

## L'évaluation de lien de causalité entre la masse monétaire et la stabilité des prix: Approche par le model VECM (Cas du Maroc)

### [ The evaluation of the causal link between the money supply and price stability: Approach by the VECM model (Case of Morocco) ]

*Abdenbi Belghiti<sup>1</sup> and Hicham Mizab<sup>2</sup>*

<sup>1</sup>Professeur de l'enseignement secondaire qualifiant, Docteur en économie et gestion, Université Mohammed Premier, Oujda, Morocco

<sup>2</sup>Docteur en économie et gestion, Université Mohammed Premier, Oujda, Morocco

---

Copyright © 2023 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

**ABSTRACT:** This study proposes to highlight the evaluation of the effect of the quantity of money offered in the economy on price stability in Morocco, during the period 1984 to 2020, i.e. 37 observations, which will be analyzed via the EVIEWS software. The econometric approach based on dynamic panel data is mainly used for our estimations. For our analysis, we will use a standard VECM (Vector Error Correction Model) model instead of a VAR. relationship that exists between the variables. We conclude that the link between inflation and monetary policy transmission indicators on price stability has a limited and insignificant effect as long as the money supply has a positive and significant impact. This contradiction led us to recommend for our part the promotion of a monetary policy oriented towards the improvement of economic growth and the exchange rate.

**KEYWORDS:** Monetary Policy, economic growth, price stability, exchange rate, money supply.

**RESUME:** Cette étude propose de faire ressortir l'évaluation de l'effet de la quantité de la monnaie offerte dans l'économie sur la stabilité des prix au Maroc, au cours de la période 1984 à 2020, soit 37 observations, qui seront analysées via le logiciel EVIEWS. L'approche économétrique basée sur des données de panel dynamique est principalement utilisée pour nos estimations. Pour notre analyse, on va utiliser un modèle VECM (Vector Error Correction Model) standard au lieu d'un VAR. Cela dans le but de mettre en évidence le type de relation qui existe entre les variables.

On en conclut que le lien inflation et indicateurs de transmission de la politique monétaire sur la stabilité des prix a un effet limité et non significatif des tant que pour la masse monétaire a un impact positif et significatif. Cette contradiction nous a conduit à recommander pour notre part la promotion d'une politique monétaire orientée vers l'amélioration de la croissance économique et le taux de change.

**MOTS-CLEFS:** Politique Monétaire, croissance économique, stabilité des prix, taux de change, masse monétaire.

## 1 INTRODUCTION

Le rôle de la politique monétaire dans le maintien de la stabilité des prix n'est pas nouveau, mais il a pris une dimension de plus en plus importante à mesure que les économies se globalisent et les flux financiers se libéralisent, Jusqu'à la fin des années

1970, la plupart des banques centrales utilisait généralement la politique monétaire comme un instrument de régulation conjoncturelle (acques Landry & Séverin Yves, 2011)

La majorité des économistes avancent qu'une politique monétaire est d'autant «bonne» qu'elle permet 'd'arbitrer de façon efficace entre l'objectif de la croissance économiques et le maintien de la stabilité des prix qui sont des objectifs souhaitables du point de vue du bien-être social.

Au Maroc, depuis sa création L'un des rôles essentiels de la banque centrale (Bank al Maghreb) consiste à mener une politique monétaire de nature à assurer la stabilité des prix qui est une préoccupation centrale dans toutes les économies par l'élaboration d' une panoplie de techniques et des instruments, en générale la banque centrale, agir sur l'offre de monnaie dans le but de remplir son objectif de stabilité des prix. Elle tâche également d'atteindre les autres objectifs de toute politique macroéconomique tel que l'emploi, la croissance et l'équilibre de la balance des paiements.

Notre étude a pour objectif d'apporter des éléments de réponse a la question suivante:

Quel est le degré d'efficience de la masse monétaire sue la stabilité des prix au Maroc?

La mesure du degré d'efficience choisie est la mesure l'agrégat M3 plus d'autres variables tel que le taux de change, la croissance économique et le solde commercial pour éviter des conclusions trompeuses sur un tel lien.

Pour répondre à cette question problématique cet article se développe sur 3 sections. La première section se réserve à la revue de littérature de quelques travaux théoriques et empiriques. La seconde section s'appesantit, quant à elle, sur la méthodologie d'analyse, présentation des variables la troisième section discute les résultats et leur interprétation. La conclusion de ce travail fait l'objet de la cinquième section.

## 2 REVUE LITTÉRATURE EMPIRIQUE

Les premiers économistes ont toujours fait recours à l'approche monétaire pour expliquer la dynamique de l'inflation. L'analyse monétariste développé principalement dans les années 70 par (friedman, 1976) explique que la cause directe de l'inflation est toujours une augmentation anormalement rapide de la masse monétaire par rapport à la production. Pour contenir l'inflation, Frideman indique que l'expansion monétaire doit être maintenue à un niveau constant et modéré pour maîtriser l'inflation. La croissance de la monnaie devrait correspondre à la croissance de la production économique réelle.

Au niveau empirique, les études sur les facteurs affectant les changements dans l'indice des prix à la consommation constituent une vaste littérature dont on peut relever quelques conclusions que l'offre excédentaire de la masse monétaire influence positivement le taux d'inflation tel que (hoon & laura, 1997), (kuijs, 1998), (Furrukh, 2011) ainsi d'autres études ayant traité le rôle de canal de transmission du taux de change et la croissance soulignent que ces derniers ne jouent pas un rôle implorant dans les petites économies ouvertes la détermination de la dynamique de l'inflation certains auteurs dont (FETENE, 2015), (Sliman, 2008), (Samia, Tahar, & Mohamed, 2008), (sarel, 1996), (ATISH & STEVEN, 1998), (2014) ont renouvelé la réflexion sur cette relation et eux aussi ont mis en évidence de la non linéarité de l'impact entres ces variables.

(kuijs, 1998) a analysé les déterminants de l'inflation en NIJIRIA en utilisant le modèle vectoriel autorégressif. Les résultats montrent que l'indice des prix est lié à ses propres valeurs dans le passé, à l'offre de monnaie et à l'écart de production de même (Furrukh, 2011). On a utilisé un modèle basé sur les facteurs d'offre et de la demande pour analyser les déterminants de l'inflation à l'aide des techniques de cointégration. Les résultats montrent que l'offre de monnaie, le PIB, les dépenses gouvernementales et les importations influencent positivement l'indice des prix à la consommation à long terme.

(hoon & laura, 1997) ont examiné les déterminants de l'inflation en Turquie. En focalisant l'étude sur l'analyse des séries temporelles et en adoptant les techniques basées sur le modèle à correction d'erreur et concluent que l'offre de monnaie, les salaires, les prix des exportations et ceux des importations ont une influence positive sur les prix intérieurs alors que le taux de change exerce un effet contraire.

Selon (Sliman, 2008) a traité la relation entre le taux de change nominal et les prix dans le cadre de la conduite de la politique monétaire au sein des pays membres de l'Accord d'Agadir. L'auteur a utilisé trois méthodes empiriques de (Stefan & Petra, 2006) Et (Sebastian, 2006). Et, La troisième méthode repose sur l'estimation des modèles SVAR (auto-régressifs vectoriels structurels) contraints. Les résultats ont montré une relation négative entre le taux de change effectif réel et l'inflation dans tous les pays, avec un coefficient du taux de change effectif réel qui est statistiquement significatif pour l'Egypte et la Jordanie tandis qu'il est statistiquement non significatif pour le Maroc et la Tunisie.

D'autres auteurs tel que (FETENE, 2015), (Samia, Tahar, & Mohamed, 2008) ont évalué la transmission des variations du taux de change à l'inflation. Leurs résultats montrent l'absence de réactivité des prix aux variations du taux de change c'est-à-

dire le taux de change nominal n'est pas un outil d'ajustement des effets inflationnistes des chocs. En deuxième lieu, les variations du taux de change nominal ne constituent pas une source de perturbation de l'objectif final de maîtrise de l'inflation Ceci est expliqué par la poursuite d'une politique monétaire indépendante, notamment le ciblage d'inflation.

De la part de la relation entre la croissance et l'inflation, (sarel, 1996), (ATISH & STEVEN, 1998)) fait remarquer qu'en dessous du seuil de 8%, l'inflation a un impact positif sur la croissance économique et négatif au-delà de ce seuil.

Ghosh et Phillips (1998), (David, Pere, & Paula, 2005) ont renouvelé la réflexion sur cette relation et eux aussi ont mis en évidence la non linéarité de l'impact de l'inflation sur la croissance économique. Mais, la particularité de leur démarche, dans leur réflexion, a été de partir d'une supposition selon laquelle il peut exister un niveau d'inflation au-dessus duquel cette relation est négative, et en dessous duquel la relation inflation-croissance est positive.

À la lumière de la revue de littérature sur ce sujet, nous avons retenu quatre hypothèses que nous allons tester à l'aide de la modélisation stochastique et en suivant la démarche d'autorégression par différentiation linéaire en utilisant le logiciel EViews, comme suit:

H1: L'offre de la monnaie impacts positivement le taux d'inflation

H2: Le taux de change impacts négativement le taux d'inflation

H3: L'existence d'une non linéarité entre le PIB le taux d'inflation

H4: Entre le solde commercial affecte négativement le taux d'inflation

### **3 MÉTHODOLOGIE**

Dans ce cadre, notre vérification empirique va concerner des données annuelles provenant de la publication annuelle du ministre des finances et de la banque mondiale l'étude couvre la période allant d'année 1984 à 2020, soit 37 observations, qui seront analysées via le Logiciel EVIEWS; ce dernier offre un vaste éventail de fonctionnalités pour la manipulation de données, de statistiques et d'analyses économétriques, ainsi que pour la réalisation de prévisions, de simulations et de présentations analytiques de données. C'est l'outil idéal pour tout étudiant, professeur, chercheur ou analyste travaillant avec les séries temporelles, des données de panel ou des données longitudinales...

#### **3.1 PRÉSENTATION DU MODÈLE**

Cet article utilise un modèle de régression à 5 équations indépendantes, Notre analyse repose sur l'écriture d'un modèle standard de l'inflation reliant l'effet de la politique monétaire sur la stabilité des prix aux Maroc

##### **3.1.1 VARIABLE ENDOGÈNE**

**Taux d'inflation (TAINF):** Pour mesurer l'inflation, nous utilisons l'indice des prix à la consommation (IPC) à l'instar de (IRIS, 1997), lorsqu'il recherche la relation entre l'inflation et la croissance, Le taux de croissance de l'IPC est d'une utilité incontournable dans la mesure du coût de la vie dans un pays en plus de permettre la comparaison de donnée dans le temps

##### **3.1.2 LES VARIABLES EXOGÈNES RETENUS POUR LE MODÈLE SONT**

**Le produit intérieur brut (PIB):** mesure à la fois le revenu agrégé de tous les membre d'une économie et la dépense totale qu'ils affectent à l'acquisition de la production des biens et services de cette économie comme (sarel, 1996) et (ATISH & STEVEN, 1998) lorsqu'ils déterminent un seuil à partir duquel l'inflation devient nocive pour l'économie.

**La masse monétaire (M3)** La masse monétaire entre dans le circuit des échanges et stimule l'inflation, la croissance lorsque l'offre de monnaie coïncide avec la demande de monnaie.

Quand l'offre de monnaie ne coïncide plus avec la demande de monnaie, l'activité économique est freinée ou il y'a fuite de capitaux

**Le taux de change (TXCH):** Le taux de change réel d'une monnaie est défini comme le taux de change effectif nominal rapporté aux prix relatifs entre le pays considéré et ceux des principaux pays partenaires et concurrents comme (Michel, 2012), le taux de change doit baisser l'inflation et booster la croissance.

**La balance commerciale (SBC):** représenté par le solde de la balance commerciale à l'instar de (jarita, 2007). Selon que la balance commerciale est excédentaire ou déficitaire, elle fait augmenter ou baisser l'inflation, la croissance.

#### 4 SPECIFICATION DU MODELE

##### 4.1 PRESENTATION DES RESULTATS (TEST DE STATIONNARITÉ)

Du tableau du test de stationnarité ci-dessous, li ressort que toutes les séries retenues sont stationnaires à niveau car toutes les probabilités attachées à nos séries sont inférieures au seuil de signification de 1%. Nous passons ainsi aux estimations afin d'apprécier les différents effets entre nos variables.

*Tableau 1. Les résultats du test de racine unitaire ADF sur les variables*

Variables	Test ADF en niveau				Test ADF en différence		Ordre d'intégration
	Modèle 3		Modèle 2		Modèle 1	Modèle 1 ou Modèle 2	
	T de ADF	T trend	T de ADF	T cont	T de ADF	T de ADF	
LTAINF	-5,80	0.29	-1,57	0.20	2,04	-6.00	I (1)
	-3.54	3,25	-2,94	2.97	-1,95	-1.95	
LPIB	-1.84	1.42	-2.13	2.55	3.88	-10,17	I (1)
	-3.54	3,25	-2,94	2.97	-1.95	-1.95	
LM3	-0,95	0,62	-2.42	3.13		-4,31	I (1)
	-3.54	3,25	-2,94	2.97		-1,95	
LTXCH	-2,14	0.23	-2.16	2.17	0.11	-7,18	I (1)
	-3.54	3,25	-2,94	2.97	-1,95	-1,95	
SBC	-5,61	0,16	-5,70	-0,63	-5,72	-6,51	I (1)
	-3.54	3,25	-2,94	2.97	-1,95	-1,95	

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

D'après l'application du test de racine unitaire sur les cinq séries (LTAINF, LPIB, LTXCH, LM3, SBC) on remarque que les séries sont stationnaire à la première différenciations.

Les séries LTAINF, LPIB, LTXCH, SBC, LM3 sont intégré d'ordre 1, car on les différencié une pour qu'elles puissent devenir stationnaire, on enregistre que toutes les autres séries sont non stationnaires en niveau et stationnaires en différences premières.

##### 4.2 ANALYSE ET DISCUSSION DES RÉSULTATS

###### 4.2.1 ANALYSE MULTI VARIÉE DES VARIABLES

###### 4.2.1.1 LA MODÉLISATION VECTORIELLE VECTORIEL À CORRECTION D'ERREUR (VECM)

Le modèle VECM permet de décrire et d'analyser les effets d'une variable à une autre et les liaisons qu'il existe entre elles.

###### 4.2.1.2 DÉTERMINATION DU RETARD OPTIMAL

La détermination du retard optimal se fait à l'aide des critères d'information. C'est le minimum pour les critères Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ), et Final Predictor Error (FPE), Pour ce faire nous allons choisir le nombre MAX (p) = 5. Les estimations VAR pour P=1, 2,3,4et 5 nous permettent d'obtenir le tableau suivant:

Tableau 2. Choix de retard optimal (P) (Voir annexe 01)

Ordre de décalage	FPE	AIC	SC	HQ
P=1	4.35e-06	1.830762	2.975868*	2.210332
P=2	3.24e-06	1.441813	3.732025	2.200954
P=3	6.46e-06	1.842537	5.277856	2.981248
P=4	1.08e-05	1.671511	6.251936	3.189792
P=5	1.93e-06*	-1.642769*	4.082762	0.255083*

Source: élaboré par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 12

Tableau 3. Test de cointégration de Johansen (test de la trace)

Date: 05/22/22 Time: 08:44  
 Sample (adjusted): 1986 2020  
 Included observations: 35 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: TAINF LPIB LM3 LTXCH SBC  
 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 *	0.675191	89.47882	69.81889	0.0006
At most 1 *	0.466095	50.12071	47.85613	0.0301
At most 2	0.354932	28.15691	29.79707	0.0764
At most 3	0.192978	12.81292	15.49471	0.1218
At most 4 *	0.140736	5.308754	3.841466	0.0212

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Source: résultat obtenu à partir du logiciel EVIEWS 12

Les résultats du test de cointégration montrent qu'elles existent deux relations entre les variables, il y a une relation de long terme entre le Taux d'inflation et les variables explicatives. En estimant le modèle VECM, nous pourrions voir qui existe entre les séries à long terme.

#### 4.2.2 ESTIMATION DE MODÈLE VAR

Du fait que les conditions de stationnarité des séries sont remplies, une estimation d'un modèle VECM (1) est permise (Voir annexe 02).

- Les équations fonctionnelles de l'estimation par le modèle VECM (1)

**Le taux d'inflation:**

$$D(TAINF) = -0.28*(TAINF(-1)) - 25.25*LPIB(-1) + 12.80*LM3(-1) - 3.78*LTXCH(-1) - 0.05*SBC(-1) + 85.46 - 0.25*D(TAINF(-1)) - 8.13*D(LPIB(-1)) + 16.63*D(LM3(-1)) + 4.70*D(LTXCH(-1)) - 0.01*D(SBC(-1)) - 1.42$$

**La masse monétaire (M3):**

$$D(LM3) = -0.001 * (TAINF(-1) - 25.25 * LPIB(-1) + 12.80 * LM3(-1) - 3.78402903385 * LTXCH(-1) - 0.05 * SBC(-1) + 85.46) - 0.002 * D(TAINF(-1)) + 0.136 * D(LPIB(-1)) + 0.51 * D(LM3(-1)) + 0.20 * D(LTXCH(-1)) - 0.0001 * D(SBC(-1)) + 0.034$$

#### Le produit intérieur brut:

$$D(LPIB) = 0.01 * (TAINF(-1) - 25.25 * LPIB(-1) + 12.80 * LM3(-1) - 3.78 * LTXCH(-1) - 0.05 * SBC(-1) + 85.46) - 0.002 * D(TAINF(-1)) - 0.26 * D(LPIB(-1)) + 0.46 * D(LM3(-1)) - 0.46 * D(LTXCH(-1)) + 0.0002 * D(SBC(-1)) + 0.03$$

#### Le taux de change:

$$D(LTXCH) = -0.008 * (TAINF(-1) - 25.25 * LPIB(-1) + 12.80 * LM3(-1) - 3.78 * LTXCH(-1) - 0.05 * SBC(-1) + 85.46) - 0.001 * D(TAINF(-1)) - 0.16 * D(LPIB(-1)) - 0.04 * D(LM3(-1)) - 0.005 * D(LTXCH(-1)) - 0.0004 * D(SBC(-1)) + 0.01$$

#### Solde de la balance commerciale:

$$D(SBC) = 1.76 * (TAINF(-1) - 25.25 * LPIB(-1) + 12.8 * LM3(-1) - 3.78 * LTXCH(-1) - 0.05 * SBC(-1) + 85.4684971887) - 0.63 * D(TAINF(-1)) - 76.16 * D(LPIB(-1)) - 111.78 * D(LM3(-1)) - 124.42 * D(LTXCH(-1)) + 0.064 * D(SBC(-1)) + 13.21$$

Le tableau de l'estimation du modèle VECM nous montre que le signe du coefficient d'ajustement (force de rappel) est négatif et significatif cela répond à l'une des caractéristiques des modèles VECM. Il existe alors un mécanisme à correction d'erreur, à long terme : les déséquilibres entre le taux d'inflation, le masse monétaire M3, le taux de change, le PIB et le solde de la balance commerciale se compensent de sorte que les séries ont des évolutions similaires à long terme.

Les résultats de ce modèle montrent qu'il existe une relation significative : avec la masse monétaire quand augmenté la masse monétaire de 1% entraîne une augmentation de taux l'inflation de 12,80%. Les coefficients des autres variables ne sont pas significatifs, car les valeurs de la statistique (t-statistique de student) sont < à 1,96 (la valeur tablée de student) donc les autres variables de l'équation n'impactent pas le taux d'inflation.

Ainsi, la relation entre le taux d'inflation (en tant qu'une variable explicative dans les autres équations du modèle) et les autres variables (en tant que des variables expliquées) n'est pas confirmée par notre modèle VECM (1), ce qui veut dire que le taux d'inflation, pendant notre période de l'étude n'avait pas un effet significatif que ce soit sur les variables monétaire ou réelles.

La qualité d'ajustement du modèle est bonne pour la variable (LTAINF) car le taux d'inflation est expliqué à ( $R^2$  ajusté=55,18%) de ses valeurs passées. La qualité s'ajustement pour les autres variables sont mauvaise a moyenne pour (LPIB) =22,66%; (LTXCH) =7. Grosso modo, telles conclusions nous permettent de conclure que les résultats de Ce modèle sont cohérents avec la théorie économique.

### 4.3 VALIDATION DU MODÈLE VECM

Après avoir estimé un modèle VECM 1, il est nécessaire de vérifier si le modèle représente de manière appropriée la dynamique des variables modélisées. Pour ce faire, nous allons appliquer un test sur les erreurs: il s'agit le test de normalité, le test d'autocorrélation des erreurs et celui d'hétéroscédasticité de white

#### 4.3.1 TEST DE NORMALITÉ DES ERREURS: TEST DE JARQUE-BERA

Tableau 4. Test de normalité des erreurs (Voir annexe 03)

Tests	F-statistique	DF	P-value
JB	8,2587	10	0,6036
Skewness	7,2377	5	0,2035
Kurtosis	1,0210	5	0,9609

Source: élaboré par nos soins à partir du logiciel Eviews 12

- La p-value de Jarque-Berra fournie par Eviews est 0,6036 qui est supérieur au risque théorique de 5%, ce qui signifie l'acceptation de l'hypothèse  $H_0$ , c'est-à-dire que les erreurs sont normalement distribué
- En ce qui concerne l'aplatissement, la statistique de kurtosis (0.9609) est inférieure à 3, ce qui signifie que la distribution est plutôt pointue (leptokurtique) suit la forme d'une distribution normale (mésokurtique)
- La valeur positive de skewness (0.2035) (coefficient d'asymétrie) indique que la distribution est étalée vers la gauche

#### 4.3.2 TEST D'HÉTÉROSCÉDASTICITÉ DES RÉSIDUS (TEST DE WHITE)

Dans notre cas, l'hypothèse d'homoscédasticité est acceptée dans la mesure où la probabilité de commettre une erreur est égale à  $p=0,2256$  supérieure à 5%. Donc les estimations obtenues sont optimales.

Tableau 5. Test d'hétéroscédasticité de white (Voir annexe 03)

Chi-squared	DF	P-value
193,97	180	0,2256

Source: élaboré par nos soins à partir du logiciel Eviews 12.

Donc les estimations obtenues sont optimales. D'une manière générale les différents tests économétriques effectués montrent qu'il y a la normalité des erreurs, et l'absence d'autocorrélation et d'homoscédasticité des erreurs. Le VECM est bien un modèle stationnaire, donc nous pouvons dire qu'économétriquement notre modèle VECM est un modèle valide.

#### 4.4 TEST DE CAUSALITÉ ENTRE LES VARIABLES

L'élaboration de ce test à ces variables prises deux à deux nécessite au préalable la détermination du nombre de retard du modèle VAR (P) avec toutes les séries. Les critères d'Akaike, HQ et de Schwartz obtenus montrent que le retard retenu est  $P=1$ .

##### TEST DE CAUSALITÉ DE GRANGER:

L'analyse de la causalité va nous permettre de savoir quelles sont les influences statistiquement significatives des cinq variables du modèle entre elles (Voir annexe 04).

Tableau 6. Test de causalité

	L'hypothèse nulle: $H_0$	Statistique du test	P-value
entre d (LTAINF) et d (LPIB)	- dLPIB ne cause pas dLTAINF	1,05	0,36
	- dLTAINF ne cause pas dLPIB	0,48	0,62
entre d (LTAINF) et d (LM3)	- dlm3 ne cause pas dLTAINF	2,84	0,015
	- dLTAINF ne cause pas DIM3	0,046	0,955
entre d (LTAINF) et d (TXCH)	- dLTXCH ne cause pas dLTAINF	2,72	0,08
	- dLTAINF ne cause pas DITXCH	0,52	0,59
entre d (LTAINF) et d (SBC)	- dLSBC ne cause pas dLTAINF	0,12	0,88
	- dLTAINF ne cause pas dLSBC	0,09	0,91

Source: élaboré par nos soins à partir du logiciel Eviews 12

D'après ce tableau, on peut dire

- Il n'existe pas une relation causale entre TAINF et PIB donc on accepte l'hypothèse nulle du non causalité dans les deux sens. Puisque (0.36 et 0.62) sont supérieurs à la valeur critique de 5%
- Il y a une relation unidirectionnelle de la masse monétaire vers le taux d'inflation car la probabilité est inférieure au seuil de 5% (0.015). Autrement dit, c'est la masse monétaire qui cause l'inflation et non l'inverse
- Le taux de change ne cause pas au sens de Granger le TAINF car la probabilité est supérieure au seuil de 5% (0.08 > 0.05). Inversement le taux d'inflation ne cause pas au sens de Granger le TXCH car la probabilité est supérieure au seuil de 5%
- L'absence de causalité entre les deux variables (TAINF et SBC), car les probabilités associées sont supérieurs au seuil statistique de 5%

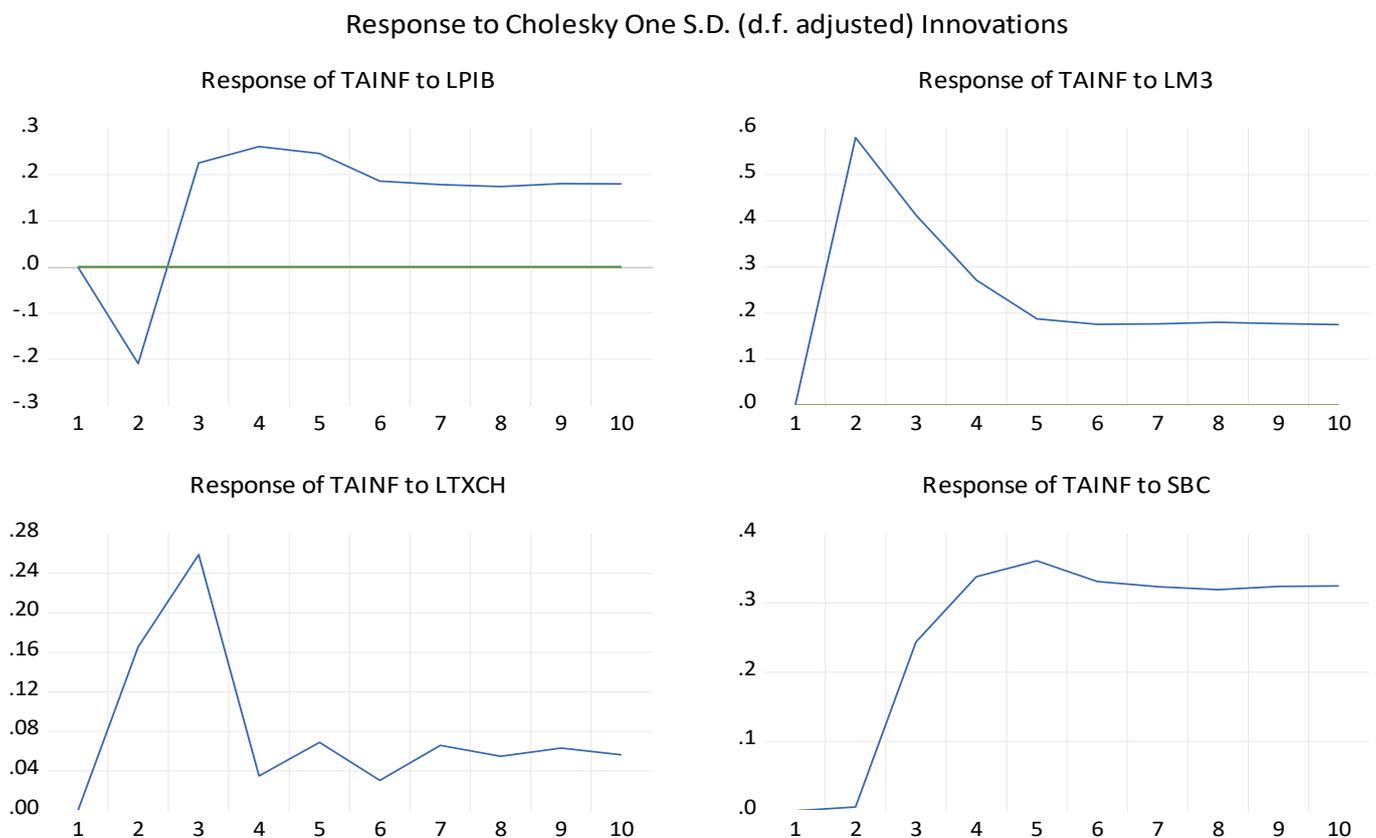
#### 4.5 ANALYSE DES IMPULSIONS ET DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE

Cette analyse nous permet d'avoir une information sur la réaction de l'inflation suite à une variation ou une modification enregistrée au niveau des variables qu'on a supposé explicatifs. Pour ce faire, on fait appel aux deux techniques essentielles. La première porte sur l'analyse des impulsions (chocs) tandis que la deuxième consiste en la décomposition de la variance de prévision.

##### 4.5.1 ANALYSE DES IMPULSIONS

Ce test nous permet d'avoir une information concernant l'évolution de l'inflation suite à un choc des autres variables explicatives. On considère que l'amplitude de choc est égale à une fois l'écart type de la variance explicative et que l'observation s'étale sur un horizon de 10 ans.

Les graphes ci-après illustrent la réponse de l'inflation à un choc sur la masse monétaire, le taux de change, le produit intérieur brut et le solde de la balance commerciale.



**Graphique 1. La fonction de réponse impulsionnelle (Voir annexe 05)**

Source: élaboré par nos soins à partir du logiciel Eviews 12

D'après la figure N° 2, nous remarquons qu'un choc sur le produit intérieur brut a un impact faible positif sur le taux d'inflation

Un choc sur le taux de change a un impact positif sur l'inflation. L'impact est maximal au bout de la troisième année, puis décroît progressivement pour s'annuler à l'horizon de cinq ans.

La réponse de taux d'inflation à un choc sur solde de la balance commerciale est négative. En effet, un choc positif sur la masse monétaire se traduit par un effet positif sur le taux d'inflation pendant la deuxième année avant de s'amortir pour revenir à son niveau de long terme. On conclut ainsi que la réponse à un choc de la masse monétaire sur l'inflation est positive.

#### 4.5.2 DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE

Le but de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur. Les résultats de ce test sont illustrés dans le tableau suivant, en concevant le même horizon de la variance de l'erreur de prévision (10 ans).

Tableau 7. Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de d (LTAINF)

Période	D (LTAINF)	D (LPIB)	D (M3)	D (LTCXH)	D (SBC)
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	86.11245	1.494130	11.46007	0.932469	0.000884
3	79.70899	2.545991	13.61486	2.535074	1.595087
4	77.21144	3.664982	13.06863	2.152752	3.902192
5	76.28081	4.261241	11.75186	1.916331	5.789762
6	76.23820	4.320508	10.83021	1.697622	6.913465
7	76.26644	4.325260	10.11391	1.577232	7.717155
8	76.28094	4.319381	9.581642	1.466677	8.351358
9	76.25359	4.339224	9.120549	1.386064	8.900574
10	76.23646	4.354815	9.729349	1.309943	8.369436

Source: élaboré par nos soins à partir du logiciel EvIEWS 12

D'après les résultats obtenus dans le tableau ci-dessus, on constate qu'à la première période l'erreur de prévision de l'TAINF est due à 100% à ses propres innovations, et les innovations des autres variables n'ont aucun effet au cours de la première période. Au cours de la deuxième période, la variance de l'erreur de taux d'inflation contribue à 86,11% à ses propres innovations. Tandis qu'aux autres innovations on remarque une faible contribution du d (LPIB), d (LTXCH), d (SBC), d (LM3), où leurs innovations qui sont dues à 1,49%, 00,93%, 0,0008%, 11,46%.

En revanche, cette source de variation diminue pour atteindre 76,23% en fin de période. De ce fait, 1,30% de ses variations provient des variations de taux de change, 8,36% sont issues de la variable solde de la balance commerciale, 4,35% des variations du PIB, la du taux d'inflation est à l'origine du 9,72% issues de la variable masse monétaire M3.

On constate que la masse monétaire M3 contribue avec une bonne partie dans la détermination de la variance d'erreur de prévision du taux d'inflation.

## 5 CONCLUSION

La politique monétaire, constitue actuellement un gage de la stabilité des prix, en raison de l'échec de la politique budgétaire à se défendre contre les poussées inflationnistes. La politique monétaire se base soit sur un ancrage aux taux de change, soit sur un ciblage de la croissance des agrégats monétaires. Ces deux politiques réagissent uniquement à des chocs particuliers, et qu'elles sont limitées par des contraintes gouvernementales et budgétaires dans la fixation des stratégies en vue d'assurer la stabilité des prix. Ainsi à cause de l'échec de ces deux politiques, les banques centrales ont pensé à d'autre politique qui améliore leur intervention pour assurer l'objectif ultime de la politique monétaire qui est la stabilité des prix, à savoir le ciblage de l'inflation.

Les résultats de notre analyse nous autorisent à faire les lectures suivantes:

- À long terme, il existe une relation entre l'inflation et la masse monétaire M3 qui est convient à la réalité économique des pays;
- À court terme, il n'y a aucune relation entre l'inflation et les autres variables;
- Pour le test d'autocorrélation des erreurs. Le test montre une absence d'autocorrélation des résidus, et le test d'hétéroscedasticité indique que les résidus sont homoscedastiques, donc notre modèle est validé
- Le test de causalité au sens de granger indique que l'inflation n'est causée par aucune de ces variables. Mais il existe une relation de causalité unidirectionnelle de taux d'inflation vers la masse monétaire (M3);
- Après avoir testé la causalité nous avons continué notre analyse par l'étude de la décomposition de la variance qui nous donne une meilleure compréhension du modèle et une identification des facteurs qui influent sur l'inflation

Statistiquement, les différents résultats obtenus montrent le facteur majeur de l'inflation au Maroc est la masse monétaire qui engendre un excès de liquidité dans le système bancaire avec des degrés différents selon la période.

## REFERENCES

- [1] Jacques Landry, B., & Séverin Yves, K. (2011). Effets de seuils de l'inflation sur l'activité économique en CEMAC: analyse par un modèle de panel à seuil non dynamique. *Risque et économie*, 1017-1038.
- [2] ATISH, G., & STEVEN, P. (1998). Warning: Inflation May Be Harmful to Your Growth. *IMF Staff Papers*, 75 (4), 672-710.
- [3] David, D., Pere, G.-P., & Paula, H. (2005). Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth: A New Panel Data Approach. *11th International Conference on Panel Data*, (p. 18).
- [4] FETENE, P. (2015). An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass through to Consumer Price in Ethiopia (1981-2013) *Journal of Economics and Sustainable Development*. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6 (14).
- [5] Friedman, M. (1976). *Inflation et systèmes monétaires*. USA: Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey.
- [6] Furrukh, B. e. (2011). Determinants of inflation in Pakistan: An econometric analysis using Johansen co-integration approach. *Australian Journal of Business and Management Research*, pp71-82.
- [7] Hoon, I., & Laura, P. (1997). An Econometric analysis of the Determinants of Inflation in Turkey. *International Monetary Fund, WP/97/170*, 1-33.
- [8] IRIS, C. (1997, Septembre). A Measure of Underlying Inflation in the United States. *Bank of Canada Working Paper 97-20*, 35.
- [9] Jarita, D. (2007). Determinants of Malaysian Trade Balance: An ARDL Bound Testing Approach. *Journal of Economic Cooperation*, 21-40.
- [10] Kuijs, I. (1998, novembre). Determinants of Inflation, Exchange Rate and Output in Nigeria. *IMF Working Paper, WP/98/160*, 1-33.
- [11] Michel, D. (2012). Les effets des politiques de quantitative easing sur le taux de change: les enseignements de l'expérience américaine. *Revue d'économie financière* (108), 243 à 260.
- [12] Samia, J., Tahar, M., & Mohamed, S. M. (2008). Taux de change et Inflation: une analyse en modèle VAR du canal du taux de change: Cas de la Tunisie. *le Journal of Economic Literature (JEL)*, 12-17.
- [13] Sarel, M. (1996). Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth. *43 (1)*, 199-215.
- [14] Sebastian, E. (2006, avril 6). THE RELATIONSHIP BETWEEN EXCHANGE RATES. *NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH*, 47.
- [15] Sliman, L. B. (2008). Dans Chocs de change, dynamique des prix et conduite de la politique monétaire. Le cas de la Tunisie dans le cadre de l'Accord d'Agadir. Paris, Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, Université Panthéon-Sorbonne-Paris I.
- [16] Stefan, G., & Petra, G.-K. (2006). Monetary Policy Regimes and Macroeconomic Outcomes: Hong Kong and Singapore. *Journal of Economic Literature* (204), 34.

**ANNEXE 01 : ESTIMATION DU VAR ET JUSTIFICATION DU RETARD**

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: TAINF LPIB LM3 LTXCH SBC  
 Exogenous variables:  
 Date: 05/14/22 Time: 08:45  
 Sample: 1984 2020  
 Included observations: 32

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-4.292187	NA	4.35e-06	1.830762	2.975868*	2.210332
2	26.93099	42.93187*	3.24e-06	1.441813	3.732025	2.200954
3	45.51940	19.75019	6.46e-06	1.842537	5.277856	2.981248
4	73.25583	20.80232	1.08e-05	1.671511	6.251936	3.189792
5	151.2843	34.13746	1.93e-06*	-1.642769*	4.082762	0.255083*

\* indicates lag orders elected by the criterion  
 LR:s equential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC:Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ:Hannan-Quinn information criterion

**ANNEXE 02 : ESTIMATION DU MODÈLE VECM**

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 05/16/22 Time: 08:46  
 Sample (adjusted): 1986 2020  
 Included observations: 35 after adjustments  
 Standard errors in ( )& t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	Coint Eq1
TAINF(-1)	1.000000
LPIB(-1)	-25.25458 (7.90973) [-3.19285]
LM3(-1)	12.80770 (4.64981) [ 2.75445]
LTXCH(-1)	-3.784029 (9.57190) [-0.39533]
SBC(-1)	-0.055237 (0.01812) [-3.04799]
C	85.46850
Error Correction:	D(TAINF)      D(LPIB)      D(LM3)      D(LTXCH)      D(SBC)
CointEq1	-0.289030      0.015115      -0.001792      -0.008523      1.762157

	(0.09829)	(0.00481)	(0.00274)	(0.00389)	(1.34907)
	[-2.94056]	[ 3.14489]	[-0.65454]	[-2.19019]	[ 1.30620]
D(TAINF(-1))	-0.257064	-0.002718	-0.002807	-0.001364	-0.630497
	(0.13145)	(0.00643)	(0.00366)	(0.00520)	(1.80422)
	[-1.95557]	[-0.42284]	[-0.76654]	[-0.26206]	[-0.34946]
D(LPIB(-1))	-8.139638	-0.268696	0.136605	-0.163131	-76.16384
	(7.21505)	(0.35279)	(0.20102)	(0.28565)	(99.0288)
	[-1.12815]	[-0.76163]	[ 0.67955]	[-0.57109]	[-0.76911]
D(LM3(-1))	16.63880	0.460265	0.518612	-0.044044	-111.7868
	(6.53022)	(0.31930)	(0.18194)	(0.25853)	(89.6292)
	[ 2.54797]	[ 1.44146]	[ 2.85040]	[-0.17036]	[-1.24721]
D(LTXCH(-1))	4.708373	-0.464078	0.200226	-0.005421	-124.4297
	(9.38900)	(0.45909)	(0.26159)	(0.37172)	(128.867)
	[ 0.50148]	[-1.01087]	[ 0.76541]	[-0.01458]	[-0.96557]
D(SBC(-1))	-0.015637	0.000300	-0.000178	-0.000446	0.064998
	(0.01586)	(0.00078)	(0.00044)	(0.00063)	(0.21764)
	[-0.98614]	[ 0.38663]	[-0.40320]	[-0.71035]	[ 0.29864]
C	-1.429219	0.031702	0.034129	0.010660	13.21842
	(0.66266)	(0.03240)	(0.01846)	(0.02624)	(9.09528)
	[-2.15677]	[ 0.97841]	[ 1.84849]	[ 0.40634]	[ 1.45333]
R-squared	0.566208	0.363111	0.314036	0.234212	0.132221
Adj. R-squared	0.551824	0.226635	0.167043	0.070114	-0.053732
Sum sq. resids	60.80115	0.145368	0.047199	0.095300	11453.97
S.E. equation	1.473591	0.072053	0.041057	0.058340	20.22548
F-statistic	4.075812	2.660620	2.136408	1.427271	0.711046
Log likelihood	-59.32741	46.30429	65.99008	53.69339	-151.0009
Akaike AIC	3.790138	-2.245959	-3.370862	-2.668194	9.028620
Schwarz SC	4.101207	-1.934890	-3.059792	-2.357124	9.339690
Mean dependent	-0.202000	0.058145	0.093208	-0.001636	-2.145521
S.D. dependent	1.830334	0.081934	0.044986	0.060500	19.70307
Determinantresid covariance (dof adj.)		2.93E-06			
Determinantresid covariance		9.59E-07			
Log likelihood		-5.803393			
Akaike information criterion		2.617337			
Schwarz criterion		4.394877			
Number of coefficients		40			

## ANNEXE 03 : TESTS DE VALIDATION DU MODÈLE RETENU

- Test de normalité

VEC Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal  
 Date: 05/18/22 Time: 09:40  
 Sample: 1984 2020  
 Included observations: 35

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.036749	0.007878	1	0.9293
2	-0.675509	2.661824	1	0.1028
3	0.665568	2.584058	1	0.1079
4	-0.099047	0.057227	1	0.8109
5	-0.574724	1.926797	1	0.1651
Joint		7.237783	5	0.2035

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.381526	0.557828	1	0.4551
2	2.962810	0.002017	1	0.9642
3	3.205824	0.061780	1	0.8037
4	3.491325	0.352041	1	0.5530
5	3.180178	0.047344	1	0.8278
Joint		1.021010	5	0.9609

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.565706	2	0.7536
2	2.663841	2	0.2640
3	2.645838	2	0.2664
4	0.409268	2	0.8149
5	1.974140	2	0.3727
Joint	8.258792	10	0.6036

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

- Test d'hétéroscédasticité des résidus (Test de white)

VEC Residual Heterosked asticity Tests (Levels and Squares)

Date: 05/19/22 Time: 18:52

Sample: 1984 2020

Included observations: 35

Joint test:

Chi-sq	Df	Prob.
193.9775	180	0.2256

Individual components:

Dependent	R-squared	F(12,22)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.396879	1.206409	0.3382	13.89075	0.3077
res2*res2	0.307177	0.812845	0.6359	10.75119	0.5504
res3*res3	0.536268	2.120096	0.0610	18.76937	0.0942
res4*res4	0.214274	0.499965	0.8926	7.499586	0.8229
res5*res5	0.209972	0.487261	0.9008	7.349037	0.8337
res2*res1	0.484082	1.720202	0.1303	16.94286	0.1518

res3*res1	0.245011	0.594959	0.8233	8.575392	0.7387
res3*res2	0.316297	0.848145	0.6052	11.07041	0.5229
res4*res1	0.582584	2.558771	0.0270	20.39045	0.0601
res4*res2	0.212401	0.494416	0.8962	7.434036	0.8276
res4*res3	0.353274	1.001458	0.4789	12.36459	0.4169
res5*res1	0.500376	1.836090	0.1045	17.51315	0.1313
res5*res2	0.120475	0.251125	0.9917	4.216619	0.9792
res5*res3	0.191272	0.433602	0.9319	6.694532	0.8771
res5*res4	0.086154	0.172840	0.9985	3.015393	0.9954

#### ANNEXE 04 : TEST DE CAUSALITÉ ENTRE LES VARIABLES

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/28/22 Time: 11:42

Sample: 1984 2020

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM3 does not Granger Cause DTAINF	34	2.84986	0.0151
DTAINF does not Granger Cause DM3		0.04614	0.9550
DPIB does not Granger Cause DTAINF	34	1.05591	0.3609
DTAINF does not Granger Cause DPIB		0.48297	0.6218
DSBC does not Granger Cause DTAINF	34	0.12600	0.8821
DTAINF does not Granger Cause DSBC		0.09171	0.9126
DTXCH does not Granger Cause DTAINF	34	2.72450	0.0824
DTAINF does not Granger Cause DTXCH		0.52538	0.5969
DPIB does not Granger Cause DM3	34	0.01916	0.9810
DM3 does not Granger Cause DPIB		2.46314	0.1028
DSBC does not Granger Cause DM3	34	0.86625	0.4311
DM3 does not Granger Cause DSBC		1.30452	0.2868
DTXCH does not Granger Cause DM3	34	0.52143	0.5991
DM3 does not Granger Cause DTXCH		0.39819	0.6752
DSBC does not Granger Cause DPIB	34	0.32388	0.7259
DPIB does not Granger Cause DSBC		0.05907	0.9428
DTXCH does not Granger Cause DPIB	34	0.14099	0.8691
DPIB does not Granger Cause DTXCH		0.06198	0.9400
DTXCH does not Granger Cause DSBC	34	0.06744	0.9349
DSBC does not Granger Cause DTXCH		0.26542	0.7687

ANNEXE 05 : LA FONCTION DE RÉPONSE IMPULSIONNELLE

---

---

Period	LPIB	LM3	LTXCH	SBC
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	-0.209614	0.580524	0.165594	0.005098
3	0.225568	0.412362	0.258826	0.243678
4	0.260777	0.271197	0.035038	0.337576
5	0.245858	0.187474	0.069045	0.360549
6	0.186169	0.175514	0.030638	0.330708
7	0.178683	0.176727	0.065970	0.323170
8	0.174029	0.179965	0.054853	0.319092
9	0.180731	0.177168	0.063158	0.323557
10	0.180054	0.175036	0.056405	0.324261

---

---

Cholesky Ordering: TAINF LPIB LM3 LTXCH SBC

---

---