



UNIVERSITÉ DE NANTES



**IAE NANTES**  
ÉCONOMIE & MANAGEMENT

## **Master Économétrie et Statistiques, parcours Économétrie Appliquée**

### **Mémoire de Master 1**

Étude de l'impact de la politique d'assouplissement quantitatif de la Banque  
Centrale Européenne sur les crédits en France et en Allemagne

**MEYNIER Thibaud**

# **EKAP**

Master Économétrie Appliquée

Sous la direction de MOUSSA Zakaria

Juin 2020

## Table des matières

I. Introduction.....	3
II. Canaux théoriques de transmission de l'assouplissement quantitatif à l'économie réelle ....	5
Rééquilibrage de portefeuille et effet sur la consommation.....	5
La prime de liquidité .....	5
effet de signal .....	6
le canal du taux de change.....	6
Le canal de défaut des Etats .....	6
L'opposition entre néo-keynésiens et monétaristes .....	7
III. Evaluation de la politique d'assouplissement quantitatif sur le canal du crédit.....	8
III.1. Présentation des données et méthodologie.....	9
Données .....	9
Méthodologie .....	14
III.2. Estimations sur l'économie Française .....	15
Période 2003-2020 .....	15
Période d'après crise (2009) .....	17
III.3. Estimations sur l'économie Allemande .....	19
III.3.1. Evaluation sur la période 2003-2020 .....	19
III.3.2. Période d'après crise (2009) .....	22
III.4. Discussion des résultats.....	23
IV. Conclusion .....	25
V. Bibliographie .....	26
VI. Annexes.....	27

## I. 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 leur taux d'intérêt directeur, i.e. qu'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. qu'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. Cette politique consiste à acheter des actifs 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. En ce sens, l'expérience tirée de ces pays en fait un point de comparaison intéressant pour évaluer les effets de cette politique sur l'économie de la zone euro, d'autant plus qu'aujourd'hui l'assouplissement quantitatif est encore en vigueur dans la zone euro et que les taux d'intérêt de certaines obligations d'Etat sont négatifs (France et Allemagne entre autre). Ceci nous amène donc à nous questionner sur la pertinence, ainsi que les répercussions économiques de cette politique sur la zone euro.

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 de la zone euro. On s'intéressera particulièrement à savoir si cette politique a eu un impact significatif sur l'allocation des crédits par les banques commerciales, financeurs traditionnels de l'économie. 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)). Toutefois, les banques peuvent garder cet excès de liquidités 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.

La section suivante passe en revue d'autres canaux de transmission de l'assouplissement quantitatif à l'économie réelle en expliquant les mécanismes théoriques sous-jacents. Nous ferons également la distinction entre les théories monétaristes concernant les effets théoriques de cette politique, et les théories issues du courant néo-keynésien. Dans la 3ème partie de ce travail, nous ferons l'évaluation de cette politique dans la zone euro, en regardant l'impact d'une augmentation de la masse monétaire sur le crédit. Plus précisément, nous comparerons ces impacts entre les 2 principales économies de la zone euro: la France et L'Allemagne. Ainsi,

nous pourrons voir pour quel pays ce canal aura été le plus efficace. Un modèle de régression linéaire multiple sera utilisé pour mesurer cet effet. Enfin nous conclurons et discuterons des résultats obtenus.

## **II. Canaux théoriques de transmission de l'assouplissement quantitatif à l'économie réelle**

Les éléments exposés dans cette partie sont tirés des travaux de Bowdler et Radia (2013), Ubide (2014), Joyce et al. (2011) et Blot et al. (2015).

### *Rééquilibrage de portefeuille et effet sur la consommation*

L'achat de titres d'Etat par la Banque Centrale, réduit l'offre de ces titres sur le marché. Cet achat de titres va engendrer une situation où les investisseurs vont enchérir sur le prix des actifs. Quand les prix auront atteint un niveau trop élevé, alors, certains investisseurs vont chercher d'autres titres plus risqués à mettre dans leur portefeuille, car ceux-ci deviennent ainsi moins chers relativement aux titres d'Etat sans risques. Ce mécanisme se poursuit jusqu'à ce que les investisseurs, dans l'ensemble, gardent les titres dans leur portefeuille. Ce faisant, le rééquilibrage du portefeuille est finalisé. L'achat de titres plus risqués par les investisseurs découle également du fait que la Banque Centrale achète également des titres de long terme (maturité supérieure à 1 an), ce qui va limiter l'exposition des investisseurs au risque de taux.

Cette hausse du prix des actifs financiers a deux conséquences. La première, c'est que, comme le rendement d'un actif (ou taux d'intérêt) est négativement corrélé au prix, plus le prix monte, moins le rendement est élevé. En ce sens, en achetant massivement des titres d'Etat, la Banque Centrale a pour objectif de faire baisser le rendement, et par la même le coût du capital. Toutefois, ce ne sont pas toutes les entreprises qui ont accès aux marchés financiers, ou encore les ménages. Il faut que cette baisse des taux courts et longs se retranscrivent également dans les taux des crédits pratiqués par les banques commerciales, d'autant plus qu'elles se retrouve avec un excès de liquidité du fait des cessions de titres d'Etat.

Une deuxième conséquence de cette hausse des prix des actifs est l'effet de richesse positif. En effet, si le prix des actifs augmente d'une manière générale, les agents possédant ces titres vont revoir leur décision de consommation et/ou d'investissement.

### *La prime de liquidité*

Quand les marchés financiers dysfonctionnent suite à une crise boursière, puis économique, les investisseurs demandent une prime de risque plus élevée pour garder des titres qu'ils veu-

lent vendre, mais ne trouvent pas d'acheteur. Avec un programme d'achat de titres, la Banque Centrale va ainsi augmenter la liquidité du marché en augmentant le volume des échanges. Les marchés étant plus liquides, les primes de liquidité vont donc diminuer. Néanmoins, ces effets ne devraient durer que le temps du programme d'achat en premier lieu. En deuxième lieu, comme les banques centrales achètent en général des titres d'Etats déjà très liquides car peu risqués, les effets de ce canal ne sont pas très profitables.

#### *Effet de signal*

En annonçant un plan d'achat massif d'actif, la Banque Centrale envoie comme signal que la politique monétaire va être accommodante et durer dans le temps, i.e que la Banque Centrale continuera son programme d'achat tant que ses objectifs cibles (en terme d'inflation et/ou de chômage) ne sont pas atteints. Ainsi, en informant de ses intentions, la Banque Centrale aide à ancrer un peu plus les anticipations d'inflation des individus, les confortant dans leurs décisions de dépense. En outre, dans la mesure où la politique monétaire améliore les perspectives économiques, perceptibles par les agents, ceci pourrait les amener à dépenser davantage. Cet effet est appelé effet de confiance. Cet effet de confiance peut également renforcer une hausse des prix sur les marchés financiers.

#### *Le canal du taux de change*

La politique d'assouplissement quantitatif peut également se transmettre via le canal du taux de change. Ayant pour objectif de relancer l'inflation en premier lieu, la masse monétaire augmente et crée de l'inflation du point de vue monétariste. En ce sens, plus il y a d'inflation, moins la monnaie a de valeur. En outre, si un investisseur national vend des titres souverains et les substitue à des titres étrangers, alors il y a une sortie de capitaux du pays domestique vers le pays étranger, ce qui fait que la monnaie nationale se déprécie, rendant ainsi les exportations plus attractives. Toutefois, si tous les pays mettent en place une politique d'assouplissement quantitatif, et en supposant que l'inflation sera la même partout ailleurs; alors la monnaie gardera la même valeur. Il peut également y avoir une dépréciation de la monnaie résultant d'un effet de portefeuille

#### *Le canal de défaut des Etats*

La Banque Centrale achetant principalement des titres d'Etat aux banques, joue ainsi en quelque sorte le prêteur en dernier recours des Etats. Ceci réduit donc le risque de prophétie auto réalisatrice de défaut de paiement des Etats. Ainsi, les Etats peuvent continuer de financer leurs dépenses en émettant des bons du trésor, qui seront achetés in fine par la Banque Centrale en partie. De plus, comme le programme d'achat a pour but de faire baisser les taux

de court et long terme, ceci réduit le coût de financement des Etats, améliorant les recettes fiscales des Etats d'une part, et permettant également la mise en place d'investissements publics afin de relancer la demande d'autre part.

### *L'opposition entre néo-keynésiens et monétaristes*

Les économistes monétaristes pensent que la demande de monnaie dépend de trois facteurs: le niveau des échanges dans l'économie en terme nominal, la valeur globale des portefeuilles financiers, et les taux d'intérêt relatifs de retour de la monnaie par rapport aux autres actifs. Avec un programme d'achat d'actifs par la Banque Centrale, alors un de ses canaux doit changer. Dans un premier temps, la monnaie sert à rééquilibrer le portefeuille comme vu précédemment jusqu'à ce que les rendements des nouveaux actifs conviennent aux différents investisseurs et qu'ils soient disposés à les garder.

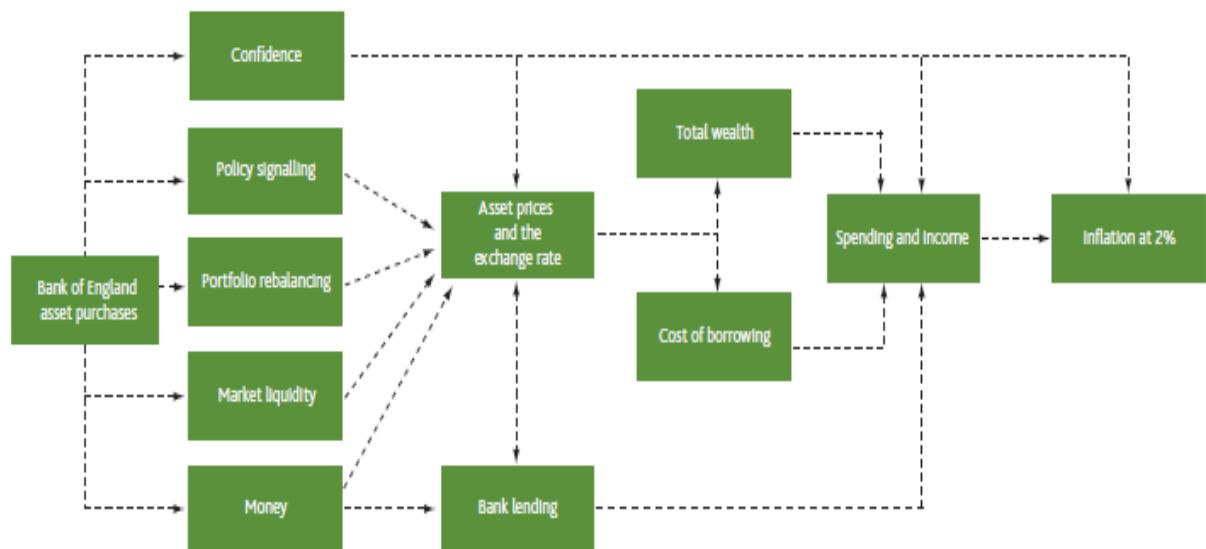
Deuxièmement, les comportements des réserves bancaires ne jouent pas un rôle essentiel dans la politique d'assouplissement quantitatif. Bean et al. (2010) expliquent que le niveau de réserves des banques commerciales dépend de la façon dont on finance l'achat des actifs, mais cette hausse des réserves n'est en aucun cas une décision des banques commerciales. Ces nouveaux dépôts sont seulement les contreparties des actifs achetés par la Banque Centrale. En ce sens, si on veut que ces excédents soient retranscrits sous forme de crédits, il faut alors modifier les intentions des agents, donc des banques afin de produire des crédits, notamment via le coût de financement.

Chez les économistes néo-keynésiens ou post-keynésiens, la question de l'efficacité de l'assouplissement quantitatif se pose également. Pour Carré et Le Héron (2018) le multiplicateur monétaire n'est pas efficace car la base monétaire n'augmente pas directement la masse monétaire au sens large, i.e les billets, les dépôts et les titres avec une maturité inférieure à 2 ans. Selon les auteurs, la masse monétaire est directement créée par les banques commerciales via les prêts aux entreprises et aux Etats, finançant ainsi les investissements et augmentant *de facto* la masse monétaire. La monnaie Banque Centrale ne sert qu'au financement interbancaire et à sécuriser leurs actifs. De plus, avec la baisse de la demande effective, cumulée à la baisse de confiance des banques entre elles, ont fait que les crédits n'ont que peu augmenté. En ce sens, les économistes post-keynésiens préconisent que la Banque Centrale monétise directement les dettes des Etats afin d'accroître l'investissement public afin de relancer l'activité économique.

Une autre manière d'agir qu'ils préconisent est d'assainir le bilan des banques commerciales en nettoyant ceux-ci des actifs douteux; c'est l'assouplissement qualitatif. Cette politique a été menée par la Banque Centrale américaine (FED) au début, conjointement avec la hausse du bilan puis plus tardivement par la Banque Centrale Européenne.

La figure 1 résume par quels canaux, la politique d'assouplissement quantitatif se transmet à l'économie.

Figure 1. Schéma de transmission de l'assouplissement quantitatif à l'économie



source: Joyce et al. (2011)

### III. Evaluation de la politique d'assouplissement quantitatif sur le canal du crédit

Pour évaluer l'impact de l'augmentation de la base monétaire sur les économies Française et Allemande, nous allons effectuer une régression linéaire multiple pour chaque pays afin d'estimer le coefficient associé à la variable de la base monétaire. Ce coefficient mesurera l'effet de la hausse d'une unité de la base monétaire sur le crédit. Nous devons également prendre en compte d'autres variables qui peuvent jouer sur le niveau de crédit. Ainsi nous aurons 2 estimations, nous permettant de comparer les coefficients associés aux variables d'intérêt pour les 2 principales économies de la zone euro.

Nous effectuerons 3 estimations. La première portera sur l'ensemble de la période où les données sur le crédit sont disponibles (2003-2020), ensuite nous regarderons sur la période après



la crise, à partir de janvier 2009, date où la Banque Centrale commence à augmenter sensiblement la taille de son bilan et a permis de relancer le crédit dans les 2 pays.

Avant de présenter les différentes estimations, nous présentons les données utilisées.

### **III.1. Présentation des données et méthodologie**

#### *Données*

Nous reprenons des variables utilisées par Blot et al. (2015), utilisant une modélisation avec un vecteur autorégressif (VAR) pour estimer les effets de l'assouplissement quantitatif mis en place par la Banque Centrale Européenne (BCE) en 2015. Les auteurs prennent comme variables dans le vecteur de variables endogènes notamment: la production industrielle, l'inflation (L'IPC) et les taux obligataires à 10 ans. A ces 3 variables, nous ajoutons également un indicateur de chiffre d'affaires de commerce de détail, le taux de chômage, l'agrégat de la masse monétaire au sens M3 c'est-à-dire la monnaie fiduciaire, les dépôts à vue, les dépôts avec une maturité inférieure ou égale à 2 ans, ainsi que le bilan de la BCE.

Pour la production industrielle, nous avons pris un indicateur de production industrielle en volume (année de base 2015). L'indicateur de chiffre d'affaires du commerce de détail est également en année de base 2015. Les données sur le crédit utilisées sont le montant des crédits (entreprises et ménages confondus) présent dans le bilan des banques chaque mois. Les taux d'intérêts sont les taux souverains à 10 ans, i.e le taux des obligations d'Etats. Le taux de chômage est le taux de chômage harmonisé.

Les données sont toutes mensuelles et proviennent d'Eurostat, euro-area-statistics, de la FED pour le bilan de la BCE, de la banque de France pour l'agrégat monétaire au sens M3 pour la France, et de la Bundesbank pour les données de M3 pour l'Allemagne. Les données sur le crédit commencent à partir de Janvier 2003. Nous considérons alors la période d'étude allant de Janvier 2003 à Janvier 2020.

Figure 2. Graphique des variables d'intérêts de l'économie Française

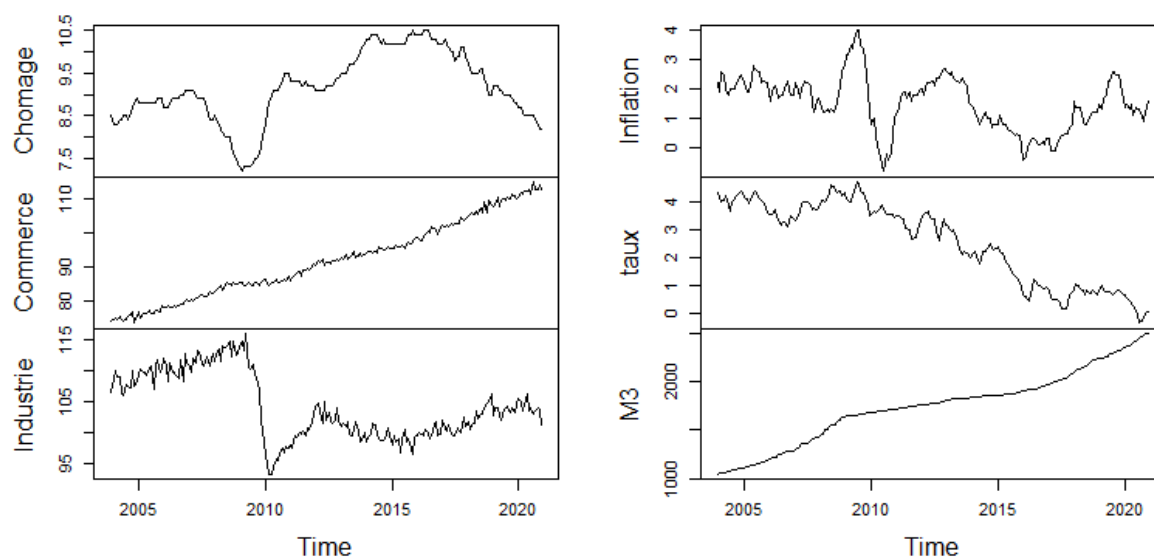


Figure 3. Graphique des variables d'intérêts de l'économie Allemande

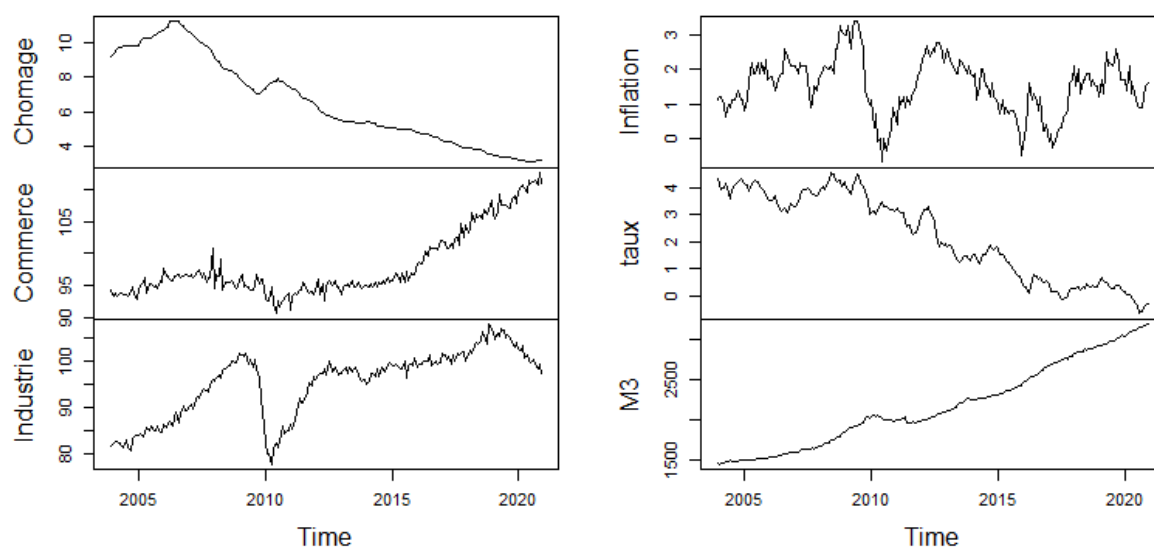


Figure 4. Crédits totaux au bilan des banques Françaises et Allemandes (2003-2020)

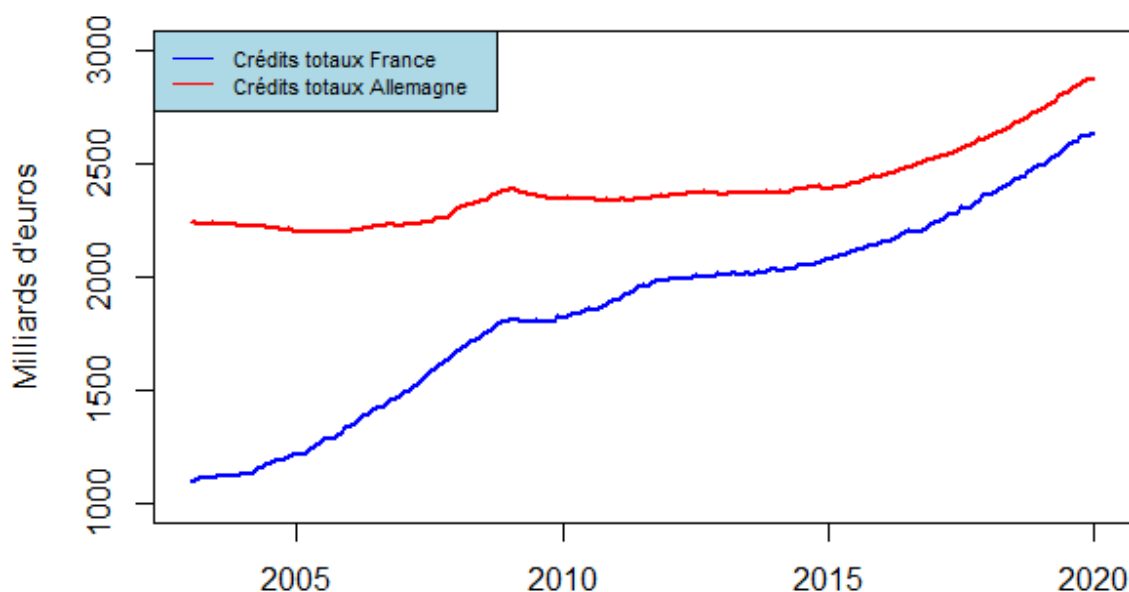
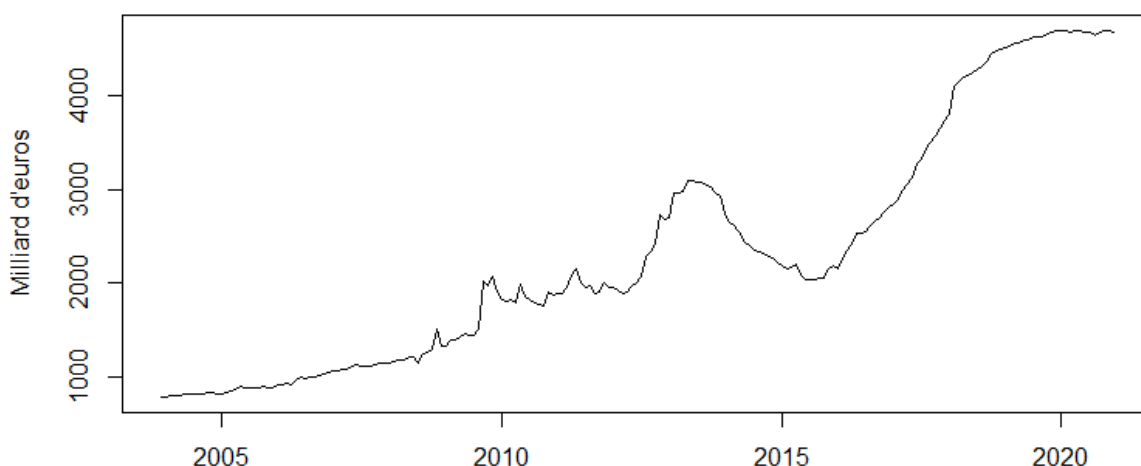


Figure 5. Bilan de la Banque Centrale Européenne (2003-2020)



Les figures 2 et 3 montrent les évolutions des différentes variables explicatives des deux pays au cours du temps entre Janvier 2003 et Janvier 2020. La figure 4 montre les évolutions des crédits présent dans le bilan des banques des 2 pays entre Janvier 2003 et Janvier 2020. La figure 5 présente le bilan de la BCE sur la période d'étude.

Il existe un problème d'endogénéité potentiel avec les différentes variables explicatives retenues par rapport à la variable à expliquer qui est le crédit total. Ce biais d'endogénéité peut être engendré par un effet retour du crédit sur nos variables explicatives. En d'autres termes, les crédits à la période  $t$  expliqueraient nos variables à la période  $t$ , aussi bien que ces variables expliquent également le crédit à la même période en théorie. De ce fait, nous allons

retarder toutes nos variables d'une et/ou deux périodes. Pour la variable BCE, comme nous cherchons à regarder si les flux monétaires de la BCE sont passés via le canal du crédit, nous mettrons dans le modèle de régression cette variable à 3 horizons temporels différents ( $t$ ,  $t-1$  et  $t-2$ ).

Afin de réaliser la méthode des moindres carrés ordinaires, nous devons nettoyer les séries de données des points atypiques (outliers), ainsi que de la saisonnalité<sup>1</sup> afin d'éviter tout biais possible sur les estimations. De plus, chaque série doit être stationnaire, i.e que la série évolue autour de sa moyenne et que la variance est constante dans le temps.

Après vérification des données brutes, il s'avère que seul l'inflation est stationnaire à 5% de risque pour la série Française et à 10% pour l'Allemagne<sup>2</sup>. Toutes les autres variables même nettoyées des outliers et de la saisonnalité n'étaient pas stationnaires d'après le test ADF. En ce sens, nous travaillons sur des données différenciées 1 fois, qui sont stationnaires au seuil de risque de 1%, excepté la série de crédit Allemande qui est stationnaire au seuil de risque de 10% d'après le test ADF, et au seuil de 5% pour la série Française (voir annexe). Nous regardons par conséquent, si les flux du bilan de la BCE expliquent les flux de nouveaux crédits. Les figures 6 et 7 nous montrent les données utilisées pour réaliser les estimations<sup>3</sup>. Les figures 8 et 9 présentent respectivement, les flux de crédits pour les 2 pays considérés et enfin, les flux de liquidité injectés par la Banque Centrale Européenne sur la période 2003-2020.

---

<sup>1</sup> Le traitement des outliers s'est fait sous R avec le package `tsoutliers`. La désaisonnalisation des séries a été faite avec le package `seasonal` sous R également, utilisant la méthode X13 arima et SEATS.

<sup>2</sup> Le test de stationnarité utilisé est le test ADF avec un retard de 5. Pour l'Allemagne, la p-value du test ADF nous indique que la série n'est pas stationnaire. Cependant la série Française étant stationnaire, afin d'avoir les mêmes unités pour chaque série, permettant une comparaison entre les deux pays, nous avons utilisé le test KPSS pour vérifier la stationnarité de l'inflation Allemande. Selon le test KPSS, la série est stationnaire (p-value supérieur à 0.1). En ce sens, nous n'avons pas à différencier la série d'inflation Allemande. Les résultats se trouvent en annexes 1 et 2.

<sup>3</sup> On ne présente sur ce graphique, pour les variables inflation, taux et base monétaire que les données différenciées à l'instant  $t$ , car l'apparence des séries retardées de 1 et 2 périodes, présentent la même forme. De même pour les variables industrie, commerce et chômage où l'on ne présente que les séries retardées d'une période.

Figure 6. Données nettoyées Françaises

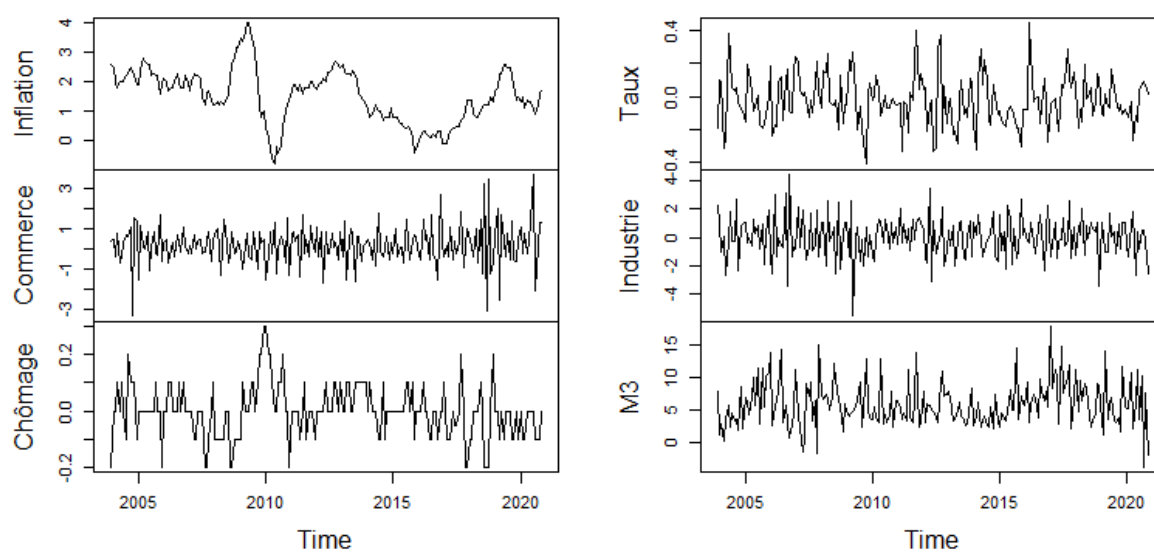


Figure 7. Données nettoyées Allemandes

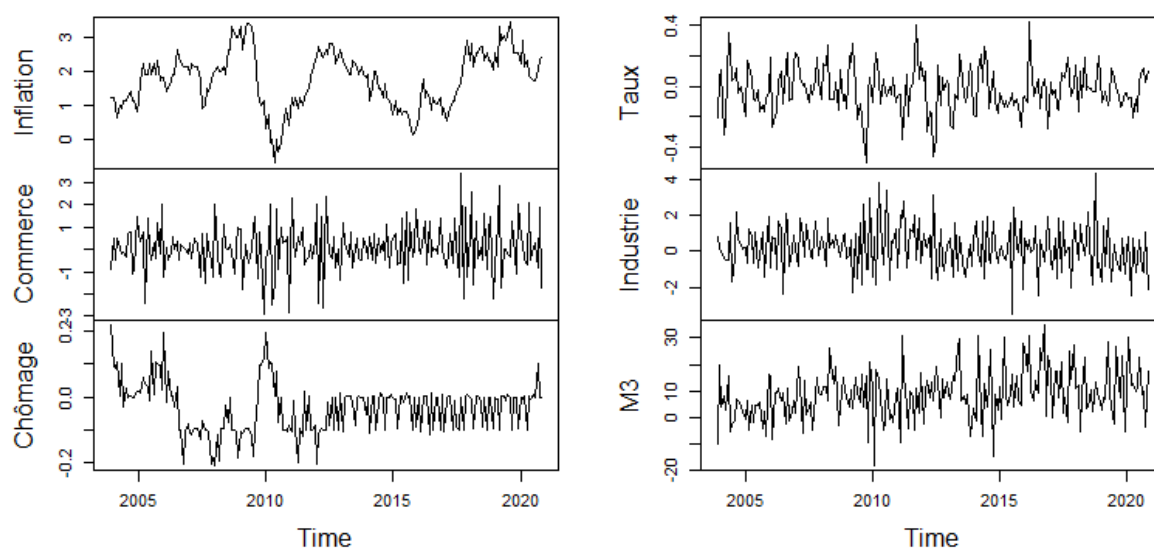


Figure 8. Flux de crédits en France et en Allemagne (2003-2020)

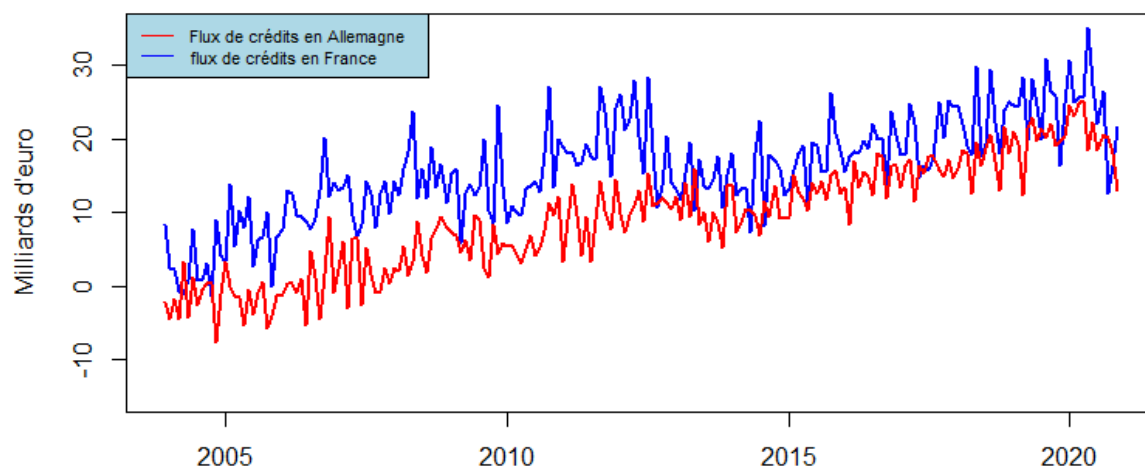
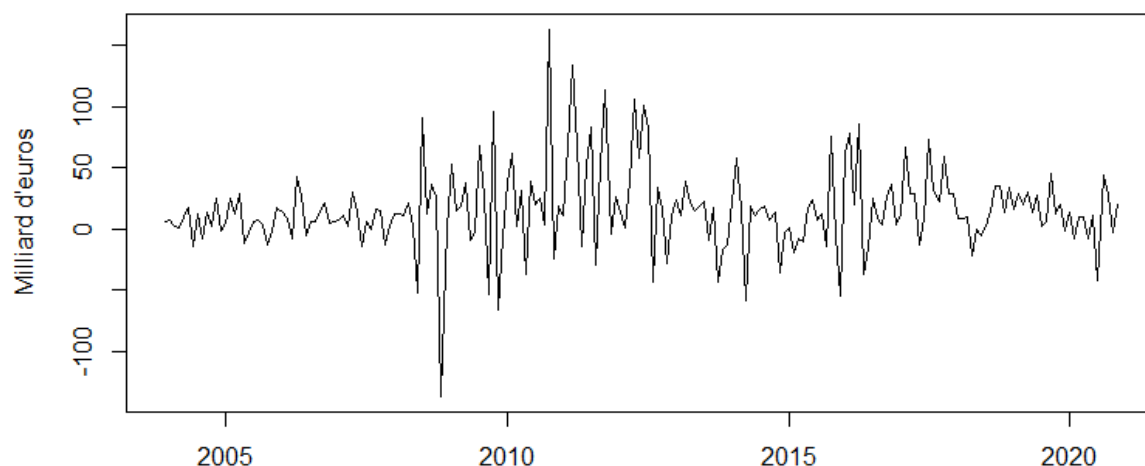


Figure 9. Flux de liquidité de la Banque Centrale Européenne (2003-2020)



### *Méthodologie*

Pour évaluer si la politique de la Banque Centrale Européenne a joué sur le canal du crédit, nous allons effectuer 2 estimations sur 2 périodes. La première étant sur la période (2003-2020), afin de voir si il existe une relation de long terme entre la base monétaire et la création de crédit. La seconde consistera à regarder la relation entre les flux de nouveaux crédits et les flux de liquidité injectés par la Banque Centrale avant 2009, et après 2009. Nous ferons donc un découpage de l'échantillon de départ de Janvier 2003 à Décembre 2008 pour effectuer l'estimation (en prenant la période de récession dedans), puis de Janvier 2009 à Janvier 2020, nous regarderons si la politique monétaire a joué sur le crédit.

Ce faisant, si l'assouplissement quantitatif est passé par le canal du crédit, normalement, après la crise, les variables propres à la base monétaire (BCE) devraient être statistiquement signifi-

catives. Si ce n'est pas le cas, c'est que la politique de QE n'est pas , ou peu passée par le canal du crédit.

Nous effectuons les estimations en utilisant la régression linéaire multiple avec la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Pour pouvoir appliquer cette méthode, les estimations doivent respecter les hypothèses de normalité des résidus, et d'homoscédasticité des erreurs. Pour vérifier ces hypothèses, nous utiliserons le test de Shapiro-Wilk et de Jarque-Bera pour vérifier l'hypothèse de normalité des résidus, le test de Brush-Pagan pour vérifier l'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs ( $p\text{-value} > 0.05$ ). De plus, les variables du modèle doivent être indépendantes entre elles, sinon, un risque de multicollinéarité est présent et risque de biaiser les résultats. Nous regarderons le critère VIF (variance inflation factor). Si celui-ci dépasse 5, nous retirerons la ou les variables concernées par ce critère. Enfin, nous regarderons également le test de Ramsey, précisant si la forme linéaire du modèle est adéquate ou non.

Compte tenu du nombre élevé de variables prises en compte pour la modélisation, nous avons procédé à des estimations ayant recours à la méthode du stepwise pour faire de la sélection de variables<sup>4</sup>.

### **III.2. Estimations sur l'économie Française**

*Période 2003-2020*

Comme énoncé précédemment, l'objectif ici, est de faire une régression linéaire multiple sur les flux de crédits de l'économie française, en regardant notamment si les variables associées aux flux de liquidités de la Banque Centrale expliquent de manière significative ces flux de crédits. En d'autres termes, nous cherchons à montrer l'existence d'une relation de long terme entre les crédits d'une part et la politique monétaire de la Banque Centrale Européenne d'autre part.

---

<sup>4</sup> Sous R, pour les MCO, le critère de sélection des variables est le critère d'information d'Akaike que l'algorithme de stepwise cherche à minimiser. De ce fait, le  $R^2$  sera maximal, i.e le pourcentage de variance de la variable dépendante qu'explique le modèle. Nous avons utilisé la méthode algorithmique de sélection de variable both (ajout et retrait de variables, variables partant d'un modèle avec seulement la constante) et forward (ajout de variables partant d'un modèle avec seulement la constante) pour faire la sélection des variables. Toutefois la sélection de variable peut amener à la présence de multicollinéarité dans les modèles. En ce sens, certains modèles seront obtenus en enlevant certaines variables.

Tableau 1. Régressions sur les flux de crédit en France sur la période 2003-2020

	Step Forward	Modèle 2	Modèle 3
(Intercept)	16.975*** (1.017)	16.224*** (1.341)	16.142*** (1.339)
Inflation <sub>t-2</sub>	-1.750*** (0.487)	-1.726*** (0.491)	
Chômage <sub>t-1</sub>	-10.746# (5.477)	-10.497# (5.506)	-10.701# (5.510)
BCE <sub>t</sub>	0.040** (0.014)	0.038** (0.014)	0.041** (0.014)
BCE <sub>t-1</sub>	0.031* (0.014)	0.033* (0.014)	0.035* (0.014)
Chômage <sub>t-2</sub>	-7.062 (5.387)	-7.105 (5.390)	-8.367 (5.414)
Commerce <sub>t-2</sub>	1.141* (0.533)	1.174* (0.535)	1.171* (0.536)
Commerce <sub>t-1</sub>	0.969# (0.533)	1.025# (0.536)	1.030# (0.537)
Taux <sub>t-1</sub>		-4.473 (3.193)	-3.977 (3.197)
Taux <sub>t-2</sub>		2.710 (3.202)	2.928 (3.210)
M3 <sub>t-1</sub>		0.112 (0.132)	0.107 (0.133)
Inflation <sub>t-1</sub>			-1.696*** (0.493)
R <sup>2</sup>	0.190	0.202	0.200
Adj. R <sup>2</sup>	0.161	0.161	0.159
Num. obs.	204	204	204
RMSE	6.420	6.421	6.429

\*\*\*p &lt; 0.001, \*\*p &lt; 0.01, \*p &lt; 0.05, #p &lt; 0.1

Le tableau 1<sup>5</sup> résume les différentes régressions sur les flux de crédit de l'économie française sur la période 2003-2020. Le modèle step forward a été obtenu avec la méthode algorithmique de sélection des variables "forward". Le modèle 2 a été obtenu à partir du modèle déterminé par le stepwise, auquel nous avons ajouté les taux longs, la masse monétaire au sens M3. Enfin, le modèle 3 diffère du modèle 2, en remplaçant la variable Inflation<sub>t-2</sub> par la variable Inflation<sub>t-1</sub> car le modèle 2, ne respecte pas l'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs<sup>6</sup> (voir annexe 3). En ce sens, c'est donc le modèle 3 que nous interprétons. On note qu'avec la mé-

<sup>5</sup> Les tests statistiques pour vérifier les hypothèses nécessaires à l'application des MCO sont disponibles en Annexe 3

<sup>6</sup> Le modèle 2 et 3 ont été estimés avec la méthode de White, mais certains écart-types de coefficients ne diminuent pas (voir annexe 7)



thode de sélection des variables, les variations de taux d'intérêts de long terme ou encore la croissance de la production industrielle ne sont pas des variables significatives. Bien qu'en ajoutant les variations des taux longs français dans les modèles 2 et 3, ces variables ne sont pas statistiquement significatives, même avec l'ajout des flux de la masse monétaire au sens M3.

D'après le modèle 3, les flux de crédits de l'économie française, entre Janvier 2003 et Janvier 2020, sont influencés, significativement, par les variations du taux de chômage, la croissance du chiffre d'affaires du commerce de détail, et par l'inflation.

Enfin, on constate que les flux de liquidité injectées par la Banque Centrale Européenne au secteur bancaire, ont un impact significatif sur les flux de nouveaux crédits en France sur cette période. D'après le modèle, en raisonnant toutes choses égales par ailleurs, une injection de 1 milliard d'euro aujourd'hui, engendre 0.041 milliard d'euro de crédits supplémentaires le même mois. De même, une injection de 1 milliard d'euro aujourd'hui engendre 0.035 milliard d'euro de nouveaux crédits dans l'économie française le mois suivant. On note également que la variable  $BCE_{t-2}$  n'est pas ressortie de manière significative dans le modèle avec la sélection de variable. Ceci ne signifie pas pour autant qu'une injection de liquidité de la Banque Centrale aujourd'hui n'a pas d'impact sur les crédits 2 mois après. Cet effet n'est seulement pas significatif, autrement dit moins fort en terme économique.

Ce que nous dit finalement cette régression sur les flux de crédits de l'économie française sur la période 2003-2020, c'est que la base monétaire, i.e les flux de liquidité de la Banque Centrale, injectées dans le système bancaire seraient bien passés par le canal du crédit. Il est donc établi que sur le long terme, la relation existe. Toutefois, nous devons maintenant regarder de manière plus détaillée si, après la crise financière de 2007-2008, la politique d'assouplissement quantitatif est également passée par le canal du crédit, comme nous l'avons vu de manière théorique dans la deuxième partie.

#### *Période d'après crise (2009)*

Afin de regarder l'impact sur l'économie française de la politique monétaire mise en place par la Banque Centrale Européenne après la crise (programme TLTRO, puis l'achat massif de titres d'Etat à partir de Janvier 2015). Pour cela, nous allons effectuer une estimation sur les flux de crédit sur la période allant de Janvier 2003 à Décembre 2008, puis une estimation allant de Janvier 2009 à Janvier 2020.

Tableau 2. Régressions des flux de crédit en France sur 2 périodes

	<b>Modèle 2003-2008</b>	<b>Modèle 2009-2020</b>
(Intercept)	8.983** (2.654)	15.682*** (1.186)
BCE <sub>t</sub>	0.082** (0.028)	0.025* (0.012)
BCE <sub>t-1</sub>	0.100** (0.029)	-0.015 (0.013)
BCE <sub>t-2</sub>	0.050 <sup>#</sup> (0.025)	-0.014 (0.013)
Taux <sub>t-1</sub>	5.853 (4.154)	-5.817* (2.844)
Chômage <sub>t-1</sub>	-8.953 (7.175)	-20.274*** (4.475)
Inflation <sub>t-1</sub>	-0.854 (1.018)	1.234* (0.493)
Commerce <sub>t-1</sub>	0.230 (0.824)	1.320** (0.477)
Commerce <sub>t-2</sub>	0.090 (0.836)	1.278** (0.474)
M3 <sub>t-1</sub>	0.062 (0.178)	0.239 <sup>#</sup> (0.125)
Industrie <sub>t-2</sub>	-0.327 (0.356)	0.754* (0.346)
R <sup>2</sup>	0.280	0.307
Adj. R <sup>2</sup>	0.160	0.250
Num. obs.	71	133
RMSE	5.009	4.771

\*\*\*p < 0.001, \*\*p < 0.01, \*p < 0.05, <sup>#</sup>p < 0.1

Le tableau 2<sup>7</sup> résume les deux estimations faites sur la période 2003-2008 puis 2009-2020, sur les flux de crédit Français comme énoncé précédemment.

Nous pouvons voir qu'avant la mise en place des premières mesures de politique non conventionnelle de la Banque Centrale Européenne en 2009, les crédits sont doré et déjà expliqués par les injections monétaires de la Banque Centrale et ce de manière significative. On observe que ces injections de liquidités ont un impact immédiat sur les crédits, mais également des répercussions ultérieures i.e, après avoir injecté de la monnaie dans le système financier. On peut noter que sur cette période, les injections ont un impact significatif sur les crédits, même

<sup>7</sup> Les tests statistiques pour vérifier les hypothèses nécessaires à l'application des MCO sont disponibles en Annexe 4

2 mois après, alors que précédemment, nous n'avions pas d'effet significatif. En outre, on constate que les effets de la base monétaire sur les crédits, avant 2009 sont plus forts que sur la période 2003-2020. Les coefficients sont entre 2 et 3 fois supérieurs à ceux du modèle 3, e.g, le modèle 3 nous dit que sur la période 2003-2020, pour un milliard d'euro injecté aujourd'hui, les flux de crédit, vont augmenter, toutes choses égales par ailleurs de 40 millions d'euros le même mois alors que sur la période 2003-2008, le modèle nous dit que pour 1 milliard euros injecté par la Banque Centrale Européenne, les flux de crédits augmentent de 82 millions d'euros, toutes choses égales par ailleurs.

La deuxième estimation sur la période d'après crise (2009-2020), nous montre que les flux monétaires de la BCE sur les flux de nouveaux crédits, comme pour la période 2003-2008, ont qu'un impact instantané. Néanmoins, il n'y a pas d'effet significatif sur les périodes suivantes. D'après le modèle, une injection de liquidité de 1 milliard entre 2009 et 2020, entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une hausse des flux de crédits de 25 millions d'euros. On remarque que ce chiffre est inférieur par rapport au chiffre donné par le modèle 3 (41 millions). On peut expliquer ce résultat qui est lié à la crise financière, ou le canal bancaire étant grippé ne fonctionnait pas bien, ce qui justifie la mise en place d'injection de liquidité dans le système bancaire. Ce modèle nous dit donc que cette politique a eu un faible impact sur les crédits, néanmoins notable. Le fait qu'il n'y ait pas d'effet significatif d'une injection de nouvelle monnaie, ou base monétaire sur les crédits peu s'expliquer par un effet de fuite de cette monnaie via un autre canal, notamment via le canal de rééquilibrage de portefeuille, car les banques; institutions financières, possèdent des actifs sur les marchés financiers et vont chercher également à rééquilibrer leurs portefeuilles. En ce sens, il semblerait que le canal du crédit, n'ait pas été le canal le plus sollicité par l'assouplissement quantitatif en France sur la période 2009-2020.

Par ailleurs, on note que d'autres variables, non significatives dans la période 2003-2008, le sont désormais sur la période 2009-2020, tel que les taux de croissance de la production industrielle, du chiffre d'affaires du commerce de détail ou encore les variations du taux de chômage.

### **III.3. Estimations sur l'économie Allemande**

#### *III.3.1. Evaluation sur la période 2003-2020*

Comme pour l'économie Française, ici, l'objectif est de savoir si une modélisation par MCO nous permet d'établir une relation de long terme entre les flux de crédits en Allemagne et la

politique monétaire de la Banque Centrale i.e, l'injection chaque mois de monnaie, dit base monétaire.

Tableau 3. Régressions sur les flux de crédit en Allemagne sur la période 2003-2020

	<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 1 avec White</b>
(Intercept)	3.258*	3.258**
	(1.313)	(1.164)
M3 <sub>t-1</sub>	0.183***	0.183***
	(0.053)	(0.048)
Inflation <sub>t-1</sub>	1.808**	1.808**
	(0.598)	(0.545)
Taux <sub>t-1</sub>	-1.270	-1.270
	(3.483)	(3.039)
BCE <sub>t</sub>	0.028.	0.028**
	(0.015)	(0.010)
BCE <sub>t-1</sub>	0.016	0.016
	(0.015)	(0.012)
BCE <sub>t-2</sub>	0.023	0.023#
	(0.016)	(0.014)
Commerce <sub>t-1</sub>	0.489	0.489
	(0.465)	(0.440)
R <sup>2</sup>	0.137	
Adj.R <sup>2</sup>	0.106	
Num. obs.	204	
RMSE	7.063	

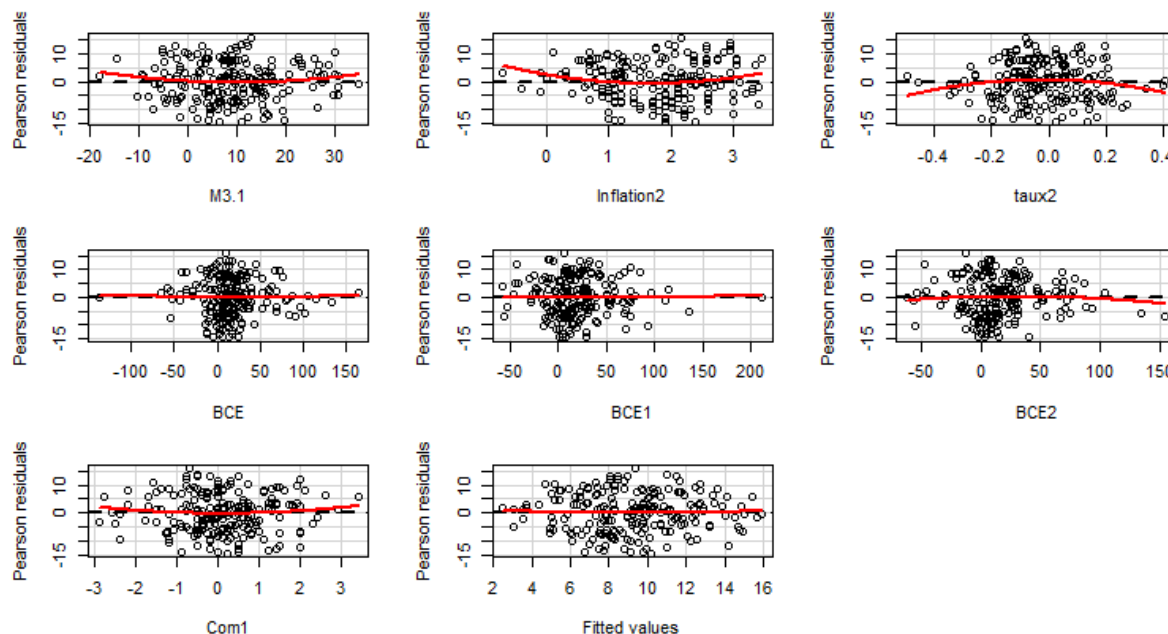
\*\*\*p < 0.001, \*\*p < 0.01, \*p < 0.05, #p < 0.1

Le tableau 3<sup>8</sup> présente 2 modèles pour l'économie Allemande établis sur la période 2003-2020. Le modèle 1, ne respectant pas l'hypothèse d'homoscédasticité au seuil de risque de 10%, nous avons alors regardé, quelles variables pouvaient en être à l'origine. La figure 10 nous montre les résidus en fonction de chaque variable et le test statistique à propos de la courbure des résidus, i.e que la variance des résidus n'est pas la même pour chaque variables incluse dans le modèle. En ce sens, 2 variables semblent expliquer la présence d'hétéroscédasticité dans le modèle: l'inflation et les taux longs. Cependant, comme ces variables, ayant des valeurs négatives, nous devons les élever au carré afin d'effectuer une régression par MCP. De ce fait, la relation n'aurait plus été linéaire. En ce sens, nous avons utilisé la méthode de White afin de corriger l'hétéroscédasticité présente dans le modèle. Ainsi, nous constatons qu'avec

<sup>8</sup> Les tests statistiques pour vérifier les hypothèses nécessaires à l'application des MCO sont disponibles en Annexe 3

cette méthode, l'écart type de tous les coefficients à l'exception de la constante est légèrement plus faible, ainsi que l'écart type de chaque variable.

Figure 10. Graphique des résidus par variable et test statistique de courbure



	Test stat	Pr(> Test stat )
M3.1	1.2569	0.21028
Inflation2	2.0309	0.04363 *
taux2	-1.8365	0.06781 .
BCE	0.1652	0.86899
BCE1	0.0913	0.92731
BCE2	-0.6778	0.49872
Com1	0.9224	0.35746
Tukey test	0.4036	0.68652

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

D'après le modèle corrigé par la méthode de White, la base monétaire émise par la Banque Centrale Européenne serait effectivement passée par le canal du crédit bancaire. Les effets d'une injection de liquidité aujourd'hui dans le système bancaire, à hauteur de 1 milliard d'euros, engendre d'après le modèle, 28 millions d'euro de nouveaux crédits à la même période dans l'économie Allemande, toutes choses égales par ailleurs. Cette même injection, entraîne également la création de 23 millions d'euros de crédits supplémentaires 2 mois après. On note que l'effet un mois après la hausse de la monnaie Banque Centrale dans le système bancaire n'affecte pas significativement les flux de crédits.

Le modèle corrigé par la méthode de White nous montre, donc, qu'une relation de long terme est établie entre la base monétaire, émise par la Banque Centrale Européenne, et les flux de crédits dans l'économie Allemande. Pour savoir si la politique d'assouplissement quantitatif est passée par le canal du crédit, nous allons, comme pour le cas de la France, effectuer une régression pendant la crise et après la crise.

### III.3.2. Période d'après crise (2009)

Tableau 4. Régressions des flux de crédit en Allemagne sur 2 périodes

	2003-2008	2009-2020
(Intercept)	-3.364*	8.282***
	(1.345)	(1.011)
M3 <sub>t-1</sub>	0.038	0.091*
	(0.058)	(0.039)
Inflation <sub>t-1</sub>	1.925*	2.865***
	(0.755)	(0.449)
BCE <sub>t</sub>	0.008	0.001
	(0.020)	(0.011)
BCE <sub>t-1</sub>	0.005	-0.019
	(0.022)	(0.012)
BCE <sub>t-2</sub>	0.005	-0.012
	(0.018)	(0.012)
Chômage <sub>t-1</sub>	-18.521***	-1.053
	(5.279)	(6.473)
Taux <sub>t-1</sub>	-5.374#	0.249
	(3.070)	(2.841)
Commerce <sub>t-1</sub>	0.146	0.372
	(0.493)	(0.340)
R <sup>2</sup>	0.413	0.304
Adj. R <sup>2</sup>	0.337	0.259
Num. obs.	71	133
RMSE	3.474	4.489

\*\*\*p < 0.001, \*\*p < 0.01, \*p < 0.05, #p < 0.1

Le tableau 4<sup>9</sup> résume les deux estimations faites sur la période 2003-2008 puis 2009-2020 sur les flux de crédit Allemands, comme énoncé précédemment.

La première régression sur la période 2003-2008, nous montre, contrairement à la régression MCP chômage sur la période 2003-2020, que la politique monétaire, à savoir la création de monnaie Banque Centrale ne joue pas de manière significative sur les flux de crédits Alle-

<sup>9</sup> Les tests statistiques pour vérifier les hypothèses nécessaires à l'application des MCO sont disponibles en Annexe 4

mands. La deuxième régression, faite sur la période après crise (2009-2020) nous apprend que les flux de monnaie Banque Centrale, n'ont pas d'impact significatif sur les flux de crédit en Allemagne. De plus, les coefficients associés sont proches de zéro, et même légèrement négatifs. Ce résultat nous suggère que le canal du crédit a été très peu sollicité par la politique d'assouplissement quantitatif en Allemagne. Une possible explication de ce résultat est, comme dans le cas Français, que cette monnaie Banque Centrale soit passée par un autre canal que celui du crédit. Une autre possibilité est également le fait que cette politique d'assouplissement quantitatif ait eu lieu en deux vagues en Europe (voir figure 5): la première via le programme LTRO ou le bilan est passé de 1500 milliards d'euros en 2009-2010 à 3000 milliards d'euro en 2013-2014, alors que la Banque Centrale Américaine, dans le même temps a fait passer son bilan de 800 milliards de dollars durant l'été 2008 à près de 3000 milliards en 2009. En ce sens, on peut se demander si la réponse monétaire de la BCE n'a pas été trop lente. Une autre possibilité est également le choix de la modélisation. Nous avons fait le choix de faire une modélisation linéaire, hors, il se peut qu'il y ait des changements de régime dans les séries, bien que l'hypothèse de linéarité des 2 modèles soit respectée.

### **III.4. Discussion des résultats**

Dans cette section, nous allons discuter des résultats des régressions, sur leur apport en terme d'évaluation de la politique d'assouplissement quantitatif, mais également des limites du type de modèle choisi.

Les régressions faites sur la période 2003-2020 pour chaque pays respectifs nous a montré qu'il existe bien une relation sur la période 2003-2020, entre les flux monétaires émanant de la Banque Centrale Européenne et les flux de crédits. Toutefois, en décomposant cette période globale entre la période comprenant la récession économique (2003-2008) puis la période post crise (2009-2020), les résultats sont modifiés.

Dans le cas de l'économie Française, il semblerait que la politique d'assouplissement quantitatif ait eu un effet significatif sur les flux de crédits après la crise, mais seulement de manière immédiate. Pour le cas Allemand, on constate que les injections de liquidité de la BCE n'ont pas influencé de manière significative les flux de crédits en Allemagne sur les deux périodes.

Sur le plan technique, ces résultats sont discutables sur plusieurs points. La qualité des données, notamment les données sur les crédits, ne sont stationnaires qu'au seuil de risque de

10%. Nous avons tout de même gardé ces données sous cette forme afin de faciliter l'interprétation des résultats. De plus, les  $R^2$  des différents modèles sont assez faibles (inférieur à 0.5), ce qui peut être le résultat d'omission de variables, bien que nous ayons tout de même un panel assez large.

Deuxièmement, le choix du type de modèle peut également être critiqué. Bien que tous les modèles présentés, respectent l'hypothèse de linéarité d'après le test de Ramsey, nous avons vu que dans le cas de L'Allemagne, certaines variables étaient responsables d'une différence significative dans la variance des résidus. En ce sens, nous aurions pu effectuer une régression par moindres carrés pondérés, avec comme poids, la variable au carré, mais la relation n'aurait plus été linéaire. Nous avons choisi, pour des questions techniques de garder la forme linéaire du modèle.

Enfin, comme la politique d'assouplissement quantitatif, peut passer à travers plusieurs canaux comme nous l'avons vu dans la deuxième partie. Une modélisation par vecteur autorégressif (VAR) permettrait de prendre en compte l'interdépendance entre les autres variables.

Sur un plan plus théorique, ces résultats peuvent se justifier également. Les banques, étant normalement les financeurs de l'économie réelle, i.e des ménages et des entreprises n'ayant pas accès aux marchés financiers; celles-ci n'ont que peu retranscrit sous forme de crédit l'abondance de liquidité qu'elles ont reçus via la vente de leurs obligations d'Etats d'après nos modèles. En ce sens, on peut supposer que cet excédent de liquidité est resté en partie sur les comptes des banques commerciales à la Banque Centrale, ou bien, cette liquidité a été utilisée à d'autres fins, mais n'a été que peu utilisée pour la création de crédits. Comme l'expliquent Monvoisin et Rochon (2018), ils estiment que les facilités de dépôts des banques dans la zone euros, s'élevaient à 800 milliards d'euros en 2012. Il faut alors s'interroger sur les raisons ayant conduit à cette situation. Ces derniers nous expliquent que le raisonnement de départ, statuant sur le fait qu'une hausse des réserves sur les comptes des banques commerciales, entraînera une hausse des crédits est erroné. Le problème n'est pas le montant des réserves mais la solvabilité des demandeurs de crédit. 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.



## **IV. Conclusion**

L'objet de cette étude était de déterminer si la politique d'assouplissement quantitatif, menée par la Banque Centrale Européenne afin de répondre à la crise financière, puis économique de 2008, est passée par le canal du crédit bancaire pour les économies Française et Allemande. Nous avons trouvé qu'une relation existait pour chaque pays entre les flux de la base monétaire et les flux de crédits dans ces deux pays sur la période 2003-2020. Néanmoins, en découpant la période d'étude (pendant puis après la crise), nous constatons que cette relation est moins significative, notamment pour l'économie Allemande. En ce sens, il semble que cette politique est été peu efficace via ce canal, ce qui pose tout de même problème, puisque les banques sont le vecteur traditionnel du financement de l'économie.

En outre, avec l'arrivée d'une nouvelle crise économique suite à la pandémie mondiale de coronavirus, annoncée plus violente que la précédente, n'est-ce pas le moment pour les Banques Centrales de changer de paradigme, et de passer de l'assouplissement quantitatif "classique", à une monétisation des dettes souveraines, au moins pour un temps...

## V. Bibliographie

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

Ubide A. (2014), Part II (Similarities and differences among the policies of the four big central banks), *Monetary policies after the great recession*, Ed Vallès J. Banco de España.

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.

Bean C., Paustian M., Penleaver A., Taylor, T. (2010), "Monetary Policy after the Fall", presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City Annual Conference, Jackson Hole, Wyoming.

Monvoisin V., Rochon L. (2018), Chapitre 9 (La monnaie endogène et la question du financement 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'économie post-keynésienne*, Ed Seuil Berr E., Monvoisin V., Ponsot J.

## VI. Annexes

Annexe 1. Tableau récapitulatif des test ADF pour les variables Françaises.

Variables	P-value adf
Crédit	0,03
IPC t-1	0,022
IPC t-2	0,015
Indus t-1	0,01
Indus t-2	0,01
taux t-1	0,01
taux t-2	0,01
BCE	0,01
BCE t-1	0,01
BCE t-2	0,01
Commerce t-1	0,01
Commerce t-2	0,01
M3 t-1	0,021
Chômage t-1	0,037
Chômage t-2	0,042

Annexe 2. Tableau récapitulatif des test ADF et KPSS pour les variables Allemandes

Variables	P-value test adf	P-value test KPSS
Crédit	0,077	
IPC t-1	0,1975	<0,1
IPC t-2	0,068	
Indus t-1	0,0154	
Indus t-2	0,01	
taux t-1	0,01	
taux t-2	0,01	
BCE	0,01	
BCE t-1	0,01	
BCE t-2	0,01	
Commerce t-1	0,01	
Commerce t-2	0,01	
M3 t-1	0,01	
Chômage t-1	0,022	
Chômage t-2	0,091	

Annexe 3. p-values test d' hypothèse et VIF période 2003-2020 France

Test	Step forward	Modèle 2	Modèle 3
Shapiro-Wilk	0.3076	0.6773	0.6692
Jarque-Bera	0.4728	0.7005	0.6863
Brush-Pagan	0.1062	<b>0.04556</b>	0.05628
Ramsey	0.4758	0.4543	0.3468

### Indice d'inflation de variance modèle 3:

BCE	BCE1	Com1	Com2	U1	U2	taux2	taux3	M3.1	Inflation2
1.049819	1.058388	1.362588	1.368239	1.296432	1.290619	1.123975	1.143635	1.056273	1.040625

### Annexe 4. p-values test d' hypothèse et VIF modèles France pendant et après crise

Test	2003-2008	2009-2020
Shapiro-Wilk	0.2142	0.2644
Jarque-Bera	0.3375	0.1862
Brush-Pagan	0.5124	0.2466
Ramsey	0.7239	0.3878

### Indice d'inflation de variance modèle 2003-2008:

BCE	BCE1	BCE2	Indus2	taux2	Inflation2	Com1	Com2	M3.1	U1
1.868290	2.429680	1.314343	1.084699	1.105556	1.303270	1.244524	1.324472	1.213601	1.237556

### Indice d'inflation de variance modèle 2009-2020:

BCE	BCE1	BCE2	Inflation2	Com1	Com2	Indus2	U1	taux2	M3.1
1.088046	1.071365	1.040242	1.028760	1.495212	1.464475	1.105833	1.015228	1.032857	1.047411

### Annexe 5. p-values test d'hypothèse et VIF modèle 1 période 2003-2020 Allemagne

Test	Modèle 1
Shapiro-Wilk	<b>0.0312</b>
Jarque-Bera	0.08567
Brush-Pagan	<b>0.05162</b>
Ramsey	0.664

### Indice d'inflation de variance modèle 1:

M3.1	Inflation2	taux2	BCE	BCE1	BCE2	Com1
1.047579	1.013500	1.037564	1.033900	1.054644	1.019739	1.015989

## Annexe 6. p-values test d'hypothèse et VIF modèles Allemagne pendant et après crise

Test	2003-2008	2009-2020
Shapiro-Wilk	0.901	0.1218
Jarque-Bera	0.9294	0.1442
Brush-Pagan	0.855	0.1865
Ramsey	0.3115	0.5477

Indice d'inflation de variance modèle 2003-2008:

M3.1	Inflation2	BCE	BCE1	BCE2	U1	taux2	Com1
1.119046	1.649187	2.036955	2.876164	1.407888	1.516069	1.224046	1.039159

Indice d'inflation de variance modèle 2009-2020:

M3.1	Inflation2	U1	Com1	BCE	BCE1	BCE2	taux2
1.069791	1.024360	1.059392	1.042871	1.050599	1.037451	1.026800	1.072675

## Annexe 7. Modèle 2 et 3 France corrigés avec la méthode de White

	Modèle 2	Modèle 2 White	Modèle 3	Modèle 3 White
(Intercept)	16.224*** (1.341)	16.224*** (1.161)	16.142*** (1.339)	16.142*** (1.187)
BCE <sub>t</sub>	0.038** (0.014)	0.038** (0.012)	0.041** (0.014)	0.041** (0.012)
BCE <sub>t-1</sub>	0.033* (0.014)	0.033* (0.013)	0.035* (0.014)	0.035* (0.013)
Commerce <sub>t-1</sub>	1.025· (0.536)	1.025· (0.583)	1.030· (0.537)	1.030· (0.582)
Commerce <sub>t-2</sub>	1.174* (0.535)	1.174* (0.507)	1.171* (0.536)	1.171* (0.508)
Chômage <sub>t-1</sub>	-10.497· (5.506)	-10.497· (6.334)	-10.701· (5.510)	-10.701· (6.353)
Chômage <sub>t-2</sub>	-7.105 (5.390)	-7.105 (5.900)	-8.367 (5.414)	-8.367 (5.918)
Taux <sub>t-1</sub>	-4.473 (3.193)	-4.473 (3.249)	-3.977 (3.197)	-3.977 (3.267)
Taux <sub>t-2</sub>	2.710 (3.202)	2.710 (3.197)	2.928 (3.210)	2.928 (3.199)
M3 <sub>t-1</sub>	0.112 (0.132)	0.112 (0.131)	0.107 (0.133)	0.107 (0.133)
Inflation <sub>t-2</sub>	-1.726*** (0.491)	-1.726*** (0.395)		
Inflation <sub>t-1</sub>			-1.696*** (0.493)	-1.696*** (0.396)
R2	0.202		0.200	
Adj. R2	0.161		0.159	
Num. obs.	204		204	
RMSE	6.421		6.429	

\*\*\*p < 0.001, \*\*p < 0.01, \*p < 0.05, ·p < 0.1

## Annexe 8. Matrice des corrélations variables Françaises

	BCE	BCE1	BCE2	Inflation3	Inflation2	Com1	Com2	U1	U2	taux2	taux3	Indus	Indus2	M3.1
BCE	1,000													
BCE1	-0,158	1,000												
BCE2	-0,002	-0,075	1,000											
Inflation3	-0,076	-0,053	-0,068	1,000										
Inflation2	-0,041	-0,019	-0,054	0,961	1,000									
Com1	-0,072	0,057	0,005	-0,049	-0,037	1,000								
Com2	-0,013	-0,110	0,096	-0,043	-0,047	-0,487	1,000							
U1	0,020	-0,054	-0,025	0,064	0,014	-0,028	-0,079	1,000						
U2	0,053	0,027	-0,035	0,017	-0,061	-0,076	-0,041	0,457	1,000					
taux2	-0,009	-0,005	0,050	-0,005	0,051	0,050	0,010	-0,046	-0,022	1,000				
taux3	0,005	-0,030	0,020	0,040	0,080	0,036	0,039	-0,102	-0,034	0,325	1,000			
Indus	0,100	-0,027	0,049	-0,056	-0,080	0,022	0,136	-0,133	-0,029	0,052	-0,001	1,000		
Indus2	-0,054	0,058	-0,003	-0,085	-0,083	-0,104	0,047	-0,029	-0,125	-0,049	0,051	-0,417	1,000	
M3.1	0,120	-0,099	-0,024	-0,104	-0,122	-0,062	-0,020	-0,012	-0,004	-0,084	-0,096	0,016	-0,001	1,000

## Annexe 8. Matrice des corrélations variables Allemandes

	BCE	BCE1	BCE2	Inflation2	Inflation3	Com1	Com2	U1	U2	taux2	taux3	Indus	Indus2	M3.1
BCE	1,000													
BCE1	-0,158	1,000												
BCE2	-0,002	-0,075	1,000											
Inflation2	-0,054	0,038	-0,017	1,000										
Inflation3	-0,109	0,004	-0,039	0,804	1,000									
Com1	0,000	0,056	0,055	-0,006	-0,034	1,000								
Com2	0,145	-0,069	0,040	0,040	-0,052	-0,463	1,000							
U1	-0,112	-0,080	-0,057	-0,225	-0,202	-0,050	0,021	1,000						
U2	-0,085	-0,124	-0,072	-0,287	-0,256	-0,005	-0,018	0,545	1,000					
taux2	-0,050	-0,058	0,059	0,085	0,021	-0,027	-0,080	-0,166	-0,049	1,000				
taux3	-0,033	-0,071	-0,046	0,103	0,070	-0,090	-0,034	-0,167	-0,157	0,324	1,000			
Indus	0,073	0,037	0,144	-0,083	-0,059	-0,204	0,149	-0,094	-0,048	0,066	0,000	1,000		
Indus2	0,024	0,086	0,070	-0,035	0,025	0,187	-0,170	-0,077	-0,128	-0,023	0,063	-0,404	1,000	
M3.1	0,035	0,107	0,058	0,033	-0,021	-0,076	0,066	-0,019	-0,132	-0,134	-0,050	-0,086	0,201	1,000