

التحليل والتنبؤ بال نماذج غير الخطية لمؤشر الإنتاج الصناعي في الجزائر من خلال نموذج STAR

Analysis and forecasting of non-linear models of the industrial production index in Algeria through the STAR model

دحمانى اسماعيل¹ ، دريسى اسماء²

¹ كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر 3، (الجزائر)
dahmani.smail@univ-alger3.dz

² كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر 3، (الجزائر)
drissi.asma@univ-alger3.dz

تاريخ الاستلام: 2022/03/20 تاريخ قبول النشر: 2022/10/24 تاريخ النشر: 2022/12/31

المخلص: تهدف هذه الورقة إلى تحليل والتنبؤ بسلسلة الإنتاج الصناعي الجزائرى خلال الفترة 1990-2021 وبمعطيات فصلية، حيث اعتمدنا في هذه الدراسة على النماذج غير الخطية والتي من بينها نموذج STAR. يكون التوقع بالقيم المستقبلية مفيد من ناحيتين: فالتنبؤ بحد ذاته يمثل الهدف الرئيسى لهذه النماذج، أما الثاني فيخص واضعي السياسات الاقتصادية لاتخاذ الإجراءات اللازمة.

النتيجة المتوصل إليها من خلال هذا البحث تمثلت في مقدرة هذا النوع من النماذج على محاكاة القيم الحقيقية، وقد اخترنا النموذج الأسى ESTAR كأفضل نموذج من حيث القدرة التنبؤية. الكلمات المفتاحية: مؤشر أسعار الإنتاج الصناعي، نماذج العتبة، نماذج STAR. تصنيف JEL : E23, C52, C22.

Abstract: This article aims to analyze and predict the Algerian industrial production Index during the period 1990-2021 with quarterly data. In this study, we based on non-linear models (STAR model). Predicting the future values of this indicator is useful in two respects: forecasting in itself represents the main goal of time series models, and the second goal concerns economic policy makers to take the necessary measures.

The result reached through this research is the ability of this type of models to simulate real values. We chose the exponential model ESTAR as the best model.

Keywords: Industrial Production Price, hreshold Models, STAR Models.

Jel Classification Codes: E23, C22, C52.

* المؤلف المرسل: دحمانى إسماعيل

1. مقدمة:

تعتبر خاصية عدم الخطية من بين الخصائص الواجب دراستها عند تحليل السلاسل الزمنية، بعبارة أخرى يمكن اعتبارها إحدى مركبات السلسلة الزمنية والمتمثلة أساسا في مركبة الاتجاه العام، المركبة الفصلية، المركبة الدورية والعرضية Trend, Accidental components Seasonal, Cyclical, ويمكن إضافة شرط ثبات تجانس التباين Conditional Heteroskedasticity، غير أن مسألة عدم الخطية يصعب معرفتها إذ يمكن القول أن سلسلة من السلاسل الزمنية الاقتصادية تكون غير خطية عندما تخلف الصدمات الكبرى تأثيراً مختلفاً عن الصدمات الصغيرة، بمعنى أن تأثير الصدمة لا يتناسب مع حجمها. بالإضافة إلى ذلك، تأثير الصدمات في حالة اللاخطية يعتمد على ما إذا كانت إيجابية أو سلبية، على سبيل المثال يكون هناك اتجاه عام نحو الصعود ويتخلله في وقت ما تحول كبير نحو الانخفاض بمعنى أن الانخفاض النسبي في فترات الركود مثلا يكون بالمعنى المطلق أكبر من متوسط الزيادة في هذه الفترة وأن الصدمات السلبية لها تأثير أكبر من الصدمات الإيجابية.

البحث في طبيعة الدورة الاقتصادية وبالخصوص دورة الأعمال يتضمن البحث عن طبيعة السياسة الاقتصادية المنتهجة، وبالتالي توقع ما سيحدث مستقبلا لتجنب حدوث الأسوأ، والتنبؤ أو التوقع ليس ضربا من الغيب ولكن لتفسير المستقبل بناء على سلوك الماضي، وبالتالي إعطاء الحلول والأدوات المناسبة للآزمات قبل حدوثها. وهذا هو الهدف من دراسة نماذج السلاسل الزمنية سواء الخطية أو غير الخطية، ومن ضمنها نماذج STAR، وبالتالي سيكون هدف الدراسة هو البحث في كيفية تطبيقها على متغيرة اقتصادية كلية تصدر كل فصل من طرف الديوان الوطني للإحصائيات، ألا وهي مؤشر أسعار الإنتاج الصناعي.

قمنا باختيار هذه السلسلة لما لها من أهمية في القطاع الصناعي خاصة العمومي من جهة، وأيضا نظرا لأهميتها البالغة في نمو الناتج الداخلى الخام من جهة أخرى. وبالتالي معرفة مرحلة الرواج من مرحلة الركود وهذا ما يفيد واضعى السياسات الاقتصادية.

تسعى هذه الدراسة الى معرفة سلوك هذا المؤشر والتنبؤ بقيمه المستقبلية كهدف أولى، وإعطاء فكرة عما ستكون عليه المؤشرات المرتبطة به مستقبلا كهدف ثانوي.

من خلال ما سبق يمكن طرح الإشكالية التالية:

ما مدى قدرة نماذج STAR على التنبؤ بقيم مؤشر أسعار الإنتاج الصناعي في الجزائر؟

يندرج ضمن هذه الإشكالية سؤال فرعى هو هل يمكن أن تأخذ سلسلة الإنتاج الشكل الخطي؟

للإجابة على هذا التساؤل نفترض أن تأخذ هذه السلسلة الشكل الخطي، وبالتالي قدرة النماذج اللاخطية على التنبؤ بقيمها المستقبلية.

من بين الدراسات السابقة التي تناولت هذا الموضوع نذكر:

- دراسة للباحث Daniel Buncic من جامعة ستوكهولم حيث قام بتطبيق نماذج ESTAR على سلسلة سعر الصرف الحقيقي. (Buncic, 2018)
- دراسة للباحثين Usman M. Umer; Tuba Sevil; Guven Sevil قاموا بدراسة فعالية هذه النماذج بالمقارنة مع النماذج الخطية وأثبتوا فعالية النماذج غير الخطية لبعض المتغيرات مثل مؤشر FTSE travel (Usman M, Tuba, & Guven, 2017)
- أخيرا نذكر دراسة قديمة نوعا ما ولكن مهمة جدا هي دراسة Øyvind Eitrheim; Timo Teräsvirta والتي اثبتت مرونة وفعالية هذه النماذج وكذا تقييم دوراتها، ما يميز هذه الدراسة أن الباحثين أثبتا إمكانية تطبيق هذه النماذج في حالة العينات الصغيرة. (Eitrheim & Teräsvirta, 1996)

تم تقسيم هذه الدراسة إلى محورين : تطرقنا في المحور الأول الى تطور بعض المؤشرات الكلية ومقارنتها بمؤشر الإنتاج الصناعي، ثم في المحور الثاني تطرقنا إلى نماذج العتبة وقمنا باختيار النموذج الملائم، لنقوم بتطبيقه بعدها على سلسلة فصلية بداية من 1990 إلى غاية الثلاثي الثالث من 2021 تمثلت في مؤشر أسعار الإنتاج الصناعي.

2. تطور مؤشرات الاقتصاد الوطني

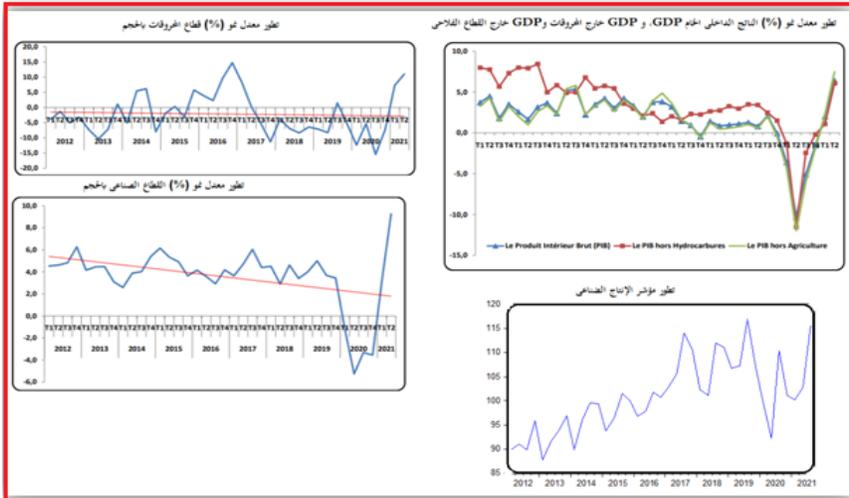
2.1. الناتج الداخلي الخام ومؤشرات الأسعار:

حسب الديوان الوطني للإحصائيات سجل الناتج الداخلي الخام نمو في الحجم خلال الثلاثي الثاني من سنة 2021 قدر بحوالي 6.2% بالمقارنة بانخفاض يقدر بـ

10% خلال نفس الفترة من 2020، هذه الزيادة تفسر بنسبة كبيرة فى نمو قطاع المحروقات بـ 11% وفى قطاع الصناعة بـ 9.3%. كما سجل نمو الناتج الداخلى الخام خارج قطاع المحروقات نموا قدره 6.1% ونموا قدره 7.5% خارج القطاع الفلاحي وهذا لنفس الفترة. لكن نشير أن القيمة المضافة فى القطاع الفلاحي عرفت انخفاض طفيف قدر بـ 0.3%، أما القطاع الذى الصناعى والذى عرف نسبة الزيادة المذكورة أعلاه ففى الغالب نتيجة الزيادة فى القطاع الطاقوي والنشاط البترولي والغازي وارتفاع الأسعار الدولية لهما. نشير أن أغلب الاحصائيات الكلية يتم حسابها من طرف الديوان الوطنى للإحصائيات فصليا منذ سنة 2012 بطرق إحصائية وليس بشكل حقيقي ولهذا تتسم بمجموعة من النقائص، على عكس مؤشر الإنتاج الصناعى الذى يتم حسابه فصليا من خلال تحقيقات يقوم بها، والتالى يمكن اعتماده لمعرفة طبيعة الدورات الاقتصادية للمؤشرات الكلية.

بالنظر إلى الشكل رقم 1 التالى يمكن محاكاة تطور مؤشر الإنتاج الصناعى مع كل من نمو الناتج الداخلى الخام، ونمو القطاع الصناعى وقطاع المحروقات حيث يمكن تتبع الانخفاضات والارتفاعات فى المؤشر والتنبؤ بها ومن ثم الحكم على نمو القطاعات الأخرى بالارتفاع أو الانخفاض قبل إعطاء الاحصائيات الرسمية التى تصدر سنويا كالناتج الداخلى الخام.

الشكل رقم 01: تطور مؤشر الإنتاج الصناعى بالمقارنة مع بعض القطاعات



المصدر: الديوان الوطنى للإحصائيات على الموقع www.ons.dz.

يتضح من الشكل أعلاه ظهور دورات اقتصادية وهذا لا يعنى حدوث اختلال فى التوازنات الكلية والتي يقصد بها فى العادة وقوع أزمات. مهما كانت طبيعة الدورة الاقتصادية لا بد أن تتسم بفترة انتعاش ورواج مصحوبة بفترة ركود وانكماش، كذلك تتعدد تقسيمات الدورة الاقتصادية من حيث طول الفترة وقصرها إلا أن السمة الغالبة لمؤشرات الاقتصاد الكلى هي ما يعرف بدورة الأعمال business cycle التى تتراوح مدتها بين 40 شهر و 50 شهر وتعرف تنبذبات فى النشاط الاقتصادي، لهذا يتم الحديث عن دورة النمو كمرادف لدورة الأعمال، ويكون الهدف من دراسة الدورة الاقتصادية هو توجيه صانعى السياسات الاقتصادية بدافع الاحتياط وتوقع الأزمات قبل حدوثها، وهذا ما تسعى إليه نماذج السلاسل الزمنية التى تبنى توقعاتها بناء على سلوك الماضى. ودراسة النموذج تعنى دراسة استقرارية النموذج من خلال محاكاة القيم الحقيقية مع القيمة التى ينتجها النموذج.

2.2. تطور مؤشر الإنتاج الصناعى:

مؤشر أسعار الإنتاج الصناعى هو مؤشر من نوع LASPEYRES يتم حسابه فصليا من طرف الديوان الوطنى للإحصائيات على أساس سنة الأساس هي 1989 ويشمل السلع الصناعية المباعة فى السوق الوطنية للإنتاج. فعلى سبيل المثال فى 2020 نما مؤشر أسعار الإنتاج الصناعى للقطاع العمومى بمقدار 2.7% خارج المحروقات و 2.3% للصناعات التحويلية. كما يظهر من الشكل رقم 02.

الشكل رقم 02: تطور مؤشر أسعار الإنتاج الصناعى خلال الفترة 2011-2020



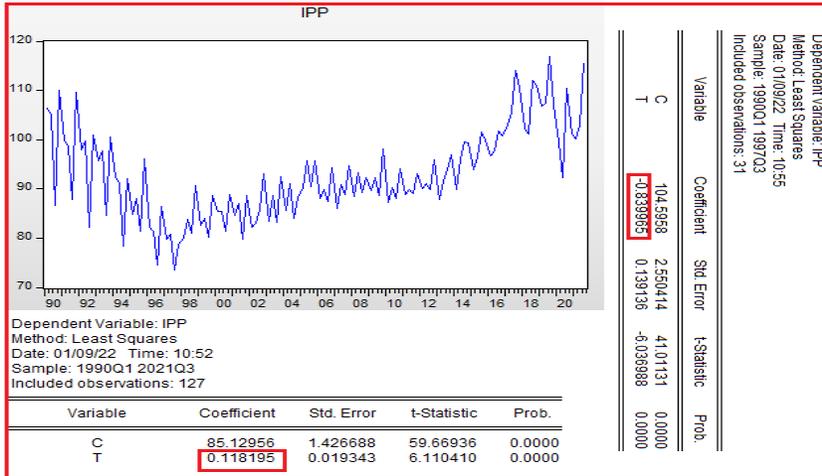
المصدر: الديوان الوطنى للإحصائيات على الموقع www.ons.dz.

يتسم النظام الاقتصادي والمالي لأغلب الدول بتذبذبات ديناميكية تفسر بتغيرات هيكلية، هذه التغيرات والتذبذبات تحليلها والتنبؤ بها يتطلب دراستها من الناحية الاقتصادية الكلية ومن جهة أخرى تحليلها من الناحية الإحصائية والقياسية، هذا التحليل يكون من خلال ثلاثة أهداف: (Alimi & Rebaï, 2016)

- الكشف عن الوضعية الحالية والحركية الاقتصادية لظاهرة ما؛
- التحليل الإحصائي للتذبذبات الاقتصادية؛
- التنبؤ قصير المدى.

وبالتالي تسعى هذه الدراسة إلى النمذجة غير الخطية للدورة الاقتصادية من خلال نماذج STAR، ويمكن تبرير هذا النوع من النماذج إحصائياً من خلال الشكل التالي لمؤشر أسعار الإنتاج الصناعي حيث يظهر تغير الاتجاه العام من خلال القيمة الموجبة 0.19 ذات المعنوية الإحصائية خلال طول الفترة Q3: 2021-Q1: 1990 والقيمة السالبة 0.84 ذات المعنوية الإحصائية خلال الفترة Q3: 1997-Q1: 1990.

الشكل رقم 03: تقدير الاتجاه العام لسلسلة أسعار الإنتاج



المصدر: مخرجات 10. E-views.

عدم خطية الدورة الاقتصادية يعتمد على طبيعة الاقتصاد فيما إذا كان في مرحلة التوسع أو الركود، بمعنى أن السلوك الديناميكي يعتمد على أداء الدورة (Bosselle,

2000) كما سنرى لاحقاً مع منحنى ESTAR الموضح لفترة الركود Recession .Periods

The Markov chain مما يجب التتويه إليه أن نماذج سلاسل ماركوف models تفترض أن أداء الاتجاه العام لسلسلة ما في زمن ما تعتمد على حالة المتغيرات غير المشاهدة، في حين توجد نماذج بديلة تعتمد على أداء النظام الفعلي من خلال متغير يمكن ملاحظته، فأداء نموذج الانحدار الذاتي AR المحدد من خلال القيم المشاهدة نسبة لقيمة العتبة threshold value ينتج لنا ما يسمى بنماذج: threshold autoregressive (TAR) وإذا كانت هذه الأخيرة يمكن تفسيرها بقيم مؤخرة للسلسلة نفسها نصبح في نماذج self-exciting TAR (SETAR) (Terence C., 2021, p. 130)، وهذا ما سنتطرق إليه في النقطة الموالية.

3. الطريقة والأدوات

1.3 المنهجية المتبعة:

عدم الخطية في دورة الأعمال business cycle تمت دراستها منذ سنوات عديدة. (Tiao & Tsay, 1994) أما نماذج العتبة للانحدار الذاتي threshold autoregressive (TAR) model فاستعملت كبديل مع نماذج smooth transition autoregressive (STAR) model وتم تفضيلها من قبل العديد من الباحثين (Teräsvirta & Anderson, 1992) لأنها تسمح لمؤشر دورات الأعمال بالمبادلة بين أدائين، وقيل الحديث عن نماذج STAR يمكن اعتبار نماذج TAR كتعميم لنماذج AR والذي يسمح بتغيير معاملات المتغيرات الخارجية في نماذج العتبة، كذلك يمكن تعميم نموذج TAR للحصول على نماذج STAR.

لتحليل منهجية STAR سنتبع الخطوات التالية:

أ. نماذج STAR:

ليكن النموذج التالي:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + F(y_{t-d})(\psi + \lambda y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

بحيث $F(y_{t-d})$ تسمى بدالة متغير الانتقال Transition variable بمعنى أنه يمكن وصف المتغير y_t من شكل الانحدار الذاتى من الرتبة الأولى بمعنى $y_t \sim AR(1)$ بالإضافة إلى المركبة غير الخطية $F(y_{t-d})(\psi + \lambda y_{t-1})$ ، هذه الأخيرة قد تساوى الصفر فتصبح المعادلة رقم 1 من نوع $AR(1)$ أو تساوى الواحد تبقى المعادلة أيضا من نوع $AR(1)$ ولكن باختلاف المعلمات، أو تكون محصورة بين الصفر والواحد بمعنى $0 < F(.) < 1$.

المعادلة رقم 1 يمكن تعميمها فتصبح كما يلي:

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^P \phi_i y_{t-i} + F(y_{t-d})(\psi + \sum_{i=1}^P \lambda_i y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

من خلال المعادلة رقم 2 يتم التمييز بين نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية

التالية:

$$STAR: w_t = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\gamma(y_{t-d}-c)} e^{-0.5s^2} ds$$

$$LSTAR: w_t = \frac{1}{1 + \exp(\gamma(y_{t-d}-c))}, \quad \gamma > 0$$

$$SETAR: w_t = \begin{cases} 1 & y_{t-d} \geq c \\ 0 & y_{t-d} < c \end{cases}$$

$$ESTAR: w_t = 1 - \exp(-\gamma(y_{t-d} - c)^2), \quad \gamma > 0$$

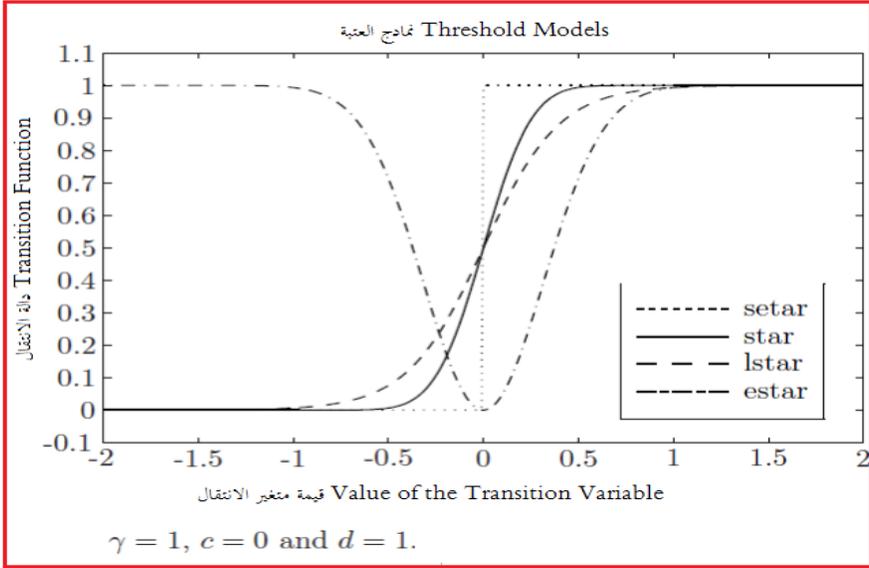
وحروف هذه النماذج تعبر عن الحرف الأول من كل كلمة كما يلي:

- Smooth Transition AutoRegressive Model (STAR)
- Logistic Smooth Transition AutoRegressive (LSTAR) Model,
- Self-Exciting Threshold AutoRegressive Model (SETAR)
- Exponential Smooth Transition AutoRegressive model (ESTAR).

كما أن خصائص هذه النماذج يمكن التعبير عنها بالشكل التالى من أجل:

$$\gamma = 1, c = 0, d = 1$$

الشكل رقم 03: مختلف أنواع نماذج العتبة



Source : (V. L. Martin, A. S. Hurn and D. Harris. 2013. P.757).

بحيث d تمثل التحكم في التأخير عند التنقل بين الأنظمة، أما المعلمة c فتتمثل عتبة التبديل، وأخيراً γ فتعبر عن سرعة التعديل عند التبديل بين الأنظمة، فعندما تساوى الصفر لا يوجد تبديل مع النماذج بل يوجد تعديل متماثل بين نظامين.
ب. تقدير النموذج واختبار عدم الخطية:

يتم تقدير النموذج بطريقة المعقولة العظمى Maximum Likelihood بحيث تكون $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

أما اختبار عدم الخطية فيتم من خلال اختصار النموذج رقم 2 إلى الشكل التالي:

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

تتم المقارنة بين المعادلتين 2 و 3 ويتم اختبار إذا كان $\lambda_i = 0$ بالاعتماد على اختبار Wald أو LM لكن في هذه الحالة γ و c غير معرفين، غير أنه توجد منهجية أخرى وهي افتراض $\gamma = 0$ وفي هذه الحالة تكون c و λ_i غير معرفين ولمعالجة هذا المشكل توجد طريقتين: يقترح Luukkonen, R., Saikkonen, P., and Teräsvirta, T. 1988 (Luukkonen, Saikkonen, & Teräsvirta, 1998)

تقارب محلي Local asymptotic عند $0 = \lambda_i$. أما Hansen, B.E. 1996

(Hansen, 1996) فيقترح تقارب محلي Local asymptotic عند $0 = \lambda_i$

ويتم الاختبار حسب الخطوات التالية: (Martin, Hurn, & Harris, 2013, p. 760)

الخطوة 1: نقوم بانحدار t على $\{1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}\}$

الخطوة 2: نقوم بانحدار \hat{t} على

$$\{1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, y_{t-1}y_{t-d}, \dots, y_{t-p}y_{t-d}$$

$$y_{t-1}y_{t-d}^2, \dots, y_{t-p}y_{t-d}^2, y_{t-1}y_{t-d}^3, \dots, y_{t-p}y_{t-d}^3\}$$

الخطوة 3: حساب إحصاءة $LM=TR^2$ بحيث T حجم العينة و R^2 معامل التحديد

لانحدار الخطوة رقم 2، وتحت فرضية العدم LM تتبع توزيع Khi-deux بدرجة حرية

3p.

بمعنى نقوم بتقدير معادلة الانحدار الذاتي من درجة P ثم نستخرج البواقي، وهذه

الأخيرة تصبح متغير تابع وتكون المتغيرات المستقلة هي المذكورة في المرحلة 2، وأخيرا

نقوم بحساب إحصاءة LM .

بعبارة أخرى نختبر الفرضية التالية:

$$H_0: \beta_{2j} = \beta_{3j} = \beta_{4j} = 0 \forall j = 1, 2, \dots, p$$

للمعادلة رقم 04

ت. تحديد النموذج Models Specification

لتحديد النموذج يمكن اتباع الخطوات المقترحة من قبل (Teräsvirta T. ,

1994) كما يلي:

- تحديد نموذج الانحدار الخطى من الرتبة P بمعنى $AR(P)$.
- اختبار الخطية عند مختلف قيم d وتحديد قيمتها في حالة ما إذا تم رفض هذا الاختبار، واختبار عدم الخطية يكون من خلال اختبار (Lagrange (LM (Teräsvirta T. , 1994) Multiplier
- الاختيار بين $ESTAR$ و $LSTAR$. بعد رفض فرضية العدم المتعلقة بخطية النموذج الخطوة الموالية تتمثل في الخيار بين النموذج الأسى واللوجستيكي وقرار الخيار يكون من خلال المنهجية المقترحة من قبل (Teräsvirta, T. 1994).
ليكن النموذج التالي:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} y_{t-j} y_{t-d}^3 + \eta_t \quad (4)$$

تحت فرضية العدم:

$$H_0: \beta_{ij} = 0$$

عند رفض فرضية العدم نختار نموذج ESTAR ومن أجل نماذج LSTAR نقارن مستوى المعنوية فيما إذا كانت قيمة P هي الأصغر نختار نموذج ESTAR وإلا نختار نموذج LSTAR. (Franses, 1998, p. 182)

يمكن أيضا اختبار الفرضيات التالية:

$$\begin{aligned} H_{01}: \beta_{4j} &= 0 & \forall j &= 1, 2, \dots, p \\ H_{02}: \beta_{3j} &= 0 / H_{01}: \beta_{4j} &= 0 & \forall j = 1, 2, \dots, p \\ H_{03}: \beta_{2j} &= 0 / \beta_{4j} &= \beta_{3j} &= 0 & \forall j = 1, 2, \dots, p \end{aligned}$$

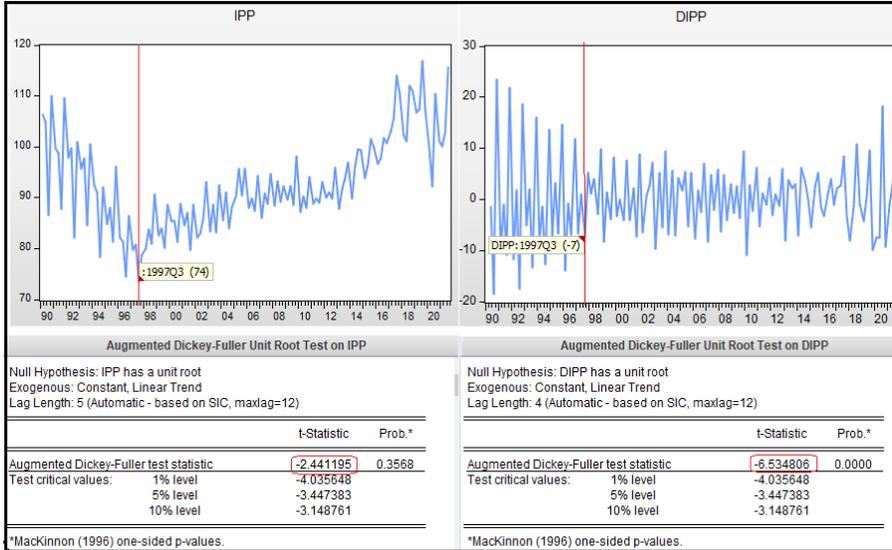
إذا تم رفض H_{01} فقط يكون النموذج المفضل هو LSTAR أما إذا تم قبول H_{01} ورفض H_{02} نختار نموذج ESTAR، إذا تم قبول H_{01} و H_{02} ورفض H_{03} نختار نموذج LSTAR، نستطيع أيضا اختيار النموذج الملائم بالمقارنة بين مستوى معنوية الاختبارات الثلاثة ل FICHER وإذا كانت قيمة P_{Value} للاختبار H_{02} هي الأصغر من بين الثلاثة نختار ESTAR وإلا نختار LSTAR.

3.3 المعطيات

تم الحصول على معطيات مؤشر الإنتاج الصناعي IPP من الديوان الوطني للإحصائيات بداية من 1990 حتى 2021 والمعطيات فصلية، وكما رأينا سابقا لدراسة نموذج دورات الأعمال من خلال الناتج الداخلي الخام قمنا باختيار ودراسة سلسلة IPP بعدد مشاهدات كبير نوعا 127 مشاهدة وهو ما تتطلبه نماذج السلاسل الزمنية، وغير متوفر بالنسبة لسلسلة الناتج الداخلي الخام والذي يتم حسابه سنويا حتى وإن أصبح الديوان الوطني للإحصائيات يقوم بحسابه فصليا بداية من 2012 لكن يبقى عدد المشاهدات قليل.

الشكل التالي يوضح كل من السلسلة الخام والمستقرة بعد إجراء الفروق من الدرجة الأولى لثبوت عدم استقرارها من خلال اختبار ADF، ونرمز للسلسلة المستقرة بالرمز DIPP حيث نلاحظ أن القيمة المحسوبة (داخل الإطار الأحمر) أصبحت أكبر من القيمة الجدولة بالقيمة المطلقة.

الشكل رقم 04: اختبار الاستقرار



المصدر: مخرجات E-views.

كما يتضح من الشكل أن السلسلة غير خطية لأن هناك نقطة انعطاف Break Point عند 1997Q3 ويمكن التأكد من ذلك من خلال القيام باختبار التغيير الهيكلي ونستعين باختبار CHOW.

4.3 الاختبار والتقدير

• اختبار CHOW:

لاختبار وجود تغيير هيكلي قمنا باختيار أفضل نموذج انحدار خطي من خلال مجموعة من المعايير المعروفة مثل AIC و SC فتحصلنا على أفضل نموذج هو نموذج الانحدار الخطي من الرتبة 5 بمعنى AR(5) بالنسبة للسلسلة المستقرة:

الجدول رقم 01: اختبار CHOW للتغيير الهيكلي

Dependent Variable: DIPP Method: Least Squares Date: 01/07/22 Time: 19:30 Sample (adjusted): 1991Q3 2021Q3 Included observations: 121 after adjustments					اختبار التغير الهيكلية			
نموذج AR(5)					Chow Breakpoint Test: 1997Q3			
					Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
					Varying regressors: All equation variables			
					Equation Sample: 1991Q3 2021Q3			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
C	0.125018	0.314405	0.397633	0.6916	F-statistic	1.885486	Prob. F(6,109)	0.0897
DIPP(-1)	-0.309248	0.090694	-3.409777	0.0009	Log likelihood ratio	11.94852	Prob. Chi-Square(6)	0.0631
DIPP(-2)	-0.401195	0.089657	-4.474786	0.0000	Wald Statistic	11.31292	Prob. Chi-Square(6)	0.0792
DIPP(-3)	-0.423892	0.087876	-4.823749	0.0000				
DIPP(-4)	0.360558	0.087142	4.137582	0.0001	Chow Breakpoint Test: 2013Q1			
DIPP(-5)	-0.214688	0.089397	-2.401496	0.0179	Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
					Varying regressors: All equation variables			
					Equation Sample: 1991Q3 2021Q3			
R-squared	0.784087	Mean dependent var	0.139660		F-statistic	2.278710	Prob. F(6,109)	0.0413
Adjusted R-squared	0.774700	S.D. dependent var	7.279478		Log likelihood ratio	14.29837	Prob. Chi-Square(6)	0.0265
S.E. of regression	3.455262	Akaike info criterion	5.365989		Wald Statistic	13.67226	Prob. Chi-Square(6)	0.0335
Sum squared resid	1372.966	Schwarz criterion	5.504623					
Log likelihood	-318.6423	Hannan-Quinn criter.	5.422294					
F-statistic	83.52454	Durbin-Watson stat	2.042063					
Prob(F-statistic)	0.000000							

المصدر: مخرجات 10-views-E.

يتضح من الجدول أعلاه أن أغلب معاملات النموذج لديها معنوية إحصائية، كذلك معامل التحديد يقترب من 80% وحسب اختبار Fisher للنموذج ككل يمكن الحكم بقبول النموذج، أما من حيث اختبار التغير الهيكلية فقد أثبتنا وجود نقطتي تحول الأولى في سنة 1997 الفصل الثالث عند نسبة خطأ 10%، وأخرى 2013 الفصل الأول ونسبة خطأ 5%، وبالتالي يمكن اختبار وجود المركبة خطية في هذا النموذج في النقطة الموالية.

• اختبار عدم الخطية

الجدول التالي يوضح اختبار الخطية واختيار قيمة d المثلى وعند رفض فرضية العدم من أجل قيمة d واحدة على الأقل نختار قيمة P_{Value} الأقل ويتضح أنه تم رفض H₀ عند مستوى معنوية 5% من أجل d=3.

الجدول رقم 02: اختبار الخطية

	d=1	d=2	d=3	d=4
H ₀	5.54	4.85	5.62	4.66
P _{Value}	0.0014	0.0018	0.0011	0.0042

المصدر: من إعداد الباحثين بالاستعانة ببرنامج 10-views-E.

• تقدير النموذج

تقدير المعادلة رقم 04 يكون كما يلي:

$$\Delta y_t = (47.16 - 2.13\Delta y_{t-1} - 1.39\Delta y_{t-2} - 8.57\Delta y_{t-3} - 2.27\Delta y_{t-4} + 3.64\Delta y_{t-5})$$

(62.94) (1.06) (1.27) (8.83) (1.28) (3.16)

$$+(-46.87 + 1.787\Delta y_{t-1} + 0.949\Delta y_{t-2} + 8.17\Delta y_{t-3} + 2.65\Delta y_{t-4} - 3.86\Delta y_{t-5})$$

(62.98) (1.06) (1.27) (8.82) (1.28) (3.16)

$$(1. - \text{EXP}(-0.7(\Delta y_{t-3} - 8.43)^2))$$

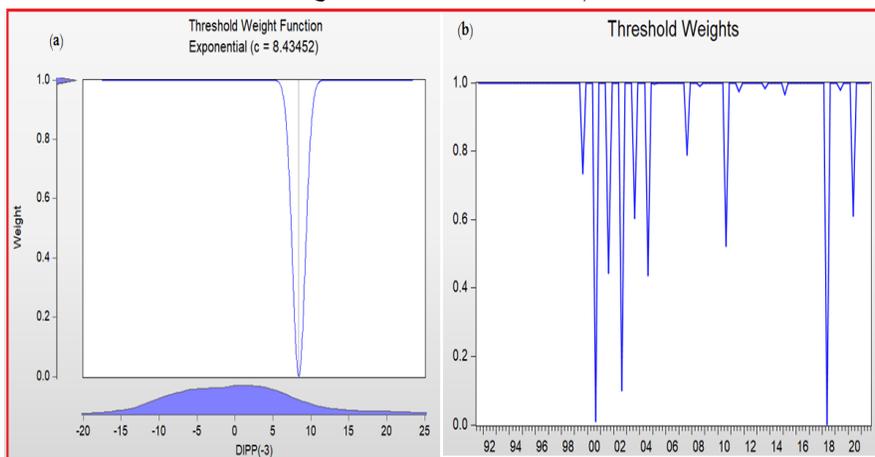
(0.43) (0.33)

بحيث y تعبر عن مؤشر أسعار الإنتاج الصناعى التى رمزنا لها ب IPP والقيم بين قوسين تعبر عن الانحراف المعياري (أنظر الملحق 1) بمعنى انحراف المتغير وهو نموذج ESTAR بحيث تقدير نقطة المنتصف للانتقال تعبر عن نمو يمكن تقديره ولدنيا قيمة:

$$\hat{c} = 8.43$$

تعبر عن نسبة النمو بحيث إذا كانت قيمة المتغيرة y مؤخرة بثلاثة درجات تساوى هذه القيمة يصبح النموذج غير خطى. بالنسبة لمعاملات الجزء الخطى نلاحظ أنها غير معنوية. وما يجب أن نشير إليه هى قيمة معامل بواقي انحراف الأخطاء للنموذج والتي تسمح بتحويل النموذج الخطى إلى اللاخطى تساوى 3.3. كما أن الشكل رقم 05 يوضح دالة الانتقال بحيث أن قيمة العتبة تساوى 8.4 وهى تقع ضمن الحدود المرصودة لكن تبعد عن المتوسط قليلا بمعنى أن أغلب المشاهدات تقع في الجانب الأيسر من ذيل الدالة الأسية (الشكل a) كذلك من الشكل b يمكن ملاحظة الانتقال بين فترات الركود والانتعاش.

الشكل رقم 05: دالة الانتقال لنموذج ESTAR

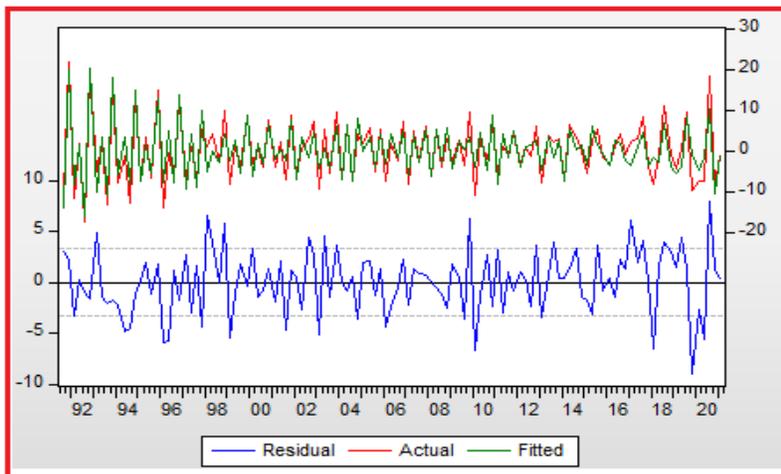


المصدر: مخرجات 10 E-views.

• تقييم النموذج

يتم تقييم النموذج من خلال قدرته على التنبؤ ومن خلال الشكل التالي يمكن الحكم على قدرة النموذج على محاكاة القيم الفعلية بنسبة كبيرة.

الشكل رقم 06: محاكاة النموذج



المصدر: مخرجات 10 E-views.

كذلك لا بد من دراسة البواقي من حيث الارتباط الذاتي وعدم تجانس تباين الأخطاء، وقد أثبتنا عدم وجودها وكذلك من خلال اختبار Ljung-Box للبواقي، ويمكن تقديم الجدول التالي الموضح لاختبارات البواقي حيث يظهر عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي وكذلك البواقي متجانسة التباين.

الجدول رقم 03: اختبارات البواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	1.260353	Prob. F(2,107)	0.2877
Obs*R-squared	2.784911	Prob. Chi-Square(2)	0.2485
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.827529	Prob. F(5,115)	0.1129
Obs*R-squared	8.906685	Prob. Chi-Square(5)	0.1128
Scaled explained SS	7.462070	Prob. Chi-Square(5)	0.1885

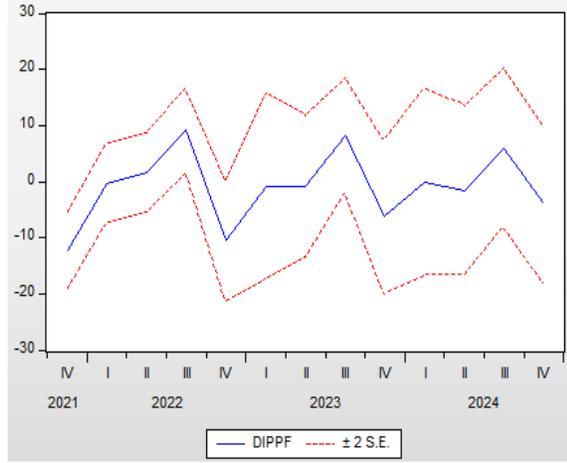
المصدر: مخرجات E-views 10.

• التنبؤ

التنبؤ بالنسبة لنماذج السلاسل الزمنية يعتبر هدف رئيسي والنموذج المذكور سابقا اجتاز كل المراحل اللازمة للقيام بهذه العملية، حيث تم اختيار هذا النموذج من بين عدة نماذج تتدرج ضمن نماذج العتبة وبالتالي أثبتنا صلاحيته للتنبؤ. القيم التالية توضح القيم المتنبأ بها خلال الثلاثة سنوات اللاحقة. نشير فقط أن المنحنى الذى يظهر تحت الجدول 04 يعبر عن قيم السلسلة المستقرة أي بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى.

الجدول رقم 04: قيم التنبؤ لمؤشر الإنتاج الصناعي للفترة Q4 : 2021-2024: Q4

السنة	2021 : Q4	2022 : Q1	2022 : Q2	2022 : Q3	2022 : Q4	2023 : Q1	2023 : Q2
القيمة	102.9	102.51	104.17	113.28	102.76	101.94	101.14
السنة	2023 : Q3	2023 : Q4	2024 : Q1	2024 : Q2	2024 : Q3	2024 : Q4	
القيمة	109.37	103.19	103.04	101.52	107.55	103.54	



المصدر: من إعداد الباحثين بالاستعانة ببرمجية E-views 10.

4. خاتمة:

حاولنا في هذه الورقة دراسة مؤشر الإنتاج الصناعي للجزائر خلال الفترة 1990 - 2021 وبمشاهدات فصلية، وقد قمنا باختبار التغير الهيكلي واختبار الخطية LM. أثبتنا من خلال اختبار CHOW وجود تغير هيكلي، وكذلك أثبتنا عدم خطية النموذج، وبالتالي إمكانية تطبيق نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية، وعلى هذا الأساس حاولنا معرفة ما إذا كان من المناسب ملائمة البيانات غير الخطية باستخدام نموذج STAR الذي يسمح بالانتقال بين الأنظمة بسلاسة بدلاً من الانتقال المفاجئ. بعد القيام بسلسلة من الاختبارات المتداخلة، أثبتنا أن نموذج ESTAR نموذجاً أفضل ويتم استخدامه لإجراء التقدير ومن ثم التنبؤ. من نتائج التقدير، قيمة C التي تساوي 8.4 والتي تقع بين النطاقات المرصودة لكن تبعد عن المتوسط قليلاً بمعنى أن أغلب المشاهدات تقع في الجانب الأيسر من ذيل الدالة الأسية، وبالتالي فإن النموذج يتصرف مثل نموذج LSTAR إلى حد ما. فقط تشير أن القيمة المقدرة ل γ تعبر عن الانتقال

البطيء جدا من نظام إلى آخر. كما تمكنا من استنتاج أن نموذج ESTAR أفضل من نموذج الانحدار الذاتي الخطي، ما يعنى تحقق فرضية الاختبار. بما أننا أثبتنا قدرة النموذج على محاكاة القيم الحقيقية فيمكن استنتاج أن فترة رواج مؤشر الإنتاج الصناعي للقطاع العمومي تحدث في الربع الثالث من كل سنة، وهذا ما يفيد صانعي السياسات الاقتصادية بغية اتخاذ القرار المناسبة لزيادة مستوى النشاط الاقتصادي.

5. قائمة المراجع:

- Alimi, M., & Rebaï, A. (2016). *Analyse et prévision non linéaire de la conjoncture en Tunisie par un modèle STAR*. *International Journal of Business & Economic Strategy (IJBES)*, 04, pp. 1-7.
- B.E Hansen. (1996). *Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis*. *Econometrica*. 430-413, (64)
- Bosserelle, E. (2000). *Cycles Exogènes ou Cycles Endogènes? Vie et Sciences Economiques*, 156, pp. 14-29.
- Buncic, D. (2018). *Identification and Estimation issues in Exponential Smooth Transition Autoregressive Models*. *Riksbank Research Paper Series No. 168*. pp. 1-20. (168), pp. 1-20.
- Eitrheim, Ø., & Teräsvirta, T. (1996). *Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models*. *Journal of Econometrics*, 04 (01), pp. 59-75.
- Franses, P. (1998). *Time series models for business and economic forecasting*. Cambridge University Press.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1998). *Testing linearity against smooth transition autoregressive models*. *Biometrika* (75), 491-499.
- Martin, V. L., Hurn, A. S., & Harris, D. (2013). *Econometric Modelling with Time Series ; Specification, Estimation and Testing*. Cambridge University Press.
- Teräsvirta, T. (1994). *Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models*. *Journal of the American Statistical Association*, 208-218.
- Teräsvirta, T., & Anderson, H. (1992). *Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models*. *Journal of Applied Econometrics* (07), 119-136.

- Terence C., M. (2021). *Modelling Trends and Cycles in Economic Time Series* (éd. 2nd edition). Springer Nature Switzerland AG.
- Tiao, G. C., & Tsay, R. (1994). *Some advances in non-linear and adaptive modelling in Time Series. Journal of Forecasting* (13), 109-131.
- Usman M, U., Tuba, S., & Guven, S. (2017). *Forecasting performance of smooth transition autoregressive (STAR) model on travel and leisure stock index. The Journal of Finance and Data Science* , 04 (02), pp. 90-100.

6. ملحق:

الملحق رقم 01: تقدير نموذج ESTAR

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	47.15966	62.94794	0.749185	0.4554
DIPP(-1)	-2.125010	1.060249	-2.004256	0.0476
DIPP(-2)	-1.387794	1.271657	-1.091327	0.2776
DIPP(-3)	-8.566571	8.834620	-0.969659	0.3344
DIPP(-4)	-2.267537	1.280414	-1.770940	0.0794
DIPP(-5)	3.636985	3.165517	1.148939	0.2531
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	-46.87355	62.98844	-0.744161	0.4584
DIPP(-1)	1.787282	1.061107	1.684356	0.0950
DIPP(-2)	0.949567	1.278457	0.742745	0.4593
DIPP(-3)	8.169261	8.825969	0.925594	0.3567
DIPP(-4)	2.648470	1.282949	2.064361	0.0414
DIPP(-5)	-3.853305	3.160282	-1.219292	0.2254
Slopes				
SLOPE	0.693228	0.439887	1.575922	0.1180
Thresholds				
THRESHOLD	8.434520	0.335816	25.11651	0.0000
R-squared	0.817601	Mean dependent var	0.139660	
Adjusted R-squared	0.795440	S.D. dependent var	7.279478	
S.E. of regression	3.292382	Akaike info criterion	5.329543	
Sum squared resid	1159.856	Schwarz criterion	5.653023	
Log likelihood	-308.4373	Hannan-Quinn criter.	5.460920	
F-statistic	36.89431	Durbin-Watson stat	1.877338	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: مخرجات 10 E-views.