



UNIVERSITÉ DE NANTES



IAE NANTES
ÉCONOMIE & MANAGEMENT

Séries temporelles multivariées

*Analyse de la politique d'assouplissement quantitatif de la BCE sur
l'économie Française : approche avec la modélisation VAR*

Thibaud MEYNIER & Laurianne MORICEAU

Dossier d'évaluation pour le Master 2

Econométrie et statistiques appliquées, pour le cours de Mr Moussa

Master 2 EKAP

IAE Nantes

23/02/2021

Résumé

The main prupose of this work was to assess the magnitude of the QE policy set on by ECB in response to the economic crisis on French economy. To do so, using monthly data, we perform a VAR analysis to quantify the impact of the sensitive increase of the ECB balance sheet, and the decrease of long term French treasury bond on credit, unemployment and price index. According to our model, we find with impulse function that shocks, both on ECB balance sheet, and on interest rates are significant on our 3 indicators after at least a year and a half. Moreover, these shocks generate persistent effects on our indicators.

Table des matières

1	Introduction	3
2	Les données	5
3	Modélisation	7
3.1	Résultats du modèle	9
3.2	Les fonctions d'impulsion du modèle SVAR	10
3.3	Décomposition de la variance	12
3.4	Prévisions sur fenêtre glissante	14
4	Conclusion	15
5	Annexes	17
6	Bibliographie	22

1 Introduction

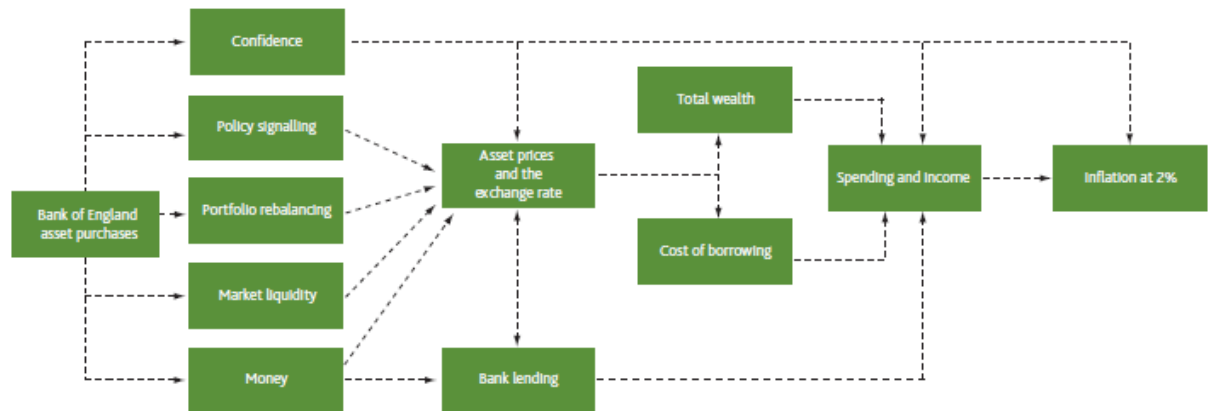
La crise des subprimes survenue à partir de 2007 aux Etats-Unis, est vite devenue une crise financière globalisée dans un premier temps, puis une crise économique dans un second temps. Pour contrer la récession généralisée dans la plupart des grands pays industrialisés, les banques centrales ont alors cherché à abaisser leurs taux d'intérêt directeurs, i.e. elles ont réduit le coût du prêt qu'elles accordent aux banques commerciales, censées financer les agents économiques (ménages, entreprises). Toutefois, au tout début de la crise, bien que les banques centrales aient été accommodantes, les taux pratiqués à l'époque sur les marchés interbancaires incorporent des primes de risque élevées, ce qui venait contrer en quelque sorte l'effet de la baisse des taux directeurs. En ce sens, les taux directeurs ont rapidement atteint le seuil fatidique des 0%, mettant ainsi fin à la possibilité d'utiliser cette politique dite conventionnelle pour redresser l'économie, entraînant un risque de trappe à liquidité. La trappe à liquidité, théorisée par Keynes dans Théorie générale, est en fait une situation, où tous les agents, à partir d'un certain niveau du taux d'intérêt en vigueur sur le marché (le taux nominal proche de 0) préfèrent détenir de la monnaie plutôt que des titres, car ceux-ci anticipent une hausse du taux à l'avenir et les prix des titres ne peuvent que baisser par conséquent. En ce sens, les agents thésaurisent la monnaie, i.e ils gardent la monnaie car elle est moins risquée que les titres d'Etat dans leur portefeuille. Ceci engendre un excès d'épargne par rapport au niveau des investissements et l'économie dans ce cas ne peut pas sortir de la récession (Loiseil et Mésonnier (2009)). Plane alors le risque d'une période de déflation sur l'économie, i.e. une baisse prolongée des prix des biens et services. C'est alors que les banques centrales, ont eu recours à des politiques monétaires dites non conventionnelles, et notamment l'assouplissement quantitatif (QE). Cette politique consiste à acheter des actifs (d'état le plus souvent) auprès des banques commerciales, par les banques centrales, de manière massive, et ce, sur une période de temps assez longue afin de maintenir les taux d'intérêt bas sur cette même période. Ceci, ayant pour but de rassurer les investisseurs sur une non remontée des taux dans l'immédiat et ainsi éviter la situation de trappe à liquidité et de déflation. La zone euro a également décidé de mener une politique d'assouplissement quantitatif, début 2015, à cause d'un risque de déflation important fin 2014, début 2015. Cette décision marque un tournant stratégique au sein de la zone euro, qui avait plutôt choisi de soutenir le système bancaire, avec notamment le programme TLTRO (Targeted long-term

refinancing operation), et essayé de restaurer les canaux de transmission de la politique monétaire de la zone euro. Ce programme d'assouplissement quantitatif est similaire à ce qu'a fait la majorité des banques centrales ayant mis en place ce type de politique peu de temps après l'arrivée de la crise économique. Aujourd'hui ces programmes se sont arrêtés dans la plupart des pays ayant mis en place ces dispositifs; en 2014 pour les Etats-Unis (QE 3), en 2006 au Japon, qui a été le premier pays à mettre en place ce type de mesure. Ceci nous amène donc à nous questionner sur la pertinence, ainsi que les répercussions économiques de cette politique sur la zone euro et plus particulièrement la France.

L'objectif principal de ce travail est donc d'évaluer dans quelle mesure l'assouplissement quantitatif mis en place par la BCE impacte l'économie Française. On regardera si cette politique a eu un impact significatif sur l'allocation des crédits par les banques commerciales, financeurs traditionnels de l'économie, ainsi que l'indice des prix et le taux de chômage. L'objectif principal de l'achat de titres d'Etat par la Banque Centrale auprès du secteur bancaire a pour but d'engendrer une hausse du prix de ces actifs, entraînant une baisse de leur rendement (le prix est négativement corrélé au taux d'intérêt pour les obligations). Ce faisant, les banques détenant ces titres les cèdent à un prix plus élevé et dégagent des liquidités, pouvant ainsi allouer ces liquidités à la création de nouveaux crédits aux entreprises et ménages qui sont plus rémunérateurs que les titres d'Etat (mais aussi plus risqués). Parallèlement, la baisse des taux de court terme et de long terme provoquée par ces achats de titres va réduire le coût du crédit pour les emprunteurs. Ceci devrait stimuler la demande pour les crédits et ainsi redynamiser l'activité économique avec une hausse de la consommation et des investissements et *in fine* relancer l'inflation (Bowdler et Radia (2013), Joyce et al. (2011)). Ces différents canaux sont représentés dans la figure 1. Toutefois, les banques peuvent garder cet excès de liquidité dans leur compte à la Banque Centrale, ou décider d'acheter d'autres titres financiers. De ce fait, il est possible que ce canal ne soit pas aussi efficace qu'escompté. Pour ce faire, nous utilisons un modèle SVAR avec des restrictions à la Cholesky pour quantifier l'impact de cette politique sur nos différentes variables économiques. Cette méthodologie permet de voir les interactions entre les différentes variables incorporées dans le modèle. Nous regarderons particulièrement les fonctions d'impulsions pour observer l'impact d'un choc des variables monétaires sur les variables économiques.

La section suivante présente les données utilisées pour le modèle, ainsi que les test de racine unitaire de celles ci. La section 3 présente le modèle SVAR en détail, avec l'ordre des variables et le choix de la restriction. Enfin, nous discuterons des résultats obtenus.

FIGURE 1 – Canaux de transmission de l'assouplissement quantitatif



source : Joyce et al. (2011)

2 Les données

Afin de quantifier l'impact de l'assouplissement quantitatif sur l'économie française, nous avons retenus 6 variables : Le choix des variables se basent sur les travaux de Blot et al. (2015) ainsi que de Nguyen et al. (2019). Les variables économiques qui sont respectivement l'indice des prix harmonisés (HCPI), le taux de chômage (UN) mesurant l'activité économique du pays¹. Nous regarderons également l'impact des variables monétaires sur le niveau des crédits (Cred) en France, car c'est l'un des canaux théorique par lequel peut passer le QE. De plus, une hausse des crédits, comme mentionné précédemment, augmente la monnaie en circulation et donc se traduit par plus d'activité économique. Pour les variables monétaires nous avons pris respectivement la masse monétaire au sens de M3 (M3) i.e tous les dépôts liquides de manière générale. Nous avons pris le taux d'intérêt des obligations d'état française à 10 ans (LTr). Ainsi, nous pourrons observer l'effet d'une baisse des taux longs sur les variations de nos indicateurs économiques. Enfin, la dernière variables est le bilan de la BCE (BCE). En prenant cette variable, nous cherchons à voir s'il existe une relation entre les injections de monnaie par la BCE dans les banques

1. Dans les travaux cité ci dessus, pour mesurer l'effet du QE sur l'activité économique, les auteurs prennent l'indice de production industriel. Nous choisissons le Chômage qui selon nous, reflète plus le niveau d'activité du pays. On sait que la part de l'industrie dans le PIB Français est en baisse depuis des années ; représentant moins de 20% aujourd'hui.

et la hausse des crédits dans l'économie Française d'une part, mais aussi sur l'activité économique d'autre part.

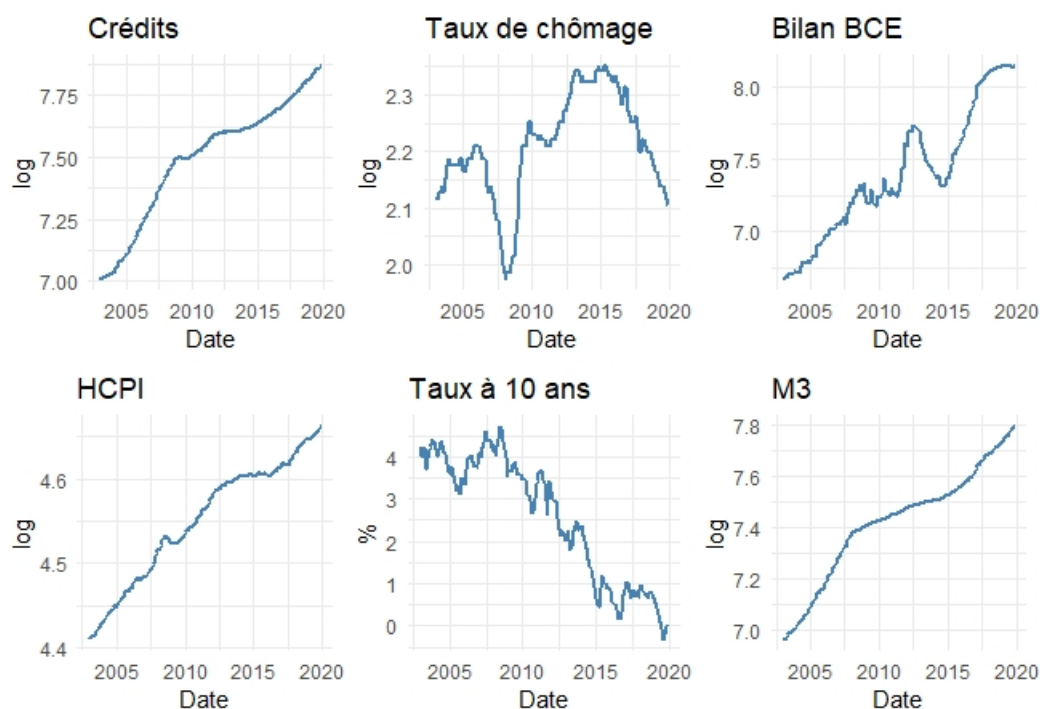
Les variables présentées si dessus ont été dabord loglinéarisées afin de réduire la variance des séries en niveau pour des questions de stabilité du modèle VAR. Nous avons également désaisonalisé les données et traité les points atypiques en niveaux mais aussi en différence première.

TABLE 1 – Statistiques descriptives de la série corrigée

	HCPI	UN	BCE	Cred	M3	LTr
Minimum	4.409	1.974	6.668	7.004	6.962	-0.261
Maximum	4.663	2.351	8.152	7.870	7.799	4.675
1. Quartile	4.488	2.163	7.057	7.328	7.299	0.893
3. Quartile	4.606	2.285	7.698	7.664	7.551	3.843
Mean	4.551	2.211	7.395	7.498	7.424	2.559
Median	4.565	2.208	7.321	7.579	7.462	3.019
Stdev	0.071	0.091	0.440	0.243	0.217	1.467
Skewness	-0.394	-0.460	0.248	-0.631	-0.492	-0.346
Kurtosis	-1.073	-0.162	-0.916	-0.686	-0.519	-1.391

Nous effectuons dans la sous section suivante les test de racine unitaire des différentes variables avec plusieurs test différents. Certains prennent en compte les sauts structurels des séries. Les variables en niveau sont présentées dans la figure 2.

FIGURE 2 – Variables en niveau



Afin de faire une analyse pertinente de nos variables, nous devons nous assurer préalablement que celles-ci sont stationnaires. L'analyse graphique n'étant pas suffisante pour affirmer la non stationnarité de nos variables, nous utilisons le test de Dickey-Fuller augmenté. L'objectif est de rendre compte de l'existence ou non d'une racine unitaire. Dans ce cas, la variable doit être différenciée pour pouvoir être exploitable. Alors, le test ADF avec un nombre maximum de retard sera utilisé en fonction des fonctions d'autocorrélation. Nous prendrons également en considération l'existence ou non d'une constante. Nous pouvons noter également que le test ADF ne permet pas de détecter les points de rupture et les chocs passés. C'est pourquoi nous utiliserons en complément le test de Zivot & Andrews.

TABLE 2 – Test de racine unitaire des variables

	Adf c		Adf ct		ER c		ER t		ZA both	
	Niv	Diff	Niv	Diff	Niv	Diff	Niv	Diff	Niv	Diff
<i>HCPI</i>	-1.7	-3.61***	-2.16	-3.95***	1.87	-2.88***	-1.22	-4.39***	-2.96	-8.12***
<i>UN</i>	-2.05	-2.93**	-1.89	-3.27*	-1.25	-4.93***	-1.38	-5.15***	-3.25	-9.27***
<i>Cred</i>	-2.22	-2.62*	-2.31	-3.1	0.38	-2.47**	-1.36	-3.08**	-4.06	-5.92***
<i>M3</i>	-1.52	-1.8	-3.17*	-1.73	1.1	-1.68*	-1.19	-2.44	-2.87	-8.3***
<i>LTr</i>	-0.55	-6.77	-2.73	-6.81***	0.61	-2.78	-2.2	-4.36***	-4.07	-7.45***
<i>BCE</i>	-1.05	-4.78***	-3.51**	-4.76***	0.94	-3.41***	-2.65*	-3.42***	-3.74	-4.35***

Note :ZA est le test Zivot & Andrews de racine unitaire ; il prend en compte les sauts potentiels.

ER est le test Eliott Rotenberg & Stock de racine unitaire.

Niv de significativité : * : $p < 0.1$; ** : $p < 0.05$; *** : $p < 0.01$.

Nous pouvons voir d'après le tableau ci-dessus que toutes les variables ne sont pas stationnaires en niveau dans la majorité des test effectués. Cependant, en différence première, toutes les variables sont stationnaires d'après les multiples tests effectués.

3 Modélisation

Nous utilisons un modèle de type VAR afin d'évaluer les effets du QE sur l'économie Française. Afin d'effectuer l'identification des paramètres structurels du modèle, nous utilisons la décomposition de Cholesky, comme le font Nguyen et al (2019). En ce sens, en utilisant cette méthode de restriction, qui n'est pas athéorique, nous supposons que les variables ordonnées en premier dans le modèle, affectes comtemporainement les variables suivantes du modèle. A l'inverse , les dernières variables du modèle, impactent les premières, avec un retard. Par conséquent, c'est une restriction qui nous permet d'analyser

l'effet du QE sur les crédits et l'activité économique.

Comme l'on suggéré dans leur papier Nguyen et al. ainsi que Sims, Stock et Watson (1990), nous allons estimer notre modèle VAR avec les variables en niveau en premier lieu. Ainsi, les interprétations des fonctions d'impulsion seront facilitées. De plus, d'autres travaux évaluant la politique monétaire font de même. Comme le suggère Lutkhopol (2005), c'est la stationnarité du système VAR qui prédomine sur la stationnarité des séries individuellement. Néanmoins, si notre système VAR n'est pas stable, nous envisageront d'utiliser certaines données différenciées si nécessaire (Voir Annexe 2).

Nous avons par ailleurs ajouter une variable exogène, sous la forme d'une dummy qui prend en compte la période de QE fait par la BCE, allant de 2015 à début 2019. Ainsi, nous gagnons en stabilité dans le système.

Notre modèle structurel à estimer est donc le suivant :

$$\begin{bmatrix} U_{HCPI} \\ U_{UN} \\ U_{Cred} \\ U_{M3} \\ U_{LTr} \\ U_{BCE} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}^0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31}^0 & a_{32}^0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41}^0 & a_{42}^0 & a_{43}^0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{51}^0 & a_{52}^0 & a_{53}^0 & a_{54}^0 & 1 & 0 \\ a_{61}^0 & a_{62}^0 & a_{63}^0 & a_{64}^0 & a_{65}^0 & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{HCPI} \\ e_{UN} \\ e_{Cred} \\ e_{M3} \\ e_{LTr} \\ e_{BCE} \end{bmatrix}$$

Avec U_{HCPI} , U_{UN} , U_{Cred} , U_{M3} , U_{LTr} , U_{BCE} , les chocs sur nos différentes variables endogènes permettant de générer nos fonctions d'impulsion. Le vecteur des e_i est celui des formes réduites d'erreur de prévisions. Nous avons ordonné nos variables comme l'on suggéré Nguyen et al. (2019) afin de respecter l'hypothèse de la rigidité nominale qui suggère la persistance sur l'activité économique et une inertie dans les prix à la suite d'un choc de politique monétaire suggéré par Christiano et al. (2005). Enfin, nous avons ordonné la variable Cred en 3ème afin de voir les effets d'un choc des taux d'intérêt sur le niveau des crédits, ainsi qu'un choc du bilan de la BCE sur ceux-ci également. Avec de telles restrictions, nous supposons ainsi que ces variables monétaires impactent avec au moins un retard nos 2 indicateurs économique ainsi que les crédits. Si nous avions fait les mêmes restrictions mais de manière transposée, nous aurions supposé qu'il y avait un effet contemporain (instantané) des variables monétaires sur les indicateurs économiques. Hors, le QE est une politique sur le long terme, en témoigne la durée des différents programmes fait dans le passé par les diverses banques centrales.

3.1 Résultats du modèle

Nous avons commencé par chercher le nombre optimal de retards à partir du VAR. Nous avons appliqué les tests sur les résidus pour vérifier l'autocorrélation, l'hétéroscédasticité et la normalité. Le VAR suggérait un modèle à deux retards, avec une constante dans le modèle. Le test de racine unitaire nous indique qu'il n'y a pas de racine unitaire donc le modèle est stable. Le test de Jarque Berra multivarié indique que les résidus ne sont pas normaux avec une p-value inférieure à 0.05. On observe également une présence d'autocorrélation avec le test de Portemanteau dont l'hypothèse nulle est rejetée. Nous avons également effectué le test de Box Pierce sur les résidus des équations individuelles où nous trouvons une autocorrélation des résidus pour la variable BCE et M3. En regardant les corrélogrammes, seul les résidus de la variable BCE ont une autocorrélation forte à 3 et 6 retards.

Pour finir, le test LM ARCH basé sur le multiplicateur de Lagrange nous indique que l'hypothèse nulle H_0 est acceptée au seuil de 5% pour un lag de 8, les résidus sont hétéroscédastiques. Les résultats en détails des tests sur les résidus sont présentés dans l'annexe 3.

Afin de savoir si nos variables explicatives sont liées entre elles nous avons également préalablement effectué des tests de causalité au sens de Granger. En effet, l'intérêt des modèles VAR réside dans la capacité à prendre en compte l'influence des variables les unes sur les autres en considérant qu'elles sont interdépendantes. Selon Granger, une causalité existe lorsque les valeurs passées ou présentes d'une variable permettent d'expliquer une autre variable. Lorsque l'on regarde les statistiques du test de Granger, nous pouvons voir que l'hypothèse H_0 est acceptée au seuil de 5 pour toutes les variables exceptée UN. On en déduit que toutes les variables sauf cette dernière servent à la prévision des autres.

TABLE 3 – Tests de causalité au sens de Granger

Variable causale	Test de Granger	Instantané
UN	p-value = 0.056	p-value=0.012
HCPI	p-value = 0.00	p-value=0.036
Cred	p-value=0.00036	p-value= 0.20
BCE	p-value=0.037	p-value=0.0021
M3	p-value = 0.00	p-value = 0.002
LTr	p-value = 0.015	p-value = 0.14

3.2 Les fonctions d'impulsion du modèle SVAR

Les fonctions d'impulsion permettent de rendre compte de l'effet des variables endogènes sur la propagation des chocs. Ces effets sont donc à prendre en considération "toutes choses égales par ailleurs" en considérant que l'environnement économique est constant et que l'on ne considère seulement ces deux variables². Nous avons donc appliqué ces fonctions IRF sur 40 périodes, le délais pour que les variables retrouvent leur niveau de long terme. Ainsi, la figure 3 représente les réponses des variables sur un choc des variables BCE et LTr . La ligne bleue représente la fonction d'impulsion tandis que les zones grisent représentent l'intervalle de confiance à 90% de la réponse de la variable au choc exogène.

Dans un premier temps, un choc sur la variable BCE, nos 3 variables répondent dans le sens de la théorie économique. En effet, on constate qu'à court terme, l'effet n'est pas significatif. Il faut attendre plus de 24 mois pour que l'effet soit significatif sur la hausse des prix au seuil de 10%. On atteint l'effet maximum d'une hausse de 0.00065% à 40 mois sur le niveau des prix. L'effet maximal est également atteint pour les crédits et le chômage après 40 mois (respectivement 0.0021% pour Cred et -0.0046% pour UN), soit la limite que nous avons fixé à la fonction d'impulsion. La réponse est significative à 10% également après plus de 26 mois pour UN et plus de 30 mois pour Cred.

En ce qui concerne un choc négatif sur les taux d'intérêts longs, engendré par la hausse du bilan de la BCE par exemple, on remarque des évolutions similaires des fonction d'impulsions des variables économique. L'effet semble un peu plus marqué pour UN et cred, avec un maximum atteint plus haut (0.003% vs. 0.021 pour Cred, et -0.005% vs. -0.0046). L'effet maximal sur les prix est le même. L'effet du choc sur les taux longs est également significatif sur les 3 variables, et ce à un horizon plus court que ce qu'on obtient avec la variable BCE (20 mois pour UN, 24 pour HCPI, 24 pour Cred).

En outre, les graphiques montrent que sur un horizon de 40 périodes, les chocs ne semblent pas s'amortir et retourner à leur niveau moyen. De plus, les courbes ne partent pas de l'origine ce qui indique que les chocs de la BCE, et des taux longs ont bien des répercussions sur nos variables³.

Enfin, l'effet de la politique d'assouplissement quantitative, notamment la hausse du bilan de la BCE a engendrer une baisse des taux d'intérêt d'après le modèle, mais de

2. Régis BOURBONNAIS, *Econométrie*, 3ème édition

3. Le choc sur LTr est un choc négatif, comme les fonctions d'impulsions sont symétriques, il suffit de prendre l'opposé du choc positif

manière non significative (voir annexe 4). En revanche l'effet est significatif sur la masse monétaire, qui augmente après un choc sur le bilan, mais décroît fortement après un choc négatif sur les taux, et ce de manière durable.

FIGURE 3 – Fonctions d'impulsion après un choc sur la variable BCE

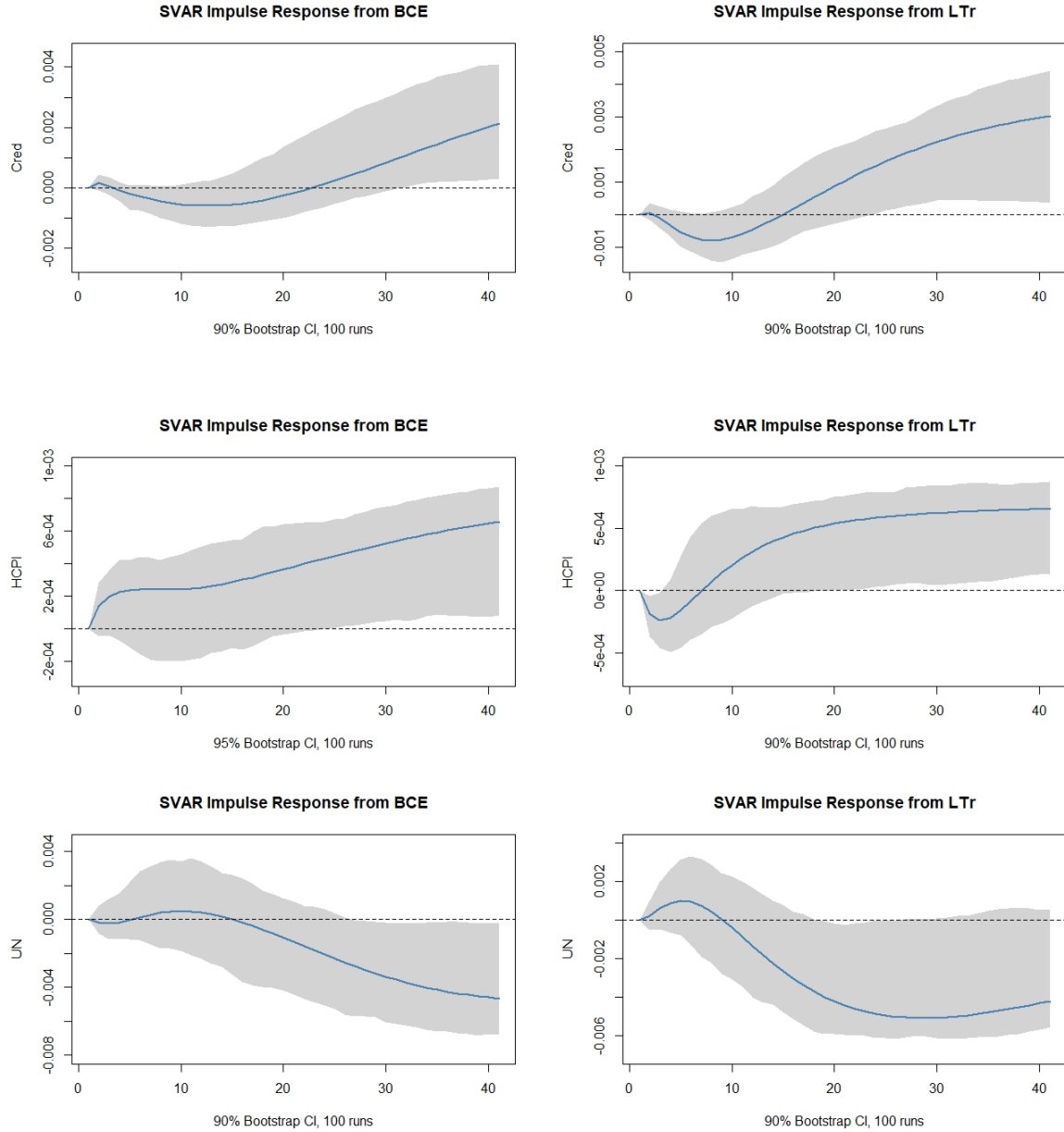


TABLE 4 – Variation (en %) de HCPI, de UN et de Cred suite à un choc sur BCE

m	3	6	12	18	24	30	Max/m
HCPI	0.0002	0.00024	0.00025	0.00033	0.00043	0.00053	0.00065/41
UN	-0.00021	0.00015	0.0004	-0.0006	-0.00206	-0.00336	-0.0046/41
Cred	0	-0.00028	-0.00058	-0.0004	0.00013	0.00083	0.0021/41

TABLE 5 – Variation (en %) de HCPI, de UN et de Cred suite à un choc sur LTr

m	3	6	12	18	24	30	Max/m
HCPI	-0.00024	-0.00009	0.00031	0.0005	0.00058	0.00062	0.00065/41
UN	0.00064	0.00095	-0.00132	-0.00369	-0.00485	-0.005	-0.005/29
Cred	-0.00011	-0.00068	-0.00046	0.00053	0.0015	0.00224	0.003/41

3.3 Décomposition de la variance

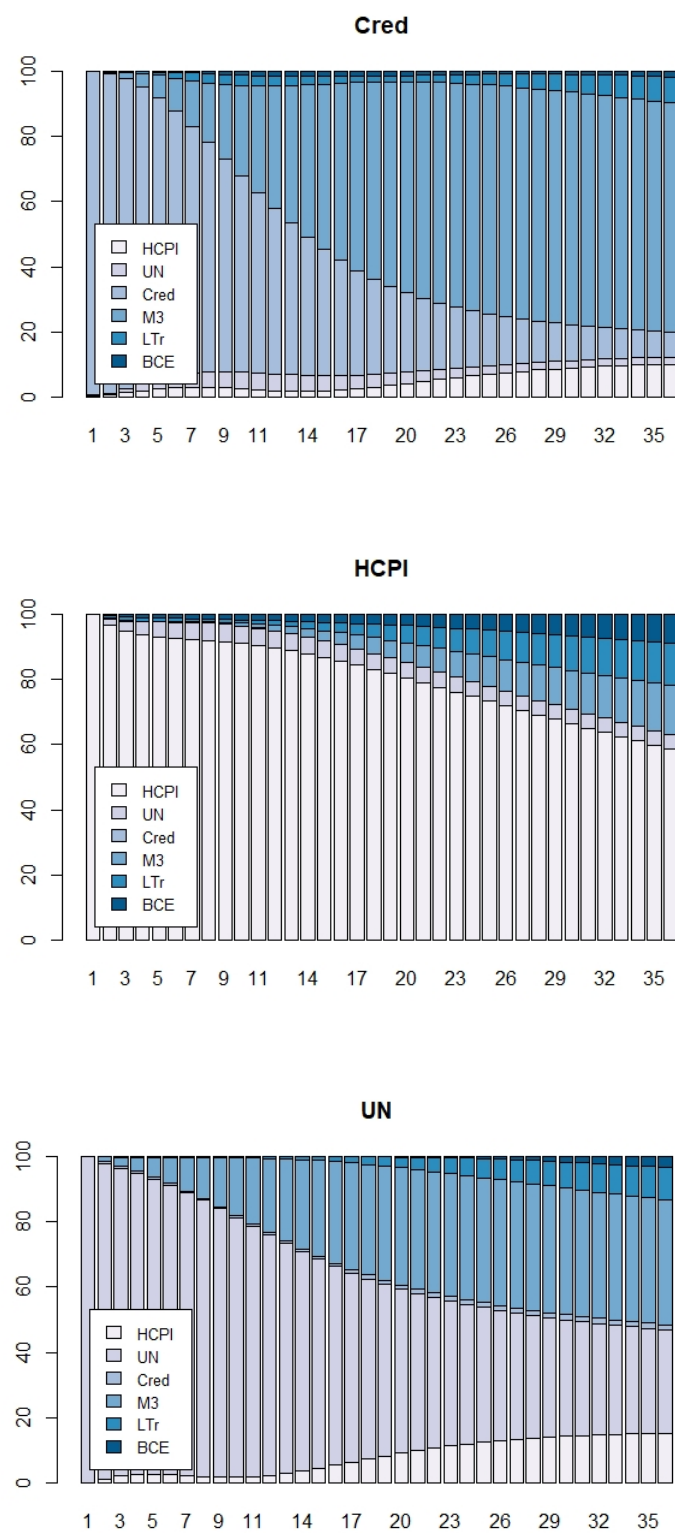
La décomposition de la variance se base sur les matrices orthogonales des coefficients des fonctions d'impulsion. L'objectif est de déterminer la responsabilité et la contribution de chaque variable dans la variance de l'erreur de prévision à horizon donné. Nous pouvons voir dans le tableau ci-dessous que la variance de l'erreur de prévision sur nos variable est très faible. Ainsi, nous pouvons conclure qu'un choc de la BCE explique de manière négligeable les variations de ces variables.

La décomposition de la variance permet de voir, sur une période d'horizon donnée, la part des variations d'une des séries du système VAR expliquée par elle même, ainsi que par les autres variables. Nous regardons ici que la décomposition de variance de nos 3 séries d'interet : HCPI, UN et Cred. On remarque que pour le crédit, rapidement, sa variance expliquée est captée en grande partie pas la masse monétaire au sens de M3, atteignant un maximum de 71,49% au 30^{ème} mois. On constate par ailleurs une part croissante, mais minime, de l'indice des prix et des taux longs dans l'explication de la variance des crédits.

L'indice des prix lui, est en majorité expliqué par lui même sur un horizon de 3 ans. Après 36 mois, la variable s'explique encore à plus de 60%. La masse monétaire et les taux longs sont les 2 autres source de variation des prix (repectivement 15% et 12%).

Enfin, la variable UN est expliquée à court terme par elle même, mais après 12 mois, d'autres variables expliquent ses vartiations. La masse monétaire, à terme, explique 38% à elle seul des variations du chômage. L'indice des prix et les taux longs viennent ensuite, expliquant respectivement 15% et 9% de la variance du chômage.

FIGURE 4 – Décomposition de la variance prédite



3.4 Prévisions sur fenêtre glissante

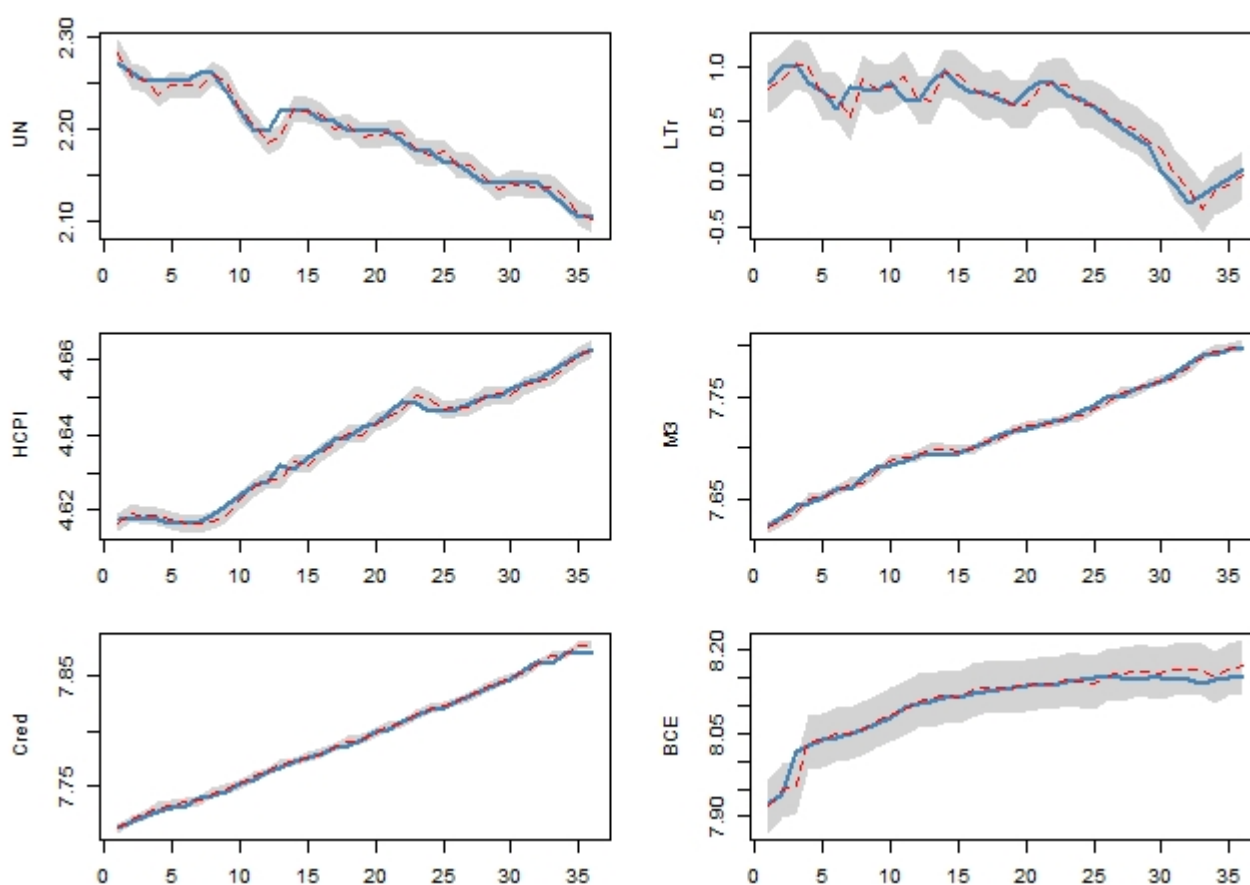
Dans cette partie, nous étudions la qualité du prévision du système VAR dans sa forme non stucturelle. Nous avons vu précédemment que notre système était stationnaire et stable mais qu'il violait certains hypothèses sur les résidus (normalité et autocorrélation). En ce sens, le modèle comporte des biais dans les coefficients estimés. Toutefois, le modèle n'en n'est pas moins pertinent. Une manière de vérifier l'étendu des biais est de regarder la qualité de prévision du modèle. Ainsi, si les prévisions faites sont très erronées, c'est que les biais du modèle sont important. Pour ce faire, nous décidons de faire des prévisions de 1 pas sur les 36 derniers mois de notre échantillon avec une fenêtre glissante. Nous prenons comme critère d'erreur de prévisions le MAPE (mean absolute percentage error) afin de pouvoir comparer l'erreur de prévision entre nos différentes séries du modèle. Nous avons également ajouté l'erreur de prévision maximale faite par le modèle.

TABLE 6 – Critère MAPE du modèle VAR

	HCPI	UN	Cred	M3	LTr	BCE
MAPE	0.0255	0.2971	0.0264	0.0363	44.9109	0.1015
Max spread	0.0848	1.2847	0.0945	0.0905	817.7922	0.7632

D'après le tableau 5 et la figure 5, bien le modèle ne respecte pas toutes les hypothèses sur les résidus, les prévisions de nos séries à un horizon de 1 mois, sur fenetre glissantes, sont relativement bonnes (en moyenne, inférieur à 1% d'erreur, sauf pour la variable LTr) et stables. On note que pour la variable LTr, bien qu'il y ait un moment donné une prévisions fortement éloigné de la valeur réalisé, dans l'ensemble, les valeurs réelles ne sortent pas de la zone grose, représentant l'interval de confiance de prévision à 90%. Il en va de même pour toutes les séries, sauf celles du chômage ou la courbe sort 2 fois de l'interval de confiance. En somme, le modèle VAR dans sa forme réduite a un interet au vu de ses performance de prévision.

FIGURE 5 – Prévision VAR sur 36 mois avec fenetre roulante



Note : La zone grise représente l'intervall de confiance de prévision à 90%. En rouge, est représentée la prévision de la série.

4 Conclusion

La modélisation VAR et les théories économiques relatives aux politiques d'assouplissement quantitatif nous ont permis d'étudier les effets de ce dernier dans l'évolution des crédits, du chômage et du niveau des prix de l'économie Française. Nous avons estimé dans un premier temps un VAR sous forme réduite, suivant un processus stationnaire et stable. Toutefois, les hypothèses sur les résidus ne sont pas toutes respectées, ce qui signifie que les coefficients du modèle sont biaisés. Néanmoins, lorsque nous faisons les prévisions des séries sur 36 mois, en fenêtre glissantes, celles-ci, malgré le biais dans les coefficients, sont de bonnes qualités et stables. Enfin, nous avons estimé un VAR structural, en appliquant des restrictions sur certains coefficients avec la méthode de Cholesky. Ainsi, nous avons pu estimer les fonctions d'impulsions de nos 3 indicateurs économiques suite à un choc exogène sur le bilan de la BCE, et sur les taux d'intérêt.

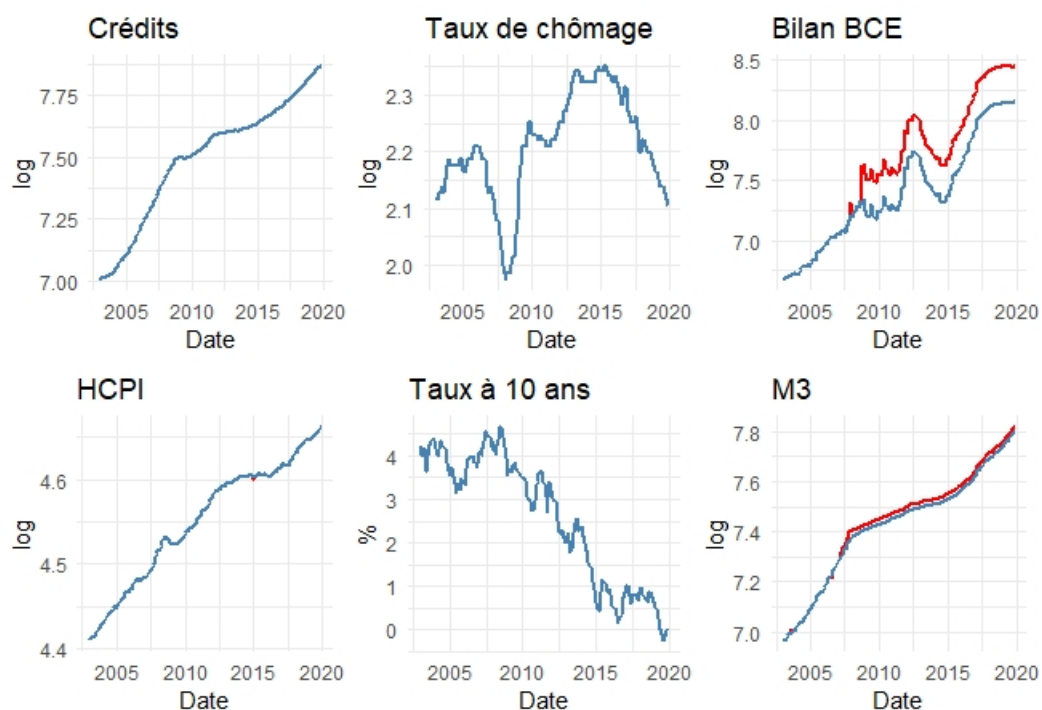
En somme, il semble que les l'effet des 2 canaux principaux du QE, à savoir la hausse du bilan de la banque centrale européenne, et la baisse des taux qui en découle ; sur les prix, le chômage, et les crédits met du temps à être significatif ; au delà de 20 mois. L'effet d'un choc sur les taux longs amène des variations significatives sur nos variables plus rapidement qu'un choc sur le bilan de la BCE. Enfin, bien que l'effet soit significatif après plus d'un an et demi sur nos variables ; la magnitude de ces chocs est somme toute assez faible au vu des chiffres.

Par ailleurs, l'effet de la hausse du bilan de la BCE sur les taux longs n'est pas significatif mais entraine tout de même une baisse, ce qui de surcroit est vérifié en pratique. Enfin, l'effet de cette politique monétaire sur la masse monétaire est ambiguë. Un choc sur le bilan entraine une hausse significative, mais a contrario, la baisse des taux diminuerait la masse monétaire. Ce résultat irait dans le sens des économistes critiquant l'efficacité de cette politique. Ce qui laisse penser que le QE, n'est que peu passé par le canal du crédit, comme le suggèrent Monvoisin et Rochon (2018), qui estiment que les facilité de dépôts des banques dans la zone euros, s'élevaient à 800 milliards d'euros en 2012. Selon eux, le problème n'est pas le montant des réserves mais la solvabilité des demandeurs de crédit. Parallèlement, Le Héron et Carré (2018) ajoutent que l'expérience de l'assouplissement quantitatif stipule que la politique budgétaire, aurait financé directement l'économie via l'investissement public et aurait donc in fine augmenter la masse monétaire. Nos résultats pourrait aller en ce sens, ou nous remarquons une baisse de M3 malgré une baisse des taux. De plus amples investigations sont nécessaires afin de comprendre par quels canaux est passé la politique du QE pour l'économie Française. Il est également nécessaire d'évaluer le QE sur les autres pays de la zone euro afin d'identifier également des disparités potentiels d'efficacité de cette politique, pouvant être liés à des structures économiques différentes.

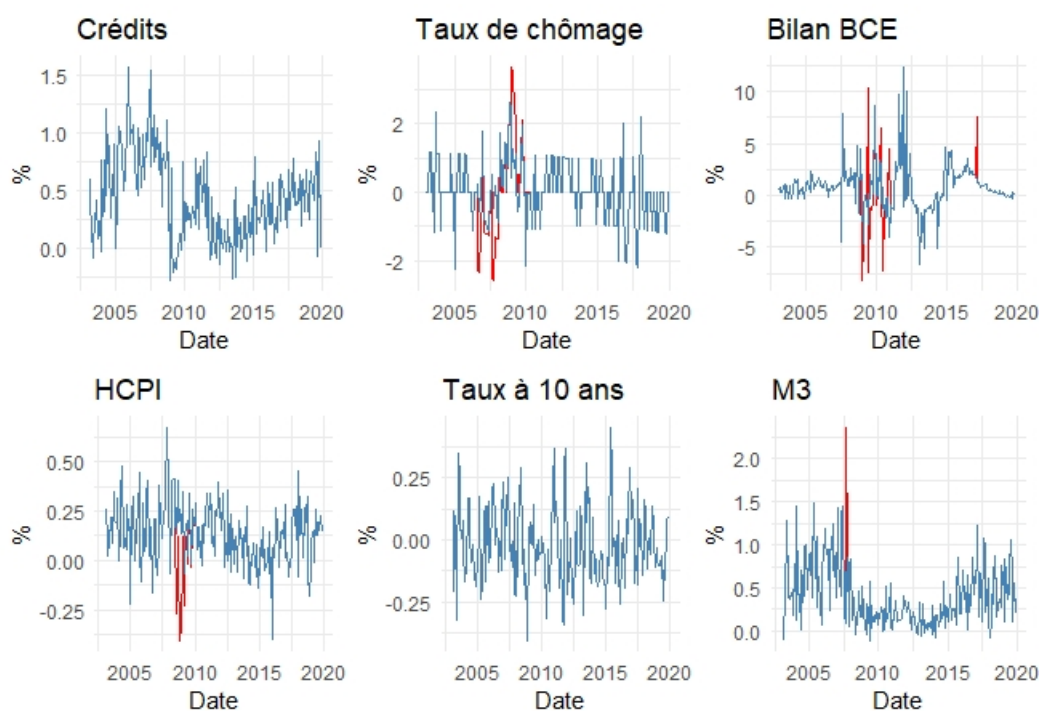
Une extension de ce travail serait d'ajouter ou de substituer aux variables présentes, le taux de change euro-dollar, comme ce que l'on peut retrouver dans d'autres travaux sur la politique monétaire.

5 Annexes

Annexe 1 : Variables en niveau avec les outliers



Annexe 2 : Variables en différence 1^{ère} avec les outliers



Annexe 3 : Diagnostic du modèle VAR

TABLE 7 – Test de Box Pierce sur les résidus de chaque équation

Equation	Chi-squared	p-value
HCPI	7.81	0.64
UN	10.34	0.41
Cred	15.784	0.106
M3	20.34	0.02**
LTr	10.023	0.43
BCE	60.4	0***

Le test a été effectué avec un lag de 10

Significant level : * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

TABLE 8 – Test ARCH des résidus au carré

lag	Chi-squared	p-val
1	518	0.006
2	986	0.0079
3	1501	0.0004
4	1900	0.012*
5	2390	0.003
6	2833	0.005
7	3210	0.06**
8	3608	0.16***
9	3988	0.36***

Note : Significant level :

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

FIGURE 6 – Stabilité du modèle VAR

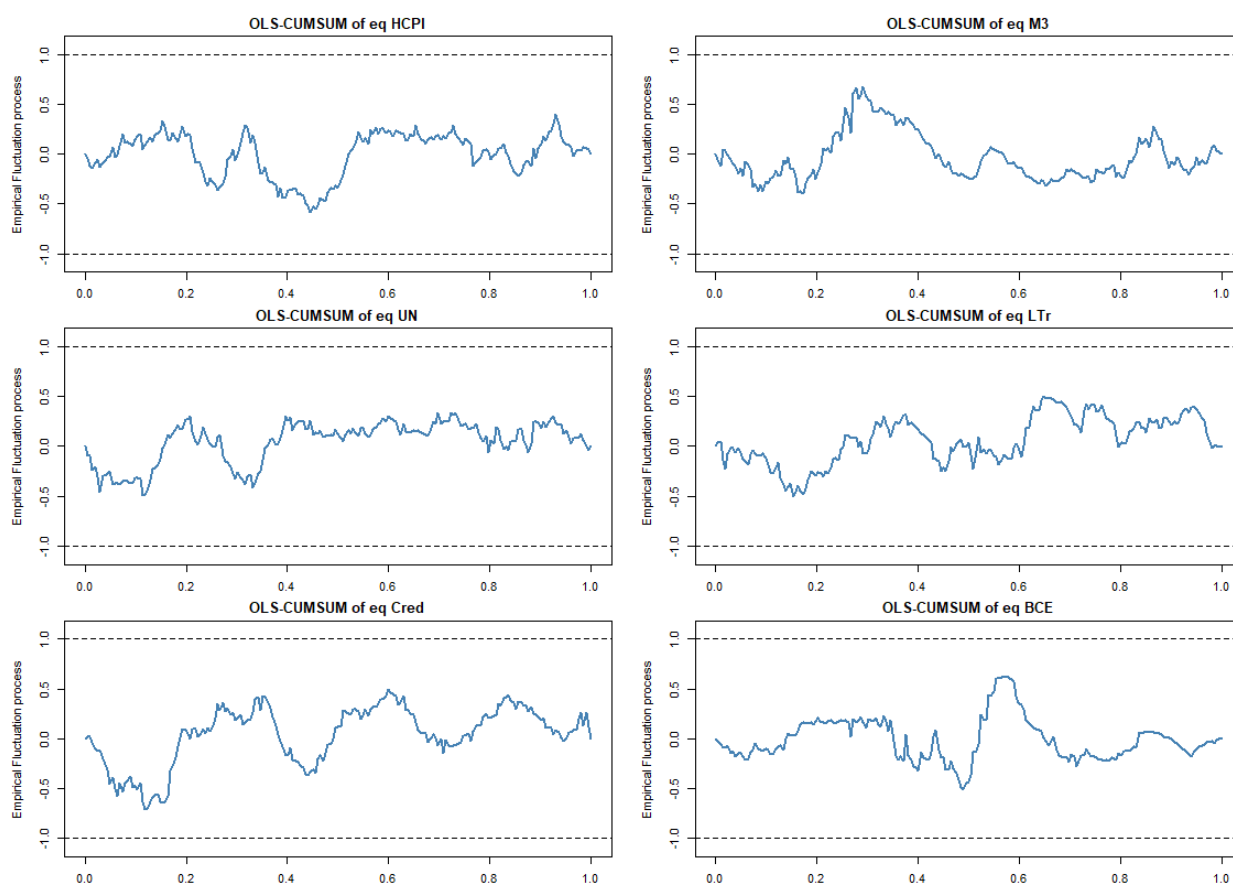
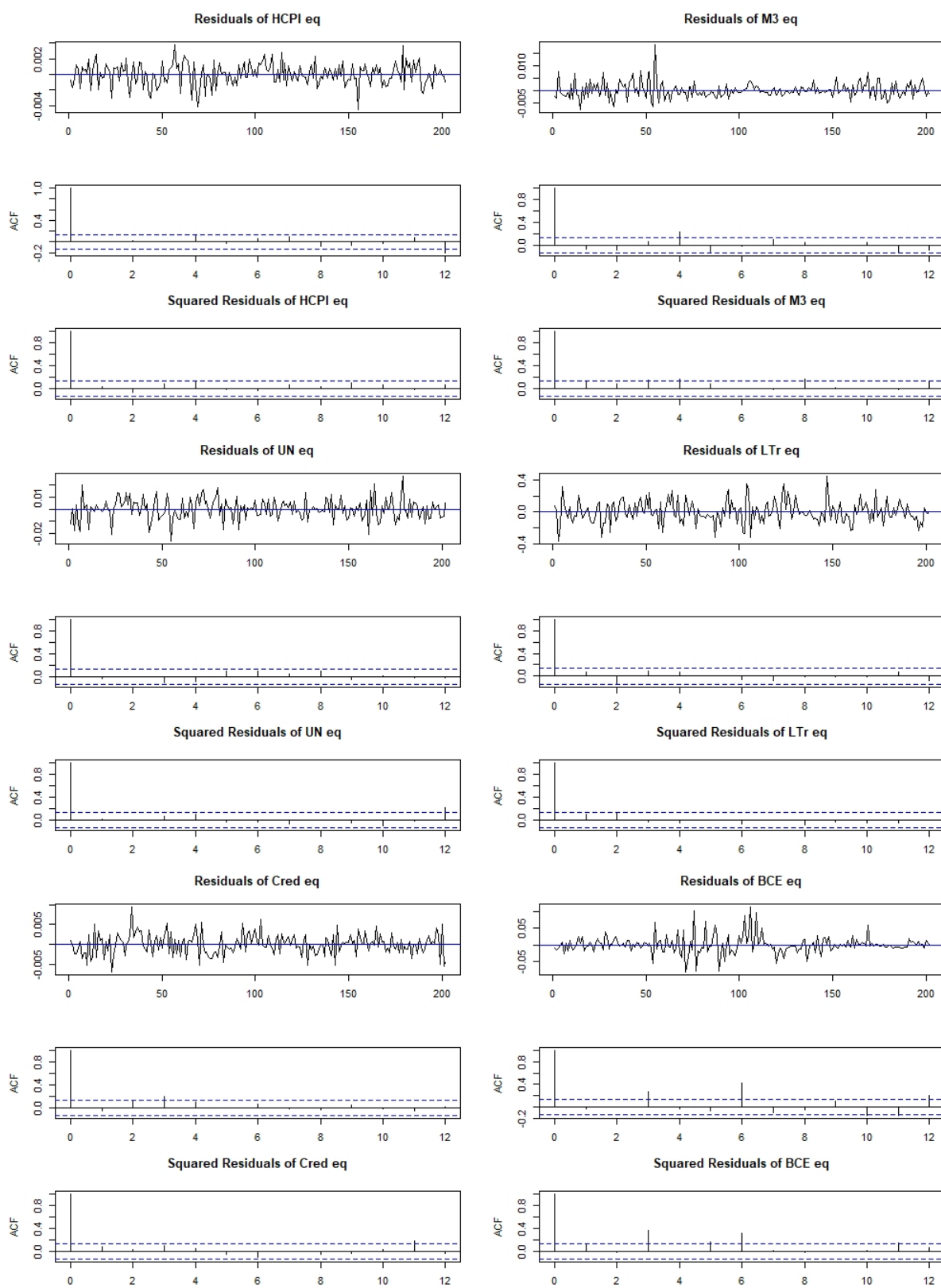


TABLE 9 – Choix du nombres de retards du modèle VAR

lag	AIC	HQ	SC	FPE
1	-56.61	-56.29	-55.81	0
2	-56.93	-56.37	-55.54	0
3	-56.84	-56.03	-54.85	0
4	-56.85	55.80	54.25	0
5	-56.79	-55.50	-53.60	0
6	56.65	-55.12	-52.87	0

FIGURE 7 – Résidus des équations du système VAR



	JB test	Portmanteau
Stat	244.78	477.88
P-val	0	0

H0 pour les deux test est la probabilité d'accepté la normalité ou l'absence d'autocorrelation des résidus.

Annexe 4 : IFR de M3 et LTr

FIGURE 8 – Fonction d'impulsion de M3 suite à un choc exogène

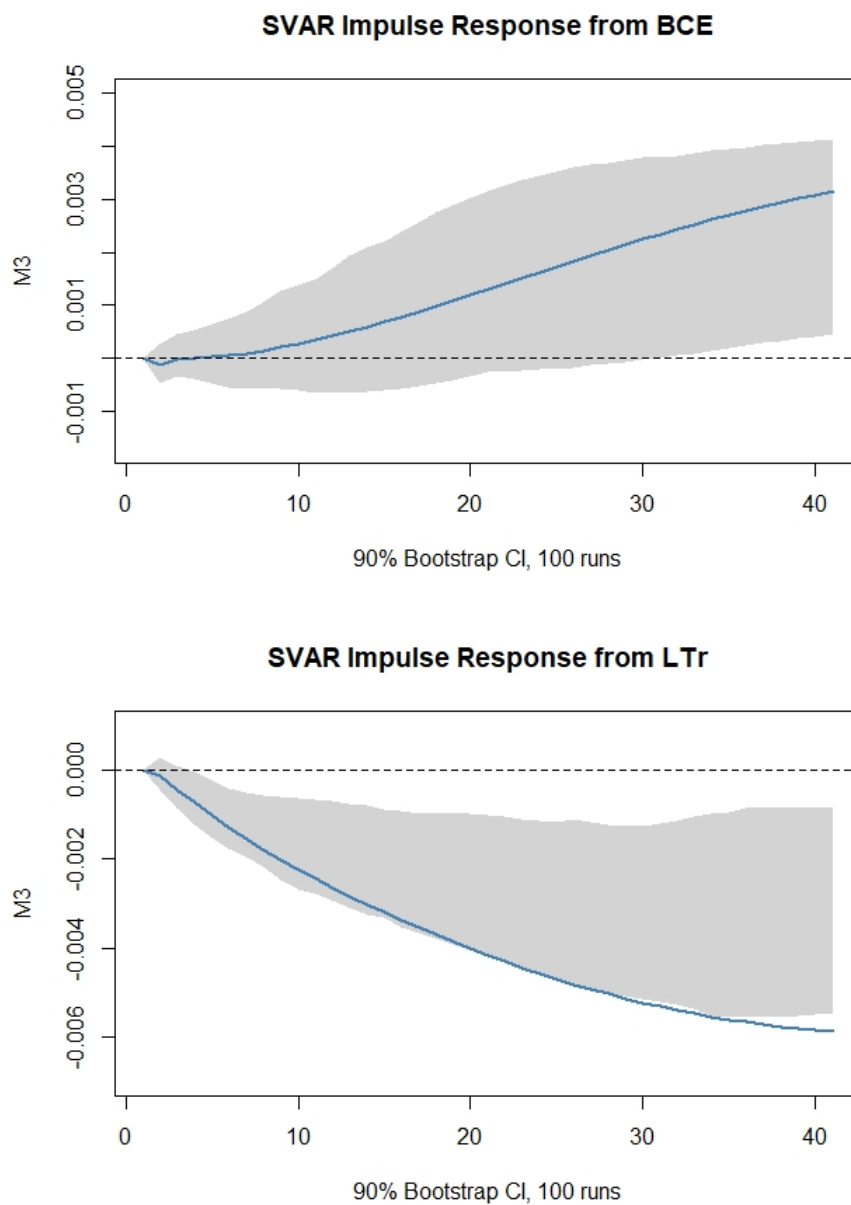
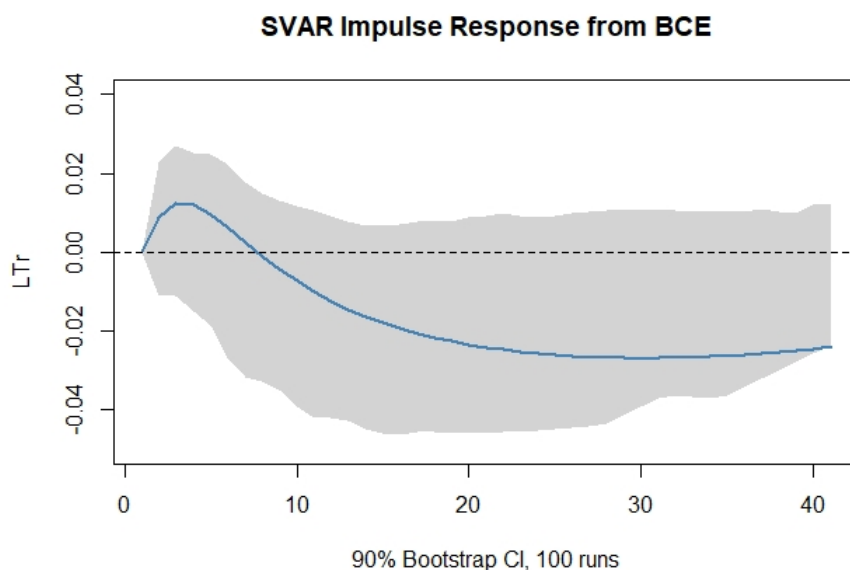


FIGURE 9 – Fonction d'impulsion de LTr suite à un choc exogène



6 Bibliographie

Nguyen T. M. L. , Papyrakis E. & Van Bergeijk P. A.G (2019). "Assessing the price and output effects of monetary policy in Vietnam : evidence from a VAR analysis, *Applied Economics*, 51 :44

Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin : Springer Science & Business Media.

Christiano L. J., M. Eichenbaum, & C. L. Evans. (2005) "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113 (1) : 1–45.

Loisel O., Mésonnier J-S. (2009). "Les mesures non conventionnelles de politique monétaire face à la crise", *Banque de France, question actuelles*, n°1 avril 2009

Bowdler C., Radia A. (2013). "Unconventional monetary policy : the assessment", *Oxford Review of Economic Policy*, Volume 28, Number 4, 2012, pp. 603–621

Joyce M., Tong M., Woods R. (2011). "The United Kingdom's quantitative easing policy : design, operation and impact", *Quarterly Bulletin Q3 2011*, pp. 200-212.

Blot C., Creel J., Hubert P., Labondance F. (2015). "Que peut-on attendre de l'assouplissement quantitatif de la BCE ?", *Revue de l'OFCE*, vol. 138, no. 2, pp. 265-290.

Monvoisin V., Rochon L. (2018., Chapitre 9 (La monnaie endogène et la question du

finan-cement de l'économie), L'économie post-keynésienne, Ed Seuil Berr E., Monvoisin V., Ponsot J.

Carré E., Le Héron E. (2018). Chapitre 20 (La politique monétaire post-keynésienne), L'éco-nomie post-keynésienne, Ed Seuil Berr E., Monvoisin V., Ponsot J.

Sims, C. A., J. H. Stock, and M. W. Watson. (1990). “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots.” *Econometrica* 58(1) : 113–144.