

**Jean-François VERNE**

UNIVERSITÉ SAINT-JOSEPH, BEYROUTH.

jean-francois.verne@usj.edu.lb

**Carole VERNE**

Université Saint-Joseph, Beyrouth.

# **ANALYSE EMPIRIQUE DE LA CAUSALITÉ CONDITIONNELLE ENTRE CROISSANCE ÉCONOMIQUE, TAUX D'INFLATION ET PRIX DU PÉTROLE :**

## **LE CAS DES PAYS DU MOYEN ORIENT ET D'AFRIQUE DU NORD**

### **RÉSUMÉ**

Cet article analyse, sur la période 1970-2016, la relation causale entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole dans dix-huit pays de la région MENA, généralement caractérisés par l'existence de conflits armés plus ou moins récurrents. En différenciant les pays producteurs de pétrole des pays non producteurs, on constate que, dans les pays producteurs, la causalité, allant de la croissance vers le taux d'inflation, est conditionnelle au prix du pétrole alors qu'elle est bidirectionnelle et non conditionnelle au prix du pétrole dans les pays non producteurs. En outre, les conflits armés influencent négativement la croissance économique dans les pays

producteurs de pétrole mais n'ont pas un impact statistiquement significatif sur la croissance économique et le taux d'inflation dans les pays non producteurs.

**Mots clés :** Croissance ; Inflation ; Causalité ; Données de panel ; Prix du pétrole, Conflits

**JEL Classification :** C33 ; D74 ; E31 ; O47 ; Q41.

## **AN EMPIRICAL ANALYSIS OF THE CONDITIONAL CAUSALITY BETWEEN ECONOMIC GROWTH, INFLATION RATE AND OIL PRICE: EVIDENCE FROM MENA COUNTRIES**

**Abstract:** This paper analyses the conditional causality during the 1970-2016 period between inflation rate and economic growth through the oil price evolution regarding eighteen MENA countries that are often touched by more or less recurrent armed conflicts. By making the difference between oil producing countries and non-oil producing countries, we notice that, in the oil producing countries, the causality, which goes from economic growth to inflation rate, is not governed by the oil price evolution while in the non-oil producing countries, the causality between economic growth and inflation rate is bidirectional and conditional to the oil price. Moreover, in the oil producing countries, armed conflicts influence negatively the economic growth but in the non-oil producing countries they do not have a significant impact on the economic growth and inflation rate as well.

**Key words:** Growth; Inflation; Causality; Data Panel; Oil Price; Conflicts

## **INTRODUCTION**

La relation entre croissance économique et inflation a fait l'objet de nombreuses études portant notamment sur les pays développés (Sidrauski, 1967 ; Tobin, 1967 ; Stockman, 1981, Turner, 1995, Benes et al. 2010, Tiwari, Oros et Albulescu, 2014 et Khan, 2016) mais également sur les pays en développement

(Fisher, 1993 ; Bullard et Keating, 1995). La plupart de ces études recourt à l'économétrie des données de panel pour estimer la relation entre les deux variables (Fisher, 1993 ; Bullard et Keating, 1995 et Khan, 2016). Par exemple, Khan et Senhadji (2001) Drucker et al. (2005) et Espinoza et al. (2010) cherchent une relation non-linéaire entre croissance économique et inflation dans les deux types de pays en estimant la vitesse avec laquelle l'inflation a un impact négatif sur la croissance.

S'agissant des pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord (pays dits de la région MENA)<sup>75</sup>, généralement politiquement instables et caractérisés par des conflits armés récurrents, la relation entre croissance économique et inflation est complexe à appréhender. En effet, en période de guerre, l'activité économique est profondément perturbée et s'accompagne de pénurie qui touche la majorité des biens de consommation et de production. Il n'est donc pas rare de constater, dans ces pays, un taux d'inflation très élevé et un taux de croissance fortement négatif.

Ainsi, la relation entre croissance économique et taux d'inflation peut être biaisée si l'on ne tient pas compte de l'existence, depuis quelques années dans plusieurs pays, de ces conflits et instabilités politiques qui induisent une modification de la structure de l'économie. De plus, certains de ces pays sont de grands producteurs de pétrole et la variation du prix du pétrole exerce alors un certain impact sur l'évolution de la croissance économique et sur celle du taux d'inflation, ces deux variables pouvant s'influencer l'une et l'autre.

En effet, le prix annuel moyen du pétrole, dont la baisse a été continue depuis 2013 mais dont la hausse redevient assez importante depuis 2017 (Statistica, 2018), est une variable susceptible de jouer un rôle non négligeable dans la relation entre croissance et inflation dans ces pays.

Certes de telles études, analysant l'impact du prix du pétrole sur l'inflation et l'activité économique, ont été menées dans les pays de l'OCDE (OCDE, 2011), mais peu d'entre-elles, à notre connaissance, ont concerné les pays de la région

---

75 Ces pays sont l'Algérie, Bahreïn, l'Égypte, l'Iran, l'Iraq, Israël, la Jordanie, le Koweït, le Liban, la Lybie, le Maroc, Oman, le Qatar, l'Arabie-Saoudite, la Syrie, la Tunisie, la Turquie, les Emirats-Arabes-Unis, soit 18 pays au total.

MENA, si ce n'est celles de la Banque Mondiale (2016) à travers son « Bulletin trimestriel d'information économique de la région MENA ». Dans les pays de l'OCDE donc, lorsque le prix du pétrole augmente, la croissance diminue et l'inflation augmente. Autrement dit, la causalité – allant de la croissance vers l'inflation – est conditionnelle au prix du pétrole c'est-à-dire qu'elle dépend de l'influence du prix du pétrole sur la croissance économique et/ou sur le taux d'inflation.

Cependant, cette relation causale est-elle confirmée dans les pays du Moyen-Orient ? Existe-t-il des différences entre pays producteurs de pétrole et pays non producteurs concernant l'importance du prix du pétrole dans la relation causale entre croissance économique et taux d'inflation ? En outre, les conflits armés ont-ils un impact significatif sur la croissance économique et sur le taux d'inflation ?

L'objectif de cet article est donc d'estimer, sur la période 1970-2016, un modèle de causalité en données de panel entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole, tout en tenant compte des conflits armés, pour 18 pays de la région MENA scindés en deux groupes : les pays producteurs de pétrole et les pays non producteurs.

Pour atteindre cet objectif, le présent article comporte trois autres sections. La première section, après avoir décrit les données statistiques concernant les pays de la région MENA, présente le modèle économétrique estimant la relation causale entre la croissance économique et le taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole. La deuxième section montre les résultats de ce modèle dans les pays producteurs et les pays non producteurs de pétrole, tout en tenant compte de l'impact des conflits. La dernière section conclut.

## **1. Définition des variables et présentation du modèle de causalité conditionnelle entre taux d'inflation et croissance économique**

Dans les pays de la région MENA, les conflits et la variation du prix du pétrole jouent un rôle important dans la relation causale entre croissance économique

et taux d'inflation (2.1). Aussi, nous précisons d'emblée que le prix du pétrole représente la variable intermédiaire dans le modèle de causalité entre croissance économique et taux d'inflation et que les conflits constituent une variable totalement exogène (2.2).

### **1.1. Définition des variables relatives au taux d'inflation, à la croissance économique, au prix du pétrole et aux conflits**

La région MENA est caractérisée par des conflits armés et des instabilités politiques qui ont sans doute, à côté du prix du pétrole, une influence non négligeable sur le taux d'inflation et la croissance économique. Pour mesurer l'évolution du taux d'inflation et de la croissance économique durant la période 1970 à 2016 – période pour laquelle les données sont disponibles – nous téléchargeons ces deux séries statistiques à partir de la base de données de l'ONU (United Nations Statistics, 2017). Les variables endogènes de notre modèle, en données annuelles, en dollars constants et en parité des pouvoirs d'achat, sont le PIB réel et l'indice implicite des prix à la production, avec comme base 100 l'année 2010, permettant de calculer le taux d'inflation.

Pour calculer le taux d'inflation, noté *INF*, dans chacun de nos 18 pays, nous utilisons la variation relative de l'indice des prix à la production. Quant au calcul de la croissance économique, notée *dY*, nous prenons la différence première du logarithme du PIB réel afin d'obtenir le taux de croissance du PIB en volume et de rendre stationnaire le PIB (comme le confirment, en annexe 1, les tests de racine unitaire en données de panel).

Le prix du baril de pétrole est en dollars US et en logarithme et provient du document « BP Statistical Review of World Energy » (2017). Pour les données relatives aux conflits, nous utilisons la base de données UCDP/PRIO (Uppsala Conflict Data Program/Peace Research Institute in Oslo, 2016) qui définit deux niveaux d'intensité dans un conflit : les conflits armés mineurs, où le nombre de morts varie entre 25 et 999 par an ; les guerres ou les conflits armés majeurs, entraînant au moins 1000 morts dans une année. Aussi, cet organisme utilise une variable indicatrice mesurant l'intensité des conflits. Celle-ci prend la valeur 1 lorsque le nombre de morts résultant d'un conflit est

supérieur ou égal à 1000 et 0 si, au cours du temps, le nombre de morts est inférieur à 1000. Nous considérons, pour simplifier, que cette variable (que l'on nommera « *CONF* » ci-après) prend la valeur 0 lorsque l'on ne dénombre aucun conflit majeur et 1 lorsqu'il existe des conflits provoquant au moins un mort. Les conflits et l'évolution du prix du pétrole sont inclus dans la relation causale entre croissance économique et taux d'inflation.

## 1.2. Le modèle de causalité entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole.

Pour analyser la causalité conditionnelle entre le taux d'inflation et la croissance économique, nous utilisons des modèles bivariés et trivariés de type VAR en données de panel comprenant les 18 pays et couvrant la période 1970-2016. Les tests de non stationnarité en données de panel indiquent que le PIB (notée  $Y$ ) et le logarithme du prix du pétrole (noté  $P$ ) ne sont pas stationnaires en niveau et qu'ils le deviennent si on les différencie une fois. Par contre, le taux d'inflation (noté  $INF$ ), est stationnaire en niveau (voir annexe 1).

Aussi, afin de différencier les pays producteurs de pétrole tels que l'Algérie, l'Égypte, l'Iran, l'Iraq, le Koweït, la Lybie, Oman, le Qatar, la Syrie, la Tunisie, l'Arabie Saoudite et les Émirats-Arabes-Unis, soit douze pays, des six autres pays non producteurs comme Bahreïn, Israël, la Jordanie, le Liban, le Maroc et la Turquie (BP Statistical Review of World Energy », 2017), scindons-nous notre échantillon en deux : les pays producteurs de pétrole et les autres.

Les tests de (non) causalité au sens de Granger (1969) dans le domaine temporel entre la croissance économique et le taux d'inflation, conditionnellement au prix du pétrole, s'effectuent en plusieurs étapes (Chen et al, 2006) :

- Etape 1 : Estimation du modèle VAR causal entre le taux de croissance économique (ou la croissance économique)  $dY_{it}$  et le prix de pétrole  $P_{it}$  et estimation de la matrice variance-covariance des résidus.
- Etape 2 : Estimation du modèle VAR causal entre le taux d'inflation  $INF_{it}$  et le prix du pétrole  $P_{it}$  et estimation de la matrice variance-cova-

riance des résidus.

- Etape 3 : Estimation du modèle VAR entre la croissance économique,  $dY_{it}$ , le taux d'inflation,  $INF_{it}$  et le prix du pétrole,  $P_{it}$  et estimation de la matrice variance-covariance des résidus.

En adoptant la méthode du modèle VAR stationnaire en panel (développée entre autres par Holtz-Eaking, Newey et Rosen, 1988), nous pouvons écrire :

Etape 1 :

$$dY_{it} = a_{0it} + \sum_{j=1}^m b_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m c_j P_{it-j} + \beta_j CONF_{it} + \mu_i + \varepsilon_{1it} \quad [1]$$

$$P_{it} = d_{0it} + \sum_{j=1}^m e_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m f_j P_{it-j} + \beta_j^1 CONF_{it} + \mu_i^1 + \varepsilon_{2it} \quad [2]$$

La matrice variance-covariance des erreurs s'écrit :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} var(\varepsilon_1) & cov(\varepsilon_1\varepsilon_2) \\ cov(\varepsilon_2\varepsilon_1) & var(\varepsilon_2) \end{bmatrix}$$

Etape 2 :

$$INF_{it} = g_{0it} + \sum_{j=1}^m h_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m i_j P_{it-j} + \beta_j^2 CONF_{it} + \mu_i^2 + \varepsilon_{3it} \quad [3]$$

$$P_{it} = j_{0it} + \sum_{j=1}^m k_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m l_j P_{it-j} + \beta_j^3 CONF_{it} + \mu_i^3 + \varepsilon_{4it} \quad [4]$$

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} var(\varepsilon_3) & cov(\varepsilon_3\varepsilon_4) \\ cov(\varepsilon_4\varepsilon_3) & var(\varepsilon_4) \end{bmatrix}$$

Etape 3 :

$$dY_{it} = m_{0it} + \sum_{j=1}^m n_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m o_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m p_j P_{it-j} + \beta_j^4 CONF_{it} + \mu_i^4 + \varepsilon_{5it} \quad [5]$$

$$INF_{it} = q_{it} + \sum_{j=1}^m r_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m s_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m v_j P_{it-j} + \beta_j^5 CONF_{it} + \mu_i^5 + \varepsilon_{6it} \quad [6]$$

$$P_{it} = u_{it} + \sum_{j=1}^m w_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m x_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m z_j P_{it-j} + \beta_j^6 CONF_{it} + \mu_i^6 + \varepsilon_{7it} \quad [7]$$

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_5) & \text{cov}(\varepsilon_5\varepsilon_6) & \text{cov}(\varepsilon_5\varepsilon_7) \\ \text{cov}(\varepsilon_6\varepsilon_5) & \text{var}(\varepsilon_6) & \text{cov}(\varepsilon_6\varepsilon_7) \\ \text{cov}(\varepsilon_7\varepsilon_5) & \text{cov}(\varepsilon_7\varepsilon_6) & \text{var}(\varepsilon_7) \end{bmatrix}$$

Ainsi,  $N$  pays indexés par  $i$ , sont observés sur  $T$  périodes, indexées par  $t$ .  $\mu_i$  représentent les effets fixes-pays et  $\varepsilon_{it}$  indique les erreurs aléatoires indépendamment distribuées entre les pays. La variable conditionnelle est représentée par les prix du pétrole  $P_{it}$  et la variable indicatrice exogène par les conflits,  $CONF_{it}$ .

Par conséquent, pour savoir si le taux d'inflation ( $INF$ ) cause la croissance économique ( $dY$ ) conditionnellement au prix du pétrole ( $P$ ), on calcule la formule suivante donnée par Geweke (1984) :

$$F_{INF \rightarrow dY/P} = \ln \left[ \frac{\text{var}(\varepsilon_1)}{\text{var}(\varepsilon_5)} \right] \quad [8]$$

Pour savoir si la croissance économique ( $dY$ ) cause le taux d'inflation ( $INF$ ) conditionnellement au prix du pétrole ( $P$ ), on calcule :

$$F_{dY \rightarrow INF/P} = \ln \left[ \frac{\text{var}(\varepsilon_3)}{\text{var}(\varepsilon_6)} \right] \quad [9]$$

Si  $F_{INF \rightarrow dY/P} > 0$ , alors la causalité allant du taux d'inflation vers la croissance est entièrement gouvernée par le prix du pétrole lorsque le coefficient  $\alpha_j$  est nul ou statistiquement non significatif. Si le coefficient  $\alpha_j$  est statistiquement significatif, il existe une causalité indirecte du taux d'inflation vers la croissance économique.

De même, si  $F_{dY \rightarrow INF/P} > 0$ , alors la causalité allant de la croissance économique vers le taux d'inflation est conditionnée entièrement par le prix du pétrole si le coefficient  $r_j$  est nul ou non statistiquement significatif. Lorsque le coefficient  $r_j$  est statistiquement significatif, il existe une causalité indirecte de la croissance économique vers le taux d'inflation.

En revanche, lorsque  $F_{INF \rightarrow dY/P} = 0$  et/ou  $F_{dY \rightarrow INF/P} = 0$ , la relation causale entre les deux variables est directe, si les coefficients précédents  $\alpha_j$  et  $r_j$  sont statistiquement significatifs, et la prise en compte du prix du pétrole n'apporte pas d'améliorations dans la prévision du taux d'inflation (de la croissance) compte tenu des valeurs passées de la croissance (du taux d'inflation).

## 2. Estimation du modèle de causalité conditionnelle et principaux résultats

Les équations [1] à [7] peuvent être estimées par la méthode des moindres carrés généralisés avec variables indicatrices (méthode dite GLSDV, pour *Generalized Least Square Dummies Variables*) et avec correction de l'autocorrélation et hétéroscédasticité des erreurs (méthode dite Cross-Section SUR pour *Seemingly Unrelated Regression*) dans la mesure où le nombre de périodes est largement supérieur à celui des cross-sections ( $T > N$ )<sup>76</sup>.

Cette procédure est ainsi appliquée dans les pays producteurs de pétrole et les pays non producteurs de pétrole.

---

76 Dans le cas contraire où  $N > T$ , la méthode d'Arellano et Bond (1991) ou celle de Bond et Bover (1995), permettant de corriger le problème d'endogénéité à cause des variables indicatrices (les effets fixes-pays) qui affectent la variable endogène sur l'ensemble de la période, serait plus adaptée.

## 2.1. Causalité conditionnelle entre croissance économique et taux d'inflation dans les pays producteurs de pétrole

Pour les pays producteurs de pétrole, l'estimation des équations [1] et [2] par cette méthode (avec les critères d'Akaike et de Schwarz qui nous indiquent un seul retard) nous donne :

Etape 1 :

$$dY_{it} = 0.05 - 0.07dY_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.04CONF_{it} + e_{1it} \quad [10]$$

(7.7)\*\*\* (1.6)                      (0.75)                      (2.5)\*\*

$$P_{it} = 0.02 + 0.09dY_{it-1} + 0.04P_{it-1} + 0.01CONF_{it} + e_{2it} \quad [11]$$

(1.3) (0.8)                      (0.9)                      (0.4)

La matrice variance-covariance des résidus est égale à :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0148 & 0.0046 \\ 0.0046 & 0.0945 \end{bmatrix}$$

Etape 2 :

$$INF_{it} = 0.04 + 0.20INF_{it-1} - 0.05P_{it-1} + 0.03CONF_{it} + e_{3it} \quad [12]$$

(4.7)\*\*\* (4.0)\*\*\*                      (0.9)                      (1.3)

$$P_{it} = 0.01 + 0.24INF_{it-1} - 0.04P_{it-1} + 0.00CONF_{it} + e_{4it} \quad [13]$$

(0.7) (2.9)\*\*\*                      (0.9)                      (0.1)

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.036 & 0.034 \\ 0.034 & 0.093 \end{bmatrix}$$

Etape 3 :

$$dY_{it} = 0.04 - 0.07dY_{it-1} + 0.20INF_{it-1} - 0.00P_{it-1} - 0.04CONF_{it} + e_{5it} \quad [14]$$

(7.1)\*\*\* (1.6) (0.6) (0.3) (2.5)\*\*

$$INF_{it} = 0.04 + 0.14dY_{it-1} + 0.21INF_{it-j} + 0.04P_{it-1} + 0.04CONF_{it} + e_{6it} \quad [15]$$

(3.8)\*\*\* (2.2)\*\* (4.2)\*\*\* (1.1) (1.5)

$$P_{it} = 0.00 + 0.12dY_{it-j} + 0.25INF_{it-j} - 0.05P_{it-j} + 0.00CONF_{it} + e_{7it} \quad [16]$$

(0.3) (1.2) (3.0)\*\*\* (1.0) (0.2)

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0148 & -0.000 & 0.0045 \\ -0.000 & 0.0360 & 0.0334 \\ 0.0045 & 0.0334 & 0.0928 \end{bmatrix}$$

Avec, à chaque étape,  $NT = 540$  et \*, \*\*, \*\*\* qui indiquent la significativité des coefficients respectivement aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Pour savoir si le taux d'inflation ( $INF$ ) cause la croissance ( $dY$ ) conditionnellement au prix du pétrole ( $P$ ), on calcule :

$$F_{INF \rightarrow dY/P} = \ln \left[ \frac{0.0148}{0.0148} \right] = 0 \quad [18]$$

Le prix du pétrole n'apporte aucune amélioration dans la prévision du taux de croissance du PIB. De plus, puisque le coefficient  $\sigma_j$  n'est pas statistiquement significatif, il n'y a pas de causalité directe du taux d'inflation vers la croissance économique.

De même, le prix du pétrole n'apporte pas une amélioration dans la prévision du taux d'inflation puisqu'on obtient :

$$F_{dY \rightarrow INF/P} = \ln \left[ \frac{0.036}{0.036} \right] = 0 \quad [19]$$

On note, cependant, que le coefficient  $r_j$  attaché au taux de croissance est statistiquement significatif au seuil de 5%, ce qui indique une causalité directe de la croissance économique vers le taux d'inflation.

Dans les pays producteurs de pétrole, la croissance économique cause le taux d'inflation et le prix du pétrole ne joue pas un rôle significatif que ce soit dans la prévision du taux d'inflation ou celle de la croissance économique.

L'on peut également chercher la causalité entre croissance et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole dans les pays non producteurs de pétrole.

## 2.2. Causalité conditionnelle entre croissance et inflation dans les pays non producteurs de pétrole

En reprenant les mêmes étapes de calculs, on obtient pour ces pays :

Etape 1 :

$$dY_{it} = 0.05 - 0.00dY_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.02CONF_{it} + e_{1it} \quad [20]$$

(5.6)\*\*\* (0.02) (0.5) (1.4)

$$P_{it} = 0.05 - 0.09dY_{it-1} + 0.04P_{it-1} - 0.07CONF_{it} + e_{2it} \quad [21]$$

(2.1)\*\* (0.5) (0.6) (1.7)\*

La matrice variance-covariance des résidus est égale à :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0174 & 0.008 \\ 0.008 & 0.0895 \end{bmatrix}$$

Etape 2 :

$$INF_{it} = 0.05 + 0.13INF_{it-1} - 0.06P_{it-1} - 0.002 + e_{3it} \quad [22]$$

(4.9)\*\*\* (2.2)\*\* (2.3)\*\*\* (1.3)

$$P_{it} = 0.02 + 0.48INF_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.07CONF_{it} + e_{4it} \quad [23]$$

(1.1) (3.5)\*\*\* (0.2) (1.8)\*

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0104 & 0.0015 \\ 0.0015 & 0.094 \end{bmatrix}$$

Etape 3 :

$$dY_{it} = 0.06 - 0.08dY_{it-1} - 0.20INF_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.02CONF_{it} + e_{5it} \quad [24]$$

(6.9)\*\*\* (1.2) (4.2)\*\*\* (0.5) (1.5)

$$INF_{it} = 0.04 + 0.20dY_{it-1} + 0.18INF_{it-j} - 0.05P_{it-1} - 0.02CONF_{it} + e_{6it} \quad [25]$$

(3.6)\*\*\* (2.5)\*\* (2.9)\*\*\* (2.0)\*\* (1.2)

$$P_{it} = 0.02 + 0.10dY_{it-j} + 0.50INF_{it-j} - 0.01P_{it-j} - 0.07CONF_{it} + e_{7it} \quad [26]$$

(0.7) (0.5) (3.5)\*\*\* (0.2) (1.7)\*

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0098 & -0.003 & 0.003 \\ -0.003 & 0.0170 & 0.0077 \\ 0.003 & 0.0077 & 0.0895 \end{bmatrix}$$

Avec, à chaque étape,  $NT = 270$  et \*, \*\*, \*\*\* qui indiquent la significativité des coefficients respectivement aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Pour savoir si le taux d'inflation ( $INF$ ) cause la croissance ( $dY$ ) conditionnellement au prix du pétrole ( $P$ ), on calcule :

$$F_{INF \rightarrow dY/P} = \ln \left[ \frac{0.0104}{0.0098} \right] = 0.06 \quad [27]$$

Dans la mesure où  $F_{INF \rightarrow dY/P} > 0$ , le taux d'inflation cause la croissance économique conditionnellement au prix du pétrole. En outre, puisque le coefficient  $\alpha_j$  du taux d'inflation est statistiquement significatif au seuil de 5% (relation [24]),

la causalité allant de la croissance économique vers le taux d'inflation est indirecte et la prise en compte du prix du pétrole améliore la prévision du taux de croissance du PIB compte tenu des valeurs passées du taux d'inflation.

Enfin, pour savoir si la croissance économique ( $dY$ ) cause le taux d'inflation ( $INF$ ) conditionnellement au prix du pétrole ( $P$ ), on calcule :

$$p = \ln \left[ \frac{0.0174}{0.0170} \right] = 0.024 \quad [28]$$

Puisque  $F_{dY \rightarrow INF/P} > 0$  et que le coefficient  $r_j$  du taux de croissance du PIB est statistiquement significatif au seuil de 1%, il existe une causalité conditionnelle au prix du pétrole de la croissance économique vers le taux d'inflation. Ici aussi, la causalité est indirecte et la prise en compte du prix du pétrole améliore la prévision du taux d'inflation compte tenu des valeurs passées du taux de croissance du PIB.

Dans les pays non-producteurs de pétrole, il existe une causalité bidirectionnelle entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole.

En outre, dans les deux groupes de pays, on constate une différence concernant l'influence des conflits dans la relation causale entre croissance et taux d'inflation. Dans les pays producteurs de pétrole, les conflits exercent un impact négatif significatif (relations [10] et [14]) sur le taux de croissance du PIB mais pas sur le taux d'inflation. En revanche, dans les pays non producteurs de pétrole, les conflits n'ont pas un impact statistiquement significatif sur les deux variables.

## CONCLUSION

Dans la relation causale entre taux d'inflation et croissance économique des pays de la région MENA, le prix du pétrole et, dans une moindre mesure, les conflits jouent un rôle plus ou moins important selon que les pays appartiennent

ou non au groupe des pays producteurs de pétrole. En analysant le sens de la causalité entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole, tout en tenant compte des conflits qui sévissent ou ont sévi dans plusieurs pays, l'on peut montrer deux principaux résultats.

Premièrement, dans les pays producteurs de pétrole, comme l'Algérie, l'Égypte, l'Iran, l'Iraq, le Koweït, la Libye, Oman, le Qatar, la Syrie, la Tunisie, l'Arabie Saoudite et les Emirats-Arabes-Unis, il existe une causalité directe allant de la croissance économique vers le taux d'inflation et le prix du pétrole n'apporte pas d'amélioration dans la prévision du taux d'inflation ou dans celle de la croissance économique. Ceci signifie que la causalité entre les deux variables n'est pas conditionnelle au prix du pétrole. Quant aux conflits, ces derniers affectent négativement et significativement (au seuil de 5%) la croissance économique.

Deuxièmement, dans le groupe des pays non producteurs de pétrole tels que Bahreïn, Israël, la Jordanie, le Liban, le Maroc et la Turquie, il existe une causalité directe et bidirectionnelle entre croissance et taux d'inflation (relations [25] et [26]) et le prix du pétrole joue un rôle significatif aussi bien dans la prévision du taux de croissance du PIB que dans celle du taux d'inflation. De plus, les conflits semblent ne pas avoir un impact significatif sur la croissance et le taux d'inflation. Un tel résultat s'explique par le fait que, mise à part le Liban qui a connu une guerre civile dévastatrice de 1975 à 1990, les autres pays du groupe n'ont pas connu de conflits armés aussi dévastateurs, ce qui implique que la prise en compte des conflits ne montre pas une influence statistiquement significative sur la croissance économique et le taux d'inflation.

Néanmoins si l'on raisonne au niveau de l'ensemble des dix-huit pays, via l'estimation des régressions [1] à [7], on a estimé que les conflits influencent négativement la croissance économique puisque ces derniers entraînent une baisse du taux de croissance du PIB de 2.7% environ (annexe 2), ce qui confirme les études de la Banque Mondiale (2016) qui indiquent que la croissance économique a, en 2015, diminué de 2.6% dans ces pays.

## BIBLIOGRAPHIE

- Arellano, M. and Bond, S. 1991, “Some Tests for Specification for Panel Data: Monte-Carlo Evidence and an Application to Equations for Employment”, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Bond, S. and Bover, O. 1995, “Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Baghli M. et H. Fraisse 2002. « Ecart de production et Inflation en France », *Bulletin de la Banque de France*, No 103, juillet.
- Banque Mondiale (2016), disponible sur le site <http://donneesbanquemonde.org/indicateur>
- Banque Mondiale (2016), « Bulletin trimestriel d’information économique de la région MENA », disponible sur le site <http://www.banquemonde.org/fr/region/mena/publication/mena-quarterly-economic-brief>
- BP Statistical Review of World Energy, 2016, disponible sur le site <http://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>
- Bullard G. and J.W. Keating 1995, “The Long Run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economies”, *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 3-26.
- Chen Y., Bressler S. L., Ding M, 2006, “Frequency Decomposition of Granger Causality and Application to Multivariate Neural Field Potential Data”, *Journal of Neuroscience Methods*, 150, pp. 228-237.
- Drucker D., Gomis-Porqueras D. and P. Hernandez-Verme, 2005, “Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth”: A New Panel Data Approach, *Working Paper*.
- Espinoza R., Leon H. and A. Prasad, 2010, “Estimating the Inflation Growth nexus – A Smooth Transition Model”, *IMF Working Paper*, 10/76.
- Ferrara L, 2008, « L’apport de indicateurs de retournement cyclique à l’analyse conjoncturelle », *Bulletin de la Banque de France*, No 171.
- Ferrara L., 2009, « Caractérisation et datation des cycles économiques en zone euro », *Revue Economique*, vol 60, no 3, 703-712.
- Fisher S., 1993, “The Role of Macroeconomic Factors in Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512.
- Geweke J., 1984, “Measure of Conditional Linear Dependence and Feed-Back Between Time Series”, *Journal of the American Statistical Association*, 79, pp. 907-915.
- Granger C.W.J, 1969, “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger C.W.J and T. Terasvirta, 1993, *Modelling Non Linear Economic Relationships*, Oxford University Press.

- Ibarra R. and D. Trupkin, 2011, "The relationship between Inflation and Growth: A Panel Smooth Transition Approach for Developed and Developing Countries", *Documento de Trabajo*, No 006.
- Holtz-Heaking D, Newey W. and H.S. Rosen, 1988, "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica*, Vol.56. No 6, 1371-1395.
- Khan M., 2016, Evidence on the functional form of inflation and output gap growth variability relationship in European economies, *International Economics*, No 146, 1-11.
- Khan M. and A. Senhadji, 2001, "Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth", *IMF Staff Papers* 48(1), 1-21.
- Marshall M.G, Gurr T.R. and K. Jagers. 2014, *Polity IV Project, Dataset User's Manual*, Center for Systemic Peace, [www.systemicpeace.org](http://www.systemicpeace.org).
- OCDE., 2011, "Les effets de la hausse des prix du pétrole sur l'activité économique et l'inflation", *Département des affaires économiques de l'OCDE, Notes de politique économique*, No. 4.
- Sidrauski M., 1967, "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy", *American Economic Review*, 57(2), 534-544.
- Statistica, 2018, site internet <https://fr.statista.com/statistiques/564926/prix-annuel-du-petrole-de-l-opep-1960/>
- Stockman A.C., 1981, "Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy", *Journal of Monetary Economics*, 8(3), pp. 387-393.
- Tiwari A.K, Oros C and C.T. Albuлесcu, 2014, "Revisiting the inflation output gap relationship for France using the wavelet transform approach", *Economic Modeling*, 37, 464-475.
- Tobin J., 1965, "Money and Economic Growth", *Econometrica*, 33(4), 671-684.
- Turner D., 1995, « Effets de « speed-limit » et asymétrie des effets sur l'inflation des écarts de production dans les sept principales économies », *Revue Economique de l'OCDE*, No 24, 63-96.
- UCDP/PRIO (Armed Conflict Dataset Codebook/ Peace Research Institute in Oslo). 2014, disponible sur le site : [http://www.ucdp.uu.se/gpdata/gp-country.php?id=92&regionSelect=10-Middle\\_East](http://www.ucdp.uu.se/gpdata/gp-country.php?id=92&regionSelect=10-Middle_East)
- United Nations, Statistic Division, National Account Main Aggregates Database, 2015, disponible sur le site <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnlList.asp>

# ANNEXES

## ANNEXE 1 :

### Tests de racine unitaire en données de panel sur le PIB $Y_{it}$ , le taux d'inflation $INF_{it}$ et le prix du pétrole $P_{it}$

Tableau 1-a : Test de racine unitaire sur le PIB

Méthodes	Statistiques	Prob.	Cross- sections	Obs
Hypothèse nulle: racine unitaire commune				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-4.09	0.0000	18	774
Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	0.70	0.76	18	774
ADF - Fisher Chi2	35.75	0.48	18	774
PP - Fisher Chi2	37.49	0.40	18	792

Tableau 1-b : Test de racine unitaire sur le PIB en différence en 1<sup>ère</sup>

Méthodes	Statistiques	Prob.	Cross- sections	Obs
Hypothèse nulle: racine unitaire commune				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-11.87	0.0000	18	756
Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	-13.61	0.0000	18	756
ADF - Fisher Chi2	251.49	0.0000	18	756
PP - Fisher Chi2	418.55	0.0000	18	774

Le tableau 1-a indique que, selon le test de première génération de Levin, Lin et Chu, le PIB  $Y_{it}$  en niveau est stationnaire mais les tests de deuxième génération, tels que ceux de Im, Pesaran, Shin, Dickey-Fuller Augmenté et Phillips-Perron, montrent une non-stationnarité de cette variable. Cette variable devient ainsi stationnaire si elle est différenciée une fois comme le montrent, dans le tableau 1-b, les probabilités relatives aux deux types de test (toutes inférieures au seuil de 1%).

**Tableau 2 : Test de racine unitaire sur le taux d'inflation**

Méthodes	Statistiques	Prob.	Cross- sections	Obs
<b>Hypothèse nulle: racine unitaire commune à tous les pays</b>				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-11.17	0.0000	18	756
<b>Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles propres à chaque pays</b>				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	-10.95	0.0000	18	756
ADF - Fisher Chi2	189.58	0.0000	18	756
PP - Fisher Chi2	322.65	0.0000	18	774

Le tableau 2 montre que les tests de non-stationnarité de Levin, Lin et Chu (tests de première génération) rejettent l'hypothèse nulle de racine unitaire concernant le taux d'inflation pour 18 pays. De même, les tests de Pesaran, Im, Shin, Dickey-Fuller Augmentés et de Phillips-Perron (tests de seconde génération) rejettent l'hypothèse nulle de racine unitaire individuelles. Le taux d'inflation est donc stationnaire en niveau pour l'ensemble du panel et pour chaque pays composant le panel.

**Tableau 3-a : Test de racine unitaire sur le prix du pétrole**

Méthodes	Statistiques	Prob.	sections	Obs
<i>Hypothèse nulle: racine unitaire commune à tous les pays</i>				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-1.00	0.16	18	774
<i>Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles propres à chaque pays</i>				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	1.26	0.89	18	774
ADF - Fisher Chi2	23.43	0.95	18	774
PP - Fisher Chi2	20.31	0.98	18	792

**Tableau 3-b : Test de racine unitaire sur le prix du pétrole en différence 1<sup>ère</sup>**

Méthodes	Statistiques	Prob.	sections	Obs
<i>Hypothèse nulle: racine unitaire commune à tous les pays</i>				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-5.91	0.0000	18	756
<i>Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles propres à chaque pays</i>				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	-12.38	0.0000	18	756
ADF - Fisher Chi2	222.43	0.0000	18	756
PP - Fisher Chi2	409.17	0.0000	18	774

Le tableau 3-a indique que, selon les tests de première et deuxième génération, le prix du pétrole  $P_{it}$  en niveau n'est pas stationnaire. Cette variable devient stationnaire si elle est différenciée une fois comme le montrent, dans le tableau 3-b, les probabilités relatives aux deux types de test (toutes inférieures au seuil de 1%).

## ANNEXE 2 :

### Estimation de l'impact des conflits pour les 18 pays de la région MENA (relations [5], [6] et [7]) : période 1970-2016

$$dY_{it} = 0.05 - 0.05dY_{it-1} - 0.03INF_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.027CONF_{it} + e_{5it} \quad [5bis]$$

(9.37)\*\*\* (1.5) (1.1) (0.8) (2.6)\*\*\*

$$INF_{it} = 0.04 + 0.15dY_{it-1} + 0.20INF_{it-j} - 0.05P_{it-1} - 0.00CONF_{it} + e_{6it} \quad [6bis]$$

(5.0)\*\*\* (2.8)\*\*\* (5.3)\*\*\* (2.0)\*\* (0.4)

$$P_{it} = 0.01 + 0.09dY_{it-j} + 0.29INF_{it-j} - 0.04P_{it-j} - 0.03CONF_{it} + e_{7it} \quad [7bis]$$

(0.8) (1.0) (4.3)\*\*\* (1.1) (1.0)

Avec,  $NT = 810$  et \*, \*\*, \*\*\* qui indiquent la significativité des coefficients respectivement aux seuils de 10%, 5% et 1%.

La relation [5bis] montre qu'à chaque conflit, le taux de croissance du PIB diminue de 2.66 environ  $(\exp(-0.027)-1)*100$ .