

**REPUBLIQUE ALGERIENNE DEMOCRATIQUE ET POPULAIRE
MINISTRE DE L'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR ET DE LA
RECHERCHE SCIENTIFIQUE
UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA**

**FACULTE DES SCIENCES ECONOMIQUES, COMMERCIALES ET
DES SCIENCES DE GESTION**

DEPARTEMENT DES SCIENCES ECONOMIQUES

**Mémoire de fin de cycle
En vue de l'obtention du diplôme de Master en sciences économiques
Option : Economie Monétaire et Bancaire (EMB)**

Le Thème

**Contribution à l'Etude de L'Impact de la Politique
d'Assouplissement Quantitatif sur l'Inflation aux USA**

Réalisé et présenté par :

**M^{er}: LACHI Salim
M^{elle} : OULALDJ Sabiha**

Encadré par :

M^{me} BENAHMED Kafia

Devant les membres de Jury :

**Président : M^{er} AIT ATMANE Foudil
Promoteur : M^{me} BENAHMED Kafia
Examineur : M^{me} ALIOUCHE Meliha**

**Année Universitaire
2017 /2018**

Remerciements

Nous remercions d'abord Dieu de nous avoir donné la force et le courage pour accomplir ce modeste travail et de rester productifs même dans les moments difficiles.

Nous exprimons notre gratitude et nos vifs remerciements à notre promotrice : **M^{me} BENAHMED Kafia**, pour tous ses conseils et encouragements ainsi que sa disponibilité, sa gentillesse mais aussi pour avoir su nous laisser la liberté intellectuelle nécessaire pour la réalisation de notre travail tout en gardant un œil critique et avisé.

Nous remercions également les membres de jury pour avoir lu le mémoire et y avoir porté un regard critique ; **M^r AIT ATMANE Foudil** (président de jury) ainsi que **M^{me} ALIOUCHE Mliha** (examinatrice).

Notre infinie reconnaissance à **M^r LACHI Oualid**, de nous avoir proposé ce sujet très passionnant.

Nos remerciements vont également à **M^r MOUSLI Nadir**, pour son aide en économétrie et ses conseils très avisés.

Enfin, nous tenons également à remercier tout le corps enseignant et personnel administratif de la faculté des sciences économiques, commerciales et science de gestion.

À la mémoire de mon père

Sabíha

Je dédie ce modeste travail :

A mes chers parents pour tous leurs sacrifices, et leur soutien moral et matériel dont ils ont fait preuve pour que je réussisse.

A mes chers frères et sœurs pour leurs encouragements permanents.

A mes neveux et nièces.

A mes amis avec qui j'ai partagé des moments inoubliables. Je voudrais nommer: Billal , Mohamed ,Wafia ,Takfa ,Fairoz ,Dawya.

A toutes les personnes qui m'ont soutenu pour la réalisation de ce travail.

Salim

Sommaire

Introduction	01
Revue de la littérature	05
SECTION 1 : Données et modèle d'estimation	07
SECTION 2 : Résultats et interprétation économique	24
Conclusion :.....	30
Références bibliographique.....	31
Annexes	

Liste des abréviations

- ADF:** Dickey et Fuller Augmenté
- AIC:** Akaike Information Criterion
- BCE:** Banque Centrale Européenne
- BM:** Base Monétaire
- DS:** Differency Stationary
- FED:** Federal Reserve System
- GSE:** Government Sponsored Entreprise
- IPC:** Indice des Prix à la Consommation
- MBS:** Mortgage-Backed Securities
- Md\$:** Milliard de Dollars américain
- PIB:** Produit Intérieur Brut
- QE:** Quantitative Easing
- SC :** Schwarz Criterion
- TCH:** Taux de Change
- TS:** Trend Stationary
- VAR:** Modèle Autorégressif Vectoriel
- VECM:** Vector error correction model

Liste des tableaux

Tableau N° 1 : Résultats du test ADF sur la série de l'IPC	13
Tableau N° 2 : Résultats du test ADF sur les autres séries.....	14
Tableau N° 3: Nombre de retard du VAR	15
Tableau N° 4 : Résultats du test de causalité au sens de Granger.....	16
Tableau N° 5 : Décomposition de la variance	18
Tableau N° 6 : Test de la trace	19
Tableau N° 7: Le modèle VECM(1).....	20
Tableau N° 8 : Test d'hétéroscédasticité de White	22
Tableau N° 9: Test de LM d'autocorrélation	22

Liste des figures

Figure N° 1 : Evolution de la base monétaire.....	08
Figure N° 2 : Evolution de l'indice des prix à la consommation.....	09
Figure N° 3 : Evolution du produit intérieur brut réel.....	09
Figure N° 4 : Evolution du taux de change	10
Figure N° 5 : graphique des séries en logarithme.....	11
Figure N° 6 : les réponses impulsionnelles	17
Figure N° 7 : le cercle de la racine unitaire	23
Figure N° 8 : graphique de l'évolution annuelle du taux d'inflation aux USA.....	24
Figure N° 9 : graphique de l'évolution du PIB potentiel et PIB réel.....	27
Figure N° 10 : graphique de l'évolution du taux de chômage et du taux du chômage naturel.....	28

Introduction

La crise des subprimes de 2007, qui a pris naissance aux Etats- Unis, est l'une des crises majeures que la sphère financière mondiale ait pu connaître depuis celle de 1929. En effet, avec la faillite notamment en septembre 2008, de la banque d'affaire américaine Lehman Brothers, la crise bancaire s'est transformée en crise financière planétaire aux effets économiques et sociaux sans précédents depuis la seconde guerre mondiale. Face à la gravité de la crise et ses conséquences, des actions de relance ont été entreprises par les autorités en charge des politiques budgétaires et monétaires. Ces interventions ont toutes été menées pour stabiliser le système financier, relancer l'activité d'intermédiation et par la suite la croissance et l'inflation.

En temps normal, pour stabiliser le système financier et donc l'économie, les instruments traditionnels de la politique monétaire à travers les taux d'intérêts auraient suffi. Mais l'intensité et l'ampleur de la crise ont rendu le système financier incapable d'assurer sa fonction d'allocation des capitaux vers des usages productifs d'où l'effondrement de l'investissement. Cette situation a contraint les banques centrales des pays développés dont la banque centrale américaine la fédérale réserve, à revoir leurs méthodes et instruments d'approche en matière de pilotage de la politique monétaire et cela après l'échec de la transmission de la baisse des taux d'intérêts directeurs décidés par les banques centrales à l'ensemble de l'économie. En effet, en décembre 2008, le taux directeur appliqué par la FED était de 0,12%, en mars 2009, celui de la Banque d'Angleterre était de 0,5%, et celui de la BCE a atteint 0% en mars 2016¹.

Dans de telles conditions, tout choc négatif sur la demande dans un environnement faiblement inflationniste risque d'entrer l'économie dans une spirale déflationniste .Pour contrer cette menace et surmonter la limite à zéro du taux d'intérêt les banques centrales ont eu recours aux mesures dites non conventionnelles.

Les politiques monétaires non conventionnelles consistent pour les banques centrales à faire un usage non conventionnel des instruments conventionnels de politique monétaire ou par l'utilisation des nouveaux instruments.

¹ Federal Reserve Bank of St-Louis, base de données, disponible à l'adresse suivante: [https:// fred.stlouisfed.org](https://fred.stlouisfed.org) (consulté le 25/05/2018)

« Les instruments non conventionnels consistent pour la banque centrale à s'engager soit dans la conduite future des taux d'intérêt (politique dite de guidage des taux d'intérêts), soit à influencer directement les marchés de titres par des achats massifs, comportements qui ne sont usuellement pas les leurs. Leur objectif commun est de faire baisser les taux d'intérêts des échéances éloignées alors que ceux à court terme ont atteint leur plancher ».
(Drumetz et al, 2015, p 13)

L'une des mesures phare de la politique monétaire non conventionnelle est l'achat massif des titres qui fait référence à l'assouplissement quantitatif ou « quantitative easing », elle consiste à une injection massive de liquidités dans les circuits financiers. Cette politique qui s'appuie sur la gestion de la taille du bilan plutôt que sur les taux d'intérêt directs est destinée à influencer les cours et taux d'intérêt des titres de long terme, la première banque à avoir utilisé cette pratique est la banque centrale du Japon dès la fin des années 1990.

La banque centrale américaine est la deuxième à avoir tenté l'expérience après le Japon, par le lancement de trois programmes d'achat massif des titres entre novembre 2008 et octobre 2014, une situation qui s'est traduite par l'augmentation du passif du bilan, portant son portefeuille de titres à plus de 4200 milliards de dollars, soit 24² % du PIB de l'année 2014.

C'est en novembre 2008, que la FED a entamé son premier cycle de « quantitative easing » (QE1) en achetant des titres adossés à des créances hypothécaires (MBS)³ pour un montant de 500 milliards de dollars ainsi que des titres de (GSE)⁴ dont le montant s'élève à 100 Md\$. Début 2009, la FED étend l'opération d'achat, avec l'acquisition de 300 Md\$ d'obligations du Trésor à longue maturité et de 750 Md\$ supplémentaires de (MBS) ainsi que 100 Md\$ de titres de (GSE). Ce programme a permis de sauver certaines institutions de la faillite et à soutenir surtout le marché immobilier fortement touché par la crise.

Le ralentissement de la croissance et les tendances toujours déflationnistes de l'économie américaine a conduit la FED en novembre 2010, au lancement du second programme (QE2) dont le montant s'élève à 600 Md\$ d'obligations d'Etat de long terme. En septembre 2011, la FED décide

² Laure Baquero et Mehdi Ezzaim, Stéphane Sorbe « la taille du bilan des banques centrales, nouvel instrument de la politique monétaire », *Trésor-éco*, n°213 (janvier 2018), p 2.

³ (MBS) *mortgage-backed securities* : il s'agit des titres adossés à des créances hypothécaires et garantis par les agences Fannie Mae et Freddie Mac.

⁴ (GSE) *Government Sponsored Enterprise* : il s'agit des titres de la dette des agences Fannie Mae et Freddie Mac.

de prolonger cet assouplissement quantitatif par « l'opération Twist⁵ » en acquérant 400 Md\$ de bons du Trésor de long terme en contrepartie de vente équivalente de titres à court terme.

La reprise lente de l'activité et les chiffres de l'emploi qui peinent à reprendre ont amené la FED en septembre 2012, à lancer le troisième cycle de quantitative easing (QE3) qui consiste à l'achat mensuel de 40 Md\$ de MBS et 45 Md\$ d'obligations de Trésor. La spécificité de ce programme est que sa durée selon la FED est subordonnée à l'amélioration significative du marché du travail.

L'un des objectifs principaux des programmes d'assouplissement quantitatif aux Etats-Unis est la remontée du taux d'inflation. En effet, la création de liquidités abondantes devrait soutenir en théorie d'une part, la reprise de l'activité et en corollaire y atténuer les tensions désinflationnistes via l'augmentation de la demande globale et d'autre part, par le renforcement à la hausse des anticipations d'inflation.

Ainsi pour examiner l'impact de la politique expansionniste des Etats-Unis après la crise sur l'inflation, nous allons essayer de répondre à la question principale suivante : **Quels sont les effets de la politique d'assouplissement quantitatif de la FED sur le niveau général des prix aux USA?** Cette question constitue notre problématique et le but de notre recherche.

Méthodologie et démarche

Pour évaluer l'effet de la politique d'assouplissement quantitatif appliquée par la FED sur l'inflation aux Etats-Unis, nous utilisons à la fois une approche théorique et une approche empirique.

Au niveau théorique, par une recherche bibliographique nous faisons une revue de l'essentiel des travaux théoriques et empiriques ayant un lien avec la politique d'assouplissement quantitatif, cette revue permet de déceler les principaux canaux de transmission à travers lesquels les banques centrales peuvent influencer sur l'économie même lorsque les taux d'intérêt sont proches de zéro. Au niveau empirique, Etant donné que l'effet de la politique monétaire sur le niveau des prix met plus de temps à apparaître nous adoptons le modèle VECM car il présente l'avantage d'intégrer à la fois des relations de court et de long terme.

⁵ Le Twist est une opération qui consiste à vendre des titres de court-terme pour acheter l'équivalent de titres ayant une maturité plus longue, ce faisant, la banque centrale va faire baisser les taux longs.

À travers ce modèle nous analysons la relation qui lie l'inflation (la variable à expliquer) aux autres variables choisies, à savoir le taux de change effectif, le produit intérieur brut réel et la base monétaire et cela par l'exploitation de données qui proviennent de la FED, pour une période allant de 2004 à 2016 .Nous nous intéresserons plus particulièrement à la relation : base monétaire ; variable représentative de l'orientation de la politique monétaire américaine après la crise (la politique d'assouplissement quantitatif) et l'indice des prix à la consommation comme indicateur de l'inflation.

Notre plan de travail se compose de deux parties, une partie est consacrée à une revue de la littérature traitant la question de la politique d'assouplissement quantitatif, objet de notre étude, et une autre partie concerne l'étude empirique qui sera scindé en deux sections ; la première sera consacrée à l'étude et l'analyse des données et la deuxième sera consacrée aux résultats et interprétation économique.

Revue de la littérature

L'assouplissement quantitatif a fait l'objet d'un réel débat théorique, portant aussi bien sur son efficacité que sur les canaux de transmission au reste de l'économie. Ce débat a commencé avec la notion de trappe à la liquidité mise en avant par Keynes (1936). Lorsque les taux d'intérêt sont faibles ou proche de zéro, les agents préfèrent s'en prémunir en détenant de la monnaie plutôt que des titres car ils anticipent une hausse des taux d'intérêt donc des moins values sur les titres détenus et cela à cause de la relation inverse qui existe entre les prix et les taux d'intérêt des actifs. Dès lors, toute injection supplémentaire de monnaie est thésaurisée par les agents au lieu d'être investi. L'approche monétariste suggère que les banques centrales peuvent mener des politiques expansionnistes et stimuler l'économie, via l'accroissement de la base monétaire même si les taux d'intérêt approchent zéro. Un accroissement de la base monétaire selon Metzler(1995), permet de stimuler l'activité par l'augmentation des dépenses de consommation des agents via l'effet de richesse. Pour Goodfriend (2000) et Yates(2004), la transmission de l'assouplissement quantitatif à l'activité est par le canal de la prime de liquidité, l'augmentation de la base monétaire incite les agents à réduire le niveau exigé de la prime de liquidité des actifs moins liquides diminuant ainsi leurs rendements ce qui va entraîner une relance de l'activité économique. Pour Krugman (2000) cette stratégie de l'assouplissement quantitatif ne peut avoir effet que si elle est accompagnée d'un engagement crédible de la banque centrale. Selon Koo (2008), une politique monétaire expansionniste qui vise à améliorer l'aptitude des banques commerciales à octroyer des crédits est vouée à l'échec et cela en raison de l'endettement des agents économiques privés qui cherchent plutôt à régulariser leur situation en dépit de la faiblesse des taux d'intérêt. Selon Bernank et al, (2004), l'assouplissement quantitatif se transmet à l'économie à travers un effet de signal, c'est un outil efficace pour assister la banque centrale à crédibiliser son engagement et de fait, à maintenir son taux directeur à un niveau plancher pour une durée plus longue.

Sur le plan empirique, différentes approches ont été utilisées pour mesurer l'impact et l'efficacité de l'assouplissement quantitatif sur les variables macroéconomiques. À l'aide d'un modèle VAR, Baumeister et Benati (2013) en effectuant leurs travaux sur le Royaume –Uni et les Etats-Unis, trouvent qu'une compression de l'écart de rendement à long terme exerce un effet puissant sur la croissance du PIB et de l'inflation lorsque le taux d'intérêt a atteint sa borne inférieure. Chen et al (2012) avec le modèle d'équilibre général intertemporels stochastique (DSGE) montrent des effets plus modestes, ils trouvent qu'un achat de 600 de milliards de dollars par la FED induit une

augmentation de 0,10% de PIB et de 0,03% de l'inflation. Gambacorta et al (2012) ont examiné les effets de choc des bilans des banques centrales de huit pays dont les Etats-Unis sur le niveau des prix et de la production, leurs résultats ont montré une augmentation considérable mais temporaire de la production et des prix, soit une augmentation qui arrive à son maximum après six mois pour ensuite retourner à son point de départ après dix mois. Dans leur étude de l'impact de l'assouplissement quantitatif sur le PIB réel et l'indice des prix à la consommation, Weale et Wieladek(2016) ont trouvé que l'achat d'un montant de bons d'Etat équivalent à 1% du PIB nominal entraîne une hausse de 0,62% du PIB réel et de 0,58% de l'IPC et qu'une baisse de 100 points de base des taux d'intérêt de long terme a eu pour effet d'augmenter d'environ 1,06% tant le PIB que l'IPC.

SECTION 1 : Données et modèle d'estimation

Dans le but de répondre à la problématique, nous allons tester empiriquement et analyser la relation à long terme par le modèle VECM entre la base monétaire (variable exogène) représentative de la politique d'assouplissement quantitatif et l'inflation (variable endogène) mesurée dans notre cas par l'indice des prix à la consommation.

En plus, de la base monétaire, d'autres variables macroéconomiques susceptibles d'influencer l'inflation sont introduites dans notre modèle, il s'agit du taux de change effectif et du produit intérieur brut réel.

L'équation à estimer se présente comme suit :

$$IPC = C + A_1 (BM) + A_2 (PIB) + A_3 (TCH) + \varepsilon$$

ε : représente le terme résiduel.

1-1) Description des données du modèle

Notre base de données est trimestrielle, elle couvre la période de 2004 à 2016, soit 52 observations et comporte quatre variables : IPC l'indice des prix à la consommation ; BM la base monétaire ; PIB le produit intérieur brut réel ; TCH le taux de change effectif du dollar américain.

- **L'indice des prix à la consommation (IPC)**

L'indice des prix à la consommation (IPC) est un indicateur de l'inflation, il mesure la variation des prix au sein d'un panier de biens et services, c'est un indicateur qui est très surveillé par les banques centrales.

- **La base monétaire (BM)**

C'est la monnaie banque centrale, désigne la monnaie qui a été créée directement par la banque centrale elle se compose de billets en circulation et de la monnaie centrale. Cette dernière représente les avoirs détenus par les banques du second rang, elle figure au passif de la banque centrale.

- **Le produit intérieur brut réel (PIB)**

Il mesure l'activité économique globale sur le territoire national à prix constants c'est-à-dire corrigé de l'inflation.

- **Le taux de change effectif(TCH)**

C'est le taux de change d'une zone monétaire, mesuré comme une somme pondérée des taux de change avec les différents partenaires commerciaux et concurrents, le taux de change effectif permet de prendre en compte la structure du commerce extérieur de la zone concernée.

1-2) Analyse graphique et univariée des séries de données

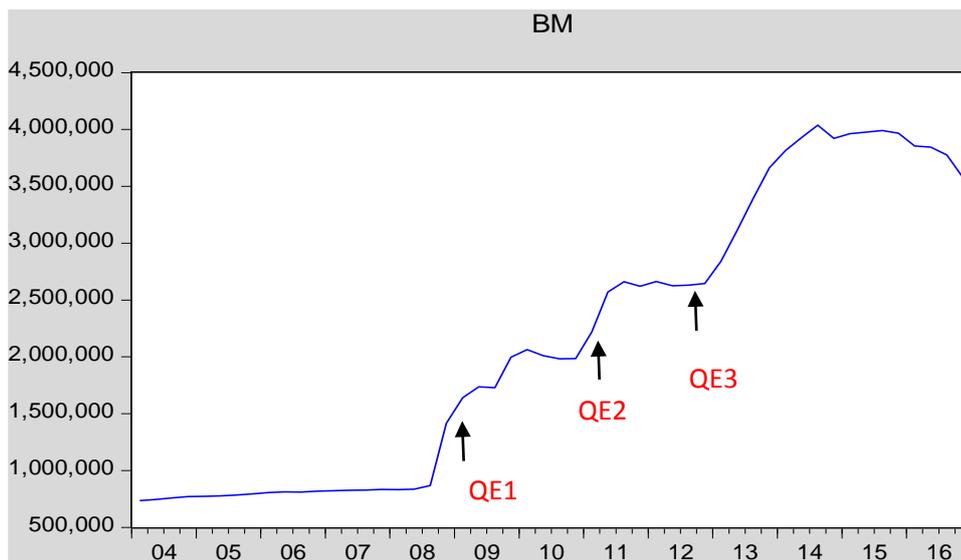
Nous allons d'abord procéder à une analyse graphique pour avoir une idée sur l'évolution des variables durant la période de 2004 à 2016, ensuite nous allons étudier la stationnarité des séries par l'application des tests ADF.

1-2-1) Analyse graphique de l'évolution des séries brutes et en logarithme

➤ **Concernant l'évolution des séries Brutes**

A) La série de la base monétaire

Figure N°1 : Evolution de la Base Monétaire (BM) en millions de dollars



Source : *Elaboré par nous-mêmes avec le logiciel Eviews 7 à partir des données de la Federal Reserve Bank of St.Louis.*

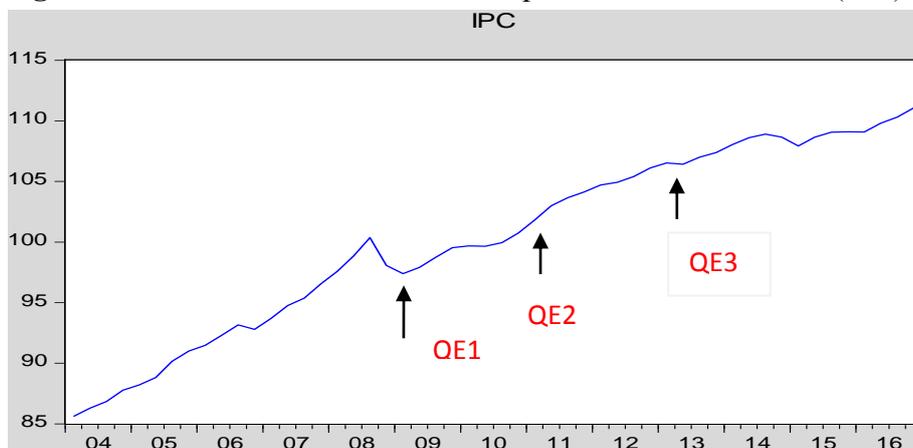
À partir du graphique ci-dessus, on constate que la base monétaire a enregistré une stabilité de 2004 jusqu'à l'année 2008, puis, une très forte expansion due notamment aux différents programmes d'achat des actifs par la FED, qui s'est traduit par l'augmentation du passif de la FED.

Il y a trois périodes de nette hausse de la base monétaire, qui coïncident avec les trois plans « quantitative Easing » appliqués par les Etats-Unis ; QE1 : en Novembre 2008, QE2 : en novembre 2010 et QE3 : en Septembre 2012.

Ce graphique montre aussi la réaction rapide de la FED dans la gestion de la crise et la mise en place des politiques monétaires non conventionnelles particulièrement à travers la politique d'assouplissement quantitatif et cela juste après la faillite de la banque de Lehman Brothers en septembre 2008, et la baisse des taux d'intérêt nominaux de court terme à des niveaux proches de zéro. La hausse de la base monétaire enregistrée par exemple durant l'année de 2008, correspond à une multiplication par deux de la base monétaire avant crise et cela en quelques mois seulement.

B) La série de l'indice des prix à la consommation

Figure N° 2 : Evolution de l'indice des prix à la consommation (IPC)



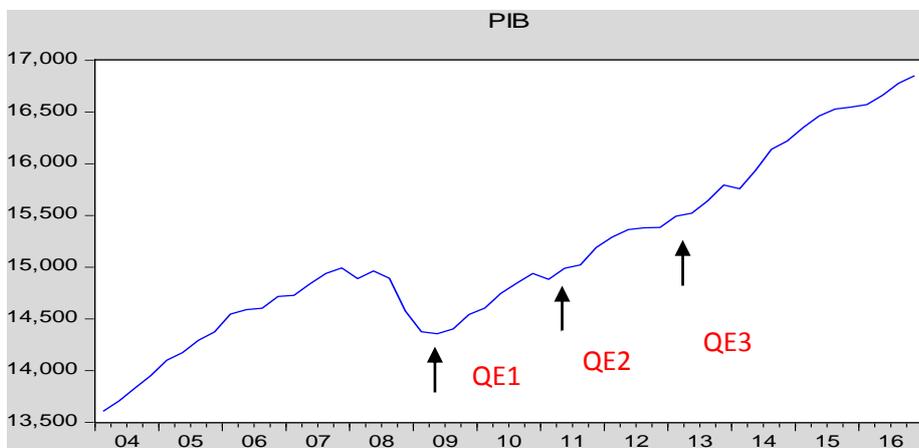
Source : *Elaboré par nous-mêmes avec le logiciel Eviews 7 à partir des données de la Federal Reserve Bank of St.Louis*

Du graphique ci-dessus, on constate une évolution progressive de l'IPC de la période de 2004 jusqu'à 2008, ensuite il y a eu une baisse très sensible de l'indice des prix à la consommation due à une contraction de la demande au moment fort de la crise. Le durcissement des conditions de financement à cause des risques que présente le marché a fortement ralenti la demande globale, ce qui a conduit les entreprises à offrir des prix plus bas que leurs concurrents, exerçant ainsi des pressions à la baisse de l'IPC. Néanmoins, on remarque à travers le graphique que la baisse de

niveau général des prix a été amortie par l'adoption de la FED de la politique d'assouplissement quantitatif.

C) La série du produit intérieur brut réel en milliard de dollars

Figure N° 3 : Evolution du produit intérieur brut réel (PIB)

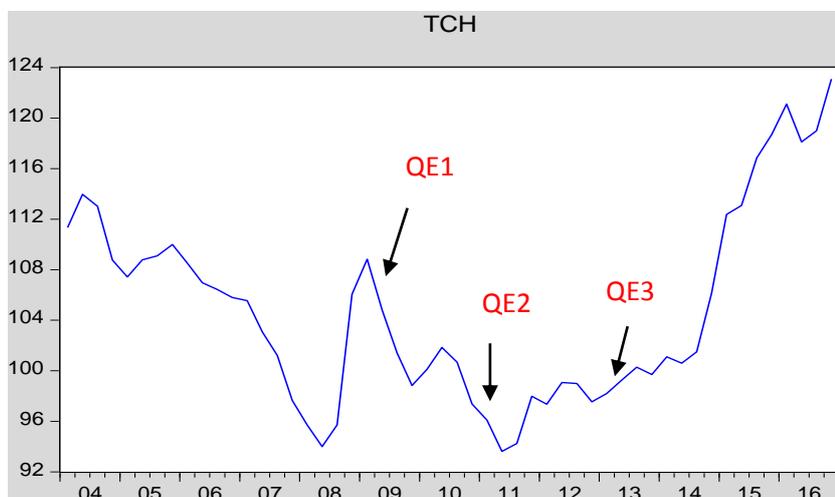


Source : Elaboré par nous-mêmes avec le logiciel Eviews 7 à partir des données de la Federal Reserve Bank of St.Louis.

À partir du graphique, on constate une progression du PIB jusqu'à 2008, puis une chute brutale du PIB en raison du choc négatif de la demande, favorisée par la politique d'assouplissement quantitatif, la courbe reprend son évolution normale pour revenir à son niveau d'avant crise.

D) La série du taux de change du Dollar US

Figure N°4 : Evolution du taux de change (TCH)



Source : Elaboré par nous-mêmes avec le logiciel Eviews 7 à partir des données de la Federal Reserve Bank of St.Louis.

À partir du graphique, on constate que le taux de change a enregistré plusieurs fluctuations et cela en raison de la forte volatilité du dollar américain sur le marché des devises, et que les deux programmes d'assouplissement quantitatif appliqués par la FED (QE 1 et QE 2) ont permis une baisse de la valeur du dollar américain face à d'autres devises⁶. Par contre le troisième programme a eu un faible effet sur le taux de change et cela probablement en raison des baisses des taux d'intérêt dans d'autres pays en pratiquant des politiques analogues à celle des Etats-Unis.

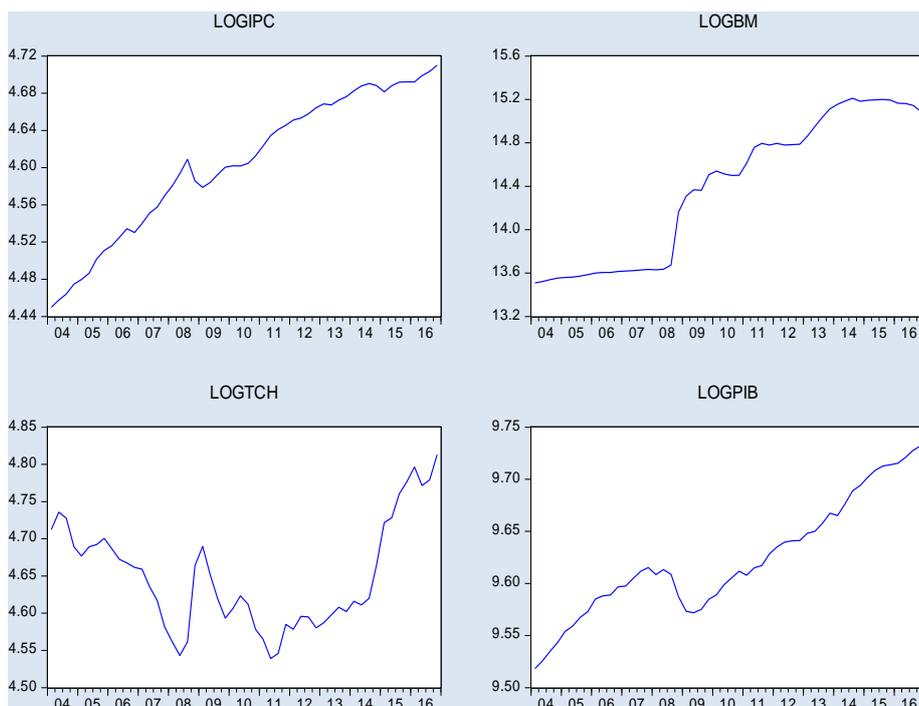
Aussi, nous avons transformé les séries en logarithme et cela dans le but d'aplatir les écarts qui existent entre elles.

➤ Concernant l'évolution graphique des séries Logarithmiques

La figure N°5 ci-dessous illustre l'évolution des séries générées en logarithme.

Elles sont nommées comme suit : LOG PIB = (logPIB), LOG TCH= (logTCH), LOG BM= (log BM) et LOG IPC= (log IPC).

Figure N° 5 : graphique des séries en logarithme



Source : *Elaboré par nous-mêmes avec le logiciel Eviews 7 à partir des données de la Federal Reserve Bank of St.Louis.*

⁶ : L'étude empirique réalisée en 2012 par Michel Dupuy sur les effets de la politique d'assouplissement des USA sur le taux de change a montré que les deux programmes ont en effet provoqué une dépréciation du dollar, notamment vis-à-vis de l'euro et en termes effectifs.

D'après les graphiques de la figure n° 5, on constate que les séries en logarithme semblent présenter une allure plus ou moins similaire non stationnaires vu qu'elles ont une tendance à la hausse.

1-2-2) Etude de la Stationnarité⁷

Les séries chronologiques sont rarement des réalisations de processus stationnaire. Pour analyser la non stationnarité, deux types de processus sont à distinguer ; les processus TS qui représentent une non stationnarité de type déterministe et les processus DS pour les processus non stationnaires aléatoires.

La visualisation graphique mais aussi l'étude des corrélogrammes des séries nous donnent une première idée sur la stationnarité des séries. Les corrélogrammes des séries⁸ en niveau indiquent que les termes du corrélogramme des deux colonnes ne sont pas tous à l'intérieur de l'intervalle de confiance donc les processus ne sont pas des bruits blancs, ce qui laisse présager que les séries ne sont pas stationnaires.

1-2-2-1) Application du test de racine unitaire de Dickey-Fuller sur les séries⁹

L'application du test de racine unitaire de Dicky-Fuller, va nous permettre de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une série. Ce test permet non seulement de détecter l'existence d'une non stationnarité mais aussi de déterminer la cause de la non stationnarité (TS ou DS) et donc la bonne méthode pour la rendre stationnaire. L'estimation passe par trois modèles ; le modèle général (3) avec tendance et constante, le modèle(2) avec constante et sans tendance et le modèle (1) qui est sans tendance et sans constante.

Avec un nombre de retard déterminé automatiquement par Eviews 7, nous examinons par le test ADF la présence ou pas de racine unitaire sur nos séries

⁷ : Bourbonnais R, (2015), « Econométrie, cours et exercices corrigés » 9^e édition, Dunod, Paris, pp 245-248

⁸ : voir les corrélogrammes des séries étudiées en annexes

⁹ : *ibid* pp 248-250

A) Application du test ADF à la Série log(IPC) :

Les résultats du test sont résumés dans le tableau suivant¹⁰ :

Tableau N° 01 : Les résultats du test ADF sur la Série log(IPC)

Tests	Le modèle (3)			Le modèle (2)			Le modèle (1)	
	Trend t-stat	t-Stat ADF	Valeur Critique ADF	Constante t-stat	t-Stat ADF	Valeur Critique ADF	t-Stat ADF	Valeur Critique ADF
Test au Niveau	1,41	-1,86	-3,50	2,47	-2,37	-2,91	5,71	-1,94
1 ^{ère} Différence	/	/	/	/	/	/	-3,89	-1,94

Source : Conçu par nous-mêmes suivant les résultats obtenus avec le logiciel Eviews 7

➤ Le Test au niveau :

Modèle 3

On commence le test de stationnarité par le modèle général (modèle 3)

Sous l'hypothèse H_0 : la série est non stationnaire est vraie, on regarde si le coefficient du trend est significativement différent de zéro ou pas.

Le test au niveau nous donne la t-statistique de la tendance égale à **1,41** qui est inférieure à sa valeur critique de **2,81** à (5%)¹¹, donc la tendance n'est pas significative. On passe au modèle (2)

Modèle 2

Sous l'hypothèse H_0 : la série est non stationnaire est vraie, on regarde si le coefficient de la constante est significativement différent de zéro ou pas.

Le test au niveau nous donne la t-statistique de la constante égale à **2,47** qui est inférieure à sa valeur critique de **2,56** à (5%), donc la constante n'est pas significative. On passe au modèle (1)

Modèle 1

On a la t-statistique ADF (**5,71**) supérieure à la valeur critique ADF (**-1,94**), donc la série n'est pas stationnaire, elle issue d'un processus DS sans dérive, la méthode pour la rendre stationnaire est l'utilisation d'un filtre aux différences.

¹⁰ : voir les résultats de l'estimation en annexes

¹¹ : voir la table ADF en annexe n°1

➤ **Le Test en première différence :**

Modèle 1

On a la t-statistique ADF (-3,89) inférieure à la valeur critique ADF (-1,94), donc la série est stationnaire après le premier filtre. La série LOG (IPC) est intégrée d'ordre 1.

LOG(IPC) → I(1)

B) Application du test ADF sur les autres séries :

L'application de la même stratégie des tests de racine unitaire sur les autres séries (log(BM), log(TCH), log(PIB)) nous donne les résultats résumés dans le tableau suivant¹² :

Tableau N°02 : Les Résultats du test ADF sur les autres séries

Séries	Test au niveau								Test en 1 ^{ère} différence	
	Le Modèle (3)			Le Modèle (2)			Le Modèle (1)		Le Modèle (1)	
	trend t-stat	t-stat ADF	V .c ADF	Constante t-stat	t-stat ADF	V.c ADF	t-stat ADF	V .c ADF	t-stat ADF	V .c ADF
Log(BM)	1,56	-1,75	-3,50	1,05	-0,96	-2,92	1,71	-1,94	-4,43	-1,94
Log(TCH)	1,96	-1,46	-3,50	1,40	-1,40	-2,92	0,27	-1,94	-4,67	-1,94
Log(PIB)	1,70	-1,72	-3,50	0,38	-0,36	-2,92	2,39	-1,94	-3,52	-1,94

Source : Conçu par nous-mêmes suivant les résultats obtenus avec le logiciel Eviews 7

D'après le tableau ci-dessus, on remarque que si on compare les valeurs de t-statistique des modèles (3) et (2) aux valeurs critiques à 5% (voir la table ADF en annexe n°1), ainsi que les valeurs de t-statistique ADF aux valeurs critiques ADF à 5%, on trouve que les séries ne sont pas stationnaires en niveau et elles sont issues d'un processus DS sans dérive. Le test en première différence indique que les valeurs de t-statistique ADF sont inférieures aux valeurs critiques ADF à 5%, donc les séries sont stationnaires après le premier filtre. Les séries : log(BM), log(TCH), log(PIB) sont intégrées d'ordre 1.

¹² : voir les résultats de l'estimation en annexes

- **Conclusion des tests de stationnarité :**

L'étude de stationnarité a montré que toutes les séries sont intégrées d'un même ordre (1), il y a alors un risque de cointégration. On peut envisager l'estimation d'un modèle VECM. Pour ce faire, on commence par déterminer le nombre de retards P du modèle VAR(p) à l'aide des critères d'information (Akaike et Schwars).

1-3) Analyse multivariée des séries de données

Après avoir stationarisé les séries, on passe à une analyse multivariée des séries afin de rechercher d'éventuelles liaisons entre les variables étudiées.

1-3-1) Détermination du nombre de retards

Pour déterminer l'ordre de retard on utilise les critères de Akaike et de Schwars, et cela par l'estimation de tous les modèles VAR pour un nombre de retard allant de 1 à 4, suivant le tableau ci-dessous :

Tableau N° 03: Nombre de retard du VAR

Nbr retard Critères	1	2	3	4
AIC	-23,08	-22,64	-22,51	-22,28
SC	-22,31	-21,25	-20,49	-19,60

Source : Conçu par nous-mêmes suivant les résultats obtenus avec le logiciel Eviews 7

D'après les résultats de l'estimation des modèles VAR que nous avons résumés dans le tableau ci-dessus, le nombre de retard qui minimise les critères AIC et SC est : **1**, donc notre modèle est un **VAR(1)**.

1-3-2) Le test de la causalité au sens de Granger

La causalité au sens de Granger va nous permettre d'identifier les relations de cause à effet qui peuvent exister entre les variables et cela on procédant à un test de non causalité pour un nombre de retard égal à 1.

Le tableau de N° 4 ci-dessous montre les résultats du test de la causalité au sens de Granger

Tableau N° 04 : résultats du test de causalité au sens de Granger

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLOG(BM) does not Granger Cause DLOG(IPC) DLOG(IPC) does not Granger Cause DLOG(BM)	50	1.44240 6.26733	0.2358 0.0158
DLOG(TCH) does not Granger Cause DLOG(IPC) DLOG(IPC) does not Granger Cause DLOG(TCH)	50	10.9008 5.86636	0.0018 0.0193
DLOG(PIB) does not Granger Cause DLOG(IPC) DLOG(IPC) does not Granger Cause DLOG(PIB)	50	1.17448 0.01149	0.2840 0.9151
DLOG(TCH) does not Granger Cause DLOG(BM) DLOG(BM) does not Granger Cause DLOG(TCH)	50	0.01647 0.15820	0.8984 0.6926
DLOG(PIB) does not Granger Cause DLOG(BM) DLOG(BM) does not Granger Cause DLOG(PIB)	50	3.55031 1.73282	0.0657 0.1944
DLOG(PIB) does not Granger Cause DLOG(TCH) DLOG(TCH) does not Granger Cause DLOG(PIB)	50	1.25901 0.02164	0.2675 0.8837

Source : Elaboré par nous -mêmes à partir des résultats d'EvIEWS 7

Les résultats obtenus du test de la causalité au sens de Granger, indiquent l'existence de trois relations

- La variable de l'indice des prix à la consommation cause au sens de Granger la variable base monétaire car la probabilité critique : **0,01** inférieure à **0,05**.
- Une relation bidirectionnelle entre l'indice des prix à la consommation et le taux de change car on a les deux probabilités : **0,001** et **0,01** qui sont inférieures à **0,05**.

Nous constatons que la seule variable qui cause le niveau général des prix est le taux de change, ce qui est cohérent avec la réalité puisque la dépréciation (ou l'appréciation) du taux de change induit à une augmentation (diminution) de l'inflation.

Pour les tests restants les probabilités sont supérieures à 0,05, cela nous conduit à accepter l'hypothèse de non existence de causalité au sens de Granger entre les autres variables et cela peut s'expliquer par le fait qu'il n'existe pas forcément de liens économiques immédiats entre ces variables.

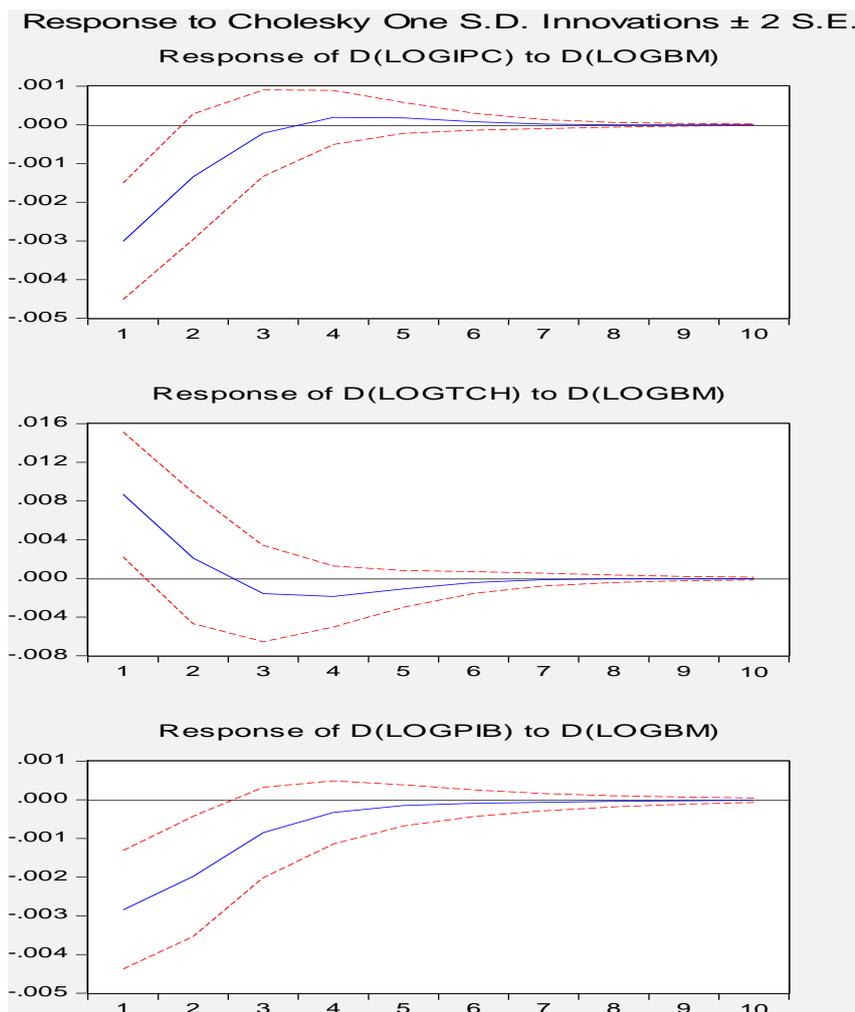
1-3-3) Analyse des Fonctions de réponse impulssionnelle (analyse des chocs)

L'une des principales utilisations de processus VAR réside dans l'analyse des fonctions de réponse impulssionnelle. L'analyse de cette dernière permet d'expliquer les influences des chocs structurels d'une des variables sur les autres variables du groupe.

Les figures qui suivent retracent les réponses à des chocs sur les résidus des variables étudiées. Les courbes en pointillés représentent l'intervalle de confiance. L'horizon temporel des réponses est fixé sur dix périodes et il représente le délai nécessaire pour que les variables retrouvent leurs niveaux de long terme

On va se restreindre à l'étude des effets de choc de la politique monétaire (offre de monnaie) sur les autres variables (L'indice des prix à la consommation, le taux de change et le produit intérieur brut).

Figure N° 06: Les réponses impulsionnelles



Source : Elaboré par nous- mêmes à partir des résultats d'Eviews 7

A) Le choc de la BM sur l'IPC :

La réponse impulsionnelle de l'inflation par l'approche de l'indice des prix à la consommation à un choc sur la base monétaire se répercute instantanément car la courbe ne part pas de l'origine, la réponse au choc de l'offre de monnaie est légèrement négative, elle devient ensuite positive à partir de la quatrième période et puis s'amortit au bout du sixième trimestre.

B) Le choc de la BM sur TCH :

La réponse impulsionnelle du taux de change du dollar à un choc sur la base monétaire a un effet instantané car la courbe ne part pas de l'origine, la réponse au choc de l'offre de monnaie est largement positive, elle diminue rapidement au cours de trois premiers trimestres et elle devient ensuite négative, puis elle retrouve l'équilibre à partir du sixième trimestre.

C) Le choc de la BM sur PIB :

La réponse impulsionnelle du produit intérieur brut à un choc sur la base monétaire a un effet instantané car la courbe ne part pas de l'origine, la réponse au choc de l'offre de monnaie est légèrement négative, puis elle augmente pour retrouver l'équilibre au bout du sixième trimestre.

Cette étude basée sur les fonctions de réponse impulsionnelle peut être complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

1-3-4) La décomposition de la variance

L'objectif de ce test est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur à un horizon de dix périodes,

Les résultats de ce test sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau N°05 : La Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de D (log(IPC))

Variance Decomposition of D(LOGIPC):					
Period	S.E.	D(LOGIPC)	D(LOGBM)	D(LOGTCH)	D(LOGPIB)
1	0.005730	45.58501	27.60126	26.44999	0.363742
2	0.006454	39.22986	26.07714	32.03621	2.656791
3	0.006605	40.92974	25.00701	31.51494	2.548300
4	0.006629	41.20887	24.90906	31.28934	2.592729
5	0.006634	41.14907	24.94199	31.27724	2.631700
6	0.006636	41.14588	24.94451	31.27099	2.638620
7	0.006636	41.15005	24.94290	31.26819	2.638857
8	0.006636	41.15036	24.94259	31.26822	2.638823
9	0.006636	41.15025	24.94254	31.26840	2.638816
10	0.006636	41.15024	24.94252	31.26842	2.638816

Source : Elaboré par nous -mêmes à partir des résultats d'Eviews 7

Les résultats du tableau indiquent que la variance de prévision de L'IPC est due en moyenne à 41,15% à ses propres innovations et pour celle du taux de change à 31,26%, ensuite à 24,94% de la base monétaire et en dernier à 2,63% du PIB.

1-3-5) Le test de la cointégration et estimation du VECM(1)

Etant donné que les séries sont toutes intégrées de même ordre, donc il ya un risque de cointégration des séries. Pour vérifier l'existence d'une éventuelle cointégration on procède au test de la trace de Johansen .Pour bien mener le test on utilise la deuxième spécification car toutes les séries sont issues d'un processus DS sans dérive.

1-3-5-1) Test de Cointégration de Johansen :

Les résultats du test de la trace sont illustrés dans le tableau suivant :

Tableau N° 06 : Le test de la trace

Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: LOGIPC LOGBM LOGTCH LOGPIB
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.538648	77.07428	54.07904	0.0001
At most 1 *	0.281513	38.39456	35.19275	0.0218
At most 2 *	0.237955	21.86421	20.26184	0.0298
At most 3	0.152560	8.276734	9.164546	0.0735

Source : Elaboré par nous- mêmes à partir des résultats d'EvIEWS 7

Des résultats du tableau ci-dessus on constate :

- que les variables sont cointégrées au seuil de 5% et l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée du fait que la trace statistique (**77,07**) est supérieure à la valeur critique à 5% (**54,07**) et que la probabilité (**0,0001**) est inférieure à **0,05**.
- Existence de trois relations de cointégration. Cependant, nous nous intéresserons particulièrement au vecteur unique de cointégration qui prend en compte la variable endogène (l'IPC)

1-3-5-2) Estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur VECM (1) :

Le VECM est un modèle qui permet de modéliser les ajustements conduisant à une situation d'équilibre à long terme. Il s'agit d'un modèle qui intègre à la fois, l'évolution de court et de long

terme. Le coefficient de la relation à court terme (la force de rappel vers l'équilibre) doit être significativement négatif ; dans le cas contraire, il convient de rejeter le modèle.

Tableau N° 07 : Le modèle VECM(1)

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/15/18 Time: 11:59

Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4

Included observations: 50 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOGIPC(-1)	1.000000			
LOGBM(-1)	-0.076221 (0.00708) [-10.7712]			
LOGTCH(-1)	0.183186 (0.03900) [4.69723]			
LOGPIB(-1)	-0.476264 (0.08724) [-5.45945]			
C	0.190700 (0.72834) [0.26183]			
Error Correction:	D(LOGIPC)	D(LOGBM)	D(LOGTCH)	D(LOGPIB)
CointEq1	-0.219807 (0.04843) [-4.53881]	0.980730 (0.57583) [1.70317]	0.616571 (0.19646) [3.13845]	-0.226784 (0.04194) [-5.40738]
D(LOGIPC(-1))	-0.087249 (0.15841) [-0.55076]	9.046972 (1.88359) [4.80304]	1.816844 (0.64263) [2.82718]	-0.167798 (0.13719) [-1.22311]
D(LOGBM(-1))	-0.017064 (0.01371) [-1.24474]	0.509442 (0.16300) [3.12534]	0.097213 (0.05561) [1.74804]	-0.040464 (0.01187) [-3.40828]
D(LOGTCH(-1))	-0.123789 (0.04138) [-2.99163]	1.195779 (0.49200) [2.43043]	0.721129 (0.16786) [4.29604]	-0.029846 (0.03583) [-0.83287]
D(LOGPIB(-1))	-0.280279 (0.19664) [-1.42534]	-1.248493 (2.33810) [-0.53398]	1.891747 (0.79770) [2.37150]	-0.157830 (0.17029) [-0.92681]
R-squared	0.306594	0.376162	0.335102	0.467160
Adj. R-squared	0.244958	0.320710	0.276000	0.419796
Sum sq. resids	0.001374	0.194208	0.022606	0.001030
S.E. equation	0.005525	0.065694	0.022413	0.004785
F-statistic	4.974259	6.783528	5.669900	9.863272
Log likelihood	191.6104	67.82432	121.5924	198.8029
Akaike AIC	-7.464417	-2.512973	-4.663694	-7.752118
Schwarz SC	-7.273215	-2.321771	-4.472492	-7.560915
Mean dependent	0.005047	0.031365	0.001541	0.004132
S.D. dependent	0.006358	0.079708	0.026341	0.006282
Determinant resid covariance (dof adj.)	5.70E-10			
Determinant resid covariance	3.70E-16			
Log likelihood	604.0251			
Akaike information criterion	-23.16100			
Schwarz criterion	-22.20499			

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews 7

D'après les résultats donnés par le modèle VECM (tableau 7), on constate que le coefficient (-0.21) de la force de rappel de la dynamique de court terme est significatif et de signe négatif car on a la statistique t-calculée en valeur absolue (4,53) est supérieure à la valeur de t-tabulée de Student (1,96). Donc il y a un retour vers l'équilibre à long terme entre l'indice des prix à la consommation et les autres variables.

Tous les coefficients de la relation de long terme sont significatifs car la statistiques de : t-calculée de BM en valeur absolue (10,77), t-calculée de TCH en valeur absolue (4,69), t-calculée du PIB en valeur absolue (5,45) sont supérieures à la valeur de t-tabulée de Student (1,96).

Concernant la dynamique de court terme le coefficient du taux de change est significatif car la t-calculée en valeur absolue (2,99) est supérieure à la valeur de t-tabulée de Student (1,96).

➤ **L'équation de l'IPC se présente comme suit :**

$$\begin{aligned} D(\text{LOGIPC}) = & -0.21 * [\text{LOGIPC}(-1) - 0.07 * \text{LOGBM}(-1) + 0.18 * \text{LOGTCH}(-1) - \\ & 0.47 * \text{LOGPIB}(-1) + 0.19] - 0.08 * D(\text{LOGIPC}(-1)) - 0.01 * D(\text{LOGBM}(-1)) \\ & - 0.12 * D(\text{LOGTCH}(-1)) - 0.28 * D(\text{LOGPIB}(-1)) \end{aligned}$$

Il ressort de cette équation : une relation de long terme liant la variable IPC avec les autres variables du modèle et une relation de court terme entre l'IPC et le taux de change.

1-3-6) La validation du modèle VECM

Avant d'interpréter économiquement l'équation, on doit vérifier la robustesse des résultats obtenus par des tests sur les résidus.

A) Test d'hétéroscédasticité des résidus

Ce test permet de savoir si les erreurs sont homoscédastiques ou non. L'hétéroscédasticité qualifie les données (ou séries) qui n'ont pas une variance constante. Or, les séries doivent être homoscédastiques pour présenter les meilleurs estimateurs. Les résultats de l'application du test de White sont donnés par le tableau suivant :

Tableau N° 08 : Test d'hétéroscédasticité de White

Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 50

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
108.6596	100	0.2603

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews 7

Les résultats du tableau indiquent que la probabilité (**0,26**) est supérieure à la valeur critique (**0,05**), donc le terme de l'erreur n'est pas hétéroscédastique, c'est-à-dire que sa variance ne varie pas dans le temps. Donc l'hypothèse d'homoscédasticité est acceptée.

B) Test d'absence d'autocorrélation des erreurs

Le test d'autocorrélation des erreurs vérifie l'absence d'autocorrélation de terme de l'erreur. Les résultats de l'application du test LM sur les séries sont donnés par le tableau suivant :

Tableau N°09 : Test LM d'autocorrélation

VEC Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 05/22/18 Time: 22:42
Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 50

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.00015	0.8666

Probs from chi-square with 16 df.

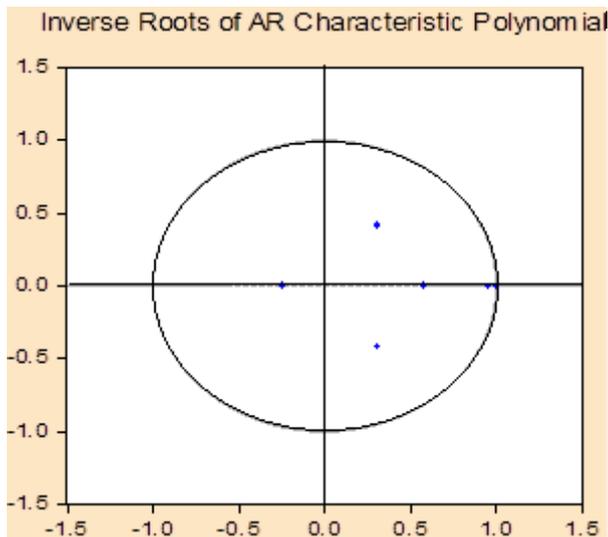
Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews 7

D'après le tableau la probabilité (**0,86**) est supérieure à la valeur critique (**0,05**), donc le terme de l'erreur n'est pas autocorrélé, c'est-à-dire qu'il n'est pas lié à toutes ou à certaines de ses valeurs passées.

C) Le cercle de la racine unitaire

La construction du cercle de racine unitaire nous permet de voir si on est en présence d'un VECM(1) stationnaire ou pas.

Figure N° 07 : cercle de la racine unitaire



Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews 7

D'après la figure N° 07, tous les points sont à l'intérieur du cercle ce qui signifie que le modèle VECM (1) est stationnaire, il est donc validé.

Les tests effectués sur les résidus, montrent qu'il y a absence d'autocorrélation et homoscedasticité des erreurs. La construction du cercle de la racine unitaire montre que le modèle est stable et stationnaire. Donc la robustesse économétrique du modèle VECM(1) est satisfaisante.

Après avoir réalisé les différents tests statistiques sur les séries et la validation du modèle, la deuxième section sera consacrée à l'interprétation économique des relations issues de notre modèle VECM(1).

SECTION 2 : Résultats et Interprétation Economique

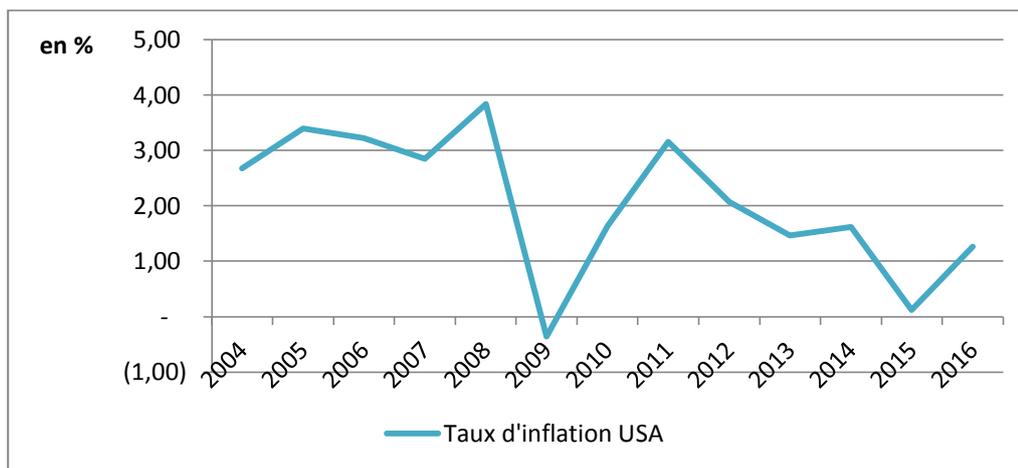
2-1) Interprétation économique de l'équation du modèle VECM(1)

D'après l'équation du modèle il y a une relation à long terme liant la variable de l'IPC avec les autres variables (BM, TCH, PIB) et une relation de court terme entre l'IPC et le taux de change

2-1-1) La relation de L'IPC avec BM

A long terme, l'impact d'une variation de la base monétaire est significative et présente le signe attendu (coefficient positif). Car en théorie, la politique d'assouplissement quantitatif à travers ses canaux de transmission devrait stimuler la demande globale ce qui stimulerait à son tour la croissance des prix, et par la suite à créer des anticipations d'inflation. Une hausse de **1%** de la base monétaire entraîne une hausse de **0,07%** de l'indice des prix à la consommation. Cependant, le taux annuel d'inflation est resté la plupart du temps sous la barre de l'objectif de 2%. 1,6% en 2014, 0,1% en 2015 et 1,2% en 2016, comme le montre le graphique de la figure n°7.

Figure n° 8 : Graphique de l'évolution annuelle du taux d'inflation aux USA



Source : *Elaboré par nous-mêmes sous Excel à partir des données de la Federal Reserve Bank of St.Louis.*

Une hausse d'inflation est jugée modeste par rapport à la politique monétaire très expansionniste menée par les États-Unis, depuis sept ans. En effet, d'un point de vue théorique, notamment l'approche monétariste, la politique monétaire par l'expansion du bilan devrait augmenter le risque d'inflation à moyen et long terme, car selon cette approche toute création monétaire est suivie d'une hausse générale des prix.

Cette faiblesse de l'inflation est due à une insuffisance de la demande, Selon P-Krugman en période de crise, toute création monétaire ne génère pas automatiquement de l'inflation et cela en se basant sur la notion de trappe à la liquidité de Keynes. Si les taux d'intérêt sont suffisamment bas à court terme, toute injection de monnaie supplémentaire sera thésaurisée. L'attrait des agents économiques pour la liquidité est à la fois pour se protéger, et faire des réserves afin de profiter d'une éventuelle hausse des taux qui surviendra plus tard. Cette liquidité stimulera la demande et engendrera une inflation si et seulement si les agents économiques décident de l'utiliser.

2-1-2) La relation de l'IPC avec TCH

D'après le modèle, Il y a deux relations qui existent entre la variable de l'IPC et la variable du taux de change, l'une à court terme et l'autre à long terme

A) La dynamique de court terme

A court terme, la relation inverse du niveau général des prix avec le taux de change est significative, toute hausse de 1% de taux de change induit une baisse de **0,12%** de l'indice des prix à la consommation.

Une variation du taux de change a un effet immédiat sur le taux de d'inflation. Quand le taux de change s'apprécie l'inflation baisse et toute dépréciation du taux de change entraine une hausse de l'inflation.

Sous un régime flottant comme celui des Etats Unis, la valeur du taux de change du dollar est très volatile et elle est déterminée par les forces du marché, et cela au gré des évènements et des changements apportés aux politiques, tant aux USA qu'à l'étranger. La politique monétaire très accommodante menée par la FED pendant cette période de crise a provoqué la dépréciation du dollar américain.

En effet, la diminution des taux d'intérêt à long terme induite par cette politique s'est accompagnée d'une réduction du différentiel d'intérêt entre les Etats Unis et les autres pays notamment les pays émergents, d'autant plus que les autres banques centrales comme la BCE n'ont pas jugé utile de réduire leurs taux d'intérêt au moment fort de la crise. La baisse de la demande des actifs domestiques au profit des actifs étrangers à meilleur rendement a fait chuter le dollar. Cette dépréciation du dollar par rapport aux autres monnaies a engendré un renchérissement des importations américaines, ce qui a poussé vers la hausse les prix de certaines composantes de l'indice des prix à la consommation.

B) La relation de long terme

A long terme, il y a une relation inverse entre le taux de change et l'inflation, une hausse de 1% du taux de change entraîne une baisse de 0,18% de l'indice des prix à la consommation.

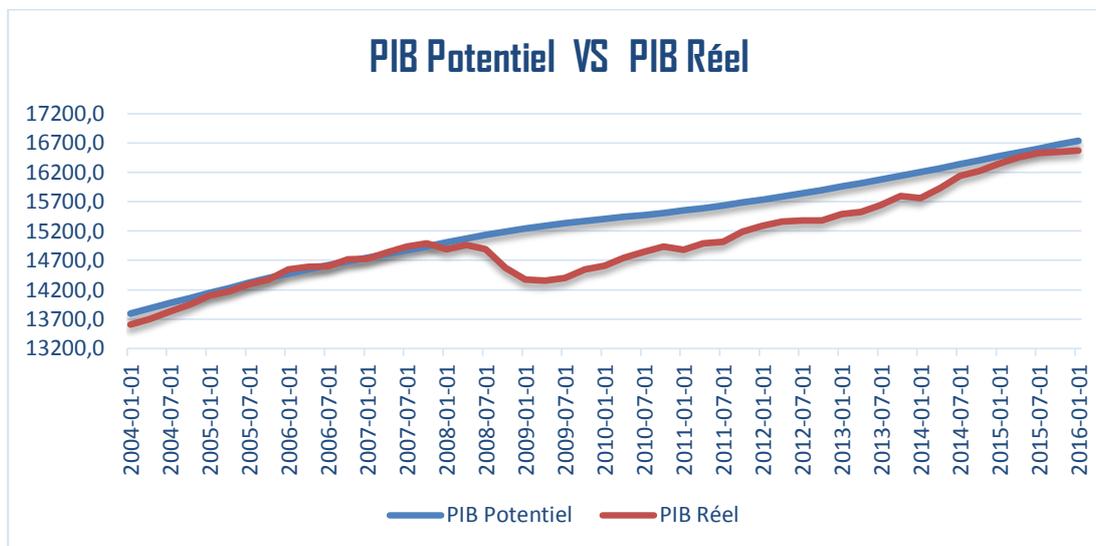
Cette relation s'explique par l'effet indirect qu'exerce la variation du taux de change sur les prix à la consommation. Premièrement, le renchérissement des produits importés entraîne un accroissement de la demande des produits américains substitués, ce qui induit à l'augmentation de leur prix. Deuxièmement, la dépréciation du dollar rend plus compétitifs les produits exportables, entraînant leurs prix à la hausse et cela par la forte demande exercée sur ces produits. Ce qui s'ajouterait aux pressions à la hausse sur les prix à la consommation.

Néanmoins, des études menées sur les pays développés ont montré que la variation des taux de change ne se transmettent que faiblement lorsque les taux d'inflation sont faibles et cela à cause notamment des coûts associés aux modifications des prix. Les travaux de M-Jasova et al (2016) ont trouvé que la faiblesse de transmission est restée relativement faible et stable dans les pays développés dont les Etats-Unis, depuis la crise.

2-1-3) La relation de l'IPC avec PIB

A long terme, la relation est positive et significative entre le produit intérieur brut et l'inflation, une hausse de 1% du PIB entraîne une hausse de 0,47% de l'IPC. Cette hausse est induite par la stimulation de la demande globale par l'injection massive de liquidités depuis la crise. Toutefois, le choc négatif de la demande a été tellement fort que la politique monétaire non conventionnelle appliquée par la FED n'a pas pu l'atténuer complètement. La figure n° 08, montre nettement que le PIB réel est au dessous du PIB potentiel pendant toute la période qui a suivi la crise. Cet écart de production négatif (la différence entre la production effectivement observée et la production potentielle) signifie que le niveau de production de l'économie américaine se situe en dessous de son niveau potentiel c'est-à-dire elle n'utilise pas toutes ces capacités.

**Figure n°09 : graphique de l'évolution du PIB Potentiel et le PIB Réel en
Milliards de Dollars**



Source : Elaboré par nous-mêmes sous Excel à partir des données de la Federal Reserve Bank of St.Louis.

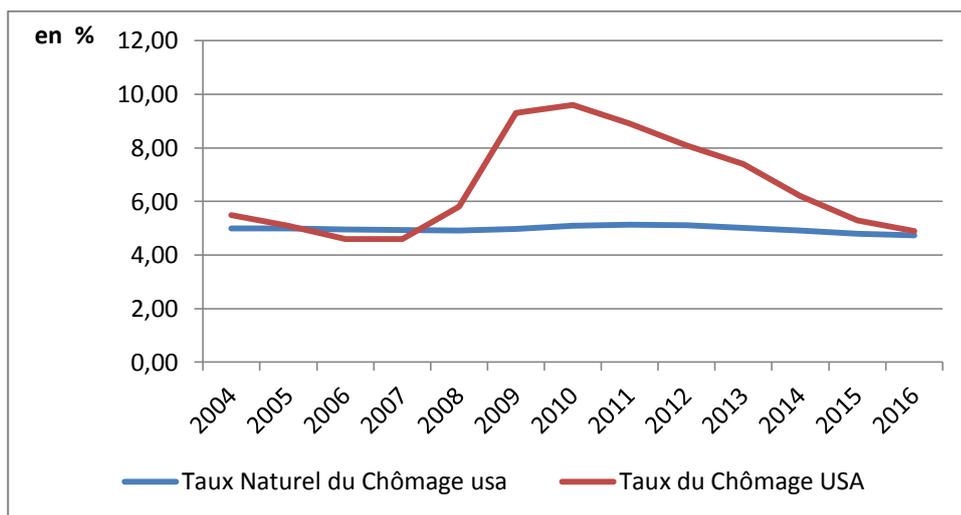
L'écart de production est une mesure importante pour la banque centrale car elle influence l'inflation. En effet, lorsque l'écart de production est positif, le marché des biens et service ainsi que le marché de travail sont fortement sollicités ce qui augmente le niveau général des prix. Inversement l'inflation a tendance à s'affaiblir quand l'écart est négatif¹³.

L'écart est négatif en raison du repli de la demande et la hausse du taux de chômage, la figure n° 10, illustre parfaitement la hausse du taux de chômage aux Etats-Unis par rapport à son niveau naturel qui est autour de 5 % durant la phase qui a suivi la crise. En effet, d'après le graphique on constate que le taux de chômage était de 5% en 2008 pour atteindre en octobre 2009 le niveau maximal de 9,6 %. Ensuite, il a diminué très lentement pour se stabiliser en 2016, le taux de chômage a été durant toute la période de 2008 à 2013 au dessus du taux de chômage naturel. Ce qui démontre la sous utilisation de la main d'œuvre sur le marché du travail. L'économie américaine n'est pas à son niveau potentiel, c'est la raison pour laquelle a été lancé le troisième programme d'assouplissement quantitatif.

¹³ Sarwat Jahan et Ahmed Saber Mohmud , « qu'est-ce que l'écart de production »,in *finances et développement*,(Septembre 2013),P 38 .

En outre, avec un chômage élevé comme le montre la figure n°10, les employés n'ont pas le rapport de force nécessaire pour négocier les salaires à la hausse. Ainsi que le faible niveau des prix qui a caractérisé cette période, a entraîné les anticipations d'inflation des employés à la baisse et acceptent des salaires plus modeste ce qui tire les prix vers le bas.

Figure n°10 : graphique de l'évolution annuelle du taux de chômage et du taux de chômage naturel aux USA



Source : Elaboré par nous-mêmes sous Excel à partir des données de la Federal Reserve Bank of St.Louis(concernant le taux du chômage naturel) et the US Bureau of labor statistics (concernant le taux du chômage)¹⁴

¹⁴ Base de données disponible sur le site <http://www.dol.gov/>

2-2) Résultats de l'analyse empirique

Cette estimation économétrique nous a permis de tirer plusieurs conclusions qui peuvent être résumées dans les points suivants :

- ✓ Les séries ne sont pas stationnaires ce qui nous a conduit à les stationnariser par la méthode de différenciation car elles sont issues d'un processus DS sans dérive.
- ✓ D'après le test de causalité au sens de Granger il existe une relation entre la base monétaire et l'indice des prix à la consommation et une relation bidirectionnelle entre le taux de change et le niveau général des prix.
- ✓ L'analyse de la fonction de réponse impulsionnelle nous a permis d'avoir une idée sur la réaction dynamique des variables du VAR aux chocs de la politique monétaire. Les résultats sont conformes aux effets attendus d'un choc de politique monétaire expansionniste, c'est-à-dire qu'après un assouplissement de la politique monétaire le produit intérieur brut réel augmente, le taux de change du dollar baisse et une hausse du niveau général des prix.
- ✓ Les résultats d'estimation du modèle VECM et l'analyse statistique de long terme permis d'identifier l'existence d'une relation liant l'indice des prix à la consommation à la base monétaire, au taux de change, et au produit intérieur brut réel. Les coefficients de cette relation ont les signes attendus, positif en ce qui concerne les élasticités de l'IPC par rapport à la base monétaire et le PIB, négatif en ce qui concerne l'élasticité de l'IPC par rapport au taux de change. Concernant la dynamique de court terme elle montre que le taux de change influence négativement l'indice des prix à la consommation ce qui est cohérent avec la théorie économique.

Conclusion

Dans cette étude, nous avons essayé, à partir de l'expérience récente des Etats-Unis, de voir si la politique d'assouplissement quantitatif a un impact sur l'inflation. Afin d'apporter des éléments de réponses à cette question, nous avons estimé à travers le modèle VECM la relation de long terme de l'inflation en fonction de la base monétaire, variable représentative de la politique d'assouplissement quantitatif, ainsi que le taux de change et le produit intérieur brut, variables susceptibles d'influencer à leur tour le niveau général des prix.

Les résultats obtenus confirment l'existence d'une corrélation positive entre l'inflation mesurée dans notre cas par l'indice des prix à la consommation et la politique d'assouplissement quantitatif aux Etats-Unis. Toutefois, la faible élasticité du coefficient de la base monétaire indique que la transmission de cette politique à l'inflation reste relativement modeste en dépit de l'injection massive de la monnaie dans le circuit économique.

L'évolution du taux d'inflation aux USA, pendant la période qui a suivi la crise a mis en évidence la difficulté de la FED à remplir son objectif de stabilité des prix. Cette situation s'explique par le fait que les établissements financiers ont retenus une majeure partie des liquidités créées sous forme de réserves excédentaires au lieu de les prêter et cela en raison des risques que présentent le marché durant cette période ou par l'absence de la demande de crédit de la part des emprunteurs. En effet, Les ménages américains cherchent plutôt à se désendetter qu'à contracter de nouveaux crédits car ils sont désormais plus vigilants face à l'endettement.

Néanmoins, dans un tel contexte, la pluparts des observateurs s'accordent sur le fait que la politique d'assouplissement a tout de même pu ralentir la chute continue des prix et de contrer la menace de la déflation en s'éloignant des taux d'inflation négatifs.

Bibliographie

- 1) Baquero L et Ezzaim M, Stéphane Sorbe (janvier 2018) « la taille du bilan des banques centrales, nouvel instrument de la politique monétaire »,Trésor-éco,n°213,p 2.
- 2) Baumeister C et Benati L (2013), « Unconventional monetary policy and the great recession ; estimation the macroeconomic effects of a spread compression at the zero lower bound »,vol 9 n°2 ,International Journal of Central Banking,pp 1-199.
- 3) Bernank S et al (2004), «Monetary policy alternatives at the zero bound: an empirical assessment»,Brouking Paper on Economic Activity,n° 2,p1-78.
- 4) Bourbonnais R, (2015), « Econométrie, cours et exercices corrigés » 9e édition, Dunod, Paris.
- 5) Chen et al,(2012), «The macroeconomic effects of large-scale asset purchase programme»,Economic Journal,p122,289-315.
- 6) Drumetz F et al,(2015), «Politique monétaire»2° édition deboeck,p 13.
- 7) Dupuy.M,(2012), «Les effets des politiques de quantitative easing sur le taux de change :les enseignements de l'expérience américaine ».revue d'économie financière 2012/4 , N°108,pp,243-260 .
- 8) Gambacorta, et al (2012), «The effectiveness of unconventional monetary policy at the zero lower bound: a cross-country analysis». bis Working Papers, No 384.
- 9) Goodfriend(2000), «Overcoming the zero bound on interest rate policy»,Journal of Money,Credit and Banking,vol,32,n°4,part 2,pp,1007-1035.
- 10) Jahan .S et Saber.M.A(Septembre 2013), « Qu'est –ce que l'écart de production »,in Finances et Développement, p 38 .
- 11) Jasova M et al (septembre 2016) «Exchange rate pass-through:what has changed sins the crisis? » Bank for international settetements ,bis Working Papers ,n° 585.
- 12) Keynes,J.M,(1936) «Théorie générale de l'emploi,de l'intérêt et de la monnaie», réédité en 1998 chez payot,Paris.

Bibliographie

- 13) Koo, Richard.C (2008), «the holy grail of macroeconomics, lessons from Japan's great recession», revised edition (2009), James J. Cochran, ISBN:978-0-470-82494-8
- 14) Krugman, P (2000), «Thinking about the liquidity trap», *Journal of the Japanese and International Economie* 14(4), pp 221-237.
- 15) Metzler, (1995), « Monetary, credit and other transmission processes, a monetarist perspective », *Journal of Economic Perspectives*.
- 16) Weale M, Wieladek T, (2016), « What are the macroeconomic effects of asset purchases? », Discussion Paper n° 10495, Center for Economic Policy Research.
- 17) Yates T (2004), «Monetary policy and the zero bound to interest rates: A review», *Journal of Economic Surveys*, vol.18, n°3, p,427-481.

ANNEXE 1 : Tableau des valeurs critiques de la constante et de la tendance du test ADF

N	Modèle (2)			Modèle (3)					
	Constante			Constante			Trend		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
25	3,41	2,61	2,20	4,05	3,20	2,77	3,74	2,85	2,39
50	3,28	2,56	2,18	3,87	3,14	2,75	3,60	2,81	2,38
100	3,22	2,54	2,17	3,78	3,11	2,73	3,53	2,79	2,38
250	3,19	2,53	2,16	3,74	3,09	2,73	3,49	2,79	2,38
500	3,18	2,52	2,16	3,72	3,08	2,72	3,48	2,78	2,38
∞	3,18	2,52	2,16	3,71	3,08	2,72	3,46	2,78	2,38

ANNEXE 2 : le test ADF à la série log(IPC) Modèle (3) :

Null Hypothesis: LOGIPC has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.867102	0.6568
Test critical values:		
1% level	-4.148465	
5% level	-3.500495	
10% level	-3.179617	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGIPC)
 Method: Least Squares
 Date: 05/14/18 Time: 00:47
 Sample (adjusted): 2004Q2 2016Q4
 Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIPC(-1)	-0.105640	0.056580	-1.867102	0.0680
C	0.480787	0.253141	1.899286	0.0635
@TREND(2004Q1)	0.000407	0.000286	1.419528	0.1622
R-squared	0.139292	Mean dependent var		0.005101
Adjusted R-squared	0.103429	S.D. dependent var		0.006307
S.E. of regression	0.005971	Akaike info criterion		-7.346621
Sum squared resid	0.001712	Schwarz criterion		-7.232984
Log likelihood	190.3388	Hannan-Quinn criter.		-7.303197
F-statistic	3.884010	Durbin-Watson stat		1.614800
Prob(F-statistic)	0.027324			

Source : Elaboré par nous même à partir des résultats d'Eviews

ANNEXE 3: le test ADF à la série log(IPC) Modèle (2) :

Null Hypothesis: LOGIPC has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.374069	0.1540
Test critical values:		
1% level	-3.565430	
5% level	-2.919952	
10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGIPC)
 Method: Least Squares
 Date: 05/14/18 Time: 00:50
 Sample (adjusted): 2004Q2 2016Q4
 Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIPC(-1)	-0.026920	0.011339	-2.374069	0.0216
C	0.129011	0.052200	2.471485	0.0170
R-squared	0.103159	Mean dependent var		0.005101
Adjusted R-squared	0.084856	S.D. dependent var		0.006307
S.E. of regression	0.006033	Akaike info criterion		-7.344713
Sum squared resid	0.001783	Schwarz criterion		-7.268955
Log likelihood	189.2902	Hannan-Quinn criter.		-7.315764
F-statistic	5.636202	Durbin-Watson stat		1.673691
Prob(F-statistic)	0.021556			

ANNEXE 4: le test ADF à la série log(IPC) Modèle (1) :

Null Hypothesis: LOGIPC has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	5.714527	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.611094	
5% level	-1.947381	
10% level	-1.612725	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGIPC)
 Method: Least Squares
 Date: 05/14/18 Time: 00:53
 Sample (adjusted): 2004Q2 2016Q4
 Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIPC(-1)	0.001101	0.000193	5.714527	0.0000
R-squared	-0.008640	Mean dependent var		0.005101
Adjusted R-squared	-0.008640	S.D. dependent var		0.006307
S.E. of regression	0.006334	Akaike info criterion		-7.266450
Sum squared resid	0.002006	Schwarz criterion		-7.228571
Log likelihood	186.2945	Hannan-Quinn criter.		-7.251975
Durbin-Watson stat	1.530042			

ANNEXE 5: le test ADF à la série D (log(IPC)) Modèle (1) :

Null Hypothesis: D(LOGIPC) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.898639	0.0002
Test critical values:		
1% level	-2.612033	
5% level	-1.947520	
10% level	-1.612650	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGIPC,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/14/18 Time: 00:56
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGIPC(-1))	-0.471099	0.120837	-3.898639	0.0003
R-squared	0.236747	Mean dependent var		-2.15E-05
Adjusted R-squared	0.236747	S.D. dependent var		0.007910
S.E. of regression	0.006910	Akaike info criterion		-7.091848
Sum squared resid	0.002340	Schwarz criterion		-7.053608
Log likelihood	178.2962	Hannan-Quinn criter.		-7.077286
Durbin-Watson stat	2.052078			

ANNEXE 6: le test ADF à la série log(BM) Modèle (3) :

Null Hypothesis: LOGBM has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.759300	0.7094
Test critical values:		
1% level	-4.152511	
5% level	-3.502373	
10% level	-3.180699	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGBM)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 21:57
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGBM(-1)	-0.113508	0.064519	-1.759300	0.0852
D(LOGBM(-1))	0.392307	0.141321	2.775999	0.0079
C	1.532416	0.853414	1.795631	0.0791
@TREND(2004Q1)	0.004516	0.002894	1.560190	0.1256
R-squared	0.167506	Mean dependent var		0.031365
Adjusted R-squared	0.113213	S.D. dependent var		0.079708
S.E. of regression	0.075060	Akaike info criterion		-2.264437
Sum squared resid	0.259165	Schwarz criterion		-2.111475
Log likelihood	60.61093	Hannan-Quinn criter.		-2.206189
F-statistic	3.085212	Durbin-Watson stat		1.969460
Prob(F-statistic)	0.036360			

ANNEXE 7: le test ADF à la série log(BM) Modèle (2) :

Null Hypothesis: LOGBM has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.969777	0.7571
Test critical values:		
1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGBM)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 22:41
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGBM(-1)	-0.016158	0.016662	-0.969777	0.3371
D(LOGBM(-1))	0.333023	0.138178	2.410102	0.0199
C	0.253013	0.239937	1.054498	0.2970
R-squared	0.123452	Mean dependent var		0.031365
Adjusted R-squared	0.086153	S.D. dependent var		0.079708
S.E. of regression	0.076197	Akaike info criterion		-2.252873
Sum squared resid	0.272879	Schwarz criterion		-2.138151
Log likelihood	59.32182	Hannan-Quinn criter.		-2.209186
F-statistic	3.309727	Durbin-Watson stat		1.944837
Prob(F-statistic)	0.045209			

ANNEXE 8: le test ADF à la série log(BM) Modèle (1) :

Null Hypothesis: LOGBM has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.712145	0.9776
Test critical values:		
1% level	-2.612033	
5% level	-1.947520	
10% level	-1.612650	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGBM)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 22:46
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGBM(-1)	0.001391	0.000812	1.712145	0.0933
D(LOGBM(-1))	0.331557	0.138332	2.396819	0.0205
R-squared	0.102714	Mean dependent var		0.031365
Adjusted R-squared	0.084021	S.D. dependent var		0.079708
S.E. of regression	0.076286	Akaike info criterion		-2.269489
Sum squared resid	0.279335	Schwarz criterion		-2.193008
Log likelihood	58.73723	Hannan-Quinn criter.		-2.240365
Durbin-Watson stat	1.931477			

ANNEXE 9: le test ADF à la série D (log(BM)) Modèle (1) :

Null Hypothesis: D(LOGBM) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.435395	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.612033	
5% level	-1.947520	
10% level	-1.612650	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGBM,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 22:51
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGBM(-1))	-0.576712	0.130025	-4.435395	0.0001
R-squared	0.286319	Mean dependent var		-0.001329
Adjusted R-squared	0.286319	S.D. dependent var		0.092063
S.E. of regression	0.077774	Akaike info criterion		-2.250210
Sum squared resid	0.296394	Schwarz criterion		-2.211969
Log likelihood	57.25525	Hannan-Quinn criter.		-2.235648
Durbin-Watson stat	1.987160			

ANNEXE 10: le test ADF à la série log(PIB) Modèle (3) :

Null Hypothesis: LOGPIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.727089	0.7243
Test critical values:		
1% level	-4.152511	
5% level	-3.502373	
10% level	-3.180699	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGPIB)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 22:58
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIB(-1)	-0.075449	0.043686	-1.727089	0.0909
D(LOGPIB(-1))	0.468068	0.130916	3.575327	0.0008
C	0.721114	0.416395	1.731803	0.0900
@TREND(2004Q1)	0.000268	0.000157	1.705105	0.0949
R-squared	0.234474	Mean dependent var		0.004132
Adjusted R-squared	0.184549	S.D. dependent var		0.006282
S.E. of regression	0.005672	Akaike info criterion		-7.429777
Sum squared resid	0.001480	Schwarz criterion		-7.276815
Log likelihood	189.7444	Hannan-Quinn criter.		-7.371528
F-statistic	4.696480	Durbin-Watson stat		2.140140
Prob(F-statistic)	0.006074			

ANNEXE 11: le test ADF à la série log(PIB) Modèle (2):

Null Hypothesis: LOGPIB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.366635	0.9067
Test critical values:		
1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGPIB)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 23:05
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIB(-1)	-0.005784	0.015775	-0.366635	0.7155
D(LOGPIB(-1))	0.431862	0.131778	3.277196	0.0020
C	0.057979	0.151759	0.382045	0.7041
R-squared	0.186090	Mean dependent var		0.004132
Adjusted R-squared	0.151456	S.D. dependent var		0.006282
S.E. of regression	0.005786	Akaike info criterion		-7.408490
Sum squared resid	0.001574	Schwarz criterion		-7.293768
Log likelihood	188.2122	Hannan-Quinn criter.		-7.364803
F-statistic	5.372978	Durbin-Watson stat		2.070520
Prob(F-statistic)	0.007917			

ANNEXE 12: le test ADF à la série log(PIB) Modèle (1):

Null Hypothesis: LOGPIB has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.391959	0.9954
Test critical values:		
1% level	-2.612033	
5% level	-1.947520	
10% level	-1.612650	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGPIB)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 23:09
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIB(-1)	0.000243	0.000102	2.391959	0.0207
D(LOGPIB(-1))	0.427591	0.130130	3.285889	0.0019
R-squared	0.183563	Mean dependent var		0.004132
Adjusted R-squared	0.166553	S.D. dependent var		0.006282
S.E. of regression	0.005735	Akaike info criterion		-7.445389
Sum squared resid	0.001579	Schwarz criterion		-7.368908
Log likelihood	188.1347	Hannan-Quinn criter.		-7.416265
Durbin-Watson stat	2.067140			

ANNEXE 13: le test ADF à la série D(log(PIB)) Modèle (1):

Null Hypothesis: D(LOGPIB) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.526371	0.0007
Test critical values:		
1% level	-2.612033	
5% level	-1.947520	
10% level	-1.612650	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGPIB,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 23:13
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGPIB(-1))	-0.398644	0.113046	-3.526371	0.0009
R-squared	0.202350	Mean dependent var		-5.89E-05
Adjusted R-squared	0.202350	S.D. dependent var		0.006723
S.E. of regression	0.006005	Akaike info criterion		-7.372777
Sum squared resid	0.001767	Schwarz criterion		-7.334537
Log likelihood	185.3194	Hannan-Quinn criter.		-7.358215
Durbin-Watson stat	2.218773			

ANNEXE 14: le test ADF à la série log(TCH) Modèle (3):

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.463435	0.8290
Test critical values:		
1% level	-4.152511	
5% level	-3.502373	
10% level	-3.180699	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 23:17
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.075633	0.051682	-1.463435	0.1501
D(LOGTCH(-1))	0.352862	0.139888	2.522467	0.0152
C	0.339723	0.240034	1.415312	0.1637
@TREND(2004Q1)	0.000476	0.000242	1.967221	0.0552
R-squared	0.235350	Mean dependent var		0.001541
Adjusted R-squared	0.185482	S.D. dependent var		0.026341
S.E. of regression	0.023773	Akaike info criterion		-4.563909
Sum squared resid	0.025997	Schwarz criterion		-4.410947
Log likelihood	118.0977	Hannan-Quinn criter.		-4.505660
F-statistic	4.719417	Durbin-Watson stat		1.757861
Prob(F-statistic)	0.005925			

ANNEXE 15: le test ADF à la série log(TCH) Modèle (2):

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.402179	0.5739
Test critical values:		
1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 06/14/18 Time: 23:21
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.074644	0.053234	-1.402179	0.1674
D(LOGTCH(-1))	0.424874	0.139074	3.055020	0.0037
C	0.347658	0.247219	1.406273	0.1662
R-squared	0.171021	Mean dependent var		0.001541
Adjusted R-squared	0.135745	S.D. dependent var		0.026341
S.E. of regression	0.024488	Akaike info criterion		-4.523132
Sum squared resid	0.028184	Schwarz criterion		-4.408410
Log likelihood	116.0783	Hannan-Quinn criter.		-4.479445
F-statistic	4.848108	Durbin-Watson stat		1.721267
Prob(F-statistic)	0.012184			

ANNEXE 16: le test ADF à la série log(TCH) Modèle (1):

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.279233	0.7629
Test critical values:		
1% level	-2.612033	
5% level	-1.947520	
10% level	-1.612650	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 06/15/18 Time: 00:20
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	0.000211	0.000754	0.279233	0.7813
D(LOGTCH(-1))	0.372403	0.135333	2.751755	0.0083
R-squared	0.136140	Mean dependent var		0.001541
Adjusted R-squared	0.118143	S.D. dependent var		0.026341
S.E. of regression	0.024736	Akaike info criterion		-4.521916
Sum squared resid	0.029370	Schwarz criterion		-4.445435
Log likelihood	115.0479	Hannan-Quinn criter.		-4.492792
Durbin-Watson stat	1.718758			

ANNEXE 17: le test ADF à la série D(log(TCH)) Modèle (1) :

Null Hypothesis: D(LOGTCH) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.673258	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.612033	
5% level	-1.947520	
10% level	-1.612650	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGTCH,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/15/18 Time: 00:24
 Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTCH(-1))	-0.625510	0.133849	-4.673258	0.0000
R-squared	0.308257	Mean dependent var		0.000212
Adjusted R-squared	0.308257	S.D. dependent var		0.029460
S.E. of regression	0.024502	Akaike info criterion		-4.560293
Sum squared resid	0.029418	Schwarz criterion		-4.522053
Log likelihood	115.0073	Hannan-Quinn criter.		-4.545731
Durbin-Watson stat	1.718385			

ANNEXE 18: le Modèle VAR (1):

Vector Autoregression Estimates

Date: 06/15/18 Time: 00:31

Sample (adjusted): 2004Q3 2016Q4

Included observations: 50 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(LOGIPC)	D(LOGBM)	D(LOGTCH)	D(LOGPIB)
D(LOGIPC(-1))	-0.303336 (0.20100) [-1.50915]	7.945830 (2.37582) [3.34446]	2.049223 (0.82940) [2.47073]	-0.158103 (0.20256) [-0.78052]
D(LOGBM(-1))	-0.013548 (0.01422) [-0.95304]	0.356578 (0.16803) [2.12214]	0.062525 (0.05866) [1.06591]	-0.021384 (0.01433) [-1.49266]
D(LOGTCH(-1))	-0.145596 (0.04570) [-3.18571]	0.975541 (0.54021) [1.80584]	0.724833 (0.18859) [3.84345]	-0.016576 (0.04606) [-0.35989]
D(LOGPIB(-1))	0.026338 (0.16347) [0.16112]	-3.911103 (1.93221) [-2.02416]	0.797389 (0.67454) [1.18213]	0.304344 (0.16474) [1.84741]
C	0.007110 (0.00178) [3.99932]	-0.005472 (0.02101) [-0.26038]	-0.015194 (0.00734) [-2.07106]	0.004379 (0.00179) [2.44389]
R-squared	0.254229	0.336947	0.260092	0.223938
Adj. R-squared	0.187938	0.278009	0.194322	0.154955
Sum sq. resids	0.001477	0.206416	0.025156	0.001500
S.E. equation	0.005730	0.067728	0.023644	0.005774
F-statistic	3.835053	5.716970	3.954586	3.246262
Log likelihood	189.7904	66.30022	118.9200	189.4027
Akaike AIC	-7.391614	-2.452009	-4.556801	-7.376107
Schwarz SC	-7.200412	-2.260806	-4.365599	-7.184904
Mean dependent	0.005047	0.031365	0.001541	0.004132
S.D. dependent	0.006358	0.079708	0.026341	0.006282
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.62E-16		
Determinant resid covariance		5.00E-16		
Log likelihood		597.0105		
Akaike information criterion		-23.08042		
Schwarz criterion		-22.31561		

ANNEXE 19: le Modèle VAR (2) :

Vector Autoregression Estimates

Date: 06/15/18 Time: 00:59

Sample (adjusted): 2004Q4 2016Q4

Included observations: 49 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(LOGIPC)	D(LOGBM)	D(LOGTCH)	D(LOGPIB)
D(LOGIPC(-1))	-0.292429 (0.23315) [-1.25424]	7.918284 (2.75020) [2.87917]	1.772910 (0.93162) [1.90305]	-0.169247 (0.22612) [-0.74849]
D(LOGIPC(-2))	-0.182225 (0.24742) [-0.73650]	-0.613178 (2.91850) [-0.21010]	0.555907 (0.98863) [0.56230]	-0.152244 (0.23995) [-0.63447]
D(LOGBM(-1))	-0.009402 (0.01720) [-0.54676]	0.335063 (0.20284) [1.65186]	0.044402 (0.06871) [0.64621]	-0.016818 (0.01668) [-1.00845]
D(LOGBM(-2))	-0.006284 (0.01566) [-0.40120]	-0.133741 (0.18476) [-0.72386]	0.021259 (0.06259) [0.33968]	0.021655 (0.01519) [1.42557]
D(LOGTCH(-1))	-0.139788 (0.05563) [-2.51260]	1.231207 (0.65626) [1.87611]	0.727152 (0.22230) [3.27099]	-0.020108 (0.05396) [-0.37268]
D(LOGTCH(-2))	-0.026571 (0.05647) [-0.47055]	-0.388432 (0.66609) [-0.58315]	-0.065327 (0.22564) [-0.28953]	-0.036261 (0.05477) [-0.66212]
D(LOGPIB(-1))	0.055131 (0.18791) [0.29339]	-3.644505 (2.21651) [-1.64425]	0.612187 (0.75083) [0.81534]	0.340672 (0.18224) [1.86937]
D(LOGPIB(-2))	-0.055894 (0.19165) [-0.29165]	-1.872225 (2.26064) [-0.82818]	0.433611 (0.76578) [0.56623]	0.214616 (0.18587) [1.15468]
C	0.008093	0.010662	-0.017036	0.003247
R-squared	0.278822	0.361619	0.327725	0.296631
Adj. R-squared	0.134586	0.233942	0.193270	0.155958
Sum sq. resids	0.001427	0.198612	0.022790	0.001343
S.E. equation	0.005974	0.070465	0.023870	0.005794
F-statistic	1.933099	2.832310	2.437436	2.108649
Log likelihood	186.3428	65.42343	118.4663	187.8438
Akaike AIC	-7.238482	-2.302997	-4.468011	-7.299748
Schwarz SC	-6.891005	-1.955520	-4.120534	-6.952271
Mean dependent	0.005020	0.031646	0.001742	0.004031
S.D. dependent	0.006421	0.080509	0.026576	0.006306
Determinant resid covariance (dof adj.)		8.90E-16		
Determinant resid covariance		3.95E-16		
Log likelihood		590.8431		
Akaike information criterion		-22.64666		
Schwarz criterion		-21.25675		

ANNEXE 20: le Modèle VAR (3):

Vector Autoregression Estimates

Date: 06/15/18 Time: 01:26

Sample (adjusted): 2005Q1 2016Q4

Included observations: 48 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(LOGIPC)	D(LOGBM)	D(LOGTCH)	D(LOGPIB)
D(LOGIPC(-1))	-0.302929 (0.23142) [-1.30898]	7.847849 (2.75671) [2.84681]	1.658500 (0.83908) [1.97656]	-0.179909 (0.22833) [-0.78795]
D(LOGIPC(-2))	-0.371204 (0.25866) [-1.43512]	-0.368863 (3.08113) [-0.11972]	1.434147 (0.93783) [1.52922]	-0.132338 (0.25520) [-0.51858]
D(LOGIPC(-3))	0.203630 (0.24809) [0.82079]	-0.128273 (2.95525) [-0.04341]	-1.032783 (0.89951) [-1.14816]	-0.281383 (0.24477) [-1.14958]
D(LOGBM(-1))	-0.005645 (0.01736) [-0.32522]	0.276921 (0.20678) [1.33924]	0.013504 (0.06294) [0.21455]	-0.016564 (0.01713) [-0.96715]
D(LOGBM(-2))	-0.009017 (0.01738) [-0.51882]	-0.214035 (0.20704) [-1.03381]	0.032021 (0.06302) [0.50813]	0.032031 (0.01715) [1.86795]
D(LOGBM(-3))	0.015634 (0.01592) [0.98192]	-0.218220 (0.18967) [-1.15055]	-0.122200 (0.05773) [-2.11674]	0.015405 (0.01571) [0.98062]
D(LOGTCH(-1))	-0.164929 (0.05696) [-2.89576]	1.561930 (0.67845) [2.30219]	0.806911 (0.20651) [3.90744]	-0.029734 (0.05619) [-0.52913]
D(LOGTCH(-2))	-0.076855 (0.06294) [-1.22109]	-0.104334 (0.74974) [-0.13916]	0.242517 (0.22820) [1.06272]	-0.044399 (0.06210) [-0.71499]

D(LOGTCH(-3))	0.018787 (0.05913) [0.31771]	-0.307683 (0.70440) [-0.43680]	-0.216367 (0.21440) [-1.00916]	-0.028878 (0.05834) [-0.49498]
D(LOGPIB(-1))	-0.022360 (0.19513) [-0.11459]	-2.545971 (2.32434) [-1.09535]	1.064713 (0.70748) [1.50494]	0.217918 (0.19251) [1.13196]
D(LOGPIB(-2))	-0.159844 (0.20179) [-0.79214]	-1.611324 (2.40369) [-0.67035]	0.827653 (0.73163) [1.13124]	0.272527 (0.19909) [1.36888]
D(LOGPIB(-3))	0.421194 (0.19601) [2.14883]	-5.888200 (2.33488) [-2.52184]	-2.357492 (0.71069) [-3.31720]	0.337466 (0.19339) [1.74502]
C	0.006418 (0.00294) [2.18004]	0.040897 (0.03507) [1.16610]	-0.003649 (0.01067) [-0.34182]	0.002588 (0.00290) [0.89082]
R-squared	0.393499	0.461042	0.518804	0.391122
Adj. R-squared	0.185555	0.276257	0.353823	0.182364
Sum sq. resids	0.001181	0.167523	0.015520	0.001149
S.E. equation	0.005808	0.069184	0.021058	0.005730
F-statistic	1.892336	2.495012	3.144625	1.873564
Log likelihood	186.6012	67.67894	124.7742	187.2479
Akaike AIC	-7.233384	-2.278289	-4.657259	-7.260330
Schwarz SC	-6.726600	-1.771505	-4.150475	-6.753546
Mean dependent	0.004902	0.031997	0.002579	0.003936
S.D. dependent	0.006436	0.081323	0.026196	0.006337
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.92E-16		
Determinant resid covariance		2.24E-16		
Log likelihood		592.4119		
Akaike information criterion		-22.51716		
Schwarz criterion		-20.49003		

ANNEXE 21: le Modèle VAR (4):

Vector Autoregression Estimates

Date: 06/15/18 Time: 01:41

Sample (adjusted): 2005Q2 2016Q4

Included observations: 47 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(LOGIPC)	D(LOGBM)	D(LOGTCH)	D(LOGPIB)
D(LOGIPC(-1))	-0.286436 (0.23483) [-1.21978]	8.147186 (3.00098) [2.71484]	1.513710 (0.86630) [1.74732]	-0.127257 (0.23694) [-0.53708]
D(LOGIPC(-2))	-0.492071 (0.26508) [-1.85633]	-0.378681 (3.38758) [-0.11178]	1.527395 (0.97790) [1.56191]	-0.171448 (0.26747) [-0.64101]
D(LOGIPC(-3))	0.325117 (0.27010) [1.20369]	-0.622999 (3.45175) [-0.18049]	-1.639081 (0.99643) [-1.64496]	-0.258275 (0.27253) [-0.94769]
D(LOGIPC(-4))	-0.344373 (0.26196) [-1.31461]	1.413478 (3.34771) [0.42222]	1.463378 (0.96639) [1.51427]	-0.344217 (0.26432) [-1.30228]
D(LOGBM(-1))	0.004393 (0.01830) [0.24005]	0.284737 (0.23389) [1.21739]	0.002802 (0.06752) [0.04150]	-0.016878 (0.01847) [-0.91394]
D(LOGBM(-2))	-0.015010 (0.01766) [-0.84997]	-0.196301 (0.22568) [-0.86980]	0.055127 (0.06515) [0.84618]	0.027996 (0.01782) [1.57112]
D(LOGBM(-3))	0.031743 (0.01856) [1.71059]	-0.280689 (0.23715) [-1.18359]	-0.166748 (0.06846) [-2.43573]	0.026494 (0.01872) [1.41497]

D(LOGBM(-4))	0.006849 (0.01766) [0.38785]	0.206576 (0.22567) [0.91539]	-0.038804 (0.06515) [-0.59565]	0.010517 (0.01782) [0.59024]
D(LOGTCH(-1))	-0.173919 (0.06233) [-2.79026]	1.776759 (0.79656) [2.23053]	0.887992 (0.22995) [3.86174]	-0.014679 (0.06289) [-0.23339]
D(LOGTCH(-2))	-0.118817 (0.07206) [-1.64884]	-0.215196 (0.92090) [-0.23368]	0.231502 (0.26584) [0.87083]	-0.045148 (0.07271) [-0.62094]
D(LOGTCH(-3))	0.061797 (0.06743) [0.91651]	-0.390270 (0.86167) [-0.45292]	-0.420648 (0.24874) [-1.69110]	-0.027947 (0.06803) [-0.41079]
D(LOGTCH(-4))	-0.068241 (0.06090) [-1.12062]	0.179733 (0.77823) [0.23095]	0.312722 (0.22465) [1.39202]	-0.046536 (0.06144) [-0.75737]
D(LOGPIB(-1))	-0.075621 (0.20295) [-0.37262]	-2.557182 (2.59358) [-0.98597]	1.460185 (0.74870) [1.95030]	0.107287 (0.20478) [0.52392]
D(LOGPIB(-2))	-0.226336 (0.21116) [-1.07185]	-2.190264 (2.69859) [-0.81163]	1.023745 (0.77901) [1.31416]	0.195578 (0.21307) [0.91792]
D(LOGPIB(-3))	0.542824 (0.21872) [2.48186]	-5.589328 (2.79510) [-1.99968]	-3.139794 (0.80687) [-3.89132]	0.446131 (0.22069) [2.02156]
D(LOGPIB(-4))	0.308140 (0.23280) [1.32366]	0.666026 (2.97502) [0.22387]	-0.090702 (0.85881) [-0.10561]	0.142183 (0.23489) [0.60531]

C	0.006094 (0.00365) [1.66781]	0.025814 (0.04670) [0.55279]	-0.004773 (0.01348) [-0.35406]	0.003212 (0.00369) [0.87111]
---	-------------------------------------	-------------------------------------	--------------------------------------	-------------------------------------

R-squared	0.494176	0.481388	0.581565	0.455801
Adj. R-squared	0.224404	0.204795	0.358400	0.165561
Sum sq. resids	0.000985	0.160805	0.013400	0.001002
S.E. equation	0.005729	0.073213	0.021135	0.005781
F-statistic	1.831825	1.740418	2.605983	1.570428
Log likelihood	186.4849	66.73601	125.1317	186.0634
Akaike AIC	-7.212121	-2.116426	-4.601347	-7.194187
Schwarz SC	-6.542919	-1.447224	-3.932144	-6.524985
Mean dependent	0.004899	0.032577	0.002897	0.003794
S.D. dependent	0.006505	0.082101	0.026385	0.006328

Determinant resid covariance (dof adj.)	8.24E-16
Determinant resid covariance	1.37E-16
Log likelihood	591.6581
Akaike information criterion	-22.28332
Schwarz criterion	-19.60652

Annexe N° 22 : les corrélogrammes des séries en niveau et en différence

Corrélogramme de la série log(BM)

Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 52

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.963	0.963	51.099	0.000	
2	0.919	-0.130	98.502	0.000	
3	0.871	-0.049	142.02	0.000	
4	0.823	-0.031	181.67	0.000	
5	0.771	-0.087	217.15	0.000	
6	0.716	-0.045	248.45	0.000	
7	0.661	-0.028	275.73	0.000	
8	0.606	-0.035	299.19	0.000	
9	0.550	-0.052	318.93	0.000	
10	0.488	-0.107	334.84	0.000	
11	0.422	-0.081	347.06	0.000	
12	0.357	-0.042	355.99	0.000	
13	0.292	-0.032	362.12	0.000	
14	0.229	-0.023	365.98	0.000	
15	0.168	-0.013	368.12	0.000	
16	0.110	-0.028	369.06	0.000	
17	0.051	-0.058	369.27	0.000	
18	-0.010	-0.103	369.28	0.000	
19	-0.073	-0.084	369.73	0.000	
20	-0.120	0.181	371.00	0.000	
21	-0.163	-0.029	373.40	0.000	
22	-0.205	-0.064	377.35	0.000	
23	-0.248	-0.054	383.30	0.000	
24	-0.280	0.064	391.17	0.000	

Corrélogramme de la série D(logBM)

Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 51

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.322	0.322	5.5887	0.018	
2	0.030	-0.082	5.6374	0.060	
3	-0.071	-0.062	5.9205	0.116	
4	0.092	0.155	6.4034	0.171	
5	-0.040	-0.142	6.4983	0.261	
6	-0.131	-0.093	7.5222	0.275	
7	-0.124	-0.023	8.4615	0.294	
8	-0.011	0.007	8.4685	0.389	
9	0.144	0.161	9.8045	0.367	
10	0.133	0.053	10.971	0.360	
11	-0.071	-0.158	11.308	0.418	
12	-0.158	-0.096	13.047	0.366	
13	-0.109	-0.069	13.887	0.382	
14	-0.154	-0.168	15.627	0.337	
15	-0.101	0.064	16.387	0.357	
16	-0.028	0.065	16.448	0.422	
17	0.076	0.048	16.904	0.461	
18	0.092	0.039	17.601	0.482	
19	0.074	-0.054	18.062	0.518	
20	0.041	-0.020	18.208	0.574	
21	-0.001	0.007	18.209	0.636	
22	-0.057	-0.047	18.516	0.675	
23	-0.053	0.040	18.785	0.714	
24	-0.104	-0.063	19.860	0.705	

Corrélogramme de la série log(IPC)

Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 52

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.935	0.935	48.109	0.000	
2	0.870	-0.029	90.633	0.000	
3	0.807	-0.022	127.97	0.000	
4	0.749	0.000	160.75	0.000	
5	0.689	-0.041	189.11	0.000	
6	0.628	-0.043	213.21	0.000	
7	0.573	0.002	233.67	0.000	
8	0.521	-0.005	250.98	0.000	
9	0.466	-0.062	265.13	0.000	
10	0.411	-0.030	276.42	0.000	
11	0.359	-0.015	285.26	0.000	
12	0.303	-0.078	291.69	0.000	
13	0.250	-0.014	296.18	0.000	
14	0.201	-0.003	299.18	0.000	
15	0.155	-0.028	301.00	0.000	
16	0.112	-0.015	301.97	0.000	
17	0.073	0.005	302.40	0.000	
18	0.041	0.012	302.55	0.000	
19	0.017	0.023	302.57	0.000	
20	-0.022	-0.134	302.61	0.000	
21	-0.065	-0.075	302.99	0.000	
22	-0.106	-0.032	304.05	0.000	
23	-0.144	-0.020	306.04	0.000	
24	-0.176	-0.004	309.15	0.000	

Corrélogramme de la série D(log(IPC))

Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 51

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.227	0.227	2.7777	0.096	
2	-0.124	-0.185	3.6209	0.164	
3	-0.061	0.015	3.8338	0.280	
4	-0.067	-0.084	4.0916	0.394	
5	0.096	0.138	4.6326	0.462	
6	0.102	0.021	5.2611	0.511	
7	-0.042	-0.047	5.3691	0.615	
8	0.026	0.075	5.4101	0.713	
9	-0.061	-0.097	5.6462	0.775	
10	-0.080	-0.025	6.0686	0.809	
11	0.105	0.102	6.8142	0.814	
12	0.068	0.007	7.1338	0.849	
13	-0.068	-0.079	7.4673	0.876	
14	0.014	0.068	7.4808	0.915	
15	-0.016	-0.019	7.5007	0.942	
16	-0.108	-0.123	8.3963	0.936	
17	0.013	0.048	8.4102	0.957	
18	0.008	-0.009	8.4159	0.972	
19	-0.044	-0.066	8.5807	0.980	
20	-0.010	-0.004	8.5891	0.987	
21	-0.057	-0.007	8.8847	0.990	
22	0.046	0.058	9.0814	0.993	
23	0.124	0.052	10.564	0.987	
24	0.135	0.175	12.385	0.975	

Corrélogramme de la série log(PIB)

Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 52

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.919	0.919	46.485	0.000	
2	0.835	-0.061	85.624	0.000	
3	0.753	-0.029	118.15	0.000	
4	0.675	-0.029	144.78	0.000	
5	0.599	-0.028	166.22	0.000	
6	0.524	-0.043	182.98	0.000	
7	0.454	-0.018	195.84	0.000	
8	0.389	-0.018	205.48	0.000	
9	0.333	0.016	212.73	0.000	
10	0.279	-0.037	217.93	0.000	
11	0.231	-0.003	221.57	0.000	
12	0.194	0.036	224.21	0.000	
13	0.155	-0.053	225.94	0.000	
14	0.127	0.038	227.13	0.000	
15	0.107	0.025	228.00	0.000	
16	0.090	-0.008	228.63	0.000	
17	0.071	-0.029	229.04	0.000	
18	0.055	-0.001	229.29	0.000	
19	0.034	-0.051	229.39	0.000	
20	-0.001	-0.109	229.39	0.000	
21	-0.043	-0.081	229.56	0.000	
22	-0.083	-0.010	230.20	0.000	
23	-0.120	-0.026	231.60	0.000	
24	-0.147	0.022	233.76	0.000	

Corrélogramme de la série D(log(PIB))

Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 51

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.428	0.428	9.8839	0.002	
2	0.241	0.071	13.092	0.001	
3	0.152	0.032	14.395	0.002	
4	0.024	-0.079	14.428	0.006	
5	-0.090	-0.112	14.903	0.011	
6	-0.068	0.014	15.181	0.019	
7	-0.052	0.009	15.345	0.032	
8	-0.021	0.028	15.373	0.052	
9	0.053	0.071	15.555	0.077	
10	-0.007	-0.081	15.558	0.113	
11	-0.169	-0.215	17.485	0.094	
12	-0.132	-0.011	18.686	0.096	
13	-0.174	-0.077	20.836	0.076	
14	-0.104	0.080	21.623	0.087	
15	-0.112	-0.061	22.568	0.094	
16	-0.080	-0.048	23.057	0.112	
17	-0.144	-0.160	24.698	0.102	
18	-0.023	0.071	24.740	0.132	
19	-0.010	0.014	24.749	0.169	
20	-0.064	-0.031	25.103	0.198	
21	0.009	0.051	25.111	0.242	
22	-0.175	-0.328	27.972	0.177	
23	-0.147	-0.034	30.054	0.148	
24	-0.057	0.033	30.385	0.172	

Corrélogramme de la série log(TCH)

Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 52

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.874	0.874	42.053	0.000	
2	0.715	-0.205	70.788	0.000	
3	0.578	0.016	89.908	0.000	
4	0.457	-0.035	102.15	0.000	
5	0.370	0.053	110.33	0.000	
6	0.277	-0.118	115.03	0.000	
7	0.176	-0.081	116.97	0.000	
8	0.058	-0.158	117.18	0.000	
9	-0.017	0.125	117.20	0.000	
10	-0.044	0.056	117.33	0.000	
11	-0.046	0.035	117.47	0.000	
12	-0.057	-0.093	117.70	0.000	
13	-0.093	-0.079	118.32	0.000	
14	-0.157	-0.152	120.14	0.000	
15	-0.228	-0.084	124.10	0.000	
16	-0.270	-0.019	129.79	0.000	
17	-0.258	0.138	135.14	0.000	
18	-0.236	-0.015	139.74	0.000	
19	-0.233	-0.045	144.37	0.000	
20	-0.258	-0.126	150.20	0.000	
21	-0.295	-0.085	158.07	0.000	
22	-0.284	0.094	165.59	0.000	
23	-0.236	0.026	170.96	0.000	
24	-0.192	-0.077	174.65	0.000	

Corrélogramme de la série D(log(TCH))

Sample: 2004Q1 2016Q4
Included observations: 51

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.362	0.362	7.0680	0.008	
2	-0.111	-0.278	7.7439	0.021	
3	-0.186	-0.043	9.6963	0.021	
4	-0.135	-0.080	10.747	0.030	
5	0.086	0.154	11.183	0.048	
6	0.211	0.087	13.847	0.031	
7	0.147	0.050	15.180	0.034	
8	-0.036	-0.067	15.262	0.054	
9	-0.120	-0.006	16.196	0.063	
10	-0.130	-0.079	17.310	0.068	
11	0.049	0.117	17.470	0.095	
12	0.266	0.161	22.392	0.033	
13	0.230	0.066	26.167	0.016	
14	0.133	0.123	27.463	0.017	
15	-0.109	-0.121	28.362	0.019	
16	-0.335	-0.215	37.021	0.002	
17	-0.122	0.063	38.205	0.002	
18	0.107	-0.023	39.142	0.003	
19	0.100	-0.076	39.993	0.003	
20	0.022	-0.023	40.035	0.005	
21	-0.107	-0.048	41.073	0.005	
22	-0.182	-0.029	44.147	0.003	
23	-0.048	0.047	44.365	0.005	
24	0.131	0.043	46.094	0.004	

Liste des annexes

Annexe 01 : Tableau des valeurs critiques de la constante et de la tendance du test ADF33
Annexe 02 : le test ADF au niveau sur la série IPC en logarithme (modèle 3).....	33
Annexe 03 : le test ADF au niveau sur la série IPC en logarithme (modèle 2).....	34
Annexe 04 : le test ADF au niveau sur la série IPC en logarithme (modèle 1).....	34
Annexe 05 : le test ADF en première différence sur la série IPC en logarithme (modèle 1)	35
Annexe 06 : le test ADF au niveau sur la série BM en logarithme (modèle 3).....	35
Annexe 07 : le test ADF au niveau sur la série BM en logarithme (modèle 2).....	36
Annexe 08 : le test ADF au niveau sur la série BM en logarithme (modèle 1).....	36
Annexe 09 : le test ADF en première différence sur la série BM en logarithme (modèle 1)	37
Annexe 10 : le test ADF au niveau sur la série PIB en logarithme (modèle 3).....	37
Annexe 11 : le test ADF au niveau sur la série PIB en logarithme (modèle 2).....	38
Annexe 12 : le test ADF au niveau sur la série PIB en logarithme (modèle 1).....	38
Annexe 13 : le test ADF en première différence sur la série PIB en logarithme (modèle 1)	39
Annexe 14 : le test ADF au niveau sur la série TCH en logarithme (modèle 3).....	39
Annexe 15 : le test ADF au niveau sur la série TCH en logarithme (modèle 2).....	40
Annexe 16 : le test ADF au niveau sur la série TCH en logarithme (modèle 1)	40
Annexe 17 : le test ADF en première différence sur la série TCH en logarithme (modèle 1).....	41
Annexe 18 : le modèle VAR(1)	42

Annexe 19 : le modèle VAR(2)	43
Annexe 20 : le modèle VAR(3)	44
Annexe 21 : le modèle VAR(4)	46
Annexe 22 : les corrélogrammes des séries en niveau et en différence.....	48

Table des matières

Introduction	1
Revue de littérature.....	5
SECTION 1 : Données et modèle d'estimation	7
1-1) Description des données du modèle	7
1-2) Analyse graphique et univariée des séries de données.....	8
1-2-1) Analyse graphique de l'évolution des séries brutes et en logarithme.....	8
A) La série de la base monétaire	8
B) La série de l'indice des prix à la consommation	9
C) La série du produit intérieur brut réel	10
D) La série du taux de change	10
1-2-2) Etude de la stationnarité.....	12
A) Application du test ADF à la série de l'IPC	13
B) Application du test ADF sur les autres séries	14
1-3) Analyse multivariée des séries de données.....	15
1-3-1) Détermination du nombre de retards	15
1-3-2) Le test de la causalité au sens de Granger.....	15
1-3-3) Analyse des fonctions de réponse impulssionnelle (analyse des chocs).....	16
A) Le choc de la BM sur l'IPC	17
B) Le choc de la BM sur TCH	18
C) Le choc de la BM sur PIB	18
1-3-4) La décomposition de la variance	18
1-3-5) Le test de la cointégration et estimation du VECM.....	19
1-3-5-1) Le test de cointégration de Johansen.....	20
1-3-5-2) Estimation du modèle VECM(1).....	20

1-3-6) La validation du modèle VECM	21
A) Test d'hétéroscédasticité des résidus.....	21
B) Test d'absence d'autocorrélation des erreurs.....	22
C) Le cercle de la racine unitaire	23
SECTION 2 : Résultats et interprétation économique	24
2-1) Interprétation économique de la relation du court et long terme du VECM.....	24
2-1-1) la relation de l'IPC avec BM	24
2-1-2) la relation de l'IPC avec TCH	25
A) La dynamique de court terme	25
B) La relation de long terme	26
2-1-3) La relation de l'IPC avec le PIB	26
2-2) Résultats de l'analyse empirique	29
Conclusion	30
Références bibliographiques	31
Annexes	33

Résumé :

L'intensité de la crise financière de 2008, a perturbé à des degrés variables selon les pays, le fonctionnement standard des canaux de transmission de la politique monétaire traditionnelle, obligeant les banques centrales dont la FED à adopter des politiques monétaires dites non conventionnelles. Pour évaluer l'efficacité de l'une des mesures de la politique monétaire non conventionnelle à savoir la politique de l'assouplissement quantitatif sur le maintien de la stabilité des prix aux USA, on propose une analyse empirique de l'effet de cette dernière sur l'inflation mesurée par l'indice des prix à la consommation et cela par l'utilisation du modèle VECM .

Mots clés : crise financière, assouplissement quantitatif, FED, VECM.

Abstract :

The intensity of the financial crisis of 2008, to varying degrees in different countries, has disturbed the standard functioning of the transmission channels of the traditional monetary policy, forcing the central banks whose FED to adopt so-called unconventional monetary policies. To evaluate the effectiveness of one of measures of the unconventional monetary policy of the quantitative easing on the maintenance of the price stability in the USA, we propose an empirical analysis of the effect of the latter on inflation measured by the consumer price index using the VECM model.

Key word: financial crisis, quantitative easing, FED, VECM.

ملخص:

أدت شدة الأزمة المالية عام 2008 ، بدرجات متفاوتة في بلدان مختلفة ، إلى تعطيل الأداء لقنوات الإرسال في السياسة النقدية التقليدية ، مما أجبر البنوك المركزية إلى تبني على ما يسمى بالسياسات النقدية غير التقليدية. لتقييم فعالية أحد وسائل السياسة النقدية غير التقليدية التي تتمثل في سياسة التخفيف الكمي على الحفاظ على استقرار الأسعار في الولايات المتحدة الأمريكية ، نقترح تحليلاً تجريبياً على مدى تأثير هذا الأخير على التضخم و ذلك باستخدام نموذج VECM .

الكلمات المفتاحية: الأزمة المالية، التخفيف الكمي ، VECM ، FED .

