتوقعة لمعدلات التضخم في الجزائر.

إن السلسلة محل الدراسة من الشكل: $DINFSA \rightarrow MA(1)$ مع أخطاء $GARCH(1.1) \rightarrow \varepsilon_t$ أي:

$$Dinfsa_t = \varepsilon_t - 0.93 \varepsilon_{t-1}$$

Ou

$$\varepsilon_t / \varepsilon_{t-2} \sim (0, h_t)$$

$$h_t = 0.03 + 0.05 \varepsilon_{t-2}^2 + h_{t-1}$$

يمكن التنبؤ بمستوى السلسلة $DINFSA$ الموافق لشهر جانفي 2019 من خلال المعادلة التراجعية المقدر:

$$Dinfsa_t = \varepsilon_t - 0.93 \varepsilon_{t-1}$$

$$Dinfsa_{\text{janvier } 2019} = \varepsilon_{\text{janvier } 2019} - 0.93 \varepsilon_{\text{decembre } 2018}$$

$\varepsilon_{\text{decembre } 2018}$: تمثل آخر قيمة لبواقي التقدير وتساوي (2.17615)

$$Dinfsa_{\text{janvier } 2019} = 0 - 0.93 (2.17615) = -2.023820$$

$Dinfsa_{\text{janvier } 2019} = -2.023820$: تمثل القيمة المتنبأ بها للسلسلة $DINFSA$ لشهر جانفي 2019.

ويمكننا الحصول على القيمة التنبؤية للسلسلة $infsa$ في شهر جانفي من خلال العلاقة التراجعية للفروقات الأولى:

$$Dinfsa_t = infsa_t - infsa_{t-1}$$

$$infsa_t = Dinfsa_t + infsa_{t-1}$$

$$infsa_{\text{janvier } 2019} = Dinfsa_{\text{janvier } 2019} + infsa_{\text{decembre } 2018}$$

$$infsa_{\text{janvier } 2019} = -2.023820 + infsa_{\text{decembre } 2018}$$

$infsa_{\text{decembre } 2018}$: تمثل آخر قيمة للسلسلة $infsa$ وتساوي 2.52

وبذلك تكون $0.4961 = infsa_{\text{decembre } 2018}$

وبإرجاع قيمة المعاملات الموسمية نجد:

$$inf_{\text{janvier } 2019} = infsa_{\text{janvier } 2019} + CS_{\text{decembre } 2018}$$

$$inf_{\text{janvier } 2019} = 0.4961 + 1.252508 = 1.7486$$

وبذلك يكون مؤشر أسعار الاستهلاك المتوقع لشهر جانفي من سنة 2019 مساو لـ: 1.74%.

وبنفس الخطوات السابقة تمّ حساب هذا المعدل لـ 11 شهرا المتبقية من فيفري إلى ديسمبر 2019، كما هو موضح في الجدول التالي:

الجدول رقم (09): المستويات المتوقعة للتضخم في الجزائر للفترة جانفي 2019 الى ديسمبر 2019.

الأشهر	DINFSA	INFSA	CS	INF
ديسمبر 2018		2.52	0.371258	2.891258
جانفي 2019	-2.023820	0.4961	1.252508	0.496092
فيفري 2019		0.4961	-0.769483	-0.273383
مارس 2019		0.4961	-0.317631	-0.178469
أفريل 2019		0.4961	-1.179668	0.683568
ماي 2019		0.4961	0.946952	1.443052
جوان 2019		0.4961	-1.790085	-1.293985
جويلية 2019		0.4961	-2.500733	-0.4633 .2
أوت 2019		0.4961	0.635610	1.13171
سبتمبر 2019		0.4961	1.325424	1.821524
أكتوبر 2019		0.4961	1.042785	1.538885
نوفمبر 2019		0.4961	0.983063	1.479163
ديسمبر 2019		0.4961	0.371258	0.867358

المصدر: حسابات الباحثين.

من خلال بيانات الجدول أعلاه، يكون أكبر انخفاض متوقع في مؤشر أسعار الاستهلاك خلال فترة التنبؤ موافقا لشهر جويلية بمعدل 2.00%- وبالمقابل يكون أكبر ارتفاع موافقا لشهر سبتمبر بمعدل 1.82%، وهي نسبة مقبولة مقارنة مع قيم نفس الشهر في السنوات السابقة.

6. الخاتمة:

من أجل تطبيق نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاء على السلسلة الشهرية لمعدلات التضخم من جانفي 2000 إلى ديسمبر 2018، كان من الواجب علينا توفير شروط الاستقرار لهذه الأخيرة عن طريق إزالة المركبة الموسمية، وهو ما تطلب إدخال المعاملات الموسمية أولاً، ثم مفاضلة السلسلة الناتجة بالنسبة للزمن، لنحصل في الأخير على السلسلة DINFSA، وقد أثبتت لنا مختلف الاختبارات الإحصائية من (DF, ADF) استقرار هذه السلسلة.

من خلال مراحل نمذجة السلسلة DINFSA يمكن أن نخلص إلى النتائج التالية:

- إن أحسن تمثيل خطي للسلسلة DINFSA هو من شكل المتوسطات المتحركة من الرتبة الأولى MA(1).

- أكدت الاختبارات التشخيصية أن السلسلة *DINFSA* قابلة للتمثيل بأخطاء ARCH.
- بعد تقدير عدة نماذج محتملة، وحسب عدة معايير (*SIC*, *AIC* بالإضافة إلى معامل التحديد R^2) كان أحسن نموذج *MA(1)* بأخطاء *GARCH(1.1)*.
- بالرغم من أهمية تقنية ARCH إلا أنها تبقى رهينة مصداقية المعطيات، إذ أنها تعتمد في تفسير الظاهرة الاقتصادية على ظاهرة واحدة و هي الظاهرة نفسها عبر الزمن الماضي، فلو كانت المعطيات حول هذه الظاهرة غير صحيحة فإنها ستؤدي إلى نتائج غير واقعية.
- وفي الأخير، توصي دراستنا صناع القرار وجميع المهتمين على النمذجة وحتى التنبؤ بمعدلات التضخم الشهرية في الجزائر بالمزيد من استخدام النماذج غير المتجانسة لأن لها القدرة على التقاط وبشكل صحيح التقلبات في معدلات التضخم الشهرية.

7. المراجع

- 1- Johnson Okeyo, Mwaniki Ivivi and Philip Ngare, 2016, Modelling Inflation Rate Volatility in Kenya Using ARCH Type Model Family, Research Journal of Finance and Accounting, Vol 7, No 23, PP (10- 17).
- 2- Mbeah-Baiden Benedict, 2013, Modelling Rates of Inflation In Ghana: An Application of Autoregressive Conditional Heteroscedastic (ARCH) Type Models, Thesis submitted to the school of graduate studies, University of Ghana, Legon in partial fulfillment of the requirement for the Mphil statistics degree, PP (1- 164).
- 3- هتهات سعيد، 2006، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر، مذكرة ماجستير، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، قسم العلوم الاقتصادية، جامعة قاصدي مرياح- ورقلة، ص ص (1- 363).
- 4- Regis Bourbonnais, 2003, **Econometrie**, 5^{ème} édition, Dunod, Paris.
- 5- Domodar N. Gujarati, 2004, **Econométrie**, De Boeck, Bruxelles.