

L'effet du financement non conventionnel sur l'inflation en Algérie Unconventional financing effect's on the inflation in Algeria

KERZABI Dounya ⁽¹⁾, KERZABI Zouleykha Samiya ⁽²⁾

¹ Faculté des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion, Laboratoire MIFMA, Université de Tlemcen

Email: dounya.kerzabi@univ-tlemcen.dz

² Faculté des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion, Laboratoire

ITMAM, Université de Saida

Email: zkerza@yahoo.fr

Information sur l'article

Reçu le : 14/04/2020

Accepté le : 29/08/2020

Publié le : 28/09/2020

Mots clés:

Financement non conventionnel

Masse monétaire

Inflation

Cointegration

le modèle VECM

Codes de classification JEL :

E58, E52, E31, C39

Résumé:

Le but de cet article est d'étudier le rapport entre le Financement non conventionnel et le taux d'inflation en Algérie durant le période 1990 – 2018, à l'aide de la méthode de cointegration et du modèle VECM. A cet effet, nous avons testé les mesures de la politique monétaire, le PIB, le prix du pétrole et les importations. Les résultats ont montré que la masse monétaire et le financement non conventionnel n'expliquent pas l'évolution des prix en Algérie. Contrairement au PIB qui a un impact négatif sur l'inflation et le volume des importations qui l'influe positivement.

Keywords:

Unconventional financing

Money supply

Inflation

Cointegration

VECM Model

JEL Classification Codes: E58,

E52, E31, C39

Abstract :

The purpose of this article is to study the relationship between the Unconventional financing and the inflation rate in Algeria during the period 1990-2018, using the cointegration method and the VECM model. For this purpose, we tested the monetary policies measures, GDP, the oil's price and imports. The results showed that the money and unconventional financing do not explain the evolution of prices in Algeria. Unlike GDP which has a negative impact on inflation and the volume of imports which positively influences it.

Auteur correspondant: KERZABI Dounya, Email: dounya.kerzabi@univ-tlemcen.dz

1- L'introduction:

Au début des années 90, la politique monétaire est entrée dans une nouvelle direction avec l'adoption d'une série d'auto-réformes, dont la première a été représentée par la loi 90 – 10 sur la monnaie et les prêts¹.

La plupart des pays devraient maintenir la stabilité des prix en tant qu'objectif économique, politique et social. Cependant la réalité l'empêche car il est difficile de cibler l'inflation comme principe stratégique. Au début du 20^{ème} siècle, de nombreux pays se sont mis d'accord sur le fait que la politique monétaire est l'un des mécanismes les plus efficaces pour cibler l'inflation².

En Algérie, et à l'instar de la plupart des banques centrales, l'objectif central de la politique monétaire est la stabilité interne et externe de la monnaie. En revanche, la chute brutale des prix du pétrole et sa conséquence sur l'équilibre budgétaire (déficit du budget de l'Etat et diminution des réserves de change) a obligé les pouvoirs publics à privilégier le recours à la banque centrale pour le financement non conventionnel. A l'inverse des autres modes de financement, la création monétaire qui a atteint 57 milliards de Dollar jusqu'à la fin de 2018 soit presque 30% du PIB, les pouvoirs publics ont estimé que les autres modes de financement (Notamment l'endettement extérieur) pouvaient compromettre l'indépendance économique de l'Algérie. Cependant, la littérature économique nous dit que toute création monétaire peut être source d'inflation si la production locale des biens et services ne suit pas. Il est curieux de constater que l'économie algérienne n'a pas connue une forte croissance de l'inflation à l'instar des autres pays.

La politique monétaire peut être définie comme l'ensemble d'outils et d'instruments dont dispose l'Etat pour influencer sur l'activité économique par la maîtrise de la masse monétaire afin d'agir sur la production, la consommation, l'investissement, la devise nationale et sur l'inflation³.

Selon Bouakel et Labiad (2018) « *Le financement non conventionnel consiste à permettre à l'Etat de pouvoir utiliser les ressources de la banque centrale pour couvrir des obligations du trésor*⁴.

Une politique monétaire non conventionnelle se produit lorsque des outils autres que la modification d'un taux d'intérêt directeur sont utilisés. Ces outils comprennent : taux d'intérêt négatifs, opérations de liquidité étendues, achats d'actifs (assouplissement quantitatif), et indications prospectives.

Ces dernières décennies, une vaste littérature théorique et empirique a essayé de traiter le lien entre l'évolution la masse monétaire en termes de financement non conventionnel et les niveaux des prix. Ces études concluent que l'augmentation de la liquidité est la principale source de l'inflation dans les pays.

L'étude analytique de Clerc et Goueron (2003)⁵, sur 10 pays accédants à l'union européenne (Estonie, Lettonie, Lituanie, Hongrie, Pologne, Slovaquie, Slovénie, République Tchèque, Chypre, Malte), durant la période 1993 – 2003, a montré qu'à la mi-2003, cinq pays sur dix ont connus des rythmes d'inflation inférieurs à ceux de la zone euro. Ceci est dû aux différentes stratégies de politique monétaire, telles le financement non conventionnel, adoptées par ces pays au cours de cette période.

Labossiere (2013)⁶ a essayé d'étudier la crédibilité et l'efficacité de la politique monétaire non conventionnelle mise en place dans les économies développées et en développement, dans la foulée de la crise économique de 2007, avec une emphase de l'économie Haïtienne. Les résultats du modèle VECM ont montré que les chocs ont affecté le dynamisme des taux d'équilibre à long terme et que les accords avec la FMI ont permis une très faible amélioration de l'efficacité de la politique monétaire avec l'accumulation des réserves pendant la période de la crise qui a démarrée en 2007.

L'objectif de l'étude de Brana et Prat (2014)⁷ est d'évaluer l'impact de l'excès de liquidité, par la politique de financement non conventionnel, sur les prix d'actif, sur un échantillon de onze pays émergents d'Amérique Latine et d'Asie, sur la période 1993 – 2011, avec une fréquence trimestrielle, à l'aide du modèle en panel à effet de seuil. Les résultats ont montré l'existence d'une relation non linéaire entre excès de liquidité et prix d'actifs. Celle-ci apparaît positive et forte lorsque les investisseurs sont optimistes mais disparaît lorsque les marchés se retrouvent en état de stress.

Le but de l'article de Amani et Maamar (2015)⁸ est d'analyser l'efficacité de la politique monétaire non conventionnel en Algérie entre 1990 et 2013. Les résultats de l'étude statistique et analytique ont montré que le lien entre l'atteinte de l'objectif final de taux d'inflation et les objectifs intermédiaires de masse monétaire et de crédits à l'économie, reste très faible pour la période considérée, alors que leurs résultats évoluent généralement dans des sens opposés, attestant des difficultés dans la fixation des objectifs intermédiaires.

Amokrane et Rasdi (2015)⁹ ont tenter d'analyser la problématique d'adéquation de la politique monétaire mise en œuvre par la Banque d'Algérie et son effet sur le contrôle des agrégats monétaires, le taux d'inflation et le taux de change, durant les deux dernières décennies, en allant de la phase de la gestion centralisée (1962 – 1990), à la phase de transition (1990 – 2000) et enfin à la phase d'économie de marché (2001 – 2011). Les résultats de l'étude analytique ont montré que la politique monétaire en Algérie est loin d'atteindre ses objectifs surtout concernant le ciblage du taux d'inflation. Les auteurs ajoutent que la politique de financement non conventionnel doit être accompagnée d'une politique budgétaire qui peut

assurer une meilleure allocation des dépenses publiques et une politique de change qui permet de restituer le pouvoir d'achat de la monnaie nationale.

L'étude de Ben Aissa et Ben Yechou (2015)¹⁰ vise à connaître les principaux déterminants de l'inflation dans l'économie algérienne et l'économie marocaine durant la période 1970 – 2013. Les auteurs ont utilisé la méthode de cointégration, l'analyse de la variance et le test de causalité de Granger. Les résultats ont montré que la masse monétaire et le taux d'intérêt expliquent la majeure partie des variations des prix à la consommation en Algérie et que les importations contribuent à l'augmentation de l'inflation au Maroc.

L'objectif de l'étude de Medaci (2015)¹¹ est d'analyser la politique de ciblage d'inflation élaborée par la Banque d'Algérie durant la période 1990 – 2013. Les résultats d'une étude statistique et analytique ont montré que l'initiative de la Banque d'Algérie, en matière de financement non conventionnel, n'a pas été concluante en matière de ciblage d'inflation car elle manque de stratégie rigoureuse et de règles restrictives.

Bikai et al. (2016)¹² ont essayé d'identifier les déterminants de l'inflation dans la CEMAC avec un regard particulier sur la masse monétaire, durant la période 1990 – 2014. A l'aide du modèle VAR en panel, les auteurs ont montré que la masse monétaire- en particulier le financement non conventionnel- et l'inflation importée expliquent mieux l'inflation que le prix du pétrole et le solde budgétaire.

Aoudia (2017)¹³, dans une étude analytique, a essayé de s'interroger sur la manière dont la politique monétaire a été conduite en Algérie de 1990 à 2017 et d'apprécier son rôle quant à l'obtention des taux d'inflation bas. L'auteur confirme que la Banque d'Algérie doit renforcer sa politique et maîtriser la mesure non conventionnelle pour atteindre cet objectif.

Kanga (2017)¹⁴, dans sa thèse, a essayé d'analyser spécifiquement, la transmission des effets de mesure de la politique monétaire non conventionnelle en prenant en compte la dimension hétérogène de la zone euro. Pour ce faire, l'auteur a utilisé une analyse économétrique à l'aide du modèle VAR Conditionnel Homogène sur Données de Panel (PCH – VAR), sur onze pays de la zone euro : Belgique, Allemagne, Irlande, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Autriche, Portugal, Finlande, Grèce, durant la période 2009 – 2016. Les résultats ont montré que les politiques conduites par la BCE au cours de la crise ont permis de stabiliser les différents marchés financiers, mais leurs effets sur la courbes des taux ont été fragilisés par les crises survenues depuis la fin de l'année 2009. Les résultats ont montré également que les politiques monétaires non conventionnelles se transmettent à l'économie par une hausse des cours des actifs. Ces politiques ont, par ailleurs, amélioré la compétitivité des pays, stimulé la demande et créé des anticipations inflationnistes.

Kanga et Levieuge (2017)¹⁵ ont tenté, dans leur article, d'évaluer les effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro, à l'aide du modèle Var Conditionnel Homogène sur Données de Panel (PCH Var), sur une période allant de 2003 à 2014. Les résultats ont montré que les politiques monétaires non conventionnelles ont contribué à la réduction du coût du crédit en Europe mais elles ne sont pas suffisantes pour réduire le risque de fragmentation.

Ould Hennia (2017)¹⁶ a essayé d'analyser l'efficacité de la politique monétaire dans la maîtrise de la stabilité des prix en Algérie durant la période 1990 – 2014. Les résultats du modèle à correction d'erreurs (ECM) ont montré qu'il n'existe aucun lien entre le taux d'inflation et l'indice de transparence et que seules les variables suivantes qui ont un effet sur l'inflation : la monnaie non conventionnelle (signe négatif), la cible d'inflation (signe positif) et le taux de réescompte (signe positif).

Bouakel et Labiad (2018) ont essayé dans leur article de déterminer les mécanismes qui permettent une meilleure gestion de la masse monétaire injectée dans le cadre du financement non conventionnel en Algérie durant la période 2011 – 2022. Les auteurs ont confirmé que les mécanismes qui permettent de déterminer la masse monétaire sont le taux de surimpression de la masse monétaire et la prise en compte du taux de croissance du volume des transactions commerciales.

A travers l'utilisation de la méthode de cointégration, Lachachi et al (2019)¹⁷ ont tenté d'expliquer l'effet des variables de la politique monétaire en matière de financement non conventionnel sur l'inflation en Algérie entre 1990 et 2017. Les résultats ont montré qu'il existe une relation à long terme entre les variables étudiées.

Asshoff et autres (2020)¹⁸ ont tenté d'examiner les effets de la politique monétaire non conventionnelle de la BCE sur l'inflation, dans la zone euro. Les auteurs ont utilisé des données trimestrielles entre Janvier 2009 et Janvier 2018. Les résultats du modèle Qual VAR ont montré que la politique de financement non conventionnelle conduit à une hausse des anticipations d'inflation à court terme mais non pas à moyen termes, ainsi qu'une hausse du PIB réel à moyen termes.

Bien qu'une large littérature empirique, sur le lien entre la politique de financement non conventionnel et l'inflation, ait été largement proposée, il est important d'analyser cette relation en Algérie à l'aide d'une méthode économétrique.

Notre objectif, est de nous interroger sur la question du rapport entre l'augmentation de la masse monétaire et la stabilité du taux d'inflation en étudiant empiriquement la relation entre le niveau des prix et le financement

non conventionnelle en Algérie, tout en essayant de répondre à la problématique suivante :

« *Quel est l'impact du financement non conventionnel sur le niveau des prix en Algérie ?* »

Afin de répondre à cette problématique, nous proposons les hypothèses suivantes :

H1 : La création monétaire non conventionnelle n'est pas une source d'inflation en Algérie.

H2 : le niveau des en Algérie est affectés par une importation inflationniste.

Nous avons divisé notre travail en deux points fondamentaux. La première section traite les outils de la recherche ainsi que les variables retenues. La deuxième section est consacrée aux différents résultats de l'analyse et leur interprétation.

2- Méthodes, outils et mesures de recherche:

Dans cette section, nous allons tenter de tester empiriquement le lien entre l'inflation et le financement non conventionnel en Algérie durant la période 1990 – 2018, afin de voir si la politique monétaire, adoptée par la Banque d'Algérie, arrive à réaliser l'objectif final de stabilité des prix.

En fonction des informations fournies par les données, la plupart des études qui analysent la relation entre la politique monétaire et l'inflation utilisent généralement des modèles à correction d'erreur ECM ou des modèles VAR. Dans notre étude, nous utilisons le modèle vectoriel à correction d'erreur VECM. Une telle approche permet d'identifier l'effet de la politique monétaire non conventionnelle sur la stabilité des prix en Algérie et cela entre 1990 et 2018. Mais avant de procéder au modèle VECM, nous effectuons d'autres tests indispensables tels : la stationnarité des variables et le test de cointégration.

2-1- le choix des variables :

Le but de notre recherche est d'analyser l'effet de la politique monétaire non conventionnelle sur les niveaux des prix en Algérie durant la période 1990-2018.

Notre modèle utilisé aura la forme réduite suivante :

$$IF_{it} = (PM_{it}, X_{it})$$
$$IF_{it} = \alpha + \beta PM_{it} + \delta X_{it} + \mu_{it}$$

Avec :

- IF_{it} : représente la variable à expliquer qui est l'inflation, mesurée par l'indice des prix à la consommation.

- PM_{it} : représente les mesures de la politique monétaire élaborée par la banque centrale durant la période de considération. Nous distinguons deux mesures, à savoir :
 - Politique non conventionnelle (PNC) : c'est une variable muette qui prend deux valeur (1 ou 0) ; 1 durant la mise en œuvre du financement non conventionnel, 0 sinon.
 - Masse monétaire (M_2) : représente la liquidité dans le pays.
- X_{it} : correspond aux variables de contrôle. Elles aident à limiter le biais des variables omises. Pour cette étude, nous retenons les variables de contrôles suivantes :
 - La croissance économique (PIB) : mesurée par la croissance du PIB réel par habitant.
 - Les importations (IMP) : afin de vérifier l'inflation importée.
 - Prix du pétrole (PP) : au regard de la dépendance de l'Algérie aux recettes des hydrocarbures, le principal choc pouvant affecter les décisions de la banque centrale concerne le prix du baril du pétrole.

Notre vecteur de variables aura donc la forme suivante :

$$IF_{it} = (PNC, M_2, PIB, IMP, PP)$$

Les données de cette étude sont reprises des publications de la Banque d'Algérie et des données de la banque mondiale (World Development Indicators).

Afin d'éviter les problèmes de spécification et d'hétérogénéité, nous avons introduit le logarithme sur l'ensemble des variables.

La spécification finale de notre modèle est comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Log } IF_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{Log } PNC_{it} + \beta_2 \text{Log } M_{2it} + \delta_1 \text{Log } PIB_{it} + \delta_2 \text{Log } IMP_{it} \\ & + \delta_3 \text{Log } PP_{it} + \mu_{it} \end{aligned}$$

2-2- Présentation du modèle VECM :

Engle et Granger ont combiné entre les modèles de cointegration et de correction d'erreur, pour établir le modèle vectoriel à correction d'erreur. Tant qu'il existe une relation de cointegration entre les variables, le modèle à correction d'erreur peut être dérivé du modèle VAR¹⁹.

Le modèle VAR est couramment utilisé pour les systèmes de prévisions de séries chronologiques indépendantes et pour analyser l'impact dynamique des perturbations aléatoires des variables²⁰.

L'estimation du modèle à correction d'erreur, à partir des résidus estimés dans la régression de cointegration, reflète la relation à court terme ou bien les fluctuations à court terme sur le sens de la relation à long terme²¹.

Soit $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$ sous forme de séries temporelles stochastiques à k dimensions, $t = 1, 2, \dots, T$ et $y_t \sim I(1)$, chaque $y_{it} \sim I(1)$, $i = 1, 2, \dots, k$ est approprié à des séries chronologiques exogènes de dimension d $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{dt})'$; le modèle VAR est donc établi comme suit :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \mu_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

Si le modèle n'est pas approprié à des séries chronologiques exogènes de dimensions $dy_t x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{dt})'$, alors le modèle VAR de la première formule peut s'écrire comme suit :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \mu_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

Lorsque la cointégration intervient à la deuxième formule, nous pouvons obtenir la formule suivante :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

Avec :

$$\begin{aligned} \Pi &= \sum_{i=1}^p A_i - I, \\ \Gamma_i &= - \sum_{j=i+1}^p A_j \end{aligned} \quad (4)$$

En présence de cointégration, les formules ~ et (3) peuvent s'écrire comme suit : $y_t \sim \Pi y_{t-1} I(0)$

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

où : $\beta' y_{t-1} = ecm_{t-1}$ est le terme de correction d'erreur qui reflète les relations d'équilibre à long terme entre les variables. L'équation finale aura donc la forme suivante :

$$\Delta y_t = \alpha ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (6)$$

3- Résultats et discussion:

3-1- Stationnarité des variables :

Avant de procéder à l'estimation du modèle VECM, nous allons tester la stationnarité des variables à l'aide du test ADF (Augmented Dickey Fuller). Le test ADF est basé sur l'hypothèse que la série chronologique est générée par le processus d'auto-régression AR²².

Le tableau suivant représente les résultats de ce test :

Tableau N°1: Stationnarité des variables

| Variables | Level | | | 1 st difference | | | I(d) |
|--------------------|-----------|---------------------|------|----------------------------|---------------------|------|------|
| | Intercept | Trend and intercept | None | Intercept | Trend and intercept | None | |
| Log INF | 0,15 | 0,32 | 0,14 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | I(1) |
| Log M ₂ | 0,17 | 0,98 | 1,00 | 0,00 | 0,00 | 0,05 | I(1) |

| | | | | | | | |
|---------|------|------|------|------|------|------|------|
| Log PIB | 0,00 | 0,37 | 1,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | I(1) |
| Log IMP | 0,03 | 0,70 | 1,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | I(1) |
| Log PP | 0,49 | 0,84 | 0,52 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | I(1) |

Source : Elaboration personnelle à l'aide d'EvIEWS 10

D'après le tableau ci-dessus, les séries ne sont pas stationnaires au niveau puisque la probabilité est supérieure à 5 %, mais elles sont toutes intégrées d'ordre un (1), il y a donc un risque de cointégration.

3-2- Test de cointégration :

La méthode de cointégration est une association entre deux séries chronologiques (X_t , Y_t) ou plus de sorte que les fluctuations de l'une annulent celles de l'autre et le rapport entre elles reste constant par le temps²³.

Puisque toutes nos variables sont intégrées d'ordre 1, nous allons adopter l'approche de Cointégration de Johanson, qui permet de spécifier des relations stables de long terme. Avant cela, il est indispensable de déterminer le nombre de retard à travers le test VAR comme indiqué dans le tableau suivant :

Tableau N°2 : Détermination du nombre du retard (VAR Test)

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | -31.00190 | NA | 5.66e-07 | 2.642993 | 2.928465 | 2.730265 |
| 1 | 130.4518 | 242.1806* | 7.75e-11* | -6.317986* | -4.319679* | -5.707084* |

Source : Données traitées et obtenues par EvIEWS 10

Nous pouvons conclure à partir du tableau ci-dessus que le nombre de retard est de « 1 » pour l'ensemble des critères.

Les résultats du test de Johanson, selon l'effet de trace, sont indiqués dans le tableau suivant :

Tableau N°3 : Test de Johanson de cointégration

| H_0 | H_1 | Trace Statistic | Critical Value (5%) | Prob** |
|---------|---------|-----------------|---------------------|--------|
| $r = 0$ | $r > 0$ | 111.5144 | 88.80380 | 0.0005 |
| $r = 1$ | $r > 1$ | 68.90194 | 63.87610 | 0.0178 |
| $r = 2$ | $r > 2$ | 41.82722 | 42.91525 | 0.0640 |

Source : Elaboration personnelle à l'aide d'EvIEWS 10

Nous pouvons remarquer, à partir du tableau précédent, que la statistique de trace est supérieure à la valeur critique au seuil de 5 % et ceci au premier et au deuxième test. Par contre, le troisième test nous indique que la statistique de trace est inférieure à la valeur critique au seuil de 5 %, ce qui nous a permis de conclure qu'il existe deux relations de cointégration. Il y a donc une relation à long terme entre les variables.

Les résultats de la méthode de cointégration sont représentés dans le tableau suivant :

Tableau N°4: Méthode de cointégration

| Variable dépendante : L'inflation (log INF) | |
|---|--------------------------|
| Variables indépendantes | Méthode de cointégration |
| Constant | 43,64454*** |
| Log PNC | 0,886706 |
| Log M ₂ | -0,917660 |
| Log PIB | -5,529571*** |
| Log IMP | 4,886972*** |
| Log PP | 0,462384 |
| R ² | 0,567815 |
| Adjusted R ² | 0,469592 |

Note : *, ** et *** indiquent respectivement les niveaux de significativité 10%, 5% et 1%

Source : Elaboration personnelle à l'aide d'Eviews 10

Notre estimation repose sur l'étude de la relation entre l'inflation et le financement non conventionnel en Algérie entre 1990 et 2018. Les résultats indiquent que notre modèle est globalement significatif puisque la probabilité de Fischer est inférieure à 5 %. L'ajustement du modèle économétrique est de bonne qualité puisque le coefficient de détermination (R^2) est de 0,56 ; ce qui veut dire que 56% de la variables dépendante peut être expliqué par les variables indépendantes.

Les résultats de l'estimation indiquent que, des variables retenues pour expliquer l'inflation, le PIB et les importations sont les plus significatives. La politique non conventionnelle et les prix du pétrole n'ont pas eut d'effets significatifs sur l'augmentation des prix en Algérie ; ce qui veut dire que l'expansion monétaire n'est pas le facteur majeur de l'inflation en Algérie. Ceci ne s'accorde pas avec la théorie dominante qui fait de la création monétaire la principale cause de la hausse de l'inflation. Nous pouvons conclure que les ressources de l'Etat ainsi que la politique de la Banque d'Algérie visent le déficit budgétaire et non pas l'amélioration de la production réelle, puisque la liquidité créée n'est pas orientée vers un financement intense de l'économie productive afin de relancer un processus de croissance. Les résultats révèlent que la relation entre l'inflation et les importations est positive. En d'autres termes, une augmentation des importations entraîne une augmentation de l'inflation, ceci n'est pas expliqué par l'augmentation de la quantité des produits importés ou l'augmentation de la consommation quotidienne des ménages, mais par l'augmentation des prix des produits importés dû à la dévaluation du dinar algérien. Les résultats indiquent également que le PIB a un effet négatif sur l'inflation. Il est évident

que toute augmentation du PIB signifie une plus grande production de la richesse et donc l'inflation diminue face à l'augmentation de l'offre locale.

3-3- Le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) :

Les résultats précédents révèlent l'existence de relation de cointegration (deux relations) entre la variable expliquée et les variables explicatives. A partir de cette relation à long terme, nous estimons l'équation dynamique sous forme de Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur (VECM).

Les résultats du modèle VECM sont représentés dans le tableau suivant :

Tableau N°5: Estimation du modèle VECM

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C(1) | -0.697970 | 0.247323 | -2.822103 | 0.0109 |
| C(2) | -0.320966 | 0.605571 | -0.530023 | 0.0222 |
| R-squared | 0.464465 | Mean dependent var | | -0.066745 |
| Adjusted R-squared | 0.417163 | S.D. dependent var | | 0.855079 |
| S.E. of regression | 0.731998 | Akaike info criterion | | 2.455117 |
| Sum squared resid | 10.18060 | Schwarz criterion | | 2.839069 |
| Log likelihood | -25.14408 | Hannan-Quinn criter. | | 2.569286 |
| F-statistic | 2.354081 | Durbin-Watson stat | | 1.872733 |
| Prob(F-statistic) | 0.002326 | | | |

Source : Données traitées et obtenues par Eviews 10

Le tableau ci-dessus représente les coefficients du modèle VECM pour les deux relations de cointegration. Nous pouvons remarquer que le R² est de 0,46 ; ce qui veut dire que 46 % des variations de l'inflation reviennent aux variables indépendantes, le reste est expliqué par des variables non introduites dans le modèle. Nous pouvons remarquer également que les termes d'erreurs (Les coefficient du modèle VECM) sont négatifs et significatifs ; il existe donc une relation à long terme entre les variables explicatives et la variable à expliquer, et que la valeur du coefficient de force de rappel vers l'équilibre est de 0, 6979 ; ce qui veut dire que le coefficient de l'inflation revient à son équilibre à un taux de 69,79 % pour chaque période.

Après avoir estimer la relation à long terme entre l'inflation et les variables indépendantes, nous allons tester cette relation dans le cours terme, et ceci à travers le test de Wald.

Tableau N°6 : Résultats du test de Wald

| Variables | Prob** |
|-----------|--------|
|-----------|--------|

| | |
|---------|--------|
| Log PNC | 0.2419 |
| Log M2 | 0.4608 |
| Log PIB | 0.0537 |
| IMP Log | 0.9173 |
| PP Log | 0.0758 |

Source : Elaboration personnelle à l'aide d'Eviews 10

Les résultats du test de Wald indiquent qu'il n'existe pas de relation à court terme entre l'inflation et les variables explicatives, puisque les coefficients des variables ne sont pas significatifs au seuil de 5 %. Nous pouvons conclure que cette relation existe uniquement dans le long terme. En effet, tout financement non conventionnel nécessite une période plus ou moins longue pour avoir des effets. La nature de la relation entre l'Etat et les opérateurs économiques en matière de recouvrement des créances nécessite du temps. Lorsque l'Etat règle ses dettes auprès des opérateurs économiques, la procédure n'est jamais immédiate.

4- Conclusion :

Notre étude s'est concentrée sur l'analyse de l'impact de la politique monétaire non conventionnelle sur l'inflation en Algérie, durant la période allant de 1990 jusqu'à 2018. Dans un premier temps, nous avons exposé le cadre théorique du financement non conventionnel, ainsi que les différentes études empiriques menées afin d'analyser le lien entre l'évolution des prix et la masse monétaire tout en donnant un accent particulier sur le financement non conventionnel. Ensuite, nous avons présenté l'étude économétrique qui traite le lien entre l'inflation et la création monétaire. Les résultats du modèle VECM nous ont permis de conclure que la masse monétaire et le financement non conventionnel n'expliquent pas l'évolution des prix en Algérie. Contrairement au PIB qui a un impact négatif sur l'inflation et le volume des importations qui l'influe positivement. Ceci confirme la validité de notre hypothèse.

Nous avons retenu de ces résultats que l'inflation, en Algérie, n'est pas causée essentiellement par une création monétaire, comme le confirme la théorie. L'Etat ainsi que la politique de la Banque d'Algérie visent le déficit budgétaire et non pas l'amélioration de la production réelle, puisque la liquidité créée n'est pas orientée vers un financement intense de l'économie productive afin de relancer un processus de croissance. Les résultats ont montré également que toute augmentation de la masse monétaire en présence d'une politique lâche des importations, fait augmenter ces dernières. Aussi, toutes augmentation des importations diminuent les réserves de change et donc se traduit obligatoirement par une diminution de la valeur du Dinar.

Conséquence : toute diminution de la valeur du Dinar se répercute par une augmentation des prix des produits importés.

Dans notre article, nous avons tenté d'estimer le succès ou l'échec de la politique de financement non conventionnel en termes de fixation des prix. Il s'agit d'un problème crucial car cette politique est devenue le principal outil de la Banque d'Algérie.

Notre étude est l'une des rares à pouvoir identifier l'effet du financement non conventionnel sur l'inflation, dans un cadre économétrique.

Recommandations :

- La politique de création monétaire en Algérie manque de stratégie rigoureuse et de règles restrictifs. La clé de succès des banques centrales en termes de stabilité des prix, sera les anticipations d'inflation c'est-à-dire la crédibilité des banques centrales.
- La politique de financement non conventionnel doit être accompagnée d'une politique budgétaire qui peut assurer une meilleure allocation des ressources publiques.

5- Références :

¹ صوان أسماء، فعالية السياستين النقدية و المالية على النمو الإقتصادي في الجزائر: دراسة قياسية باستخدام منهجية (ARDL) خلال الفترة 1990 – 2018، مجلة المالية و الأسواق، المجلد 06، العدد 01، ص 325 – 354، 2019.

² بن عيطة محمد، بن عبيزة دحو، بونوة شعيب، إستراتيجية إستهداف التضخم حسب المستوى الإقتصادي: دراسة وصفية للفترة ما بين 1990 – 2016، مجلة المالية و الأسواق، المجلد 06، العدد 01، ص 199 – 216، 2019.

³ Achour Tani, Y. (2013). Analyse de la politique monétaire algérienne.

Thèse de Doctorat en sciences économiques. Université Paris 1 - Panthéon Sorbonne. France.

⁴ Bouakel. M et Labiad. N. (2018). L'efficacité de la gestion de la masse monétaire dans le cadre du financement non conventionnel : Etude analytique de la période 2011 – 2022. Revue Des Etudes Financières, Comptables et Administratives, (09), 101 – 118.

⁵ Clerc. L et Gouteron. Y. (2003). Désinflation et stratégie de politique monétaire dans les pays accédants. Bulletin de la Banque de France, (119), 29 - 48.

⁶ Labossiere. E.N. (2013). Crédibilité et efficacité de la politique monétaire : emphase sur Haïti. Thèse de Doctorat en sciences économiques, Ecole doctorale de l'université Antilles – Guyane.

⁷ Brana. S et Prat. S. (2014). Politique monétaire non conventionnelle et prix d'actifs dans les émergents : Evaluation empirique en données de panel à effet de seuil. NSEEC Research, Working Paper, 58(02).

⁸ Amani. I et Maamar. B. (2015). Réalisation des objectifs, conduite et efficacité de la politique monétaire en Algérie (1990 – 2013). The Journal of Economics and Finance, 01(02), 23 – 36.

⁹ Amokrane. M et Rasdi.S. (2015). La conduite de la politique monétaire en Algérie durant les deux dernières décennies : Objectifs et limites. The Journal of Economics and Finance, 01(02), 01 – 21.

¹⁰ بن عيسى امينة . بن يشو فتحي، محددات التضخم في الجزائر و المغرب : دراسة قياسية باستخدام التكامل المتزامن، مجلة المالية و الأسواق، المجلد 2، العدد 2، ص 45 – 73، 2014.

¹¹ Medaci. N. (2015). Evaluation de l'efficacité de la politique monétaire pour la maîtrise de l'inflation : Cas de l'Algérie 1990 – 2013. *International Journal Economics and Strategic Management of Business Process*, 79 – 84.

¹² Bikai. I.L, Batoumen. M.H et Fossouo. A.L. (2016). Déterminants de l'inflation dans la CEMAC : Le rôle de la monnaie. <http://gdrnantterre2017.sciencesconf.org>.

¹³ Aoudia. K. (2017). Efficacité de la politique monétaire en Algérie (1990 – 2017). *Revue scientifique de l'université d'Alger*, (09).

¹⁴ Kanga. K.D. (2017). Essais sur l'impact des mesures de politique monétaire non conventionnelle dans la zone euro. Thèse de Doctorat en sciences économiques. Ecole doctorale - Sciences de l'homme et de la société. Université d'Orléans. France.

¹⁵ Kanga. D et Levieuge. G. (2017). Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro. *Economie et Statistique*, (494 – 495 – 496), 97 – 118.

¹⁶ Ould Hennia. H. (2017). Performance de la banque centrale et efficacité de la politique monétaire en Algérie 1990 – 2014. Thèse de Doctorat en Economie Monétaire et Financière. Université d'Oran. Algérie.

¹⁷ مصطفى لعشعاشي . علي بن قدور . محمد بيرير، سلوك بعض متغيرات السياسة النقدية على التضخم في الجزائر للفترة (1990 – 2017) ، مجلة المالية و الأسواق، المجلد 5، العدد 10، ص 22 – 44، 2019.

¹⁸ Asshoff. S, Belke.A et Osowski.T. (2020). Unconventional monetary policy and inflation expectations in the Euro area. CEPS Working Documents, (01).

¹⁹ Xiaohua. Z. (2018). VECM model analysis of carbone missions, GDP, and international crude oil prices. Discrete Dynamics in Nature and Society. Hyndawi, 01 – 11.

²⁰ Touati. K. (2017). The impact of oil price chock of 2014 on the exchange rate in Algeria : Vector Autoregressive Model. Revue Finance et Marchés, 04(02), 200 – 235.

²¹ بوزيان دليلة، مصار منصف، رمضاني محمد، أثر المتغيرات المالية على النمو الإقتصادي الجزائري: دراسة قياسية للفترة 2000 – 2016، مجلة المالية و الأسواق، المجلد 05، العدد 09، ص 20 – 39، 2018.

²² غميمة مصطفى، حميدانو محمد الناصر، أثر السياسة النقدية على النمو الإقتصادي للجزائر، مجلة المالية و الأسواق، المجلد 05، العدد 10، ص 435 – 457، 2019.

²³ خربوش محمد، لعوج بن عمر، واقع إقتصاد المعرفة و أثره على النمو الإقتصادي في الجزائر: دراسة قياسية (1980 – 2017)، مجلة المالية و الأسواق، المجلد 05، العدد 10، ص 332-353، 2019.