



HAL
open science

L'INDICE DES PRIX A LA CONSOMMATION (IPC) EN TUNISIE : METHODE DE BOX-JENKINS

Abderraouf Ben Ahmed Mtiraoui, Haj Kamel

► **To cite this version:**

Abderraouf Ben Ahmed Mtiraoui, Haj Kamel. L'INDICE DES PRIX A LA CONSOMMATION (IPC) EN TUNISIE : METHODE DE BOX-JENKINS. Revue d'économie et de statistique appliquée, 2020, ISSN: 1112-234X EISSN: 2600-6642, Vol.16 (N°2). <hal-02521302>

HAL Id: hal-02521302

<https://hal.science/hal-02521302v1>

Submitted on 30 May 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire HAL, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

**THE TUNISIA CONSUMER PRICE INDEX (CPI):
BOX-JENKINS METHOD**

**L'INDICE DES PRIX A LA CONSOMMATION (IPC) EN TUNISIE :
METHODE DE BOX-JENKINS**

***Abderraouf MTIRAOU**
Université d'El Manar - Tunisie
Laboratoire de recherche : LAMIDED
abderraouf100@yahoo.fr

Kamel HAJ WANNES
Université de Sousse - Tunisie
Laboratoire de recherche : LAMIDED
hajwanneskamel@gmail.com

Reçu le : 07/09/2019 Accepté le : 27/10/2019 Publication en ligne le : 06/01/2020

ABSTRACT: In this work, we adopt a review of the empirical literature on the Box-Jenkins model. The structure of the Consumer Price Index (CPI) has been adjusted for Tunisia and the Eviews 15 software that was used gives the highest score. The results of sufficient diagnostic tests have shown that predictions using the static method gave the best results, with inflation. The correlograms of the result series found showed some stability in the statistical indicators since the evaluation of the forecasts namely the average of the Mean Absolute Percentage Error (MAPE) which proved a marginal error for the result while indicating that the model is adaptable to the chosen methodology and according to Tunisian domestic statistics of the National Institute of Statistics during the following period: (2007 to 2017).

Key words: Box-Jenkins model, CPI, Time series, Tunisia.

JEL Classification : C55, E66, C22

RESUME : Dans ce travail, nous adoptons une revue de la littérature empirique sur le modèle de Box-Jenkins. La structure de l'indice des prix à la consommation (IPC) a été ajustée pour la Tunisie et le logiciel Eviews 15 qui était utilisé donne le meilleur score. Les résultats des tests de diagnostic suffisants ont montré que les prévisions utilisant la méthode statique donnaient les meilleurs résultats, avec une inflation. Le corrélogramme de la série de résultat trouvé a montré une certaine stabilité au niveau des indicateurs statistique puisque l'évaluation des prévisions à savoir la moyenne des écarts en valeur absolue par rapport aux valeurs observées (MAPE) qui a prouvé une erreur marginale pour le résultat existant tout en indiquant que le modèle est adaptable à la méthodologie choisie et selon les statistiques domestiques Tunisiennes de l'Institut National de la Statistique durant la période suivante : (2007 à 2017).

Mots clés : Modèle de Box-Jenkins, IPC, Série chronologique, Tunisie.

* Auteur Correspondant

1. INTRODUCTION

Le prix à la consommation est la catégorie dans laquelle l'analyse économique est plus ciblée. La modification des prix à la consommation est également essentielle dans l'étude du choix de la politique économique et en particulier de la politique du contrôle. L'IPC est la mesure du coût de sortie qui reflète le niveau général de consommation de biens et de services par le ménage à qualité constante est calculé par l'institut national de la statistique, il a un rôle de contrôle et financier car il est tarifé au cadre de la politique de contrôle définie par la banque centrale, l'évolution positive de cet indicateur a conduit à l'adoption d'une politique de surveillance restrictive.

En Tunisie, la surveillance de l'IPC est nécessaire pour atteindre l'objectif de la banque centrale consistant à maintenir la stabilité des prix. Il existe diverses méthodologies utilisées par des professionnels et des institutions à travers le monde pour surveiller cette situation. L'une de ces approches consiste à utiliser la méthode Box-Jenkins ARIMA.

Le terme de méthodologie utilisé ici est plutôt scientifique étant donné la tendance des sciences économiques à suivre les doctrines de l'approche de falsification du concept de test de Popper, comme moyen de prouver les résultats à l'appui de la postulation théorique (Jackson, 2016). La méthode de Box-Jenkins repose sur l'utilisation de données de séries chronologiques recueillies de manière séquentielle sur une période donnée, comme dans le cas de l'indice de prix à la consommation (IPC), qui doit être utilisé dans cette étude.

Selon Etuk et al, 2013, les valeurs collectées sur des événements de séries chronologiques sont supposées présenter des tendances à l'autocorrélation qui est fonction des valeurs de décalage séparées par les valeurs corrélées (également dénommées « *fonction auto-corrélée, ACF* ») et elles sont dites stationnaires lorsque la moyenne la variance est constante.

2. REVUE DE LA LITTERATURE EMPIRIQUE

2.1. Stabilité des prix et anticipation prospective annuelle

Le but primordial de ce papier est de prévoir l'IPC mensuelle à l'aide des données de la Tunisie, qui sont principalement requises par une institution telle que la banque centrale pour suivre son objectif principal de stabilité des prix. À cet égard, l'objectif principal est de produire une prévision mensuelle hors échantillon pour les données de l'IPC à l'aide de la méthode ARIMA de Box-Jenkins.

2.2. Séries chronologiques : Pourquoi est-il modélisé et prédit

L'indice des prix à la consommation (IPC) est un moyen de calcul permettant d'analyser la moyenne pondérée d'un ensemble de biens de consommation et de services liés aux citoyens résidentiels, à savoir les produits de nutrition, d'habillement, de transport et d'Internet. Il est obtenu en calculant la moyenne des variations de prix totales sur une période donnée pour chaque bien et service offert.

D'ailleurs, l'indice des prix à la consommation (IPC) est un indicateur assez important dans la vie socio-économique. Il découle de son importance par la clarification qui permet d'apprécier toute modification légitime des prix du pouvoir d'achat des ménages. C'est également l'un des outils souvent utilisés pour capter l'inflation au fil du

temps, ce qui permet une meilleure analyse macroéconomique et offre aux agents économiques la possibilité de se protéger.

En outre, Faiga, et al (2015) ont analysé l'IPC en Malaisie à l'aide du modèle ARIMA. Aussi, George. A. Chronis (2016)[†] a utilisé les techniques stables de distribution et de simulation pour interpréter l'IPC américain exprimé en moyenne des prix des biens et services du consommateur urbain sur la période 1982-1984.

En plus d'être un indicateur de l'inflation, l'IPC est également souvent utilisé pour contrôler la politique monétaire et sa performance en vue de l'adoption des meilleures décisions futures ; dont le but est de maintenir le niveau de vie des ménages à un niveau bien défini en tant qu'indicateur approprié pour exprimer l'inflation.

L'IPC est souvent utilisé pour contrôler la politique monétaire et sa performance en vue de l'adoption des meilleures décisions futures ; dont le but est de maintenir le niveau de vie des ménages à un niveau optimal. L'ensemble des services publics de l'IPC nous encourage à réaliser une étude prévisionnelle pour évaluer le coût de la vie en Tunisie.

Afin de remédier à la situation future tout en respectant les objectifs de la banque (stabilité des prix), une série chronologique est généralement utilisée et, dans ce cas, l'approche uni-variée peut être appliquée. À cet égard, les séries temporelles peuvent être définies comme une séquence de valeurs observées ordonnées dans le temps et en supposant que les futures valeurs prédites dépendent des séquences historiques de la variable observée à l'étude[‡].

2.3. Le Modèle ARMA

La stationnarité d'une série (Z_t) suivrait normalement un modèle de moyenne mobile autorégressif des ordres p et q , normalement avec la désignation **ARMA** (p, q) qui est réputé formée par deux rubriques à savoir :

- *Modèles autorégressifs (AR)*

C'est est l'une des méthodes utilisées pour modéliser *des* données de séries chronologiques uni variées, où la valeur observée actuelle est supposée être une fonction des valeurs passées plus un choc aléatoire.

Le processus $\{X_t\}$ est dit autorégressif d'ordre p , noté **AR** (p) si,

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots \dots \dots \varphi_p X_{t-p} + \varepsilon_t, \{\varepsilon_t\} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$X_t - \varphi_1 X_{t-1} - \varphi_2 X_{t-2} - \dots \dots \dots \varphi_p X_{t-p} = \varepsilon_t$$

$$\text{Ou encore } (1 - \varphi_1 L^1 - \dots - \varphi_p L^p) X_t = \varepsilon_t$$

Donc, un modèle autorégressif correspond simplement à une régression linéaire de la courante valeur de la série par rapport à une ou plusieurs valeurs antérieures de la série. Par conséquent, on peut facilement déterminer la production actuelle, mais la faiblesse du

[†] **George. A. Chronis (2016)**; "Modelling the extreme variability of the US Consumer Price Index inflation with a stable non-symmetric distribution". *Economic Modelling*; Vol. 59. Pages 271-277

[‡] **Taneja, K., Ahmad, S., Ahmad, K. and Attri, S. (2016)**; "Time series analysis of aerosol optical depth over New Delhi using Boxe-Jenkins ARIMA modeling approach. *Atmospheric Pollution Research*, Vol.7:pp. 585-596.

modèle autorégressif réside dans le fait que les perturbations passées ne sont pas prises en compte.

- *Moyenne mobile (MA)*

Une autre approche utilisée dans la modélisation des séries chronologiques uni-variées est le modèle autorégressif, dans lequel la série chronologique observée dépend de la somme linéaire pondérée des chocs aléatoires passés.

Par conséquent, le processus $\{ Y_t \}$ est dit une moyenne mobile **MA (q)** d'ordre **q** si

$$Y_t = \zeta_t - \theta_1 \zeta_{t-1} - \theta_2 \zeta_{t-2} - \dots - \theta_q \zeta_{t-q}, \{ \zeta_t \} \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

Ou encore $(1 - \theta_1 L^1 - \dots - \theta_q L^q) \zeta_t = Y_t$

-*Modèles ARMA (p, q)* : Un autre modèle utile de série chronologique est formé en combinant les processus **MA(q)** et **AR(p)**. Un modèle **ARMA (p, q)** comprend selon son nom deux composantes : la somme pondérée des valeurs passées (composante autorégressive) et la somme pondérée des erreurs passées (composante moyenne mobile). Alors, le processus Z_{int} est un processus **ARMA (p, q)** si :

$$(1 - \varphi_1 L^1 - \dots - \varphi_p L^p) X_t = (1 - \theta_1 L^1 - \dots - \theta_q L^q) \zeta_t \quad (3)$$

Dans ce cas, ζ_t est dit être une séquence de variables aléatoires, avec une variance moyenne et constante nulle, normalement appelée processus de bruit blanc (α et β étant constants). Cela signifie qu'avec $\mathbf{p} = \mathbf{0}$, la relation (3) devient un modèle à moyenne mobile de l'ordre q et avec une **MA** désignée (\mathbf{q}). Avec $\mathbf{q} = \mathbf{0}$, le processus deviendra alors un processus autorégressif de l'ordre p , désigné par **AR (q)**.

Une série temporelle (Z_t) est dite un modèle **ARIMA** d'ordre (p, d, q) , c'est le moyen de la moyenne mobile intégrée autorégressive **ARIMA (p, d, q)**, si :

$$\Phi(\beta) \partial^d X_t = \theta(\beta) \zeta_t$$

Le processus **ARIMA** est caractérisé par trois valeurs importantes : \mathbf{p} : est l'ordre du composant autorégressif, \mathbf{d} : le nombre de différences nécessaires pour transformer la série non stationnaire en un processus **ARMA** stationnaire (\mathbf{p}, \mathbf{q}) et \mathbf{q} : l'ordre de la moyenne mobile.

3. ESTIMATION DU MODELE DE BOX & JENKINS (1976)

Le modèle de Box & Jenkins (1976) sert à déterminer une méthodologie adéquate pour montrer une chronique dans le but de prévision des valeurs éventuelles proches.

En effet, l'objectif de cette méthodologie est la modélisation d'une série chronologique en fonction de ses valeurs passées et présentes afin de déterminer le processus **ARIMA** approprié par principe de parcimonie.

Cette méthodologie suggère une identification du modèle avec une procédure en trois étapes dont l'estimation du modèle et une validation du modèle. Alors, les trois étapes sont identifiées dans la suite du paragraphe :

3.1. Identification du modèle

Le premier état consiste à déterminer le nombre des différences nécessaires pour rendre la série chronologique sur une longue période. Pour ce faire, nous allons tester la stationnarité de la série par un test de racine unitaire simple ou bien augmenté (ADF) pour déterminer le type de processus de stationnarité à savoir DS ou bien TS.

Alors, si les données sont stationnaires, nous déterminons alors l'ordre du processus autorégressif AR (p) et la moyenne mobile MA (q) en créant le graphique de la fonction de corrélation partielle (PACF) et de la fonction de corrélation automatique (ACF). Pour que nous puissions obtenir le modèle ARIMA.

3.2. Test de racine unitaire

Si la série chronologique est stationnaire ou non est un concept très important avant de tirer des conclusions dans les analyses de séries chronologiques.

Par conséquent, des tests Dickey Fuller[§] Augmenté (ADF), Phillips Perron (PP) et Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)^{**} ont été utilisés pour vérifier la papeterie de la série. Le test repose sur l'hypothèse qu'une série des données temporelles Y_t suit un mouvement aléatoire :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$$

Où ρ est la racine caractéristique d'un polynôme AR et e_t est un processus purement aléatoire avec moyenne nulle et variance $\text{Var}(e_t)$ égale à zéro.

3.3. Test de Dickey Fuller Augmenté (ADF)

Le test de Dickey Fuller Augmenté (1979) est test de racine de l'unité ADF qui teste donc l'acceptation ou le rejet de l'une hypothèse de deux hypothèses suivantes : $H_0 : \rho = 1$ non stationnaire ou bien $H_1 : \rho \neq 1$ stationnaire.

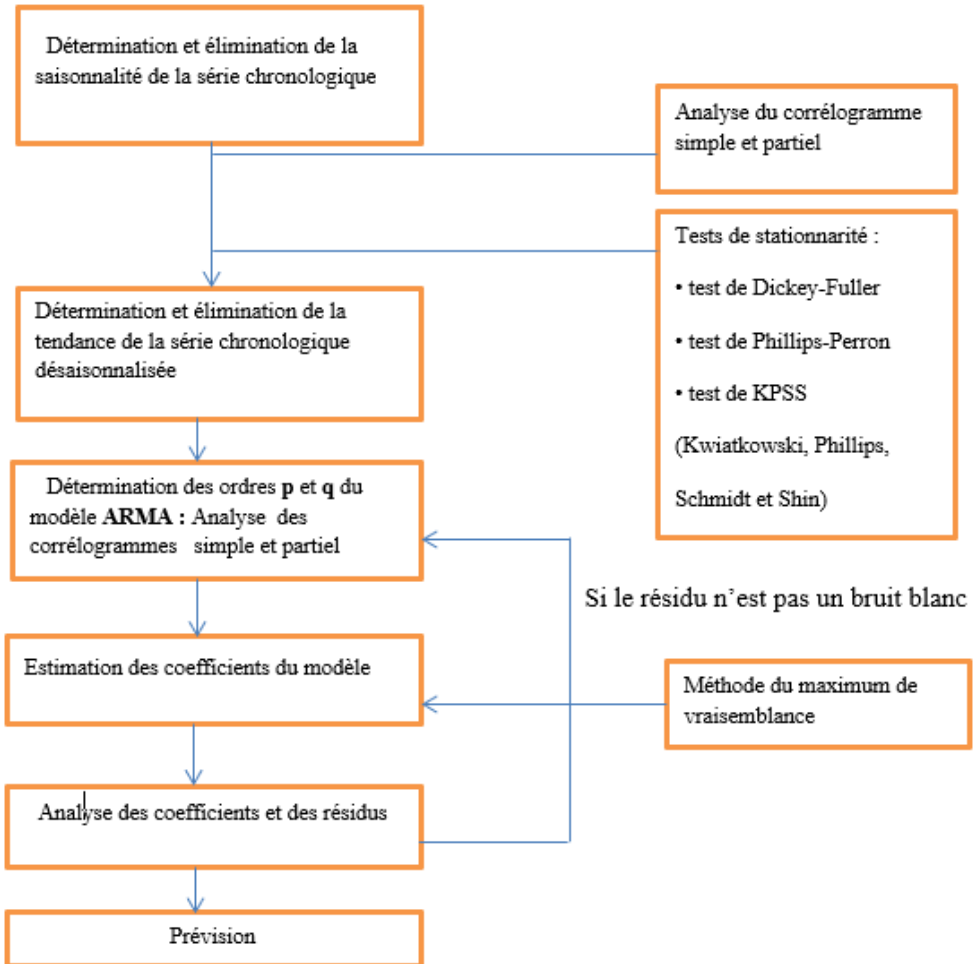
Le modèle ARIMA est le cours de la méthode de Box et Jenkins^{††} qui permet de déterminer une série temporelle selon ses caractéristiques. Elle est constituée par plusieurs étapes :

[§] Dickey, W. A. and Fuller, D.A. (1981); "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*. Vol. 49, N° 4, pp. 1057–1072.

^{**} Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root". *Journal of Econometrics*. Vol.54. P.P. (159-178). North-Holland

^{††} Une approche simplifiée de la méthode de Box et Jenkins pour l'analyse et la prévision des séries temporelles unidimensionnelles.

Figure N°1 : Méthode de Box et Jenkins **



3.4. Test de Phillips Perron

Phillips et Perron (1988) constituent peut-être l'alternative la plus fréquemment utilisée au test Augmenté Dickey Fuller (ADF). Ils modifient le test statistique de sorte qu'aucun retard supplémentaire de la variable dépendante ne soit nécessaire en présence d'erreurs en série. L'avantage de ce test est qu'il n'assume aucune forme fonctionnelle lors du premier processus de la variable qui est applicable à un très grand nombre de problèmes.

** Hélène Hamisultane (2002) ; « Économétrie des séries temporelles ». Licence. France. 2002. ffeel01261174f

3.5. Test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (1992) est un test où l'hypothèse nulle est l'inverse. Ce sont des tests pour voir si le test peut rejeter stationnaire. C'est la réserve de test **PP** et **ADF**.

- **Identification**

La série présente un processus **AR (p)** si la fonction **ACF délimite** de manière exponentielle et que la fonction **PACF** augmente dans un ou plusieurs journaux.

➤ *Le nombre de pointes seulement la commande p.*

Les séries présentent un processus **MA (q)** si le **PACP** décline de manière exponentielle et que les **ACF** ont des pics dans le premier sont plus de loges.

➤ *Le nombre de pointes que l'ordre q.*

La série présente un processus **ARMA (p, q)** si l'**ACP** et le **PACF** délimitent de manière exponentielle. Le nombre de pointes ne comprend que les ordres **p et q**.

- **Estimation**

Il s'agit d'estimer les paramètres du modèle **ARIMA** approprié *identifié* à l'étape précédente par la méthode des moindres carrés conditionnels.

➤ *Test de diagnostique*

Dans cette étape, il est nécessaire de valider le modèle adéquat qui minimise les critères d'information : Critère d'Information Akaike (AIC), Critère d'Information Akaike Modifié (AICC), Critère d'Information de Boyesion (BIC), puis vérification du modèle en analysant le résidu doit être un bruit blanc.

➤ *Critère d'information Akaike (AIC)*

L'AIC dit de sélectionner le modèle **ARIMA (p, d, q)** qui maximise

$$AIC = -2Ln L + 2k$$

➤ *Critère d'information Akaike modifié (AICC)*

Le problème se pose en ce sens que l'AIC dont leur alternative statistique corrigée ce biais devient :

$$AICC = AIC + \frac{2(K+1)+(K+2)}{n-k-2}$$

➤ *Critère d'information de Boyesion (BIC)*

Le BIC dit de sélectionner le modèle **ARIMA (p, d, q)** qui maximise.

$$BIC = -2Ln L + 2k Ln (n);$$

Lorsque Ln L est le logarithme naturel de la fonction de vraisemblance estimée et **k = p + q** est le nombre de paramètres dans le modèle et n observations.

AIC et **BIC** requièrent tous deux la maximisation de la fonction de vraisemblance log lorsque nous avons comparé **AICC** à **BIC**, ce qui entraîne une pénalité plus sévère pour les modèles paramétrés.

➤ *Erreur absolue moyenne en pourcentage (MAPE)^{§§}*

MAPE : (*Mean Absolute Percentage Error*) est la moyenne des écarts en valeur absolue par rapport aux valeurs observées. C'est donc un pourcentage et par conséquent un indicateur pratique de comparaison. D'ailleurs, le MAPE ne peut s'appliquer qu'à des valeurs strictement positives. Il permet donc de juger si le système de prévision des ventes est bon, mais il est inefficace pour apprécier la qualité d'estimations de résultats qui peuvent être soit des bénéfices soit des pertes (ça tombe bien, il est un peu stupide de prévoir directement un solde plutôt que ces composantes positives ou négatives).

4. DONNEES ET METHODOLOGIE

Les données utilisées dans cette étude proviennent de *l'institut* national des statistiques, de 2007 à 2017. Il s'agit des données mensuelles de l'indice des prix à la consommation (IPC) de la Tunisie.

➤ *Estimation de paramètre*

Les paramètres ϕ , θ et σ^2 sont estimés par le maximum de vraisemblance conditionnel, et il est supposé que les erreurs soient indépendantes et normalement distribuées.

➤ *Vérification diagnostique*

Le modèle estimé doit être testé pour la qualité de l'ajustement. Ainsi, la variable doit être vérifiée pour la racine unitaire, soit en utilisant Dicky-Fuller Augmenté ou Phillip-Perrons. Ensuite, l'analyse des résidus du modèle peut être vérifiée à l'aide des résultats d'autocorrélation et de la sortie du tableau de stabilité. Si le modèle est correct, les résidus présenteraient une caractéristique non corrélée, ce qui permettrait de suivre une distribution normale avec une variance moyenne nulle et constante.

5. RESULTATS ET DISCUSSIONS

5.1. Résultats

Ce résultat était basé sur une prévision uni variée selon les données de l'IPC. Le processus utilisé est basé sur des données durant la période de 2007 à 2017.

Table N°1 : Diagnostique du Test de racine unitaire

		<i>Adj. t-Stat</i>	<i>Probabilité</i>
<i>Test Phillips-Perron</i>		-5.6295	0.000001
Test de validité des critères	Significatif de 1%	-4.0313	
	Significatif de 5%	-3.4453	
	Significatif de 10%	-3.1475	

Source : Output de l'EvIEWS 15 fait par les auteurs

^{§§} <http://www.jybaudot.fr/Stats/indicecart.html>

Ainsi, le processus de répétition a suggéré une forme plus réduite du modèle original qui a un produit des résultats AIC, ce qui signifie que le modèle est stable.

Table N°2 : Modèle d'estimation des variables dépendantes : DV(IPC)

Méthode : Maximum Likelihood ARMA

Observations incluses : 129

Tableau 2 : Analyse descriptive

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
<i>Cst</i>	0.9312	0.3824	2.4352	0.0163
<i>AR (4)</i>	0.1258	0.0571	2.2024	0.0295
<i>AR (2)</i>	0.2547	0.0780	3.2648	0.0014
<i>AR (1)</i>	0.4723	0.0531	8.8921	0.0000
<i>R-squared (R²)</i>	0.6018	<i>Mean dependent Var</i>		0.9118
<i>Adjusted R-squared</i>	0.5890	<i>S.D. dependent Var</i>		0.7884
<i>S.E. of regression</i>	0.5054	<i>Akaike info criterion AIC</i>		1.5194
<i>Sum squared resid.</i>	31.6730	<i>Schwarz criterion SC</i>		1.6302
<i>Log likelihood</i>	-92.9988	<i>Hannan-Quinn criter HQC</i>		1.5644
<i>F-statistic</i>	46.8576	<i>Durbin-Watson stat DW</i>		2.0464
<i>MAPE (F-statistic)</i>			0.46639	
<i>Prob (F-statistic)</i>			0.000001	

Source : Output de l'Eviews 15 fait par les auteurs

D'après le résultat de l'évaluation prévisionnelle indiqué dans ce tableau, la valeur **R²** est également élevée et, comme indiqué plus haut, une valeur MAPE (Mean Absolute Percentage Error) faible.

5.2. Interprétations et discussions

Sur le plan économique, la discussion est basée sur l'expérience de l'économie tunisienne qui a montré un résultat positif en termes de réduction de la prévision d'inflation d'une année à une autre.

➤ *Risques à la baisse identifiés par rapport aux prévisions*

La Tunisie se trouve actuellement dans la période transitions politiques dont l'impact positif sur l'offre rare des produits alimentaires sur le marché intérieur et par conséquence l'effet peut réduire les prix des produits alimentaires d'après les résultats.

Dans cette partie empirique, il y avait des signes indicatifs de stabilité proportionnellement au taux de change de la Tunisie reflétant dans ce cas une certaine stabilité temporaire du taux de change durant la dernière période qui peut expliquer par la compétitivité des produits du premier secteur agricole.

En effet, l'idée de compétitivité traduit essentiellement une progression exportations de ces types produits agricoles dans le marché mondial actuel.

➤ *Risques à la hausse identifiés par rapport aux prévisions*

L'emprunt du gouvernement Tunisien par l'intermédiaire de sa banque centrale peut engendrer automatiquement les pressions inflationnistes qui était liées par une augmentation des prix des produits et par conséquence un accroissement des dépenses influant sur la masse monétaire économique Tunisienne. Dans ce contexte, les chocs externes peuvent se produire des effets sur les de quelques autres produits à savoir l'augmentation du prix de l'énergie dans l'économie.

Au totale, une intervention forcée sera avancée par les autorités gouvernementales pour régler une telle situation qui a des effets principalement sur le déficit budgétaire et surtout pour éviter la situation énormément inflationniste.

6. CONCLUSION

Dans notre modélisation de Box de Jenkins, nous remarquons que l'indice des prix à la consommation (IPC) est un indicateur deviendra trop important dans la vie sociale et économique résultant son importance par la clarification qui permet d'apprécier toute modification des prix du pouvoir d'achat des agents économique à savoir les ménages pour bien comprendre l'effet de l'inflation

Selon les résultats trouvés, le modèle ARIMA montre un résultat relativement satisfaisant avec une petite erreur de prévision, comme le montre la moyenne des écarts en valeur absolue par rapport aux valeurs observées (MAPE : Mean Absolute Percentage Error) qui était très faible. La prévision à court terme du modèle et une méthode de prévision plus appropriés seront explorées, notamment en utilisant d'autres variables pour déterminer leur impact sur l'indice des prix à la consommation (IPC).

En effet, il est nécessaire de déterminer la mesure de l'indicateur de l'inflation d'une part. D'autre part, la Tunisie présente de fortes disparités régionales et des inégalités sociales. Nous ne devrions pas parler d'un indice de plusieurs inflations tenant compte de la

disparité régionale et de la disparité de conception entre différents groupes sociaux. En guise de conclusion, cette approche futuriste cherchera à explorer l'utilisation de variable (s) exogène (s) dans le processus ARIMA, aboutissant ainsi à un résultat du modèle ARIMA

BIBLIOGRAPHIE

1. Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1976); "Time Series Analysis, Forecasting and Control", *Holden-Day, San Francisco*.
2. Diewert, W. E. (1998); "Index Number Issues in the Consumer Price Index," *Journal of Economics and Perspectives*. Vol. 12, N° 1, pp. 47–58.
3. Dickey, W. A. & Fuller, D.A. (1979); "Distribution of Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal the American Statistics Association*. Vol. 74, pp. 427–431.
4. Dickey, W. A. and Fuller, , D.A. (1981); "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*. Vol. 49, N° 4, pp. 1057–1072.
5. Etuk, E.H., Moffat, I.U and Chims, B.E. (2013); "Modelling Monthly Rainfall Data of Port Harcourt, Nigeria by Seasonal Box-Jenkins Methods". *International Journal of Science*, Vol. 2 , pp. 60-67.
6. Im, K. S., Pesaran, M. H. and Y. Shin, (2003); "Testing for unit roots in heterogeneous panels," *Journal of Economics.*, vol. 115, no. 1, pp. 53–74,
7. Jackson, E. A. (2017); "Economic Methodology: Paradox of Ceteris Paribus (CP) Law in the Context of Sierra Leone": *African Review of Social Sciences Methodology*, Vol.2:pp.31-4
8. Mackinnon, J. G. (1994); "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests, " *Journal of Economics Business and Statistics*. Vol. 12, N° 2, pp. 167–176.
9. Oyetunji, O. B. (1985); "Inverse Autocorrelations and Moving Average Time Series Modelling" . *Journal of Official Statistics*, 1, pp. 315 – 322.
10. Phillips, P. C. and Perron, P. (1988); "Testing for a unit root in time series regression.," *Biometrika*. Vol. 75, N° 2, pp. 335–346,
11. , P. (1990); "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean". *Journal Economics Business Statistics*. Vol. 8, N° 2, pp. 153–162.
12. Romero-Ávila D. and Usabiaga, C. (2009); "The hypothesis of a unit root in OECD inflation revisited," *Journal of Economics Business*. Vol. 61, N°2, pp. 153–161.
13. Saikkonen, P. and Lütkepohl, H. (2002); "Testing for a Unit Root in a Time Series With a Level Shift At Unknown Time," *Economics Theory*. Vol. 18, N° 02.
14. Taneja, K., Ahmad, S., Ahmad, K. and Attri, S. D. (2016); "Time series analysis of aerosol optical depth over New Delhi using BoxeJenkins ARIMA modeling approach". *Atmospheric Pollution Research*, Vol. 7, pp. 585-596.

BIBLIOGRAPHIE

15. Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1976); "Time Series Analysis, Forecasting and Control", *Holden-Day, San Francisco*.
16. Diewert, W. E. (1998); "Index Number Issues in the Consumer Price Index," *Journal of Economics and Perspectives*. Vol. 12, N° 1, pp. 47–58.
17. Dicky, W. A. & Fuller, D.A. (1979); "Distribution of Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal the American Statistics Association*. Vol. 74, pp. 427–431.
18. Dickey, W. A. and Fuller, , D.A. (1981); "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*. Vol. 49, N° 4, pp. 1057–1072.
19. Etuk, E.H., Moffat, I.U and Chims, B.E. (2013); "Modelling Monthly Rainfall Data of Port Harcourt, Nigeria by Seasonal Box-Jenkins Methods". *International Journal of Science*, Vol. 2 , pp. 60-67.
20. Im, K. S., Pesaran, M. H. and Y. Shin, (2003); "Testing for unit roots in heterogeneous panels," *Journal of Economics.*, vol. 115, no. 1, pp. 53–74,
21. Jackson, E. A. (2017); "Economic Methodology: Paradox of Ceteris Paribus (CP) Law in the Context of Sierra Leone": *African Review of Social Sciences Methodology*, Vol.2:pp.31-4
22. Mackinnon, J. G. (1994); "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests, " *Journal of Economics Business and Statistics*. Vol. 12, N° 2, pp. 167–176.
23. Oyetunji, O. B. (1985); "Inverse Autocorrelations and Moving Average Time Series Modelling" . *Journal of Official Statistics*, 1, pp. 315 – 322.
24. Phillips, P. C. and Perron, P. (1988); "Testing for a unit root in time series regression.," *Biometrika*. Vol. 75, N° 2, pp. 335–346,
25. , P. (1990); "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean". *Journal Economics Business Statistics*. Vol. 8, N° 2, pp. 153–162.
26. Romero-Ávila D. and Usabiaga, C. (2009); "The hypothesis of a unit root in OECD inflation revisited," *Journal of Economics Business*. Vol. 61, N°2, pp. 153–161.
27. Saikkonen, P. and Lütkepohl, H. (2002); "Testing for a Unit Root in a Time Series With a Level Shift At Unknown Time," *Economics Theory*. Vol. 18, N° 02.
28. Taneja, K., Ahmad, S., Ahmad, K. and Attri, S. D. (2016); "Time series analysis of aerosol optical depth over New Delhi using BoxeJenkins ARIMA modeling approach". *Atmospheric Pollution Research*, Vol. 7, pp. 585-596.