



République Tunisienne
Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique
Université de Carthage - École Supérieure de la Statistique et Analyse de l'Information



École Supérieure de la Statistique et Analyse de l'Information



Rapport de Projet de Fin d'année

Atelier Statistique

2023 - 2024

Analyse temporelle des effets de la politique économique sur la croissance : Processus VAR et Application Empirique

Realisé Par
Encadré Par

Yahia Chammami
Mme Selma Jelassi

Remerciement

En guise de préambule je tiens à adresser mes remerciements à toutes les personnes grâce auxquelles ce travail a été rendu possible.

Je souhaite exprimer ma gratitude à notre professeur Madame Selma Jelassi, pour m'avoir donné envie de réaliser un mémoire sur le Processus VAR et Application Empirique.

Je le remercie également pour son accueil chaleureux à chaque fois que j'ai sollicité son aide, ainsi que pour ses multiples encouragements et pour ses multiples conseils dans ce rapport, qu'elle nous a apporté lors des différents suivis.

Je suis honoré d'avoir pu bénéficier de sa supervision et je lui suis extrêmement reconnaissant pour l'opportunité qui m'a été offerte.

Table de Matières

A. Partie Theorique

1. Introduction générale
2. Politique économique
3. Modélisation Var
4. Approche de Causalité
 - a. Au sens de Granger-Engle
 - b. Méthode de Sims
5. Approche de Cointégration
6. Effet d'impulsion

B. Partie Pratique

1. Aperçu de la base
2. Etude des processus
3. Etude de stationnarité
4. Etude de var
5. Etude de causalité
6. Etude de Cointégration
7. Effet d'impulsion
8. Estimation VECM

Conclusion Générale

Bibliographie

A. Partie Théorique :

1. Introduction générale :

L'inflation, la masse monétaire et les Dépenses sont des piliers économiques étroitement intriqués, dont l'impact sur l'économie nationale est indéniable. L'inflation, marquée par une élévation généralisée et prolongée des prix, peut grever le pouvoir d'achat des consommateurs, entraver la croissance économique et ébranler la stabilité financière. D'un autre côté, la masse monétaire et les dépenses jouent un rôle crucial dans les manœuvres de politique monétaire orchestrées par les banques centrales.

Dans cette étude, notre objectif réside dans l'exploration de la dynamique entre ces variables, à travers une analyse VAR (Vector Auto-Régression) méticuleusement élaborée. Notre ambition est d'appréhender les interactions complexes entre ces deux variables et d'estimer les impacts à court et à long terme de la masse monétaire sur l'inflation, et vice versa. Cette approche permettra aux décideurs de mieux saisir comment les politiques monétaires peuvent influencer sur la croissance de PIB, les armant ainsi de connaissances précieuses pour éclairer leurs décisions en matière de régulation monétaire.

2. Politique économique :

L'inflation :

L'inflation est la perte du pouvoir d'achat de la monnaie qui se traduit par une augmentation générale et durable des prix. Elle doit être distinguée de l'augmentation du coût de la vie. La perte de valeur de la monnaie est un phénomène qui frappe l'économie nationale dans son ensemble (ménages, entreprises, etc.).

La masse monétaire :

La masse monétaire représente l'ensemble des dépôts dans les institutions financières, ou l'encours de la monnaie et non pris en compte par aucune autre mesure. Cet argent est souvent très fluide, entre et sort du système, et constitue une mesure clé de la santé économique. Si la masse monétaire est trop importante, il pourrait en résulter une inflation. Si c'est trop peu, la croissance économique peut ne pas se produire.

Les dépenses publiques

Les dépenses publiques sont les dépenses effectuées par l'État, les administrations de Sécurité sociale, les collectivités territoriales et les administrations et organismes qui leur sont rattachés. Les dépenses publiques sont l'ensemble des dépenses réalisées par les

administrations publiques. Leur financement est assuré par les recettes publiques (impôts, taxes, et cotisations sociales) et par l'excédent public.

Croissance du PIB

Le produit intérieur brut aux prix du marché vise à mesurer la richesse créée par tous les agents, privés et publics, sur un territoire national pendant une période donnée. Agrégat clé de la comptabilité nationale, il représente le résultat final de l'activité de production des unités productrices résidentes.

Test de racine unitaire et stationnarité :

Une série temporelle $Y_{t(t=1,2,...)}$ est dite stationnaire (au sens faible) si ses propriétés statistiques ne varient pas dans le temps (espérance, variance, autocorrélation). Un exemple de série temporelle stationnaire est le bruit blanc.

Identifier qu'une série n'est pas stationnaire permet ensuite d'étudier de quel type de non-stationnarité il s'agit. Une série non-stationnaire peut, entre autres, être stationnaire en différence : Y_t n'est pas stationnaire, mais différence mais $Y_t - Y_{t-1}$ est stationnaire. C'est le cas de la marche aléatoire. Une série peut également être stationnaire en tendance.

Les tests de stationnarité permettent de vérifier si une série est stationnaire ou non.

Par exemple le test de **Dickey-Fuller** l'hypothèse nulle est que la série n'est pas stationnaire. Il, consiste à tester l'hypothèse $\rho = 1$, contre l'hypothèse alternative $\rho < 1$, dans l'équation suivante :

$$X_t = \rho X_{t-1} + u_t$$

Où u_t est une erreur bruit blanc.

Si $\rho = 1$ alors la variable X_t est une variable intégrée d'ordre 1. C'est le cas du modèle de marche aléatoire sans dérive.

Si $\rho < 1$ alors la variable X_t est stationnaire.

Si $\rho = 1$, la variance de X_t est dépendante de t , ce qui va à l'encontre de la condition de stationnarité. Par contre si $\rho < 1$, la variance de X_t est indépendante de t (constante). La statistique de ce test est la statistique t usuelle avec des valeurs critiques calculées par Dickey et Fuller.

3. Modélisation VAR:

La modélisation économétrique classique à plusieurs équations structurelles a connu beaucoup de critiques (Granger [1969] et Sims [1980]) et de défaillances face à un environnement économique très perturbé. Les prévisions élaborées à l'aide de ces modèles se sont révélées très médiocres. Les critiques principales formulées à l'encontre de ces modèles structurels concernent la simultanéité des relations et la notion de variable exogène. Soit une représentation VAR dans laquelle on considère deux variables $Y_{1,t}$ et $Y_{2,t}$. Chacune de ces variables est fonction de ses propres valeurs passées et de celles de l'autre.

Les variables Y_{1t} et Y_{2t} sont considérées comme étant stationnaires, les perturbations $\varepsilon_{1,t}$ et $\varepsilon_{2,t}$ (les innovations ou les chocs) sont des bruits blancs de variances constantes et non auto corrélées. Nous pouvons immédiatement constater l'abondance de paramètres à estimer et les problèmes de perte de degrés de liberté qui en résultent. À la lecture de ce modèle, il apparaît qu'il n'est pas sous forme réduite : en effet, Y_{1t} a un effet immédiat sur Y_{2t} et réciproquement Y_{2t} a un effet immédiat sur Y_{1t} . Ce système initial est appelé forme structurelle de la représentation VAR.

Le système a dimension n est comme suit :

$$\begin{aligned} Y_{1,t} &= \alpha_1 + \beta_{11,1}Y_{1,t-1} + \dots + \beta_{1p,1}Y_{n,t-1} + \dots + \beta_{11,n}Y_{1,t-p} + \dots + \beta_{1p,n}Y_{n,t-p} + v_t^{y1} \\ Y_{2,t} &= \alpha_2 + \beta_{11,1}Y_{1,t-1} + \dots + \beta_{1p,1}Y_{n,t-1} + \dots + \beta_{11,n}Y_{1,t-p} + \dots + \beta_{1p,n}Y_{n,t-p} + v_t^{y2} \\ &\vdots \\ Y_{n,t} &= \alpha_n + \beta_{11,1}Y_{1,t-1} + \dots + \beta_{1p,1}Y_{n,t-1} + \dots + \beta_{11,n}Y_{1,t-p} + \dots + \beta_{1p,n}Y_{n,t-p} + v_t^{yn} \end{aligned}$$

Les paramètres du processus VAR ne peuvent être estimés que sur des séries chronologiques stationnaires. Ainsi, après étude des caractéristiques des séries, soit les séries sont stationnarités par différence, préalablement à l'estimation des paramètres dans le cas d'une tendance stochastique, soit il est possible d'ajouter une composante tendance à la spécification VAR, dans le cas d'une tendance déterministe.

$$\begin{pmatrix} Y1,t \\ Y2,t \\ \vdots \\ Yk,t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X1 & \dots & Xp \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y1,t-1 \\ Y2,t-1 \\ \vdots \\ Yk,t-1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} U1,t \\ U2,t \\ \vdots \\ Uk,t \end{pmatrix}$$

4. Approche de causalité:

a. Au sens de Granger-Engle :

Soient (X_t) et (Y_t) deux séries temporelles, et notons le passé de $((X_t)$ et (Y_t) ,

$$X_t = \{X_t, X_{t-1}, \dots\} \text{ et } Y_t = \{Y_t, Y_{t-1}, \dots\}.$$

Granger a introduit en 1969 différentes notions de causalité :

(i) Y cause X à la date t si et seulement si :

$$E(X_t | X_{t-1}, Y_{t-1}) \neq E(X_t | X_{t-1})$$

(ii) Y cause X instantanément à la date t si et seulement si

$$E(X_t | X_{t-1}, Y_t) \neq E(X_t | X_{t-1}, Y_{t-1})$$

Il y a équivalence entre :

X ne cause pas Y instantanément à la date t
Et Y ne cause pas X instantanément à la date t

Test de Granger :

Supposons que $P(X_t | \bar{X}_{t-1}, \bar{Y}_{t-1})$ est linéaire ou limitons-nous à la causalité linéaire. Si le processus a une représentation autorégressive,

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j Y_{t-j} + \epsilon_t$$

Nous voulons tester que :

Y ne cause pas X

En testant l'hypothèse :

$$H_0 : \beta_i = 0, i = 1, 2, \dots$$

En pratique, on doit tronquer le modèle,

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_2} \beta_j Y_{t-j} + \epsilon_t$$

Et tester l'hypothèse

$$\bar{H}_0 : \beta_i = 0, i = 1, 2, \dots, n_2$$

Au moyen d'un test de Fisher

Si X_t et Y_t suivent des tendances linéaires, il est recommandable d'ajouter une variable de tendance (et, dans certains cas, des variables binaires de saisonnières) :

$$X_t = \alpha_0 + \gamma_t + \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_2} \beta_j Y_{t-j} + \epsilon_t$$

b. Méthode de Sims :

Sims (1972) a proposé une méthode basée sur la caractérisation de la non-causalité en termes d'une régression bilatérale :

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{k=n_1}^{n_2} \beta_k X_{t-k} + \mu_{Yt}$$

Alors Y ne cause pas X ssi

$$H_0 : \beta_k = 0, k < 0.$$

Si on désire tester que X cause Y, on peut considérer la régression :

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{k=-n_1}^{n_2} \beta_k Y_{t-k} + \mu_{Xt}$$

Souvent on ajoute une variable de tendance et des variables binaires saisonnières.

En général, les erreurs μ_t sont autocorrélées, ce qui fait que le test F n'est pas asymptotiquement valide. Pour traiter cette difficulté, Sims (1972) a proposé de préfiltrer les

séries avec $(1 - 0.75B)^2$

ce qui devrait réduire l'autocorrélation (solution très discutable).

Une autre solution consisterait à appliquer les moindres carrés généralisés en supposant que les erreurs suivent un certain processus ARMA, e.g.

$$\mu_t = \rho_1 \mu_{t-1} + \rho_2 \mu_{t-2} + \epsilon_t$$

On peut alors estimer conjointement les coefficients ρ_i et β_i , et appliquer un test de type Fisher sur le modèle corrigé pour l'autocorrélation.

5. Approche de cointégration:

Selon Jean-Louis Bourbonnais la cointégration est une propriété des séries chronologiques qui indique qu'elles ont une relation stable à long terme, malgré les fluctuations à court terme. Plus précisément, si deux ou plusieurs séries chronologiques sont cointégrées, cela signifie qu'elles ont une tendance commune et qu'un déséquilibre à court terme sera corrigé à long terme. En d'autres termes, la cointégration permet de modéliser les relations de long terme entre les variables, tout en prenant en compte les fluctuations à court terme.

Le théorème de Johansen (1991) propose deux tests de ratio de vraisemblance. Le premier est appelé le **test λ -trace** et s'exprime de la façon suivante :

$$\lambda\text{-trace}(r) = -2\ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

où T est le nombre d'observations et les λ_i sont les $(n-r)$ dernières racines caractéristiques trouvées en (4). L'hypothèse nulle : $r^* \leq r$ est à l'effet que le nombre de vecteurs de cointégration est plus petit ou égal à r , contre une hypothèse alternative générale.

Une façon alternative de tester la présence de cointégration est donnée par le **test λ -max** :

$$\lambda\text{-max}(r) = -2 \ln Q = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

L'hypothèse nulle : $r^* = r$ du test λ -max(r) est à l'effet que le nombre de vecteurs de cointégration est exactement égal à r , contre l'hypothèse alternative qu'il est exactement égal à $(r+1)$.

6. Effet d'impulsion:

L'effet d'impulsion dans les séries temporelles fait référence à un modèle statistique où une observation est soudainement modifiée ou "impulsée" à un moment donné, puis reste constante par la suite. Cela peut être utilisé pour modéliser des événements uniques ou des interventions dans les données temporelles.

les équations typiques utilisées pour modéliser cet effet :

Équation de la série temporelle sans impulsion :

$$y_t = \mu_t + \epsilon_t$$

où y_t est la valeur observée à un moment donné t , μ_t est la composante de la série temporelle (tendance, saisonnalité, etc.) et ϵ_t est l'erreur aléatoire.

Équation de la série temporelle avec impulsion :

$$y_t = \mu_t + \alpha D_t + \epsilon_t$$

Dans cette équation :

- α représente l'ampleur de l'effet d'impulsion.
- Dt est une variable indicatrice qui vaut 1 au moment de l'impulsion et 0 sinon.

2. Équation de la tendance :

$$\mu t = \beta_0 + \beta_1 t + \dots + \beta_p t^p$$

Cela représente la tendance générale de la série temporelle. Les termes β sont les coefficients de régression pour ajuster la tendance.

3. Équation de saisonnalité :

$$St = \sum_{i=1}^m \gamma_i$$

Ici, St est la composante saisonnière et γ_i sont les coefficients de régression pour ajuster la saisonnalité.

4. Équation d'erreur :

$$\epsilon t \sim N(0, \sigma^2)$$

Cela indique que l'erreur suit une distribution normale avec une moyenne de zéro et une variance constante σ^2 .

B. Partie Pratique

1. Aperçu de la base:

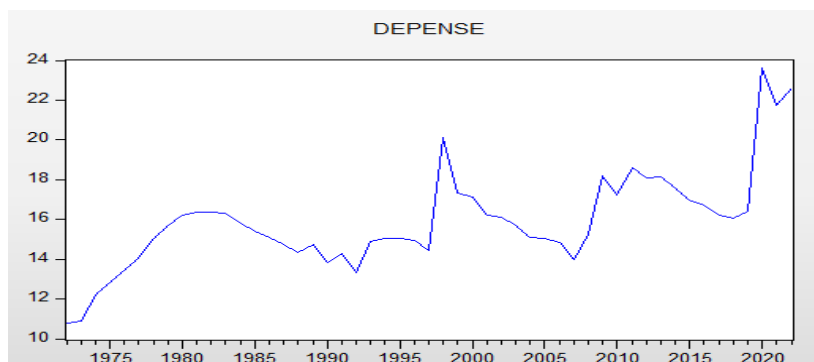
annee	Dépenses (% du PIB)	Inflation, prix à la consommation (% annuel)	Masse monétaire (% du PIB)	Croissance du PIB (% annuel)
1972	10.7754458508083	4.84351713859905	122.356887953573	8.413547255176
1973	10.901609569277	11.6086235489221	119.552539692199	8.03259997495039
1974	12.2091055179688	23.222458076842	114.273734341888	-1.22523982778432
1975	12.7995152412795	11.7312661498708	120.969393404502	3.09157591622022
1976	13.4335193476586	9.37403638606234	124.420808001124	3.97498409121211
1977	14.0553449517263	8.16182689596842	126.977614302719	4.39033795032562
1978	15.0305688675709	4.20956601068681	131.928263584428	5.27194150290775
1979	15.7260465257613	3.70185092546269	135.294717013188	5.48404183248661
1980	16.1963699043916	7.77858176555718	136.841459895289	2.81759120761602
1981	16.3883445933029	4.91216291820523	142.627211315878	4.26062449346863
1982	16.3474964745178	2.7410409556314	148.322840620485	3.27974274286728
1983	16.3332660800725	1.89971971348485	153.85823343905	3.63019857224671
1984	15.7991088131398	2.26161369193155	156.710679601932	4.41088015361535
1985	15.4244197848795	2.0322773460849	160.035405894265	5.15980790471274
1986	15.1124018651122	0.595586799453249	166.475451338615	3.29404761337059
1987	14.7350598623528	0.126176841696584	174.362999734779	4.64886139754491

Notre base de données contient les valeurs de dépenses, inflation et croissance de PIB pendant les années de 1972 jusqu'à 1987.

2. Etude des processus :

Le graphique ci-dessus nous donne une idée préliminaire sur les séries brutes qu'on va étudier :

➤ Dépenses (% du PIB) :

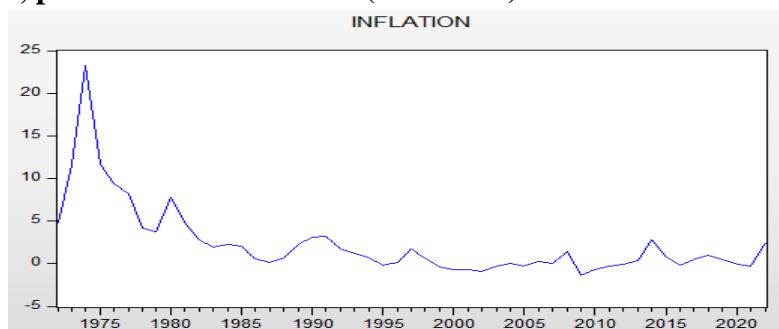


De 1972 à 1982 : Les dépenses augmentent de façon relativement constante, avec quelques fluctuations.

De 1982 à 2009 : On observe une période de stabilité suivie d'une augmentation significative des dépenses.

Depuis 2009 : Les dépenses ont continué à augmenter, avec une forte augmentation en 2020.

➤ **Inflation, prix à la consommation (% annuel) :**

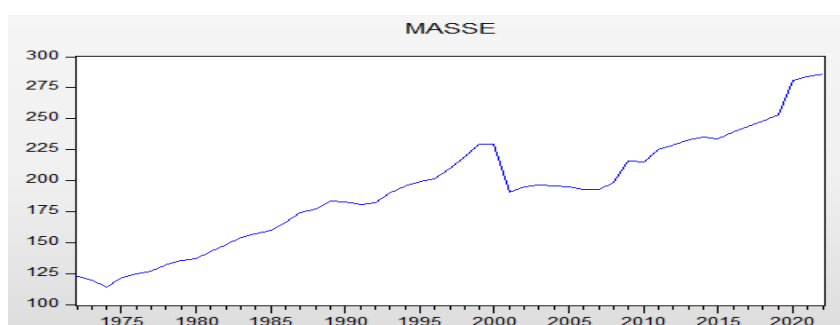


De 1972 à 1982 : L'inflation connaît une augmentation progressive mais reste relativement stable.

De 1982 à 1999 : Une période de fluctuation, mais avec une tendance globale à la baisse.

Depuis 1999 : L'inflation semble rester généralement basse, avec quelques exceptions.

➤ **Masse monétaire (% du PIB) :**



De 1972 à 1982 : La masse monétaire augmente progressivement.

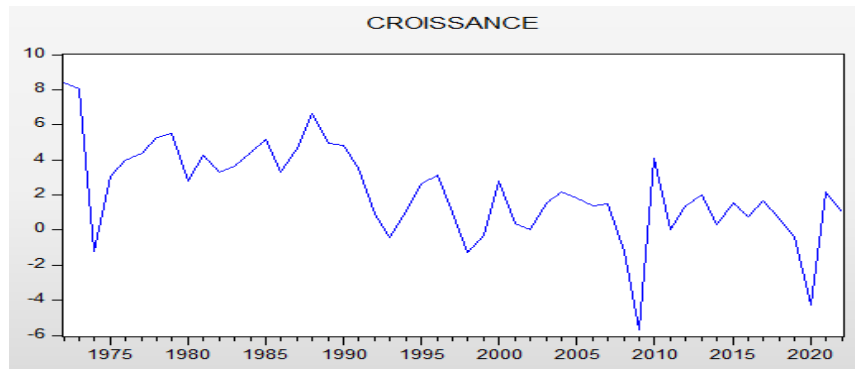
De 1982 à 2022 : On observe une croissance continue de la masse monétaire, avec des fluctuations annuelles mais une tendance générale à la hausse.

Globalement, on remarque une augmentation des dépenses et de la masse monétaire au fil du temps, tandis que l'inflation a connu des périodes de volatilité mais semble généralement maîtrisée depuis la fin des années 1990.

3. Etude de stationnarité : test ADF

On a effectué le test de racines unitaires augmenté de Dickey-Fuller pour tester la stationnarité des variables et leurs degrés d'intégration.

➤ Croissance du PIB



Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CROISSANCE				
A	B	C	D	E
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.256046	0.0000	
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(CROISSANCE)				
Method: Least Squares				
Date: 04/29/24 Time: 10:35				
Sample (adjusted): 1973 2022				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CROISSANCE(-1)	-0.885755	0.141584	-6.256046	0.0000
C	4.104458	0.946992	4.334204	0.0001
@TREND("1972")	-0.090261	0.026319	-3.429538	0.0013
R-squared 0.456676 Mean dependent var -0.147698				
Adjusted R-squared 0.433555 S.D. dependent var 2.788913				
S.E. of regression 2.099006 Akaike info criterion 4.378929				
Sum squared resid 207.0738 Schwarz criterion 4.493651				
Log likelihood -106.4732 Hannan-Quinn criter. 4.422616				
F-statistic 19.75224 Durbin-Watson stat 2.024871				
Prob(F-statistic) 0.000001				

Correlogram of CROISSANCE						
Date: 05/05/24 Time: 21:20						
Sample: 1972 2022						
Included observations: 51						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.415	0.415	9.3191	0.002
		2	0.240	0.082	12.505	0.002
		3	0.289	0.198	17.197	0.001
		4	0.257	0.086	20.990	0.000
		5	0.286	0.152	25.802	0.000
		6	0.342	0.172	32.816	0.000
		7	0.263	0.033	37.058	0.000
		8	0.189	-0.011	39.303	0.000
		9	0.191	0.013	41.661	0.000
		10	0.201	0.028	44.316	0.000
		11	0.297	0.155	50.294	0.000
		12	0.176	-0.092	52.435	0.000
		13	0.063	-0.107	52.720	0.000
		14	-0.009	-0.166	52.726	0.000
		15	0.093	0.062	53.371	0.000
		16	0.111	-0.001	54.328	0.000
		17	0.057	-0.062	54.583	0.000
		18	0.025	-0.043	54.634	0.000
		19	-0.060	-0.088	54.936	0.000
		20	-0.197	-0.209	58.322	0.000
		21	-0.169	-0.120	60.888	0.000
		22	-0.071	-0.026	61.362	0.000
		23	-0.073	0.043	61.876	0.000
		24	-0.135	-0.019	63.689	0.000

Intpretation

On peut constater que la croissance de PIB modélisée avec le Trend et la constante est stationnaire. De plus, la p-value 0.00, ce qui montre qu'elle est significative. De plus, le correlogramme (ACF) nous permet de modéliser l'inflation comme étant un processus ARMA(1,1)

➤ Inflation, prix à la consommation (% annuel) :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INFLATION				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: INFLATION has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.171882	0.1018
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(INFLATION)
Method: Least Squares
Date: 04/29/24 Time: 10:37
Sample (adjusted): 1973 2022
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLATION(-1)	-0.370073	0.116673	-3.171882	0.0027
C	2.446777	1.138608	2.148919	0.0368
@TREND("1972")	-0.064092	0.034444	-1.860729	0.0690
R-squared	0.177225	Mean dependent var	-0.046916	
Adjusted R-squared	0.142213	S.D. dependent var	2.893825	
S.E. of regression	2.680167	Akaike info criterion	4.867760	
Sum squared resid	337.6150	Schwarz criterion	4.982482	
Log likelihood	-118.6940	Hannan-Quinn criter.	4.911447	
F-statistic	5.061874	Durbin-Watson stat	1.657166	
Prob(F-statistic)	0.010212			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INFLATION				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: INFLATION has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.263214	0.0242
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(INFLATION)
Method: Least Squares
Date: 04/29/24 Time: 10:39
Sample (adjusted): 1973 2022
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLATION(-1)	-0.181659	0.080266	-2.263214	0.0281
R-squared	0.094398	Mean dependent var	-0.046916	
Adjusted R-squared	0.094398	S.D. dependent var	2.893825	
S.E. of regression	2.753855	Akaike info criterion	4.883678	
Sum squared resid	371.6021	Schwarz criterion	4.921918	
Log likelihood	-121.0919	Hannan-Quinn criter.	4.898240	
Durbin-Watson stat	1.831555			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INFLATION				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: INFLATION has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.517218	0.1175
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(INFLATION)
Method: Least Squares
Date: 04/29/24 Time: 10:38
Sample (adjusted): 1973 2022
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLATION(-1)	-0.229626	0.091222	-2.517218	0.0152
C	0.486306	0.442615	1.098712	0.2774
R-squared	0.116614	Mean dependent var	-0.046916	
Adjusted R-squared	0.098210	S.D. dependent var	2.893825	
S.E. of regression	2.748052	Akaike info criterion	4.898839	
Sum squared resid	362.4858	Schwarz criterion	4.975320	
Log likelihood	-120.4710	Hannan-Quinn criter.	4.927964	
F-statistic	6.336388	Durbin-Watson stat	1.785449	
Prob(F-statistic)	0.015222			

Correlogram of INFLATION						
Date: 05/05/24 Time: 21:22						
Sample: 1972 2022						
Included observations: 51						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
1	0.770	0.770	32.082	0.000		
2	0.553	-0.098	48.980	0.000		
3	0.428	0.087	59.282	0.000		
4	0.318	-0.048	65.111	0.000		
5	0.258	0.070	69.034	0.000		
6	0.281	0.162	73.784	0.000		
7	0.224	-0.158	76.879	0.000		
8	0.153	-0.005	78.349	0.000		
9	0.099	-0.040	78.985	0.000		
10	0.078	0.065	79.388	0.000		
11	0.053	-0.029	79.580	0.000		
12	0.009	-0.113	79.586	0.000		
13	-0.006	0.061	79.589	0.000		
14	0.014	0.066	79.604	0.000		
15	0.046	0.075	79.761	0.000		
16	0.069	-0.019	80.124	0.000		
17	0.063	-0.053	80.441	0.000		
18	-0.002	-0.096	80.442	0.000		
19	-0.055	-0.002	80.699	0.000		
20	-0.086	-0.039	81.339	0.000		
21	-0.109	-0.063	82.401	0.000		
22	-0.114	-0.010	83.608	0.000		
23	-0.094	0.037	84.460	0.000		
24	-0.118	-0.068	85.860	0.000		

Intpretation

On peut constater que l'inflation modélisée sans le Trend et sans la constate est stationnaire. De plus, la p-valeur de la constante c'est $0,0242 < 0,05$, ce qui montre qu'elle est significative. De plus, le correlogramme (ACF) nous permet de modéliser l'inflation comme étant un processus ARMA (1,2)

➤ Dépenses (% du PIB):

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DEPENSE				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: DEPENSE has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.128096	0.1112
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(DEPENSE)
Method: Least Squares
Date: 04/29/24 Time: 10:41
Sample (adjusted): 1973 2022
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEPENSE(-1)	-0.377659	0.120731	-3.128096	0.0030
C	5.080612	1.634566	3.108253	0.0032
@TREND("1972")	0.043627	0.019105	2.283535	0.0270
R-squared	0.173400	Mean dependent var	0.237007	
Adjusted R-squared	0.138226	S.D. dependent var	1.568705	
S.E. of regression	1.456257	Akaike info criterion	3.647740	
Sum squared resid	99.67216	Schwarz criterion	3.762462	
Log likelihood	-88.19351	Hannan-Quinn criter.	3.691427	
F-statistic	4.929725	Durbin-Watson stat	2.093422	
Prob(F-statistic)	0.011388			

Interpretation

Le test montre que la série Dépenses est non stationnaire car le p -value est $0,112 > 0,05$

➤ Masse monétaire (%du PIB) :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on MASSE				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: MASSE has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.663513	0.7526
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(MASSE)
Method: Least Squares
Date: 04/29/24 Time: 10:43
Sample (adjusted): 1973 2022
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MASSE(-1)	-0.136335	0.081956	-1.663513	0.1029
C	17.97385	10.00893	1.795782	0.0790
@TREND("1972")	0.440307	0.241358	1.824290	0.0745
R-squared	0.066911	Mean dependent var	3.275578	
Adjusted R-squared	0.027205	S.D. dependent var	7.960957	
S.E. of regression	7.851920	Akaike info criterion	7.017518	
Sum squared resid	2897.674	Schwarz criterion	7.132239	
Log likelihood	-172.4379	Hannan-Quinn criter.	7.061204	
F-statistic	1.685174	Durbin-Watson stat	1.721959	
Prob(F-statistic)	0.196421			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on MASSE				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: MASSE has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.200889	0.9700
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(MASSE)
Method: Least Squares
Date: 04/29/24 Time: 10:43
Sample (adjusted): 1973 2022
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MASSE(-1)	0.005375	0.026755	0.200889	0.8416
C	2.253489	5.213332	0.432255	0.6675
R-squared	0.000840	Mean dependent var	3.275578	
Adjusted R-squared	-0.019976	S.D. dependent var	7.960957	
S.E. of regression	8.040077	Akaike info criterion	7.045932	
Sum squared resid	3102.856	Schwarz criterion	7.122413	
Log likelihood	-174.1483	Hannan-Quinn criter.	7.075057	
F-statistic	0.040356	Durbin-Watson stat	1.852168	
Prob(F-statistic)	0.841634			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on MASSE				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: MASSE has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			2.879250	0.9987
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(MASSE)
 Method: Least Squares
 Date: 04/29/24 Time: 10:43
 Sample (adjusted): 1973 2022
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MASSE(-1)	0.016661	0.005787	2.879250	0.0059
R-squared	-0.003049	Mean dependent var	3.275578	
Adjusted R-squared	-0.003049	S.D. dependent var	7.960957	
S.E. of regression	7.973085	Akaike info criterion	7.009817	
Sum squared resid	3114.934	Schwarz criterion	7.048058	
Log likelihood	-174.2454	Hannan-Quinn criter.	7.024380	
Durbin-Watson stat	1.865993			

Intpretation

Le test montre que la série Masse Monétaire est non stationnaire car le p -value est $0,112 > 0,05$

Puisque le modèle VAR nécessite des séries stationnaires on va commencer donc par une différence première.

➤ Diff_Masse monetaire :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DMASSE				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: DMASSE has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.882573	0.0206
Test critical values:				
1% level			-4.165756	
5% level			-3.508508	
10% level			-3.184230	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DMASSE)
 Method: Least Squares
 Date: 04/29/24 Time: 10:55
 Sample (adjusted): 1976 2022
 Included observations: 47 after adjustments

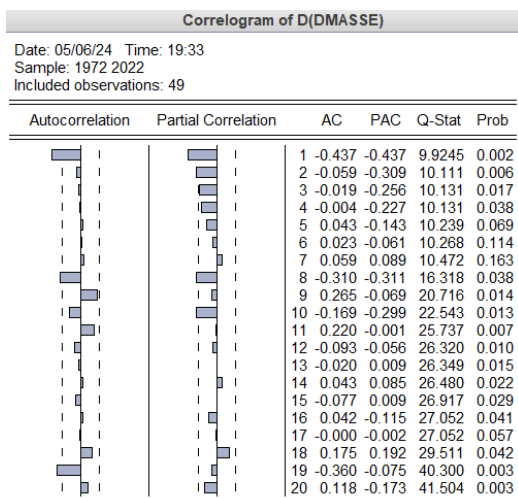
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DMASSE(-1)	-1.035676	0.266750	-3.882573	0.0004
D(DMASSE(-1))	0.100607	0.217261	0.463070	0.6457
D(DMASSE(-2))	0.045224	0.168959	0.267666	0.7903
C	2.519827	2.796978	0.900911	0.3728
@TREND("1972")	0.039844	0.090526	0.440142	0.6621
R-squared	0.471765	Mean dependent var	-0.088616	
Adjusted R-squared	0.421457	S.D. dependent var	11.00029	
S.E. of regression	8.367045	Akaike info criterion	7.186767	
Sum squared resid	2940.313	Schwarz criterion	7.383591	
Log likelihood	-163.8890	Hannan-Quinn criter.	7.260833	
F-statistic	9.377508	Durbin-Watson stat	2.000341	
Prob(F-statistic)	0.000016			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DMASSE				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: DMASSE has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.895570	0.0042
Test critical values:				
1% level			-3.577723	
5% level			-2.925169	
10% level			-2.600658	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DMASSE)
 Method: Least Squares
 Date: 04/29/24 Time: 10:55
 Sample (adjusted): 1976 2022
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DMASSE(-1)	-1.025419	0.263227	-3.895570	0.0003
D(DMASSE(-1))	0.093774	0.214664	0.436840	0.6644
D(DMASSE(-2))	0.044718	0.167363	0.267190	0.7906
C	3.560180	1.481284	2.403442	0.0206
R-squared	0.469328	Mean dependent var	-0.088616	
Adjusted R-squared	0.432305	S.D. dependent var	11.00029	
S.E. of regression	8.288230	Akaike info criterion	7.148815	
Sum squared resid	2953.875	Schwarz criterion	7.306275	
Log likelihood	-163.9972	Hannan-Quinn criter.	7.208068	
F-statistic	12.67646	Durbin-Watson stat	1.997986	
Prob(F-statistic)	0.000005			



Intrepretation

Après une premiere differenciacion la serie Masse monetaire est devenir stationnaire, car le p -value est $0,042 < 0,05$. De plus, le correlogramme (ACF) nous permet de modéliser D comme étant un processus ARMA(1,1)

➤ Diff_Depenses :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DDEPENSE				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: DDEPENSE has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.975216	0.0164
Test critical values:			1% level	-4.165756
			5% level	-3.508508
			10% level	-3.184230

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DDEPENSE)
Method: Least Squares
Date: 04/29/24 Time: 10:57
Sample (adjusted): 1976 2022
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DDEPENSE(-1)	-1.327907	0.334046	-3.975216	0.0003
D(DDEPENSE(-1))	0.047023	0.277466	0.169473	0.8662
D(DDEPENSE(-2))	0.054597	0.202303	0.269878	0.7886
C	0.017995	0.529332	0.033996	0.9730
@TREND("1972")	0.009354	0.017493	0.534709	0.5957
R-squared	0.643960	Mean dependent var	0.006246	
Adjusted R-squared	0.610051	S.D. dependent var	2.576388	
S.E. of regression	1.608848	Akaike info criterion	3.889202	
Sum squared resid	108.7125	Schwarz criterion	4.086027	
Log likelihood	-86.39626	Hannan-Quinn criter.	3.963269	
F-statistic	18.99104	Durbin-Watson stat	2.009598	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DDEPENSE				
A	B	C	D	E
Null Hypothesis: DDEPENSE has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.008903	0.0030
Test critical values:			1% level	-3.577723
			5% level	-2.925169
			10% level	-2.600658

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DDEPENSE)
Method: Least Squares
Date: 04/29/24 Time: 10:57
Sample (adjusted): 1976 2022
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DDEPENSE(-1)	-1.327994	0.331261	-4.008903	0.0002
D(DDEPENSE(-1))	0.053078	0.274924	0.193065	0.8478
D(DDEPENSE(-2))	0.066430	0.199412	0.333130	0.7407
C	0.269198	0.241864	1.113015	0.2719
R-squared	0.641536	Mean dependent var	0.006246	
Adjusted R-squared	0.616527	S.D. dependent var	2.576388	
S.E. of regression	1.595434	Akaike info criterion	3.853434	
Sum squared resid	109.4526	Schwarz criterion	4.010893	
Log likelihood	-86.55569	Hannan-Quinn criter.	3.912687	
F-statistic	25.65208	Durbin-Watson stat	2.008301	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DDEPENSE					Correlogram of DDEPENSE						
A	B	C	D	E							
Null Hypothesis: DDEPENSE has a unit root					Date: 05/05/24 Time: 22:04						
Exogenous: None					Sample: 1972 2022						
Lag Length: 2 (Fixed)					Included observations: 50						
		t-Statistic	Prob.*	Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.841398	0.0003					1 -0.276	-0.276	4.0368	0.045
Test critical values:		1% level	-2.615093					2 0.094	0.019	4.5129	0.105
		5% level	-1.947975					3 -0.052	-0.023	4.6643	0.198
		10% level	-1.612408					4 -0.001	-0.025	4.6644	0.323
MacKinnon (1996) one-sided p-values.								5 0.008	0.004	4.6679	0.458
								6 -0.170	-0.180	6.3837	0.382
								7 0.019	-0.083	6.4053	0.493
								8 -0.135	-0.152	7.5349	0.480
								9 0.037	-0.059	7.6206	0.573
								10 -0.141	-0.168	8.9083	0.541
								11 0.342	0.282	16.699	0.117
								12 -0.090	0.056	17.251	0.140
								13 0.014	-0.048	17.264	0.188
								14 -0.038	-0.103	17.370	0.237
								15 0.059	0.020	17.628	0.283
								16 -0.032	-0.086	17.705	0.341
								17 -0.041	0.026	17.840	0.399
								18 0.024	0.027	17.886	0.463
								19 -0.083	-0.008	18.465	0.492
								20 0.031	-0.027	18.548	0.551
								21 -0.202	-0.179	22.201	0.388
								22 0.370	0.200	34.925	0.039
								23 -0.172	-0.031	37.784	0.027
								24 0.043	-0.020	37.965	0.035

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DDEPENSE(-1)	-1.231191	0.320506	-3.841398	0.0004
D(DDEPENSE(-1))	-0.014790	0.268803	-0.055022	0.9564
D(DDEPENSE(-2))	0.038083	0.198315	0.192035	0.8486
R-squared	0.631209	Mean dependent var	0.006246	
Adjusted R-squared	0.614446	S.D. dependent var	2.576388	
S.E. of regression	1.599757	Akaike info criterion	3.839283	
Sum squared resid	112.6058	Schwarz criterion	3.957377	
log likelihood	-87.22314	Hannan-Quinn criter.	3.883722	
Durbin-Watson stat	2.008152			

Interpretation

Après une première différenciation la série Masse monétaire est devenue stationnaire, car la p -value est $0,003 < 0,05$. De plus, le correlogramme (ACF) nous permet de modéliser l'inflation comme étant un processus ARMA(1,1)

4. Etude de var :

a. Estimation du VAR:

Notre modèle comprend deux variables (Inflation, Masse monétaire).

On peut traduire le modèle par l'équation suivante :

$$Z_t = \begin{pmatrix} Inf_t \\ Mon_t \\ Dep_t \end{pmatrix} = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

Avec :

- Z_t est un vecteur de dimension 2
- Inf_t est le taux d'inflation à l'année t qui est stationnaire en différence première.
- Mon_t est la masse monétaire à l'année t qui est stationnaire en niveau.
- Dep_t est la masse monétaire à l'année t qui est stationnaire en niveau.
- α est un vecteur de dimension 2 qui représente la constante.
- β_i est une matrice (2×2) qui représente les variables du modèle.
- ε_t est un vecteur des résidus

- ρ , le retard optimal (à déterminer plus tard).

Vector Autoregression Estimates				
A	B	C	D	E
CROISSAN...	DDEPENDSE	DMASSE	INFLATION	
CROISSANCE(-1)	0.504941 (0.22626) [2.23164]	-0.196180 (0.18753) [-1.04610]	0.740355 (0.80140) [0.92383]	0.268994 (0.12905) [2.08448]
CROISSANCE(-2)	0.359460 (0.22546) [1.59432]	-0.137476 (0.18687) [-0.73568]	-0.543898 (0.79856) [-0.68110]	0.118085 (0.12859) [0.91832]
CROISSANCE(-3)	0.007269 (0.20899) [0.03478]	0.014772 (0.17322) [0.08528]	-0.940535 (0.74021) [-1.27063]	-0.011085 (0.11919) [-0.09300]
DDEPENDSE(-1)	0.247316 (0.29230) [0.84611]	-0.591707 (0.24226) [-2.44241]	0.350676 (1.03528) [0.33873]	0.191034 (0.16671) [1.14594]
DDEPENDSE(-2)	0.485395 (0.33779) [1.43699]	-0.307594 (0.27997) [-1.09868]	-0.494017 (1.19640) [-0.41292]	0.406475 (0.19265) [2.10991]
DDEPENDSE(-3)	-0.114184 (0.40092) [-0.28481]	-0.259772 (0.33229) [-0.78176]	-5.803326 (1.42000) [-4.08684]	0.170189 (0.22866) [0.74430]
DMASSE(-1)	0.065040 (0.05235) [1.24244]	0.041007 (0.04339) [0.94512]	0.310150 (0.18541) [1.67277]	-0.005411 (0.02986) [-0.18123]
DMASSE(-2)	-0.015459 (0.04890) [-0.31611]	0.025002 (0.04053) [0.61683]	-0.028345 (0.17321) [-0.16364]	-0.023135 (0.02789) [-0.82944]
DMASSE(-3)	-0.010399 (0.04962) [-0.20956]	0.030403 (0.04113) [0.73921]	0.233066 (0.17576) [1.32604]	-0.022602 (0.02830) [-0.79861]
INFLATION(-1)	-0.435341 (0.30224) [-1.44038]	0.332311 (0.25051) [1.32656]	1.512425 (1.07050) [1.41282]	0.365481 (0.17238) [2.12023]
INFLATION(-2)	0.230862 (0.22626) [1.01999]	-0.127795 (0.18753) [-0.68110]	-0.394096 (0.79856) [-0.49300]	0.086901 (0.12905) [0.67300]
				R-squared
				Adj. R-squared
				Sum sq. resids
				S.E. equation
				F-statistic
				Log likelihood
				Akaike AIC
				Schwarz SC
				Mean dependent
				S.D. dependent
				Determinant resid covariance (dof adj.)
				Determinant resid covariance
				Log likelihood
				Akaike information criterion
				Schwarz criterion
				Number of coefficients

Selection d'ordre de Lag:

Passant en 2^{ème} étape à la détermination du lag optimal du VAR :

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: CROISSANCE DDEPENDSE DMASSE INFLATION						
Exogenous variables: C						
Date: 05/09/24 Time: 09:03						
Sample: 1972 2022						
Included observations: 46						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-431.0666	NA	1928.420	18.91594	19.07495	18.97550
1	-388.2678	76.29347	603.4805	17.75077	18.54583*	18.04861*
2	-373.3957	23.92469	644.6756	17.79981	19.23092	18.33591
3	-349.5258	34.24803*	477.8929*	17.45765*	19.52480	18.23202
4	-343.6642	7.390711	807.3608	17.89845	20.60165	18.91108
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential 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						

Le décalage optimal du VAR(.) estimé qui minimise les statistiques des critères d'informations LR, FPE, AIC, HQ est 3.

Test de Wald:

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 05/09/24 Time: 09:02
Sample: 1972 2022
Included observations: 47

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	CROISSAN...	DDEPENSE	DMASSÉ	INFLATION	Joint
Lag 1	8.979692 [0.0616]	7.672025 [0.1044]	5.385284 [0.2500]	9.188492 [0.0566]	54.18788 [0.0000]
Lag 2	3.329820 [0.5042]	1.696957 [0.7913]	0.565503 [0.9668]	5.109435 [0.2763]	11.87900 [0.7523]
Lag 3	0.951378 [0.9171]	0.959203 [0.9159]	17.63406 [0.0015]	2.361128 [0.6697]	40.18425 [0.0007]
df	4	4	4	4	16

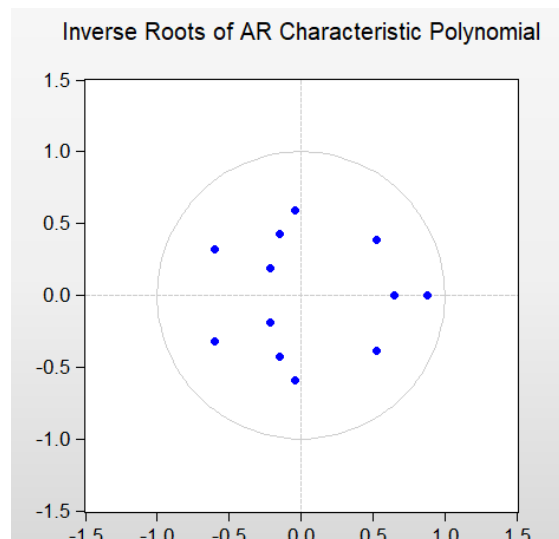
Les résultats montrent que La statistique du Chi-carré jointe est de 54,18788 avec une valeur de p de 0,0000. Ces résultats indiquent que l'inclusion du retard 1 pour les deux variables est significative et nécessaire pour le modèle VAR.

Pour le retard 2, La statistique du Chi-carré jointe est de 11,87900, avec une valeur de p de 0,7523. Ces résultats indiquent que l'inclusion du retard 2 n'est pas significative

Or pour le retard 3, La statistique du Chi-carré jointe est de 40,18425 avec une valeur de p de 0,0007. Ces résultats indiquent que l'inclusion du retard 2 n'est pas significative

- Dans l'ensemble, sur la base des tests d'exclusion de lag VAR de Wald, nous devrions inclure le retard 1, 2 et 3 donc notre var est de retard 3.

b. Vérification de la stationnarité du processus :



L'inverse des racines unitaires appartiennent au disque unité complexe. Aussi, le module de toutes les racines est inférieur à 1, par suite, le processus $Z_t \sim VAR(3)$ est bien stationnaire.

Diagnostic du VAR estimé:

$$Dmasse = 0.31 Dmasse(-1) - 0.028 Dmasse(-2) + 0.233 Dmasse(-3) + 0.35 Ddep(-1) - 0.494 Ddep(-2) - 5.8 Ddep(-3) + 0.74 CrPIB(-1) - 0.543 CrPIB(-2) + 0.94 CrPIB + 1.512inf(-1) - 0.39inf(-2) - 0.95inf(-3) + 2.853$$

$$Ddep = 0.04 Dmasse(-1) - 0.025 Dmasse(-2) + 0.03 Dmasse(-3) - 0.59 Ddep(-1) - 0.307 Ddep(-2) - 0.259 Ddep(-3) - 0.196 CrPIB(-1) - 0.137 CrPIB(-2) + 0.014 CrPIB(-3) + 0.332inf(-1) + 0.332inf(-2) - 0.127inf(-3) + 0.045inf(-3) + 0.380$$

$$CrPIB = 0.065 Dmasse(-1) - 0.015 Dmasse(-2) + 0.010 Dmasse(-3) + 0.247 Ddep(-1) + 0.247 + 0.485 Ddep(-2) - 0.114 Ddep(-3) + 0.504 CrPIB(-1) + 0.359 CrPIB(-2) + 0.007 CrPIB(-3) - 0.4352inf(-1) + 0.230inf(-2) + 0.104inf(-3) - 0.112$$

$$inf = -0.005 Dmasse(-1) - 0.035 Dmasse(-2) - 0.022 Dmasse(-3) + 0.193 Ddep(-1) + 0.247 Ddep + 0.406 Ddep(-2) - 0.170 Ddep(-3) + 0.268 CrPIB(-1) + 0.118CrPIB(-2) + 0.011 CrPIB(-3) + 0.365 inf(-1) + 0.086inf(-2) + 0.059inf(-3) - 0.247$$

Validation et adéquation du modèle :

On effectue plusieurs tests afin d'étudier notre processus $\{Z_t, t \in Z\} \sim VAR(3)$ afin de l'étudier.

➤ Test d'autocorrélations de Portmanteau :

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: No residual autocorrelations up to lag h
Date: 05/09/24 Time: 10:18
Sample: 1972 2022
Included observations: 47

Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	2.315179	---	2.365509	---	---
2	11.81711	---	12.28975	---	---
3	25.36811	---	26.76468	---	---
4	35.87561	0.0030	38.24962	0.0014	16

*Test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Les résultats montrent que pour les lags 1, 2 et 3 les statistiques Q-Stat sont inférieures aux valeurs critiques, ce qui signifie qu'il n'y a pas suffisamment de preuves pour rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation résiduelle jusqu'à ces lags. Dans ce cas, on confirme que le modèle VAR est bien spécifié et qu'il n'y a pas d'autocorrélations résiduelles significatives jusqu'au lag 3.

➤ Test d'hétéroscédasticité :

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 05/09/24 Time: 10:20
Sample: 1972 2022
Included observations: 47

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
224.5929	240	0.7544

Individual components:

Dependent	R-squared	F(24,22)	Prob.	Chi-sq(24)	Prob.
res1*res1	0.338023	0.468075	0.9636	15.88710	0.8921
res2*res2	0.254249	0.312519	0.9967	11.94969	0.9805
res3*res3	0.478056	0.839589	0.6630	22.46865	0.5513
res4*res4	0.391312	0.589305	0.8956	18.39167	0.7836
res2*res1	0.245442	0.298173	0.9976	11.53577	0.9847
res3*res1	0.364027	0.524695	0.9368	17.10928	0.8440
res3*res2	0.283065	0.361925	0.9914	13.30407	0.9608
res4*res1	0.527431	1.023085	0.4809	24.78925	0.4173
res4*res2	0.307128	0.406330	0.9830	14.43504	0.9362
res4*res3	0.372972	0.545257	0.9249	17.52970	0.8252

Le test conjoint indique une statistique de test de chi-carré de 224.5929 avec 240 degrés de liberté et une p-value de 0,750. Cela suggère qu'il n'y a pas suffisamment de preuves pour rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscédasticité résiduelle significative pour l'ensemble des variables.

5. Etude de causalité

a. Test de causalité

Le test de causalité de Granger est une méthode statistique qui permet de tester si une variable a un pouvoir prédictif significatif sur une autre variable.

les résultats de ce test dans notre cas se présentent comme suit :

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 05/07/24 Time: 12:17
Sample: 1972 2022
Included observations: 47

Dependent variable: DMASSE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DDEPENDSE	20.03274	3	0.0002
CROISSANCE	2.425106	3	0.4890
INFLATION	2.987456	3	0.3936
All	23.60550	9	0.0050

Dependent variable: CROISSANCE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DMASSE	1.940799	3	0.5848
DDEPENDSE	3.347958	3	0.3410
INFLATION	3.106703	3	0.3755
All	13.63131	9	0.1361

Dependent variable: DDEPENDSE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DMASSE	1.482683	3	0.6863
CROISSANCE	3.259656	3	0.3533
INFLATION	3.520686	3	0.3181
All	4.979473	9	0.8361

Dependent variable: INFLATION

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DMASSE	1.279499	3	0.7340
DDEPENDSE	4.599054	3	0.2036
CROISSANCE	10.05516	3	0.0181
All	13.05535	9	0.1601

b. Interprétation

Selon les résultats du test de causalité de Granger, il est suggéré que

Pour la variable Dmasse :

Ddependse cause Dmasse avec une forte significativité statistique (p-value = 0.0002).

Les autres variables (croissance PIB et Inflation) ne semblent pas avoir une relation de causalité significative avec Dmasse.

Pour la variable Ddependse :

Aucune des autres variables n'a une relation de causalité significative avec Ddependse.

Pour la variable croissance PIB :

Inflation cause croissance PIB avec une significativité statistique modérée (p-value = 0.0181).

Les autres variables (Dmasse et Ddependse) ne semblent pas avoir une relation de causalité significative avec croissance PIB.

Pour la variable Inflation :

croissance PIB cause Inflation avec une significativité statistique modérée (p-value = 0.0181).

Les autres variables (Dmasse et Ddependse) ne semblent pas avoir une relation de causalité significative avec Inflation.

6. Etude de Cointégration

a. Test de Cointégration

Johansen Cointegration Test						Johansen Cointegration Test					
Date: 05/07/24 Time: 12:28 Sample (adjusted): 1977 2022 Included observations: 46 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: D(MASSE) D(DPEN) CROISSANCE INFLATION Lags interval (in first differences): 1 to 3						Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)						1 Cointegrating Equation(s) Log likelihood -360.0953					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob **		Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
None *	0.526219	67.22470	47.95613	0.0003		D(MASSE)	2.457874	2.513797	2.118340	-0.413177	
At most 1 *	0.300707	22.86219	29.79707	0.0215		D(DPEN)	0.328617	0.712248	-0.049540	-0.237241	
At most 2 *	0.245335	16.40863	15.49471	0.0363		D(CROISSA)	-0.386704	-0.196247	-0.376994	0.404835	
At most 3	0.072468	3.460482	3.841466	0.0628		D(INFLATION)	-0.856584	0.102156	0.128317	-0.040462	
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values						Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)						D(MASSE)	0.066616	(0.03288)			
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob **		D(DPEN)	0.008907	(0.00768)			
None *	0.526219	34.36251	27.58434	0.0058		D(CROISSA)	-0.010481	(0.00944)			
At most 1	0.300707	19.45356	21.13162	0.1995		D(INFLATION)	-0.023216	(0.00425)			
At most 2	0.245335	12.94815	14.26460	0.0799		2 Cointegrating Equation(s) Log likelihood -351.8686					
At most 3	0.072468	3.460482	3.841466	0.0628		Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values						D(MASSE)	0.000000	0.000000	0.000000	1.790356	
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b"S11"b=I):						D(DPEN)	0.000000	1.000000	0.000000	0.62905	
D(MASSE)	D(DPEN)	CROISSANCE	INFLATION			D(CROISSA)	0.000000	0.000000	1.000000	0.275082	
0.027103	-1.090112	-0.510888	0.729295			D(INFLATION)	0.000000	0.000000	0.000000	0.09223	
0.089587	-2.675173	-0.460529	0.110863			Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
-0.318749	1.204631	0.526753	-0.213329			D(MASSE)	-0.433676	-6.852383	-1.293294		
-0.194101	1.315749	-0.352178	-0.021445			D(DPEN)	0.074260	-2.323292	-0.522091		
						D(CROISSA)	0.08309	0.79434	0.22018		
						D(INFLATION)	0.096029	0.492406	0.088603		
						D(MASSE)	0.09694	0.94593	0.26220		
						D(DPEN)	-0.057009	0.815064	0.458421		
						D(CROISSA)	0.05039	0.48175	0.13354		
						D(INFLATION)					

b. Interprétation

Test de rang de cointégration non contraint (trace) :

Le test suggère qu'il y a 3 équations de cointégration au niveau de signification de 0.05. Cela signifie qu'il existe 3 combinaisons linéaires indépendantes de ces séries qui sont stationnaires.

Test de rang de cointégration non contraint (valeur propre maximale) :

Le test indique une équation de cointégration au niveau de signification de 0.05. Cela implique qu'une

seule combinaison linéaire des séries est stationnaire.

Coefficients de cointégration non restreints (normalisés) :

Ces coefficients décrivent les pondérations des séries dans les équations de cointégration. Ils indiquent les relations linéaires entre les séries qui résultent en des combinaisons stationnaires.

Coefficients d'ajustement non restreints :

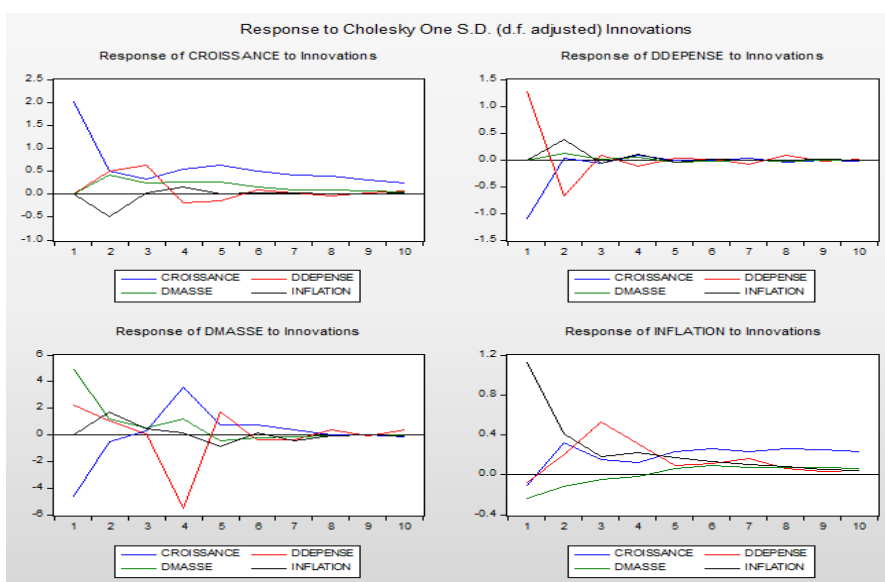
Ces coefficients déterminent à quelle vitesse les écarts par rapport à l'équilibre sont corrigés.

Équations de cointégration :

Les équations spécifient les relations linéaires entre les variables qui sont stationnaires. Elles montrent comment les séries réagissent pour restaurer l'équilibre à long terme.

7. Effet d'impulsion :

a. Analyse graphique



Response of INFLATION:					Response of DMASSE:				
Period	INFLATION	DMASSE	CROISSA...	DDEPENSE	Period	INFLATION	DMASSE	CROISSA...	DDEPENSE
1	1.113431 (0.11364)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	1	-1.352424 (1.18569)	8.158856 (0.83271)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.462763 (0.11944)	-0.086636 (0.18326)	0.398021 (0.15196)	0.201182 (0.17558)	2	-0.119193 (0.69492)	0.842815 (1.29172)	-1.160499 (1.07867)	0.794212 (1.29775)
3	0.263911 (0.10540)	0.155691 (0.20824)	0.245950 (0.15260)	0.422859 (0.18384)	3	0.193842 (0.50429)	-0.259640 (1.28858)	-0.026099 (0.93271)	1.603971 (1.16805)
4	0.180135 (0.09067)	0.087465 (0.15399)	0.326159 (0.13305)	0.238720 (0.13685)	4	-0.047659 (0.33815)	-0.180279 (0.50739)	0.508441 (0.57401)	-1.323940 (0.85726)
5	0.121745 (0.07982)	0.103123 (0.12898)	0.302511 (0.12660)	0.232318 (0.12021)	5	0.037300 (0.20912)	0.283561 (0.39327)	-0.035124 (0.41897)	0.550469 (0.71052)
6	0.090923 (0.07308)	0.088855 (0.11043)	0.265370 (0.12572)	0.238093 (0.09921)	6	0.010157 (0.10983)	-0.073654 (0.26246)	0.037925 (0.33380)	0.116052 (0.46408)
7	0.071946 (0.06512)	0.073936 (0.10128)	0.247003 (0.12299)	0.192383 (0.09388)	7	0.024446 (0.06514)	0.021550 (0.14054)	0.126529 (0.25270)	-0.032804 (0.33010)
8	0.058711 (0.05847)	0.068906 (0.09148)	0.220184 (0.12007)	0.169403 (0.08780)	8	0.009800 (0.04631)	0.035423 (0.08321)	0.057393 (0.19836)	0.043508 (0.24179)
9	0.049544 (0.05233)	0.060667 (0.08158)	0.193170 (0.11668)	0.154968 (0.08327)	9	0.015466 (0.04104)	0.017315 (0.06769)	0.044211 (0.17292)	0.088811 (0.18427)
10	0.042563 (0.04649)	0.052579 (0.07310)	0.171732 (0.11264)	0.134252 (0.08039)	10	0.011381 (0.03471)	0.008101 (0.05373)	0.058555 (0.15281)	0.013699 (0.12182)

Response of CROISSANCE:					Response of DDEPENSE:				
Period	INFLATION	DMASSSE	CROISSA...	DDEPENSE	Period	INFLATION	DMASSSE	CROISSA...	DDEPENSE
1	-0.120867 (0.28234)	-1.008202 (0.26263)	1.674056 (0.17086)	0.000000 (0.00000)	1	-0.018097 (0.23331)	1.000478 (0.20977)	-0.620464 (0.17195)	1.107586 (0.11304)
2	-0.226964 (0.18477)	0.269337 (0.31579)	0.567278 (0.26175)	0.265277 (0.30783)	2	0.062111 (0.15463)	-0.125967 (0.26323)	0.042405 (0.22501)	-0.587808 (0.26017)
3	-0.002587 (0.15484)	0.169182 (0.33153)	0.413959 (0.24326)	0.588394 (0.29391)	3	0.041144 (0.11292)	0.076179 (0.26000)	-0.056925 (0.20420)	0.146373 (0.24845)
4	0.016225 (0.11015)	0.063662 (0.18697)	0.439181 (0.17474)	0.136283 (0.21862)	4	0.005738 (0.04853)	-0.037239 (0.09365)	-0.049317 (0.10155)	-0.003927 (0.21908)
5	0.044159 (0.09220)	0.126887 (0.15362)	0.327061 (0.16540)	0.276820 (0.18242)	5	0.010345 (0.02254)	-0.003756 (0.04486)	-0.003238 (0.05953)	-0.024551 (0.17017)
6	0.047588 (0.07847)	0.078587 (0.11699)	0.275838 (0.15683)	0.226509 (0.13882)	6	-0.000844 (0.01258)	-0.001642 (0.03045)	-0.013375 (0.04858)	-0.024869 (0.10675)
7	0.050171 (0.06680)	0.073352 (0.10738)	0.250242 (0.14666)	0.183904 (0.11383)	7	0.000860 (0.00875)	-0.000879 (0.02359)	-0.016722 (0.03224)	0.011731 (0.06120)
8	0.045608 (0.05872)	0.066494 (0.09130)	0.215193 (0.13984)	0.160627 (0.10304)	8	-0.001225 (0.00665)	-0.006205 (0.01465)	-0.006889 (0.02776)	-0.015723 (0.02457)
9	0.042396 (0.05169)	0.058288 (0.08178)	0.186011 (0.13408)	0.151147 (0.09601)	9	-0.001130 (0.00625)	-0.000675 (0.00924)	-0.007774 (0.02507)	-0.005591 (0.02084)
10	0.037867 (0.04554)	0.049594 (0.07258)	0.165282 (0.12735)	0.125988 (0.09048)	10	-0.001408 (0.00493)	-0.002291 (0.00736)	-0.007646 (0.02064)	-0.004008 (0.01771)

Effets d'impulsion sur DMASSSE :

Les valeurs représentent les changements dans la variable DMASSSE aux différents moments temporels après un choc dans les autres variables.

Par exemple, au premier moment temporel, DMASSSE augmente de 7.16 après un choc de 1 dans DMASSSE lui-même. Les écarts-types indiquent la précision de ces estimations.

Effets d'impulsion sur DDEPENSE, CROISSANCE et INFLATION :

Les valeurs représentent les changements dans les variables DDEPENSE, CROISSANCE et INFLATION aux différents moments temporels après un choc dans les autres variables.

Par exemple, au premier moment temporel, DDEPENSE augmente de 1.25 après un choc de 1 dans DDEPENSE lui-même. Les écarts-types indiquent la précision de ces estimations.

Cholesky Ordering :

Cela indique l'ordre dans lequel les variables sont ordonnées dans le modèle.

DMASSSE est considéré comme la première variable, suivie de DDEPENSE, puis de CROISSANCE, et enfin d'INFLATION.

b. Décomposition de la variance

La décomposition de la variance permet de comprendre la part de variation de chaque variable explicative dans la variation totale de la variable cible (DMASSSE, DDEPENSE, CROISSANCE, INFLATION) sur différentes périodes.

Les résultats de l'analyse de décomposition de la variance sont présentés comme suit :

Variance Decomposition using Cholesky (d.f. adjusted) Factors						Variance Decomposition of CROISSANCE:					
Period	S.E.	DMASSE	DDEPENSE	CROISSA...	INFLATION	Period	S.E.	DMASSE	DDEPENSE	CROISSA...	INFLATION
1	7.160841	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	1	2.021766	42.28251	8.993486	48.72400	0.000000
2	7.539769	93.95626	0.056746	0.932979	5.054017	2	2.234054	34.96430	7.419703	52.84646	4.769538
3	7.578799	93.04002	0.255949	1.312558	5.391473	3	2.353852	31.91289	7.456606	56.31017	4.320329
4	10.09647	62.86545	33.13670	0.926010	3.071839	4	2.444060	30.51262	10.52568	54.58931	4.372390
5	10.31000	60.34082	33.26891	2.704251	3.686022	5	2.540747	29.35522	12.88906	53.70719	4.048536
6	10.34559	60.41158	33.17312	2.722316	3.692979	6	2.594721	28.68144	12.82662	54.59370	3.898241
7	10.36965	60.33314	33.08403	2.710016	3.872821	7	2.630604	28.46448	12.85241	54.88117	3.801937
8	10.37708	60.25638	33.13099	2.742650	3.869986	8	2.661005	28.40602	13.13239	54.74394	3.717648
9	10.37722	60.25486	33.13136	2.743057	3.870718	9	2.679871	28.28859	13.12644	54.91768	3.667288
10	10.38443	60.21332	33.17060	2.749244	3.866837	10	2.691918	28.16873	13.06600	55.12510	3.640172

Variance Decomposition of DDEPENSE:						Variance Decomposition of INFLATION:					
Period	S.E.	DMASSE	DDEPENSE	CROISSA...	INFLATION	Period	S.E.	DMASSE	DDEPENSE	CROISSA...	INFLATION
1	1.675695	44.42366	55.57634	0.000000	0.000000	1	1.153078	1.044343	1.192243	3.294726	94.46869
2	1.850199	37.08300	55.35964	3.505466	4.051898	2	1.285826	3.823041	1.852622	8.206908	86.11743
3	1.854865	37.08199	55.28269	3.491135	4.144184	3	1.408866	3.265926	8.295558	15.11275	73.32577
4	1.863613	36.84266	55.29595	3.458511	4.402880	4	1.464531	3.025000	9.527690	17.38031	70.06700
5	1.864851	36.80625	55.29734	3.454019	4.442390	5	1.498104	3.155858	9.189228	19.30913	68.34579
6	1.865013	36.80499	55.29747	3.454263	4.443275	6	1.533482	3.214618	8.881927	21.98404	65.91942
7	1.867038	36.78698	55.29544	3.483480	4.434096	7	1.564795	3.189573	8.530082	24.55044	63.72991
8	1.869828	36.72805	55.36473	3.480162	4.427060	8	1.590722	3.440304	8.514303	26.10230	61.94310
9	1.870073	36.71841	55.35559	3.493718	4.432284	9	1.614006	3.770611	8.629493	27.30903	60.29087
10	1.870287	36.71720	55.35561	3.493995	4.433193	10	1.632803	4.006838	8.631100	28.37248	58.98959

Cholesky Ordering: DMASSE DDEPENSE CROISSANCE INFLATION					
---	--	--	--	--	--

➤ Décomposition de la variance de Dmasse:

Sur la première période, la variation de Dmasse est entièrement expliquée par elle-même (100%). Au fil du temps, l'impact de Dmasse diminue et d'autres variables commencent à contribuer à sa variation, en particulier Ddépense.

➤ Décomposition de la variance de Ddépense :

Au début, la variation de Ddépense est principalement due à elle-même (55.6% à la première période). Au fil du temps, l'impact de Ddépense diminue légèrement, tandis que celui de Dmasse augmente, indiquant une influence croissante de Dmasse sur la variation de Ddépense.

➤ Décomposition de la variance de Croissance PIB :

Initialement, la variation de Croissance PIB est dominée par elle-même (48.7% à la première période), mais elle diminue rapidement au profit de Dmasse et Ddépense. À partir de la deuxième période, Dmasse et Ddépense commencent à contribuer davantage à la variation de Croissance PIB.

➤ Décomposition de la variance d'Inflation :

Au départ, la variation d'Inflation est principalement expliquée par elle-même (94.5% à la première période). Au fil du temps, l'impact d'Inflation diminue et celui de Dmasse, Ddépense et Croissance PIB augmente.

8. Estimation VECM :

Vector Error Correction Estimates	
Vector Error Correction Estimates Date: 05/09/24 Time: 10:50 Sample (adjusted): 1977 2022 Included observations: 46 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq.	CointEq1
DMASSE(-1)	1.000000
DDEPENSE(-1)	-40.22072 (15.7539) [-2.55306]
CROISSANCE(-1)	-18.84970 (5.28555) [-3.56627]
INFLATION(-1)	26.90804 (4.46971) [6.02008]
C	4.049621
Error Correction:	D(DMASSE) D(DEPEN... D(CROISS... D(INFLATION)
CointEq1	0.066616 (0.03288) [2.02593] 0.008907 (0.00768) [1.15937] -0.010481 (0.00844) [-1.24171] -0.023216 (0.00425) [-5.46893]
D(DMASSE(-1))	-0.391567 (0.24711) [-1.58462] 0.035345 (0.05773) [0.61223] 0.079554 (0.06343) [1.25417] 0.007508 (0.03190) [0.23535]
D(DMASSE(-2))	-0.537398 (0.20005) [-2.68632] 0.007508 (0.04674) [0.16064] 0.058101 (0.05135) [1.13142] 0.001865 (0.02583) [0.07222]
D(DMASSE(-3))	-0.151566 (0.18074) [-0.83858] 0.012843 (0.04223) [0.30414] 0.031158 (0.04640) [0.67156] -0.012754 (0.02333) [-0.54656]
D(DDEPENSE(-1))	3.030197 (1.67472) [1.80937] -0.950363 (0.39127) [-2.42892] -0.243949 (0.42990) [-0.56746] -0.674813 (0.21621) [-3.12110]
D(DDEPENSE(-2))	2.412101 (1.98250) [1.21669] -0.808505 (0.46318) [-1.74557] 0.164786 (0.50890) [0.32381] -0.162239 (0.25594) [-0.63388]
D(DDEPENSE(-3))	-2.846819 (1.80855) [-1.57434] -0.458022 (0.25836) [-0.24162] -0.074247 (0.29754) [-0.25059] 0.113010 (0.14277) [0.78563]

Vector Error Correction Estimates				
D(DDEPENSE(-3))	-2.846819 (1.80841) [-1.57334]	-0.458022 (0.42274) [-1.08347]	-0.074247 (0.46447) [-0.15985]	0.113010 (0.23360) [0.48378]
D(CROISSANCE(-1))	2.530194 (1.15910) [2.18289]	0.060209 (0.27080) [0.22234]	-0.646932 (0.29754) [-2.17428]	-0.236469 (0.14964) [-1.58023]
D(CROISSANCE(-2))	0.704666 (1.10584) [0.63722]	-0.062425 (0.25836) [-0.24162]	-0.240392 (0.28387) [-0.84685]	0.030265 (0.14277) [0.21199]
D(CROISSANCE(-3))	-0.552352 (0.85934) [-0.64276]	0.059474 (0.20077) [0.29623]	-0.142056 (0.22059) [-0.64398]	0.061560 (0.11094) [0.55488]
D(INFLATION(-1))	0.747728 (0.96600) [0.77405]	0.175852 (0.22569) [0.77918]	-0.350722 (0.24797) [-1.41438]	0.032379 (0.12471) [0.25963]
D(INFLATION(-2))	1.019349 (0.83355) [1.22290]	0.070068 (0.19474) [0.35979]	-0.275526 (0.21397) [-1.28768]	-0.205697 (0.10761) [-1.91146]
D(INFLATION(-3))	0.342321 (0.59816) [0.57229]	0.085505 (0.13975) [0.61185]	-0.218396 (0.15355) [-1.42235]	0.054134 (0.07722) [0.70101]
C	1.019016 (1.34023) [0.76033]	0.165480 (0.31312) [0.52849]	-0.477072 (0.34403) [-1.38670]	-0.238222 (0.17303) [-1.37680]
R-squared	0.610052	0.612684	0.484150	0.603943
Adj. R-squared	0.451635	0.455337	0.274586	0.443045
Sum sq. resid	2166.600	118.2617	142.7653	36.11125
S.E. equation	8.228380	1.922414	2.112207	1.062298
F-statistic	3.850934	3.893832	2.310275	3.753576
Log likelihood	-153.8734	-86.98911	-91.32007	-59.70432
Akaike AIC	7.298846	4.390831	4.579134	3.204536
Schwarz SC	7.855389	4.947374	5.135677	3.761079
Mean dependent	-0.020016	0.005434	-0.064051	-0.149486
S.D. dependent	11.11167	2.604851	2.479953	1.423431
Determinant resid covariance (dof adj.)	316.2182			
Determinant resid covariance	74.05518			
Log likelihood	-360.0953			
Akaike information criterion	18.26501			
Schwarz criterion	20.65020			
Number of coefficients	60			

VAR Model - Substituted Coefficients:

$D_{masse} = 0.066 \cdot D_{masse}(-1) - 40.22 \cdot D_{dep}(-1) - 18.84 \cdot Cr_{PIB}(-1) + 26.90 \cdot D_{inf}(-1) - 0.391 \cdot D_{masse}(-1) - 0.537 \cdot D_{masse}(-2) - 0.151 \cdot D_{masse}(-3) + 3.030 \cdot D_{dep}(-1) + 2.412 \cdot D_{dep}(-2) - 2.84 \cdot D_{dep}(-3) + 2.53 \cdot Cr_{PIB}(-1) + 0.704 \cdot Cr_{PIB}(-2) - 0.552 \cdot Cr_{PIB}(-3) + 0.74 \cdot D_{inf}(-1) + 1.019 \cdot D_{inf}(-2) + 0.342 \cdot D_{inf}(-3) + 1.019$

$D_{dep} = 0.008 \cdot D_{masse}(-1) - 40.22 \cdot D_{dep}(-1) - 18.84 \cdot Cr_{PIB}(-1) + 26.90 \cdot D_{inf}(-1) + 0.0353 \cdot D_{masse}(-1) + 0.007 \cdot D_{masse}(-2) + 0.012 \cdot D_{masse}(-3) - 0.95 \cdot D_{dep}(-1) - 0.80 \cdot D_{dep}(-2) - 0.458 \cdot D_{dep}(-3) + 0.060 \cdot Cr_{PIB}(-1) - 0.0624248604912 \cdot Cr_{PIB}(-2) + 0.059 \cdot Cr_{PIB}(-3) + 0.175 \cdot D_{inf}(-1) + 0.070 \cdot D_{inf}(-2) + 0.0855 \cdot D_{inf}(-3) + 0.165$

$Cr_{PIB} = -0.0104 \cdot D_{masse}(-1) - 40.2 \cdot D_{dep}(-1) - 18.84 \cdot Cr_{PIB}(-1) + 26.90 \cdot D_{inf}(-1) + 0.079 \cdot D_{masse}(-1) + 0.058 \cdot D_{masse}(-2) + 0.031 \cdot D_{masse}(-3) - 0.243 \cdot D_{dep}(-1) + 0.164 \cdot D_{dep}(-2) - 0.074 \cdot D_{dep}(-3) - 0.646 \cdot Cr_{PIB}(-1) - 0.240 \cdot Cr_{PIB}(-2) - 0.142 \cdot Cr_{PIB}(-3) - 0.350 \cdot D_{inf}(-1) - 0.275 \cdot D_{inf}(-2) - 0.218 \cdot D_{inf}(-3) - 0.477$

$D_{inf} = -0.023 \cdot D_{masse}(-1) - 40.22 \cdot D_{dep}(-1) - 18.84 \cdot Cr_{PIB}(-1) + 26.908 \cdot D_{inf}(-1) + 0.007 \cdot D_{masse}(-1) + 0.001 \cdot D_{masse}(-2) - 0.0127535681023 \cdot D_{masse}(-3) - 0.67481283624 \cdot D_{dep}(-1) - 0.162238575231 \cdot D_{dep}(-2) + 0.1130 \cdot D_{dep}(-3) - 0.236 \cdot Cr_{PIB}(-1) + 0.030 \cdot Cr_{PIB}(-2) + 0.061 \cdot Cr_{PIB}(-3) + 0.0323 \cdot D_{inf}(-1) - 0.205 \cdot D_{inf}(-2) + 0.054 \cdot D_{inf}(-3) - 0.2382$

Conclusion :

En résumé, notre étude de VAR montre que la relation entre la masse monétaire et l'inflation est complexe et elle peut être dépendante de nombreux autres facteurs économiques et politiques. Bien qu'il existe une corrélation positive entre ces deux variables à court terme, la relation peut être moins claire à long terme. D'autres facteurs tels que les fluctuations économiques, les politiques fiscales et monétaires, la productivité et les fluctuations des taux de change peuvent également jouer un rôle important dans la relation entre la masse monétaire et l'inflation. Par conséquent, il est important de considérer ces facteurs supplémentaires lors de l'analyse de la relation entre la masse monétaire et l'inflation aux Japon.

Bibliographie

- Econométrie : Régis Bourbonnais
- Banque Mondiale
- <https://www.macrotrends.net/>
- Investments, economic growth and employment: var method for Romania, sciendo
- James D. Hamilton: Time Series Analysis, Princeton University Press (1994). Chapter 11, Pages 318-320
- Sørensen, B. E., (2005), Granger causality, Economics, 7395, accessible en ligne sur https://ssl.uh.edu/~bsorensen/gra_caus.pdf.
- Alloza, M., (2017), A Very Short Note on Computing Impulse Response Functions