

محددات التضخم في الجزائر خلال الفترة (1980 - 2023)، نموذج قياسية غير خطية باستخدام نماذج الانحدار

ذات العتبة TAR model

Inflation determinants in Algeria during the period (1980-2023) a nonlinear econometric modeling using threshold regression TAR model

د.قارة ابراهيم¹ ، د. ميزوري الطيب²

¹ جامعة غليزان (الجزائر)، Brahim.kara@univ-relizane.dz

² جامعة غليزان (الجزائر)، ettayib.mezouri@univ-relizane.dz

تاريخ النشر: 2025/09/30

تاريخ القبول: 2025/09/30

تاريخ الارسال: 2025/07/05

الملخص

تهدف هذه الورقة البحثية الى تقدير نموذج قياسي غير خطي للمتغيرات المحددة للتضخم في الجزائر خلال الفترة 1980 - 2023 ، المتغير التابع نسبة التضخم و المتغيرات المستقلة تتمثل في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي ، معدل الانفتاح التجاري ، سعر الصرف الاسمي ، نسبة العرض النقدي ، نسبة الانفاق العام ، أظهرت نتائج اختبار الخطية ان نماذج الانحدار ذات العتبة هي الملائمة للدراسة و تم اعتبار المعروض النقدي كمتغير انتقال في النموذج ، اهم النتائج المحصل عليها هي ان الانفاق العام ، سعر الصرف و المعروض النقدي تعتبر من اهم المتغيرات المحددة للتضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري ، من جانب اخر قدرت عتبة المعروض النقدي بنسبة 52,83 % ، هذه النتائج تدعم فرضيات النظرية النقدية و تؤكد ان التضخم ظاهرة نقدية بالنسبة للاقتصاد الجزائري

الكلمات المفتاحية: التضخم، اختبار الخطية، النموذج غير الخطي، الجزائر

تصنيفات JEL : O55 C24 E31

Abstract

This research paper aims to estimate non-linear model for the determinants of inflation in Algeria during the period 1980-2023. The dependent variable is the inflation rate, and the independent variables are the real GDP growth rate, the trade openness rate, the nominal exchange rate, the money supply ratio, and the government spending ratio. The results of the linearity test confirmed that the threshold regression models are appropriate for the study, and the money supply was considered as a transition variable in the model. The most important results obtained are that government spending, the exchange rate, and the money supply are considered among the most important variables determining inflation for the Algerian economy. On the other hand, the money supply threshold was estimated at 52.83%. These results support the hypotheses of monetary theory and confirm that inflation is a monetary phenomenon for the Algerian economy.

Keywords: Inflation, linearity test, nonlinear model, Algeria

JEL Classification Cods : E31 C24 O55

المؤلف المرسل: قارة إبراهيم، Brahim.kara@univ-relizane.dz

مقدمة :

يعتبر التضخم من أكثر المشاكل الاقتصادية تأثيراً و لها اثار اقتصادية كلية و اجتماعية كبيرة فمن الناحية الاقتصادية يؤدي التضخم الى اتيار القدرة الشرائية للعملة المحلية و تدهور سعر الصرف و ارتفاع التكاليف ، أما من الناحية الاجتماعية فالتضخم يؤدي الى تدهور المستوى المعيشي للأفراد و انخفاض القدرة الشرائية للأجور بالإضافة الى زيادة نسبة البطالة بسبب انكماش النشاط الاقتصادي، و لذلك فان جل الدراسات الاقتصادية تهتم بشكل كبير بمحددات ظاهرة التضخم و فهم المتغيرات الاقتصادية الكلية التي تسبب التضخم، بسبب تعرض الاقتصاد الجزائري لعدة صدمات خارجية خاصة اتيار أسعار النفط سنة 1986 فهذا كان له أثر سلبي كبير على معدلات النمو الاقتصادي و نسبة التضخم التي شهدت ارتفاعاً كبيراً في بداية التسعينات و التي وصلت الى حدود 31 % سنة 1992 نتيجة لعدة صدمات خارجية كارتفاع أسعار المواد الطاقوية، لذلك أصبح من الضروري تبني سياسة نقدية واضحة للتقليل من نسبة التضخم، كما تجدر الإشارة و بسبب جهود الدولة للحد من هذه الظاهرة انخفضت نسبياً معدلات التضخم في السنوات الأخيرة لتصل الى حدود 4,4 % سنة 2024 ، و سوف نحاول من خلال هذه الدراسة تسليط الضوء على حالة الاقتصاد الجزائري لأجل محاولة فهم أهم المتغيرات المحددة للتضخم من خلال نمذجة غير خطية حيث ان العديد من الدراسات التجريبية السابقة اكدت ان من الممكن استخدام النماذج غير الخطية لدراسة المتغيرات المؤثرة في التضخم و تعتبر هذه النماذج احسن مقارنة بالنماذج الخطية خاصة اذا كان هيكل الاقتصاد الكلي يمر بتغيرات هيكلية و بناء على ذلك يمكن طرح الإشكالية الرئيسية التالية :

الإشكالية

ماهي أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية التي تحدد التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري؟

الفرضيات: على ضوء الإشكالية الرئيسية يمكن اقتراح الفرضيات التالية

الفرضية الأولى توجد علاقة غير خطية بين التضخم والمتغيرات الاقتصادية الكلية المحددة لسلوكه

الفرضية الثانية النماذج غير الخطية أكثر ملاءمة لنمذجة التضخم مقارنة بالنماذج الخطية

الفرضية الثالثة: يعتبر التضخم ظاهرة نقدية بالنسبة للاقتصاد الجزائري

I- الاطار النظري للتضخم

1. تعريف التضخم

يعرف التضخم على أنه "كل زيادة في كمية النقد تؤدي إلى زيادة في المستوى العام للأسعار"، كما يعرف على أنه الارتفاع المتزايد في أسعار السلع الاستهلاكية (Jang- Yung Lee 1996)، فمنهم من يعتقد أن التضخم يعود إلى زيادة كمية النقود المتداولة عن المعروض السلعي، وهذا يؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار، و منهم من يعتقد أن التضخم قد ينجم عن زيادة الإنفاق القومي دون أن يرافق ذلك زيادة في الإنتاج (2008 صباح نوري عباس)

2. أنواع التضخم

يمكن حصر أنواع التضخم فيما يلي:

• **التضخم الأصيل:** يتولد هذا النوع عندما لا يصاحب الزيادة في الطلب الكلي الزيادة في معدلات الإنتاج **التضخم** **الزاحف:** ما يتميز به هذا النوع أن نسبة الارتفاع تكون بشكل بطيء و لا تشكل ضررا اقتصاديا و تستقر عند مستويات منخفضة. (2021 رانيا شيخ طه)

• **التضخم المكبوت:** يتم من خلال هذا النوع تبني سياسات لمنع ارتفاع الأسعار تتمثل في وضع ضوابط وقيود تحول.

• **التضخم المفروط:** قد ينتج عن هذا النوع انهيار في العملة الوطنية، وهذا بسبب ارتفاع معدلات التضخم بنسب مرتفعة يصاحبها سرعة في تداول النقد في السوق.

التضخم الظاهر: يطلق عليه اسم التضخم المفتوح، نجد في ذا النوع من التضخم ان الاسعار تتحرك (ترتفع) بحرية بهدف تحقيق التعادل بين العرض والطلب دون أي تدخل الدولة.

الجدول 1 : ملخص النظريات المفصلة للتضخم

النظريات	تفسير التضخم
النظرية الكلاسيكية	ارتفاع العرض النقدي يؤدي مباشرة الى الزيادة في المستوى العام للأسعار (علاقة مباشرة بين النقود والأسعار)
النظرية الكينزية	من وجهة نظر النظرية الكينزية فان ارتفاع الطلب الكلي عند مستوى انتاج ثابت سوف يؤدي الى زيادة في المستوى العام للأسعار
النظرية الكمية الحديثة (المدرسة النقدية)	يرى friedman أن التضخم هو ظاهرة نقدية حيث ينشأ التضخم وفقا للمدرسة النقدية عند زيادة العرض النقدي المتداول مقارنة بكمية الإنتاج الحقيقي
نظريات جانب العرض	ينشأ التضخم نتيجة الارتفاع في مستوى تكاليف الإنتاج دون التغير في حجم الطلب الكلي
النظرية الهيكلية	ينشأ التضخم نتيجة لأسباب هيكلية تتعلق بهيكل الإنتاج في الاقتصاد خاصة ما يتعلق بتنوع مصادر الدخل

المصدر (2019) Miloud Lacheheb , Abdalla Sirag :

3. أساليب الحد من التضخم

يمكن الحد من التضخم وهذا بتنفيذ اجراءات السياستين المالية والنقدية والتي تتمثل في:

أولا: السياسة المالية

- قيام وزارة المالية بوضع سياسة مالية تهدف من خلالها إلى تحديد مصادر الإيرادات واستخداماتها والفائض في الموازنة للتوصل إلى تقليل حجم السيولة وبالتالي تخفيض معدل التضخم.
- قيام وزارة المالية بإعادة توزيع الدين العام بهدف سحب النقد المتوفر في السوق والحد من عرض النقد.
- إعادة توزيع الضرائب وهذا من خلال رفع نسبة الضريبة على السلع الكمالية التي لا تستهلكها إلا الفئة القليلة التي تمتاز على الدخل المرتفع.
- إعادة توزيع النفقات باعتبار أن خفض الانفاق الحكومي وتقليصه يسمح بخفض النقد المتداول في الأسواق.

✓ الأدوات الكمية للسياسة النقدية

ينصب عمل الأدوات الكمية أو وسائل الرقابة الكمية إلى التأثير في حجم الائتمان الذي تقدمه البنوك بغض النظر عن أوجه استعمالاته، ويستطيع البنك المركزي أن يؤثر على حجم السيولة النقدية التي تمتلكها البنوك وفي نسبة هذه السيولة إلى الودائع، باستخدام مجموعة من هذه الوسائل الكمية وهي: سياسة معدل إعادة الخصم، وسياسة السوق المفتوحة، وسياسة الاحتياطي القانوني (الإلزامي). (Frederic S. Mishkin 1998)

➤ سياسة سعر إعادة الخصم

وهو المعدل (السعر) الذي يفرضه البنك المركزي على القروض الممنوحة للبنوك التجارية بغية التأثير في حجم الائتمان المتاح.

➤ سياسة السوق المفتوحة

وهي وسيلة تستخدمها المصارف المركزية للتأثير على حجم الائتمان، وتكون عن طريق دخول البنك المركزي للسوق النقدية من أجل تخفيض أو زيادة حجم الكتلة النقدية (Sanam Shojaeipour, M., & Fetullah, A. 2017).

➤ سياسة نسبة الاحتياطي الإلزامي (القانوني)

تعرف هذه الأداة على أنها الالتزام القانوني من جانب البنوك التجارية، بالاحتفاظ بنسبة معينة من إجمالي ودائعها في شكل رصيد دائن لدى البنك المركزي

✓ الأدوات النوعية (الكيفية) للسياسة النقدية

تعتبر وسائل انتقالية للسيطرة على الائتمان ولذلك فإن البنك المركزي يستخدم أدوات كيفية أو نوعية والتي يقصد بها تلك الأساليب المباشرة التي يستخدمها البنك المركزي، بهدف التأثير على نوعية واتجاه الائتمان وليس حجمه الكلي وتوجيهه لتحقيق أغراض اقتصادية (2019 محمد طلحة) ، ومن بين هذه الأدوات ما يلي:

➤ سياسة تأطير القروض.

➤ التأثير أو الإقناع الأدبي.

➤ هامش الضمان المطلوب.

➤ النسبة الدنيا للسيولة.

➤ الودائع المشروطة من أجل الاستيراد.

➤ قيام البنك المركزي ببعض العمليات المصرفية.

II الدراسة القياسية

دراسة Umar Bala , Lee Chin 2018 اهتمت هذه الدراسة بالآثار غير المتماثلة لتغيرات أسعار النفط على التضخم في الجزائر وأنغولا وليبيا ونيجيريا. طبقت ثلاثة أنواع مختلفة من بيانات أسعار النفط في هذه الدراسة: سعر النفط الفوري الفعلي لكل دولة على حدة، وسعر سلة نفط أوبك المرجعية، ومتوسط سعر خام برنت وخام غرب تكساس الوسيط وخام دبي. استخدمت نموذج غير خطي (ARDL) لتقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل. ، أكدت النتائج أن كلاً من التغيرات الإيجابية

والسلبية في أسعار النفط أثرت إيجاباً على التضخم. ومع ذلك، وُجد أن التأثير كان أكثر أهمية عند انخفاض أسعار النفط. كما تبين أن المعروض النقدي وسعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي يرتبطون إيجاباً بالتضخم، دراسة Miloud Lacheheb , Abdalla Sirag 2019 تناولت هذه الدراسة العلاقة بين تغيرات أسعار النفط ومعدل التضخم في الجزائر خلال الفترة 1970-2014. وقد استطاعت منهجية الدراسة رصد التباينات في العلاقة بين سعر النفط والتضخم، باستخدام نموذج فترات الابطاء الموزعة ذاتية الانحدار غير الخطية (NARDL) وكشف النموذج المقدّر عن وجود تأثير غير خطي لسعر النفط على التضخم. وتحديداً، وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين ارتفاع أسعار النفط ومعدل التضخم، بينما غابت العلاقة ذات الدلالة الإحصائية بين انخفاض سعر النفط والتضخم.

دراسة (2020) Muhammad Ali Nasir , Toan Luu Duc Huynh , Xuan Vinh Vo

في سياق استهداف التضخم، تُحل هذه الدراسة تأثير سعر الصرف (ERPT) على توقعات التضخم في اقتصاد صغير مفتوح يستهدف التضخم. كما تُعزّز دالة توقعات التضخم بالناتج المحلي الإجمالي والتضخم والبطالة وأسعار النفط والمعرض النقدي. وبالاستناد إلى البيانات من 1999 إلى 2018 عن جمهورية التشيك، التي كانت أول دولة نامية تتبنى استهداف التضخم، تُشير نتائجنا الرئيسية إلى أن سعر الصرف (ERPT) له آثار كبيرة على توقعات التضخم. كما تتأثر توقعات التضخم بشدة بالتضخم الفعلي وتوقعات التضخم السابقة مما يُشير إلى وجود توقعات تكيفية. كما أظهر النمو الاقتصادي وتوقعات سوق العمل والمعرض النقدي وصدمات أسعار النفط تأثيراً كبيراً على توقعات التضخم

دراسة Youshu Li & Junjie Guo, 2022 ، هدفت هذه الدراسة لقياس الآثار غير المتماثلة لصدمات أسعار النفط ومكوناتها على التضخم في دول البريكس. باستخدام نموذج تأخر توزيعي ذاتي غير خطي متعدد العتبات (MTNARDL). يُنتج النموذج الموسع تقديرات دقيقة غير متماثلة من خلال تقسيم تغير أسعار النفط والصدمات المجرأة إلى مجاميع جزئية مختلفة. أكدت النتائج أن التفاوتات الكبيرة بين أسعار النفط والتضخم تظهر فقط في الصين على المدى القصير، مما يُشير إلى أن التأثير التضخمي يكون أكثر حدة عند انخفاض أسعار النفط. بالنسبة لصدمات العرض، في حين وجود فروقات قوية في روسيا والصين على المدى القصير، وفي جنوب إفريقيا على المدى الطويل. في الوقت نفسه، تُعتبر صدمات الطلب والمخاطر إما معدومة أو ضعيفة، وفي معظم الحالات، يكون تأثير صدمات المخاطر على التضخم هو الأضعف، ويتلاشى تأثيرها بسرعة، بينما يكون تأثير صدمات الطلب مؤقتاً فقط خلال التقلبات الشديدة.

دراسة ، 2024 Ziani Zoulikha , Ziani Lila هدفت هذه الورقة البحثية الى دراسة محددات التضخم في الجزائر. ولتحقيق ذلك، تم استخدام نموذج ARDL، الذي يمكن من التحقق من وجود علاقة طويلة الأجل بين التضخم الكلي من جهة، والمعرض النقدي، وسعر الصرف الفعلي الاسمي، وأسعار الواردات، والإنفاق العام، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، وسعر النفط من جهة أخرى. البيانات المستخدمة سنوية وتغطي الفترة 1990-2021. أظهرت نتائج التقدير طويل الأجل أن المعرض النقدي، وأسعار الواردات، وسعر الصرف الفعلي الاسمي، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، والإنفاق العام هي المحددات الرئيسية للتضخم في الجزائر.

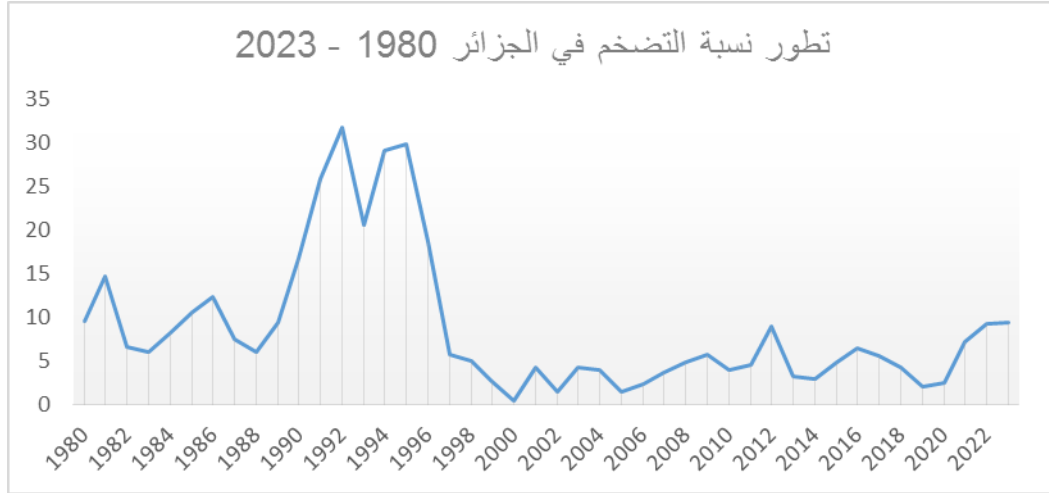
و ما يميز دراستنا مقارنة بالدراسات الأخرى هو استخدام نموذج قياسي غير خطي في حين أن عدة دراسات تجريبية سابقة اكتفت بالنماذج الخطية بالنسبة للاقتصاد الجزائري مثل نموذج svar و ardl ، و تعتبر النماذج غير الخطية أكثر ملائمة كونها نماذج تتكيف مع الصدمات الاقتصادية او التغيرات الهيكلية (مثل أزمة البترول سنة 1986 ، الأزمة المالية العالمية 2008 ، أزمة جائحة كورونا 2020) و هذا ما دفعنا الى استخدام هذا النوع من النماذج بالنسبة للاقتصاد الجزائري

الجدول 2 : تطور نسبة التضخم في الجزائر (1980 - 2024)

السنوات	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
نسبة التضخم	9,51	14,65	6,54	5,96	8,11	10,48	12,37	7,44
السنوات	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
نسبة التضخم	5,91	9,30	16,65	25,88	31,66	20,54	29,04	29,77
السنوات	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
نسبة التضخم	18,67	5,73	4,95	2,64	0,33	4,22	1,41	4,26
السنوات	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
نسبة التضخم	3,96	1,38	2,31	3,67	4,85	5,73	3,911	4,52
السنوات	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
نسبة التضخم	8,89	3,25	2,91	4,78	6,39	5,59	4,26	1,95
السنوات	2019	2020	2021	2022	2023	2024		
نسبة التضخم	1,95	2,41	7,22	9,26	9,32	4, 4		

المصدر : www.worldbank.org

الشكل 1 : تطور نسبة التضخم في الجزائر (1980 - 2024)



المصدر : www.worldbank.org

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن معدل التضخم في الجزائر شهد ارتفاعا تقريبا منذ سنة 1985 حيث قدر خلال هذه السنة بـ 10,48 % ليرتفع الى 12,37 % سنة 1986 و بسبب انهيار أسعار النفط في فترة الثمانينات خاصة الأزمة النفطية سنة 1986 اثر ذلك بشكل كبير على معدلات التضخم في بداية التسعينات حيث بلغت نسبة التضخم سنة 1992 31,66 % ، و بعد تبني الدولة الجزائرية عدة سياسيات اقتصادية للتقليل من نسبة التضخم لوحظ في السنوات الأخيرة تراجع حيث بلغ سنة 2024 نسبة 4, 4 %

III الدراسة القياسية

1- مقارنة نظرية لنماذج الانحدار ذات العتبة

1-1 / الخلفية النظرية لنماذج الانحدار ذات العتبة

ان وجود علاقات غير خطية بين المتغيرات الاقتصادية يتطلب بناء نماذج ذات العتبة لتفسير نقاط التحول في النماذج بالإضافة الى ديناميكية هذا التحول، لقد تم تقديم النمذجة غير الخطية من طرف (Tong , Tong , Lim (1980 ، Tong 1990 من خلال عدة اعمال و التي أثبتت وجود علاقات غير خطية Mélika Ben Salem, Corinne Perraudin (2001) بالنسبة لمعدل النمو الاقتصادي الأمريكي فقد أثبت (Potter 1990) أن نماذج الانحدار الذاتي ذات العتبة (Tho Quynh Nguyen 2018) يمكن أن تمثل المتغيرات الاقتصادية أحسن مقارنة بنماذج الانحدار الذاتي التقليدية، و يمكن تشخيص نموذج الانحدار ذو العتبة على النحو التالي :

لتكن لدينا السلسلة الزمنية المستقرة Y_t فيمكن كتابة نموذج الانحدار ذو العتبة بنظامين (بمعادلتين) على النحو التالي

$$Y_t = \begin{cases} \phi_0^{(1)} + \phi^{(1)}X_t + \varepsilon_t^{(1)}, & \gamma_t \leq s \\ \phi_0^{(2)} + \phi^{(2)}X_t + \varepsilon_t^{(2)}, & \gamma_t > s \end{cases}$$

حيث $\varepsilon_t^{(1)}$ و $\varepsilon_t^{(2)}$ عبارة عن تشويش أبيض white noise مستقل تباينه σ_j^2 ، n يمثل عدد المشاهدات $\phi^{(j)} = (\phi_1^{(j)}, \phi_2^{(j)} \dots \dots \phi_m^{(j)})$ ، في حالة

$$X_t = (Y_{t-1}, Y_{t-2} \dots \dots Y_{t-p})$$

يكون لدينا نموذج الانحدار الذاتي ذو العتبة Threshold Autoregressive

في حالة نموذج الانحدار ذو العتبة بثلاثة أنظمة فيكتب على النحو التالي

$$Y_t = \begin{cases} \phi_0^{(1)} + \phi^{(1)}X_t + \varepsilon_t^{(1)}, & \gamma_t \leq s_1 \\ \phi_0^{(2)} + \phi^{(2)}X_t + \varepsilon_t^{(2)}, & s_1 \leq \gamma_t \leq s_2 \\ \phi_0^{(3)} + \phi^{(3)}X_t + \varepsilon_t^{(3)}, & \gamma_t > s_2 \end{cases}$$

γ_t عبارة عن متغيرة الانتقال Transition variable

s عبارة عن العتبة Threshold التي تسمح بالانتقال من نظام الى اخر

عندما تأخذ متغيرة الانتقال قيمة أقل من العتبة s يتم تمثيل المتغيرة Y بالنموذج الأول أي بالمعاملات $\phi_0^{(1)} + \phi^{(1)}X_t + \varepsilon_t^{(1)}$ و في حالة كانت قيمة متغيرة الانتقال أكبر من قيمة العتبة s يتم تمثيل المتغيرة Y بمعاملات النموذج الثاني $\phi_0^{(2)} + \phi^{(2)}X_t + \varepsilon_t^{(2)}$ و هكذا بالنسبة للأنظمة الأخرى (حالة وجود أكثر من نظامين)

تجدر الإشارة أنه يمكن إعادة صياغة النموذجين السابقين وفقا لدالة الانتقال على النحو التالي:

حالة نظامين (نموذجين)

$$Y_t = (\phi_0^{(1)} + \phi^{(1)}X_t) I\{\gamma_t \leq s\} + (\phi_0^{(2)} + \phi^{(2)}X_t) I\{\gamma_t > s\} + \varepsilon_t$$

حالة ثلاثة أنظمة

$$Y_t = (\phi_0^{(1)} + \phi^{(1)}X_t) I\{\gamma_t \leq s\} + (\phi_0^{(2)} + \phi^{(2)}X_t) I\{s_1 \leq \gamma_t \leq s_2\} + (\phi_0^{(3)} + \phi^{(3)}X_t) I\{\gamma_t > s_2\} + \varepsilon_t$$

حيث $I\{\cdot\}$ عبارة عن دالة انتقالية تأخذ القيمة 1 في حالة تحقق المتباينة و القيمة 0 في حالة عدم تحققها و

التي تسمح بالانتقال الفوري بين نظامين (Jushan Bai and Pierre Perron (1998)

$$\varepsilon_t = \varepsilon_t^{(1)} I\{\gamma_t \leq s\} + \varepsilon_t^{(2)} I\{\gamma_t > s_2\}$$

$$\text{Ou bien } \varepsilon_t = \varepsilon_t^{(1)} I\{\gamma_t \leq s\} + \varepsilon_t^{(2)} I\{s_1 \leq \gamma_t \leq s_2\} + \varepsilon_t^{(3)} I\{\gamma_t > s_2\}$$

$$\text{Avec } \sigma_\varepsilon^2 = \sigma_1^{(2)} I\{\gamma_t \leq s\} + \sigma_2^{(2)} I\{\gamma_t > s_2\}$$

$$\text{Ou bien } \sigma_\varepsilon^2 = \sigma_1^{(2)} I\{\gamma_t \leq s\} + \sigma_2^{(2)} I\{s_1 \leq \gamma_t \leq s_2\} + \sigma_2^{(3)} I\{\gamma_t > s_2\}$$

ويمكن تعميم هذه الصياغة في حالة وجود أكثر من ثلاث أنظمة بنفس الطريقة سواء تعلق الأمر بالخطأ العشوائي أو تباين

الخطأ العشوائي

2-1 / اختبارات النمذجة الخطية:

حظيت اختبارات الخطية لنماذج السلاسل الزمنية اهتمام محلي السلاسل الزمنية بالنسبة للعديد من المتغيرات الاقتصادية بعدا اخفاق النماذج الخطية في تفسير تقلبات عدة متغيرات خاصة المالية، لذلك اصبح من الضروري التأكد من الشكل الدالي للنماذج المقدرة و اختبار وجود علاقة خطية من عدمه، و يعتبر اختبار (Ramsey (1969 من أول اختبارات الخطية للنماذج القياسية الذي يركز على اختبار الفرضية العدمية التي تنص على وجود دالة خطية ضد الفرضية العدمية التي تنص على وجود علاقة غير خطية دون ذكر طبيعتها

1-2-1 اختبار Ramsey

يرتكز اختبار Ramsey على ما يلي

- أولا تقدير نموذج خطي

$$Y_t = b_0 + b_1 * X_1 + b_2 * X_2 + \dots + b_m * X_m + \eta_t.$$

حساب القيم المقدرة $\hat{Y}$ ، و تقدير نموذج الانحدار التالي:

$$\hat{Y}U_t + \hat{y}_1^{k+1} * \delta_k + \dots + \hat{y}_1^3 * \delta_2 + \hat{y}_1^2 * \delta_1 + X_m * \hat{b}_m + \dots + X_2 * \hat{b}_2 + X_1 * \hat{b}_1 + \hat{b} =$$

ثم يتم اختبار الفرضية التالين باستخدام اختبار F للمعنوية المشتركة للمعاملات

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0 \quad \text{نموذج خطي}$$

$$H_1 : \exists \delta_i \neq 0, \text{ avec } i \in \{0, 1, 2, \dots, k\} \quad \text{نموذج غير خطي}$$

2-2-1 / اختبار (Tsay 1989)

وفقا لـ Tsay 1989 يتم اختبار الفرضية العدمية التي تنص على وجود علاقة خطية ضد الفرضية العدمية التي تنص على وجود نموذج الانحدار بالعتبة (نموذج غير خطي) (Birgit Strikholm , Timo Teräsvirta 2006) و ذلك على النحو التالي :

$$H_0 : \phi_0^{(1)} = \phi_0^{(2)} \text{ et } \phi_1^{(1)} = \phi_1^{(2)} \dots \dots \dots i \in \{0, 1, 2, \dots, m\}$$

$$H_1 : \exists \phi_i^{(1)} \neq \phi_{i+h}^{(2)} \quad (\text{انحدار العتبة}) \quad \text{نموذج غير خطي}$$

إحصائية الاختبار تعطى وفق العلاقة التالية (Yohei Yamamoto, Pierre Perron 2013)

$$Q_m = \frac{(\sum \hat{\varepsilon}_t^2 - \sum \hat{a}_t^2) / (m+1)}{\frac{\sum \hat{a}_t^2}{n-b-2m-1}}$$

حيث أن الإحصائية Q_m تخضع لتوزيع فيشر بدرجة حرية $(m+1)$ و $(n-b-2m-1)$

3-1 / طرق تحديد العتبة Threshold value

اقترح Hansen (1996) طريقة المربعات الصغرى المتتابعة لتقدير قيمة العتبة، حيث يتم تقدير معاملات النماذج عند قيمة عتبة محددة بالنسبة لكل نظام (Jushan BAI , PIERRE PERRON 2003) ثم يتم حساب تباين بواقي النماذج المقدر (Jushan Bai 1997) عند قيمة كل عتبة على النحو التالي:

$$\hat{\sigma}_n^2(s) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{\varepsilon}_t(s))^2$$

$$\hat{\varepsilon}_t(s) = Y_t - [\phi_0^{(1)} + \phi^{(1)} X_t] I\{\gamma_t \leq s\} + (\phi_0^{(2)} + \phi^{(2)} X_t) I\{\gamma_t > s\}$$

حيث يتم تقدير قيمة العتبة التي تحقق أقل تباين على النحو التالي:

$$\hat{s} = \text{ArgMin}_s \hat{\sigma}_n^2(s)$$

2 - النموذج القياسي، المتغيرات و عرض نتائج الدراسة القياسية

بناء على عدة دراسات سابقة وخصوصيات الاقتصاد الجزائري يمكن اقتراح النموذج القياسي التالي:

$$INFL = f(M2, GDP, EXR, OPEN, GOV)$$

$$INFL_t = \begin{cases} \phi^{(1)} M2_t + \phi^{(2)} GDP_t + \phi^{(3)} EXR_t + \phi^{(4)} OPEN_t + \phi^{(4)} GOV_t + \varepsilon_t^{(1)}, & M2_t < s_1 \\ \phi^{(1)} M2_t + \phi^{(2)} GDP_t + \phi^{(3)} EXR_t + \phi^{(4)} OPEN_t + \phi^{(5)} GOV_t + \varepsilon_t^{(2)}, & M2_t \geq s_1 \end{cases}$$

الجدول 3 : التعريف بمتغيرات الدراسة

الاختصار	تعريف المتغير
INFL	نسبة التضخم (%)
GDP	معدل نمو الناتج الحقيقي (%)
EXR	سعر الصرف الاسمي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي
OPEN	معدل الانفتاح التجاري %
M2	العرض النقدي بالمفهوم الواسع كنسبة من الناتج (%)
GOV	الانفاق العمومي كنسبة من الناتج الحقيقي %

الجدول رقم 4 : الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة (1980 – 2023)

	EXR	GDP	GOV	INFL	M2	OPEN
Mean	60.37463	2.588423	16.87394	8.600254	64.47267	56.74077
Median	70.67653	3.000000	16.77189	5.824303	67.18707	55.96283
Maximum	145.0000	7.200000	21.56038	31.66966	83.82403	76.68452
Minimum	3.837450	-5.100000	11.23161	0.339163	33.00584	32.68458
Std. Dev.	42.38771	2.423231	2.550287	7.912815	14.81976	9.946472
Skewness	0.115137	-0.766823	-0.274742	1.683323	-0.534236	-0.236704
Kurtosis	2.002879	3.978674	2.674446	4.898008	2.179110	2.749029
Jarque-Bera	1.920005	6.068104	0.747849	27.38403	3.328399	0.526354
Probability	0.382892	0.048120	0.688029	0.000001	0.189342	0.768606
Sum	2656.484	113.8906	742.4532	378.4112	2836.797	2496.594
Sum Sq. Dev.	77258.87	252.4980	279.6703	2692.343	9443.893	4254.089
Observations	44	44	44	44	44	44

المصدر : مخرجات برنامج Eviews 12

من خلال نتائج الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة يمكن استنتاج ما يلي: يقدر متوسط نسبة التضخم خلال فترة الدراسة بـ 8,6 بانحراف معياري قدره 7,91 وارتفاع الانحراف المعياري يدل ان تشتت نسب التضخم كبير حول المتوسط و يرجع ذلك أساسا الى الارتفاع الكبير في بداية التسعينات حيث بلغ % 30 خلال تلك الفترة، من جانب اخر نلاحظ أن متوسط نسبة العرض النقدي بلغت 64,47 % بانحراف معياري قدره 14,81، كما ان معاملات الالتواء Skewness بالقيم المطلقة لأغلب متغيرات الدراسة تقترب من الصفر و هذا يدل ان متغيرات الدراسة تخضع لتوزيع طبيعي و نتائج اختبار Jarque-Bera حيث ان القيم الاحتمالية أكبر من 0,05 بالنسبة لكل المتغيرات باستثناء متغير التضخم

TAR model ذات العتبة

الجدول 5 : مصفوفة الارتباط الخطي بين متغيرات الدراسة

<i>Correlation Probability</i>	<i>EXR</i>	<i>GDP</i>	<i>GOV</i>	<i>INFL</i>	<i>M2</i>	<i>OPEN</i>
<i>EXR</i>	1.000000					
<i>GDP</i>	0.030686 0.8433	1.000000				
<i>GOV</i>	0.196144 0.2019	-0.198361 0.1968	1.000000			
<i>INFL</i>	-0.445820 0.0024	-0.284185 0.0615	0.027454 0.8596	1.000000		
<i>M2</i>	0.288175 0.0578	-0.099686 0.5197	0.510173 0.0004	-0.410626 0.0056	1.000000	
<i>OPEN</i>	0.323196 0.0324	0.439254 0.0029	-0.459036 0.0017	-0.343473 0.0224	-0.085653 0.5804	1.000000

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

من خلال نتائج مصفوفة الارتباط الخطي الموضحة أعلاه يمكن استنتاج ما يلي
معامل الارتباط الخطي بين نسبة التضخم و معدل الانفتاح التجاري يقدر بـ 0,34- و معنوي احصائيا عند مستوى 5 % ، و بالتالي يمكن استنتاج ان الانفتاح التجاري يخفض من نسبة التضخم ، من جانب اخر قدر معامل الارتباط بين نسبة التضخم و معدل المعروض النقدي بـ 0,41- و هذا يدل على الارتباط العكسي بين المتغيرين عند مستوى معنوية 1 % ، و على ضوء نفس النتائج نلاحظ ان سعر الصرف الاسمي يرتبط عكسيا بمعدل التضخم عند مستوى معنوية 1 % و هذه النتائج تتوافق مع فرضيات النظرية الاقتصادية

الجدول 6 : اختبار التعدد الخطي VIF Test

<i>Variance Inflation Factors</i>		
<i>Variable</i>	<i>Coefficient Variance</i>	<i>VIF Test</i>
GDP	0.199483	1.271012
OPEN	0.018692	2.006590
M2	0.006059	1.443841
GOV	0.275444	1.943868
EXR	0.000718	1.398820

المصدر : مخرجات برنامج Eviews 12

من خلال نتائج اختبار التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة في النموذج نلاحظ ان معامل VIF اقل من 10 بالنسبة لكل متغيرات الدراسة و هذا يدل على ان النموذج القياسي المقترح لا يعاني من مشكلة التعدد الخطي

الجدول 7 : اختبار خطية النموذج Ramsey Test

Ramsey RESET Test			
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3			
Specification: INFL C GDP OPEN M2 GOV EXR			
	Value	df	Probability
F-statistic	5.547977	(2, 36)	0.0079
Likelihood ratio	11.82140	2	0.0027
F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	354.7956	2	177.3978
Restricted SSR	1505.904	38	39.62905
Unrestricted SSR	1151.108	36	31.97523

المصدر: مخرجات برنامج Eviews 12

من خلال الجدول الخاص باختبار الخطية ل Ramsey يتضح لنا أن إحصائية الاختبار F statistic معنوي عند مستوى 10 % و 5 % بالنسبة للحددين على التوالي، و بالتالي نرفض الفرضية العدمية أي ان معدل التضخم لا يرتبط بعلاقة خطية مع المتغيرات المحددة لسلوكه

الجدول 8 : اختبار العتبة Threshold Test

Sequential F-statistic determined thresholds:			
1			
Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	21.50625	107.5312	18.23
1 vs. 2	3.295206	16.47603	19.91

المصدر : مخرجات برنامج Eviews 12

من خلال نتائج اختبار F لوجود العتبة يتضح لنا وجود عتبة One threshold value للعلاقة غير الخطية بين معدل التضخم والمتغيرات التي تضمنها النموذج عند مستوى معنوية 5 % حيث أن إحصائية F أكبر من القيم الحرجة عند مستوى معنوي

TAR model ذات العتبة

الجدول 9 : نتائج تقدير النموذج غير الخطي (الانحدار العتبة)

Dependent Variable: INFL				
Method: Discrete Threshold Regression				
Threshold variable: M2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M2 < 53.82759 -- 10 obs				
M2	-0.773599	0.240548	-3.215991	0.0029***
GDP	1.732225	0.672879	2.574347	0.0146**
GOV	2.665850	0.629354	4.235849	0.0002***
OPEN	0.920725	0.176490	5.216880	0.0000***
EXR	-0.965030	0.108096	-8.927553	0.0000***
M2 ≥ 53,82759 34 obs				
M2	-0.018605	0.086927	-0.214028	0.8318
GDP	-0.153990	0.281215	-0.547588	0.5876
GOV	0.540047	0.328691	1.643024	0.1096
OPEN	0.032037	0.045107	0.710245	0.4824
EXR	-0.049571	0.013692	-3.620365	0.0009***
R-squared	0.857898	Mean dependent var		8.600254
Adjusted R-squared	0.820282	S.D. dependent var		7.912815
S.E. of regression	3.354488	Akaike info criterion		5.455192
Sum squared resid	382.5881	Schwarz criterion		5.860689
Log likelihood	-110.0142	Hannan-Quinn criter.		5.605570
Durbin-Watson stat	1.821792			

المصدر : مخرجات برنامج Eviews 12

أو بعبارة أخرى

$$\begin{aligned}
 INFL_t = & -0,77 M2_t + 1,73 GDP_t + 2,66 GOV_t + 0,92 OPEN - 0,96 EXR + \varepsilon_t^{(1)} \\
 & + I\{M2_t < 53,82\} \\
 & (-0,01 M2_t - 0,15 GDP_t - 0,54 GOV_t + 0,032 OPEN - 0,04 EXR + \varepsilon_t^2 \\
 &)I\{M2_t \geq 53,82\} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

من خلال نتائج تقدير النموذج الغير الخطي نلاحظ ما يلي :

- بالنسبة للنظام الأول في حدود $M2_t < 53,82$ نلاحظ أن كل من العرض النقدي ، سعر الصرف ، نسبة الانفتاح التجاري، الانفاق العام ، و معدل نمو الناتج الحقيقي كلها متغيرات تأثيرها معنوي على نسبة التضخم عند مستوى معنوية 5 % ، و هذا يدل أن هذه المتغيرات تعتبر كمحددات لنسبة التضخم عند حدود نسبة معروض نقدي أقل من 53,82 % ففي حدود هذا المجال من المعروض النقدي يقدر تأثير الانفاق العام بـ 2,66 % ، معدل النمو الاقتصادي 1,73 % ، الانفتاح التجاري 0,92% و بالتالي يمكن استنتاج ان تأثير الانفاق العام الأكبر على نسبة التضخم و معنى ذلك ان سياسة الانفاق التوسعية خاصة نفقات التسيير كان لها تأثير قوي على المستوى العام للأسعار بالنسبة للاقتصاد الجزائري، من جانب اخر يمكن تفسير تأثير الانفتاح التجاري باعتباره تضخم مستورد نظرا لارتفاع مستويات الأسعار في الأسواق العالمية فهذا سوف ينعكس مباشرة على أسعار السلع او الخدمات المستوردة في ظل ارتفاع فاتورة الواردات في السنوات الأخيرة

- بالنسبة للنظام الثاني في حدود $M2_t \geq 53,82$ ، نلاحظ أن سعر الصرف تأثيره معنوي احصائيا عند مستوى معنوية 1 % وقدر تأثيره بـ -0.049571 %، وهذه النتائج على العموم تدعم نتائج عدة دراسات تجريبية سابقة و التي اكدت وجود علاقة بين سعر الصرف و معدل التضخم و بالتالي يمكن اعتبار سياسة سعر الصرف كأداة لضبط معدلات التضخم او التقليل منه و الحفاظ على القدرة الشرائية على المدى الطويل

الجدول 10 : الاختبارات التشخيصية للنموذج غير الخطي

الاختبار	الإحصائية	الاحتمال Probability
اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي Jarque-Bera Test	$Jarque-Bera=4,18$	0,123
اختبار الارتباط الذاتي للبواقي LM test	$F=0,917$	0,409
تجانس تباين البواقي ARCH-TEST	$F=0,031$	0,969

المصدر : مخرجات برنامج Eviews 12

وفقا لنتائج الاختبارات التشخيصية الموضحة في الجدول أعلاه نلاحظ أن بواقي النموذج المقدر غير مرتبطة ذاتيا بناء على نتائج اختبار LM، من جانب اخر فان تباين البواقي ثابت وفقا لنتائج اختبار ARCH test ، كما أكد لنا اختبار Jarque-Bera ان بواقي النموذج تخضع لتوزيع طبيعي و على ضوء هذه النتائج فان النموذج المقدر لا يعاني من أية مشاكل قياسية

الجدول 11 : جودة التنبؤ للنموذج غير الخطي

Forecast: INFLF

Actual: INFL

Included observations: 44

Root Mean Squared Error	2.948760
Mean Absolute Error	2.291470

ذات العتبة TAR model

Mean Absolute Percentage Error	50.58446
Theil Inequality Coef.	0.128930
Bias Proportion	0.000039
Variance Proportion	0.035471
Covariance Proportion	0.964490
Theil U2 Coefficient	0.274327
Symmetric MAPE	39.69682

المصدر : مخرجات برنامج Eviews 12

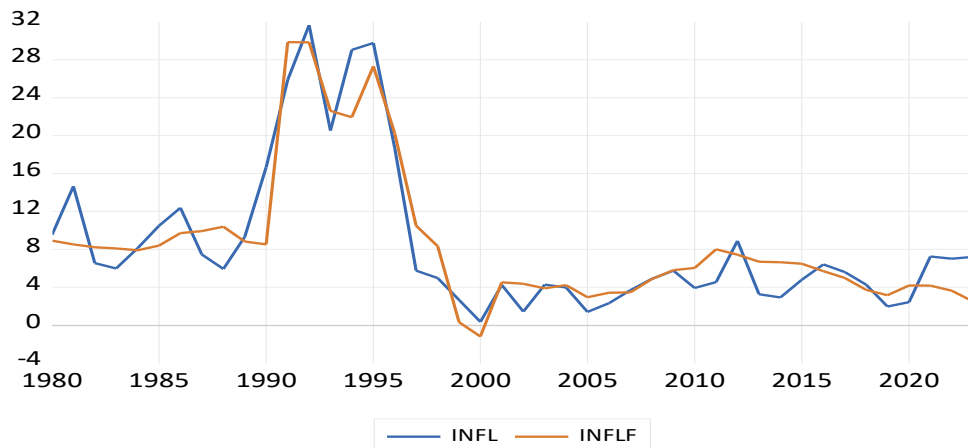
الجدول 12 : المقارنة بين النموذج الخطي و نموذج انحدار العتبة

جودة التنبؤ	النموذج الخطي	النموذج غير الخطي TAR (نموذج الانحدار بالعتبة)
RMSE	5,8502	2.948760
MAE	4,2153	2.291470
MAPE	134,3247	50.58446
Theil inequality Coef	0,2698	0.128930

المصدر : مخرجات برنامج Eviews 12

من خلال الجدول أعلاه يتضح لنا جليا أن جودة التنبؤ باستخدام نموذج الانحدار غير الخطي (نموذج انحدار العتبة) أحسن مقارنة بالنموذج الخطي و هذا بناء على عدة معايير إحصائية مثل RMSE ، MAE ، MAPE بالإضافة الى معيار Theil حيث نلاحظ أن كل هذه المعايير أصغر قيمة مقارنة بالنموذج الخطي

الشكل 2 : القيم المقدرة و القيم الفعلية لنسبة التضخم (نموذج غير خطي)



المصدر : مخرجات برنامج Eviews 12

من خلال الشكل أعلاه نلاحظ ان منحني القيم المقدرة لمعدلات التضخم يقترب كثيرا من منحني القيم الفعلية بالنسبة للنموذج غير الخطي المقدر، وهذه النتائج تؤكد دقة توصيف النموذج وأفضليته في تفسير ظاهرة التضخم بالنسبة للاقتصاد

الجزائري، من جانب آخر هذه النتائج تدعم فرضية أن التضخم ظاهرة نقدية كما ان اختبار متغير العرض النقدي كمتغير انتقال كان صحيحا ويعكس واقع وخصوصية الاقتصاد الجزائري

الخاتمة

لقد سعينا من خلال الورقة البحثية الى تقدير نموذج قياسي غير خطي للمتغيرات الاقتصادية الكلية المحددة للتضخم في الجزائر خلال الفترة (1980 – 2023)، ويمكن تلخيص أبرز النتائج المحصل عليها على النحو التالي:

- يعتبر النموذج غير الخطي أكثر ملاءمة لدراسة المتغيرات الاقتصادية الكلية المحدد لنسبة التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة و هذا بناء على نتائج عدة اختبارات إحصائية مثل اختبار Ramsey و اختبار العتبة Theshold test ، من جانب آخر فان تقييم عملية التنبؤ بالنموذج غير الخطي أكدت لنا دقة كبيرة وفقا لعدة معايير إحصائية مقارنة بالنموذج الخطي ،
- يعتبر المعروض النقدي بالمفهوم الواسع، الانفاق العام، الانفتاح التجاري وسعر الصرف من أهم المحددات الاقتصادية لنسبة التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة، وعلى ضوء هذه النتائج يمكن استنتاج الدور الكبير الذي من الممكن ان تلعبه السياسة النقدية في ضبط معدلات التضخم والحفاظ على القدرة الشرائية من خلال ضبط المعروض النقدي، من جانب آخر أكدت النتائج ان التوسع في الانفاق العام قد يؤدي الى ضغوطات تضخمية على المدى القصير خاصة عند مستوى هيكل انتاج ثابت ، بالنسبة لتأثير الانفتاح التجاري الموجب على نسبة التضخم فيرجع ذلك أساسا الى ارتفاع حجم الواردات في السنوات القليلة الماضية حيث تتأثر قيمتها بمستويات الأسعار في الأسواق العالمية و ينشأ عن ذلك التضخم المستورد و هذا ما يظهر جليا في معامل انحدار معدل الانفتاح التجاري في النموذج القياسي المقدّر بـ 0,92 %

نتائج اختبار الفرضيات

بالنسبة للفرضية الأولى التي تنص على وجود علاقة غير خطية بين التضخم و المتغيرات الاقتصادية الكلية المحددة لسلوكه فهي صحيحة وفقا لنتائج اختبارات الخطية المشار اليها في الجانب التطبيقي للدراسة ، الفرضية الثانية التي تعتبر أن النماذج غير الخطية أكثر ملاءمة لنمذجة التضخم مقارنة بالنماذج الخطية فهي صحيحة بناء على نتائج تقييم التنبؤ فقد أكدت النتائج أن النموذج غير الخطي المقدّر اقل من حيث معايير خطأ التنبؤ مقارنة بالنماذج الخطية، من جانب آخر بالفرضية الثالثة كذلك صحيحة حيث ان العرض النقدي يعتبر من محددات التضخم بالنسبة للاقتصاد الجزائري و هذه النتائج تدعم فرضية أن التضخم يعتبر ظاهرة نقدية.

المراجع:

- صباح نوري عباس (2008) ، " أثر التضخم على سعر الصرف التوازني للدينار العراقي للمدة 1990-2005 (بحث تطبيقي)"، كلية بغداد للعلوم الاقتصادية الجامعة، العدد 17.
- رانيا شيخ طه (2021) ، " التضخم، أسبابه، آثاره، و سبل معالجته "، سلسلة كتيبات تعريفية، العدد 18، صندوق النقد العربي.
- محمد طلحة (2019) ، " قياس أثر التضخم على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية (سعر الصرف، النمو الاقتصادي) بالجزائر الفترة الممتدة (1970-2017)، أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية والتسيير والعلوم التجارية، جامعة تلمسان.

Birgit Strikholm and Timo Teräsvirta(2006) , A sequential procedure for determining the number of regimes in a threshold autoregressive model , *The Econometrics Journal*, Vol. 9, No. 3 (2006), pp. 472-491

Frederic S. Mishkin, (1998) " The Economics of Money Banking and Financial Markets ", Addison Wesley, Fifth Edition, New York,

Mélika Ben Salem, Corinne Perraudin (2001) Tests de linéarité, spécification et estimation de modèles a seuil : une analyse comparée des méthodes de Tsay et de hansen , *La Documentation française / « Economie & prévision »* no 148 pp157 -176

Miloud Lacheheb , Abdalla Sirag (2019) , Oil price and inflation in Algeria: A nonlinear ARDL approach, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol 73, , P 217-222

Muhammad Ali Nasir , Toan Luu Duc Huynh , Xuan Vinh (2020) Exchange rate pass-through & management of inflation expectations in a small open inflation targeting economy, *International Review of Economics & Finance* , Vol 69 , P 178-188

Jang- Yung Lee, (1996) " Implications of a Surge in Capital Inflows : Available Tools and Consequences for the Conduct of Monetary Policy " ,*The International Monetary Fund*, Working paper No 53/96, pp. 20- 42

Jushan Bai (1997) , Estimating Multiple Breaks One at a Time, *Econometric Theory*, Vol. 13, No. 3 (Jun., 1997), pp. 315-352

Jushan Bai and Pierre Perron (1998) , Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes , *Econometrica*, Vol. 66, No. 1 (Jan., 1998), pp. 47-78

Jushan Bai , Pierre Perron (2003) , Critical values for multiple structural change tests , *Econometrics Journal* (2003), volume 6, pp. 72-78.

Sanam Shojaeipour, M., & Fetullah, A. (2017). The Relationship Between Exchange Rates and Inflation: The Case of Iran. *European Journal of Sustainable Development*, 6(4) pp 34-52.

Umar Bala , Lee Chin (2018) Asymmetric Impacts of Oil Price on Inflation: An Empirical Study of African OPEC Member Countries, *Energies* , p 1-21

Tho Quynh Nguyen (2018) , Doesforeign direct investment affect income inequality? a threshold regression analysis in Vietnam , *Asia Pacific Journal of Advanced Business and Social Studies* , pp 1-9

Yohei Yamamoto and Pierre Perron (2013) , Estimating and Testing Multiple Structural Changes in Linear Models Using Band Spectral Regressions , *The econometrics journal*, vol 16 (3) , pp. 400-429

Youshu Li & Junjie Guo, 2022. "The asymmetric impacts of oil price and shocks on inflation in BRICS: a multiple threshold nonlinear ARDL model," *Applied Economics*, Taylor & Francis Journals, vol. 54(12), pages 1377-1395, March.

Ziani Zoulikha (.2024) Ziani Lila The Determinants Of Inflation In Algeria: An Application By The Autoregressive Approach With Scaled Delays (ardl) *Revue des Economies financières bancaires et de management* Volume 13, Numéro 1, P 632-650