

## **Projet de Statistiques Appliquées**

En partenariat avec la Direction Générale du Trésor

---

# **L'efficacité des politiques publiques et le sentiment**

---

*Auteurs :*

Pierre-Alexandre ARANEGA  
Hugo CARRIÉ  
Clément CHAFFARD

*Encadrants :*

M. Raphaël LEE  
M. Olivier LOISEL

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Revue de littérature</b>	<b>2</b>
2.1	Les conséquences économiques controversées du sentiment . . . . .	2
2.1.1	Les trois théories de la confiance . . . . .	2
2.1.2	Les conséquences économiques de l'incertitude . . . . .	3
2.2	Le sentiment, une notion globale ? . . . . .	3
2.2.1	Le sentiment est difficilement mesurable . . . . .	3
2.2.2	Les différentes mesures du sentiment sont peu corrélées au niveau national . . . . .	4
2.2.3	Un sentiment global semble émerger des corrélations entre pays . . . . .	4
<b>3</b>	<b>Données utilisées et choix des variables</b>	<b>4</b>
3.1	Choix et origine des variables . . . . .	4
3.1.1	Le choix des variables de choc de politique publique . . . . .	4
3.1.2	Le choix des variables permettant de juger de l'efficacité d'un choc . . . . .	4
3.1.3	Le choix des variables de sentiment . . . . .	5
3.2	Transformation et nettoyage des données . . . . .	5
<b>4</b>	<b>Statistiques descriptives</b>	<b>6</b>
4.1	Corrélation intertemporelle des variables, tous États confondus . . . . .	6
4.2	Evolution temporelle des variables : l'exemple de la France . . . . .	7
4.3	Deux périodes singulières pour l'économie et le sentiment : 2000-2002 et 2007-2012 . . . . .	8
4.4	Influence du sentiment sur l'économie : l'exemple de la France . . . . .	8
<b>5</b>	<b>Modélisation</b>	<b>10</b>
5.1	Le modèle de réponse moyenne . . . . .	10
5.2	Le modèle by-bins . . . . .	11
5.3	Le modèle en niveau . . . . .	12
<b>6</b>	<b>Exposition des résultats principaux</b>	<b>12</b>
6.1	Modèle 1 . . . . .	12
6.1.1	Remarques générales . . . . .	12
6.1.2	Réponse moyenne à un choc de politique budgétaire . . . . .	12
6.1.3	Réponse moyenne à un choc de politique fiscale . . . . .	13
6.1.4	Réponse moyenne à un choc de politique monétaire . . . . .	14
6.2	Modèle 2 . . . . .	14
6.2.1	Remarques générales . . . . .	14
6.2.2	Réponse additionnelle d'un choc de politique budgétaire en fonction du sentiment . . . . .	15
6.2.3	Réponse additionnelle d'un choc de politique fiscale en fonction du sentiment . . . . .	17
6.2.4	Réponse additionnelle d'un choc de politique monétaire en fonction du sentiment . . . . .	18
6.3	Modèle 3 . . . . .	19
6.3.1	Réponse additionnelle d'un choc de politique budgétaire en fonction du sentiment . . . . .	19
6.3.2	Réponse additionnelle d'un choc de politique fiscale en fonction du sentiment . . . . .	20
6.3.3	Réponse additionnelle d'un choc de politique monétaire en fonction du sentiment . . . . .	20
6.3.4	Un exemple concret : simulation d'un choc de dépenses publiques en France . . . . .	21
<b>7</b>	<b>Conclusion</b>	<b>22</b>

## Remerciements

Nous tenons à remercier sincèrement M. Raphaël Lee pour son implication et son dévouement tout au long de la réalisation de ce projet de statistiques appliquées.

Par son organisation et son anticipation, il a permis à notre projet de se dérouler de manière pérenne, dans des conditions optimales et dans un cadre parfaitement bien défini. Il a su nous épauler tout au long de cette étude, en nous aidant à surmonter les difficultés rencontrées, en se montrant disponible, patient et bienveillant. Ses conseils avisés ont été déterminants dans le choix de notre modèle, et ses explications nous ont permis d'exploiter au mieux les résultats de nos modélisations.

Nous avons beaucoup appris à ses côtés. Ces enseignements sont à la fois théoriques et pratiques : nous avons pu mettre à profit les compétences acquises à l'ENSAE Paris dans un cadre très concret, mais nous avons aussi et surtout découvert comment surmonter les obstacles posés par l'utilisation de vraies données, ne satisfaisant pas forcément toutes les hypothèses habituellement faites dans le cadre d'un cours.

Nous lui sommes donc grandement reconnaissants d'avoir bien voulu nous faire profiter de son expérience, de son recul et de son expertise.

---

**Résumé :** Ce projet a pour objet d'étudier la notion de sentiment, et ses liens avec l'efficacité des chocs de politique publique à court et moyen terme. Dans un premier temps, nous cherchons à l'aide de la littérature à caractériser le sentiment, variable multidimensionnelle intégrant des composantes de confiance des consommateurs et des agents, d'incertitude économique et de volatilité financière. A l'aide de statistiques descriptives, nous constatons que les composantes du sentiment semblent être liées et coévoluer modérément. Par ailleurs, nous exhibons la corrélation entre le sentiment et le cycle économique, ainsi que la forte densité de chocs de politique publique en périodes de bas sentiment et/ou de contraction, traduisant l'effet stabilisateur des dépenses publiques.

Dans un second temps, nous cherchons à modéliser l'effet à court et moyen terme (horizon 1 à 4 ans) du sentiment sur l'efficacité des politiques publiques dans six pays (France, Allemagne, Italie, Espagne, Grande-Bretagne, Etats-Unis) depuis 1995 en utilisant la méthode de projection locale définie par Jordà (2005). Cette méthode, qui semble relativement robuste à une mauvaise spécification, et performante même sur des petits échantillons comme le nôtre (25 périodes), nous permet par ailleurs d'utiliser les Moindres Carrés Ordinaires (MCO), ce qui comporte des avantages en termes d'interprétabilité. Nous déclinons trois modèles dans ce projet.

Le premier nous permet de caractériser la réponse moyenne du niveau des prix, de l'emploi, et de la valeur ajoutée à un choc de politique monétaire, budgétaire ou fiscal, en moyenne et par pays, en contrôlant par des retards de la variable expliquée, et en contrôlant les effets fixes secteur et pays par l'inclusion d'indicatrices. Il servira de *benchmark* pour évaluer le rôle que joue le sentiment dans l'efficacité des chocs de politique publique. Nous concluons principalement sur l'efficacité immédiate des chocs de politique monétaire contractionniste sur l'emploi, qui semble persistant. Même si les seuils de confiance sont faibles à cause du faible nombre d'observations, il semble par ailleurs que les chocs budgétaires et fiscaux aient dans un premier temps un effet contractionniste sur la valeur ajoutée et l'emploi, avant de les stimuler à moyen terme. Un modèle *bis* exhibe les variations d'efficacité des chocs de politique publique en fonction des pays. On trouve ainsi que les réponses moyennes globales cachent des réponses moyennes nationales parfois opposées. Dès lors, certains de nos résultats demeurent inattendus et contradictoires avec certaines théories économiques. Plusieurs explications sont proposées pour expliquer ces différences.

Dans le deuxième, nous intégrons la notion de sentiment. Pour chaque caractérisation du sentiment, nous faisons interagir les chocs avec le sentiment *by bins*, subdivisé en 3 niveaux : haut, moyen et bas. Cette subdivision permet de gagner en robustesse au niveau de la variance du modèle. L'étude des coefficients associés au terme d'interaction de choc et du sentiment *by-bins* nous permet d'évaluer les réponses additionnelles à un choc de politique publique en fonction du sentiment. Globalement, il semble que les chocs de politique publique soient particulièrement efficaces à moyen terme lorsque la confiance et la volatilité sont basses, ou l'incertitude haute. Cela semble accréditer l'hypothèse keynésienne selon laquelle le sentiment est dû à des esprits animaux irrationnels. Dans les périodes de haute confiance, il semble également qu'il y ait une réponse additionnelle rapide, persistante et positive à un choc de politique budgétaire, possiblement imputable à une variation du multiplicateur keynésien.

Le troisième modèle, où le sentiment en niveau interagit avec les variables de choc, nous permet de compléter le modèle *by-bins* et de réaliser des simulations d'impact de choc de politique publique dans un pays donné, pour un horizon donné. Par rapport au modèle *by-bins*, le modèle en niveau perd en biais mais gagne en variance. Il permet d'identifier la réponse additionnelle des variables macroéconomiques à une hausse d'un point de sentiment lors d'un choc unitaire de politique publique. Nos résultats sont particulièrement consistants sur les périodes d'incertitude économique. Nous mettons en pratique ce modèle en proposant une simulation *in concreto* de l'effet d'un choc de dépense publique en France. Les résultats de la simulation sont globalement cohérents avec les résultats *by-bins*, et semblent accréditer l'efficacité des chocs de dépenses publiques en période de haute confiance.

---

**Mots-clés :** Sentiment, Efficacité, Evaluation, Choc, Budgétaire, Fiscal, Monétaire, Politiques, Projection Locale, *by-bins*, Simulation, Réponse Additionnelle.

# 1 Introduction

« La seule chose dont nous devons avoir peur est la peur elle-même » disait Franklin Roosevelt en 1933. Son *New Deal* a précisément réussi à rassurer les Américains et à relancer l'économie après une crise financière mondiale sans précédent. Après la crise de 2008, dont l'ampleur fut planétaire, il semble qu'aucune politique publique n'ait été en mesure de permettre une reprise économique aussi rapide.

Face à la récession engendrée par la crise mondiale de 2008, les membres de l'OCDE ont proposé des politiques publiques fortes afin de soutenir l'activité économique : plans de relance, mesures sociales financées par endettement, politiques monétaires conventionnelles et non conventionnelles, etc. Pour autant, la reprise économique est plus timide que prévue, et un certain pessimisme s'est installé à propos de la conjoncture et de l'efficacité des politiques publiques, qu'elles soient fiscales, monétaires ou budgétaires, pour stimuler une croissance durable, créer des emplois et agir sur le niveau des prix. De plus, la valeur de la dette publique des économies avancées a explosé depuis la crise, mettant l'impératif de performance au premier plan des préoccupations liées aux dépenses politiques.

Alors, un nouveau facteur clé de succès des politiques publiques a été avancé dans le débat afin d'expliquer leur réussite en demi-teinte : il s'agit du « sentiment » des agents. Le sentiment se définit comme l'ensemble des anticipations que font les agents sur les états futurs possibles de l'économie et leurs probabilités de réalisation. Le sentiment influence donc les choix des agents, et peut être le reflet aussi bien d'arguments rationnels fondés sur des faits que de tendances psychologiques plus ou moins optimistes. Il semble donc être cause et conséquence du cycle économique.

Dans un premier temps, notre étude analyse l'évolution du sentiment depuis 1990. Différents indicateurs issus de la littérature nous permettent de capter les espoirs et les craintes des consommateurs, des producteurs et des marchés financiers. Chacun de ces acteurs ayant ses priorités propres, dont dépendent leurs anticipations, nous cherchons d'une part à distinguer les indicateurs les plus pertinents. Dès lors, l'efficacité d'une politique publique sur la confiance des acteurs du cycle économique dépendra de sa capacité à améliorer les variables clés au regard des agents qu'elle cible en priorité.

Nous évaluons d'autre part l'efficacité des politiques publiques dans six pays développés (France, Allemagne, Italie, Espagne, Royaume-Uni, États-Unis) depuis 1995, conditionnellement au sentiment des agents au moment de leur mise en place. Dans cette optique, nous retenons comme objectifs principaux des politiques publiques la croissance de la valeur ajoutée, l'évolution du nombre d'employés et la variation du niveau des prix. L'analyse croisée des jeux de données mis à notre disposition par notre encadrant nous a permis d'établir des fonctions de réponses aux chocs de politiques avec différents retards.

Nous déclinons trois modèles : le premier capture la réponse moyenne de chaque variable d'intérêt à des chocs de politique monétaire, fiscale et budgétaire. Dans le second, nous réestimons l'impact de ces chocs selon que le sentiment est haut, moyen ou bas (modèle *by-bins*, en considérant la confiance comme une variable discrète). Le troisième modèle fait de la confiance une variable continue afin d'estimer l'effet marginal d'un point de confiance supplémentaire sur l'efficacité d'un choc unitaire de politique publique. Sur cette base et à titre d'exemple, nous établissons une simulation sur 4 ans des conséquences d'un choc de dépenses publiques en France en 2017.

## 2 Revue de littérature

Dans la littérature, de nombreux débats entourent la définition du sentiment, son mode de transmission, et - donc - l'impact qu'il peut avoir sur l'efficacité des politiques publiques. Dans leur livre *Les esprits animaux : Comment les forces psychologiques mènent la finance et l'économie* paru en 2009, Akerlof et Shiller proposent une décomposition du sentiment entre la confiance et l'incertitude. En suivant cette subdivision, la confiance des agents mesure l'optimisme ou le pessimisme, rationnels ou non, des anticipations économiques des différentes catégories d'agents (ménages, dirigeants d'entreprise, etc.). Liée à l'aversion au risque des agents, l'incertitude complète la notion de confiance en s'intéressant à l'étendue des états futurs possibles de l'économie et à la distribution imparfaitement connue des probabilités avec lesquelles chacun de ces états possibles pourraient se réaliser.

Afin de déterminer la meilleure réponse de politique publique pour dynamiser l'économie en fonction du niveau de confiance, il est capital de comprendre comment le sentiment agit sur les variables macroéconomiques. Dans cette partie, nous analysons les apports de la littérature théorique et empirique sur la caractérisation du sentiment et ses conséquences économiques.

### 2.1 Les conséquences économiques controversées du sentiment

#### 2.1.1 Les trois théories de la confiance

Il n'existe pas de consensus dans la littérature économique quant à la transmission et aux conséquences économiques du sentiment de confiance chez les agents. Si le courant keynésien pense que la confiance est liée aux « esprits animaux irrationnels » (*Théorie Générale*, Keynes, 1936) et n'a pas de conséquence durable sur l'équilibre ni la trajectoire de l'économie, la thèse des « esprits animaux autoréalisateurs » défendue notamment par Roger Farmer prend de l'ampleur depuis les années 2000. Enfin, certains économistes croient en une transmission beaucoup plus rationnelle de la confiance entre les agents, *via* les actualités et les nouvelles économiques.

#### **Le niveau de confiance ne se matérialise pas sur la trajectoire de l'économie**

La théorie keynésienne veut que les fluctuations macroéconomiques autour d'une trajectoire soient liées à une approche psychologique des parties prenantes : leur optimisme dynamiserait la croissance et leur pessimisme l'endiguerait. Pour autant, dans le modèle de Keynes, cet aspect psychologique ne se concrétise pas dans une variation des variables macroéconomiques fondamentales. Ce parti-pris aurait évidemment des conséquences majeures sur les politiques publiques à adopter. Dans le modèle de Keynes (*La Théorie Générale*, 1936), le sentiment n'a qu'un impact de court terme sur l'offre et la demande. Ainsi, une perte de confiance dans l'économie mène à une baisse de l'investissement qui éloigne la demande de court terme de l'équilibre et aboutit en sus à une hausse du chômage. Keynes préconise alors de compenser cette baisse de l'investissement par une hausse des dépenses gouvernementales, notamment *via* des politiques fiscales. Ce faisant, la demande de court terme repart à la hausse, le chômage diminue, et l'économie se rapproche de son équilibre de long-terme.

Une telle vision de la confiance supposerait donc que l'Etat devrait dépenser plus dans des phases de basse confiance, afin d'endiguer l'effet purement psychologique et de soutenir l'emploi et la demande. Les politiques publiques seraient donc particulièrement efficaces en des temps où les niveaux de confiance dans l'économie sont bas.

#### **Les effets autoréalisateurs de la confiance mènent à des changements d'équilibre**

Depuis 1999 et son papier *La Macroéconomie des prophéties autoréalisatrices*, l'économiste britannique Roger Farmer n'a eu de cesse de démentir la théorie keynésienne. Dans un modèle présenté dans différents articles (Farmer 2008, 2009, 2010 notamment), il démontre en microfondant la théorie keynésienne que les croyances des agents se matérialisent et résultent effectivement en une variation des variables fondamentales. Farmer illustre notamment son propos par la crise immobilière de 2007 dans un papier de 2011. Le bouleversement soudain du sentiment d'optimisme s'est traduit par le passage d'un équilibre dynamique de hausse des prix à un équilibre stable à prix plus bas et plus haut taux de chômage. Les attentes des parties prenantes sont donc vues comme autoréalisatrices, et résultent en des changements d'équilibre de l'économie.

Cela se traduit par des conclusions différentes de celles de Keynes en ce qui concerne les politiques publiques à mettre en oeuvre lorsque s'étirole le sentiment de confiance. Dans le modèle développé par Farmer, les anticipations des agents sont autoréalisatrices, ce que l'économiste traduit par le fait que l'évolution du prix

réel des actifs financiers, guidée par la confiance, fasse varier le niveau de la production, et non l'inverse comme le veut la théorie classique. Le niveau réel du prix des actifs financiers à un instant  $t$  varie donc uniquement selon une « fonction de croyance », avec le niveau de chômage en  $t - 1$  et les croyances passées sur le niveau des prix réels des actifs financiers. Farmer recommande donc pour faire baisser le chômage et augmenter le PIB une intervention de l'Etat sur le marché des actifs. En stimulant la demande, l'Etat crée ainsi un levier qui agit sur la demande agrégée pour passer à un nouvel équilibre, au taux de chômage plus bas. Selon les écoles, ce nouvel équilibre peut être stable (resp. dynamique), auquel cas l'effet du choc de confiance est persistant (resp. transitoire) puisque le choc change l'état régulier (resp. ne change que la trajectoire amenant au même état régulier) de l'économie.

### **La confiance comme conséquence des prévisions et des actualités**

Pour autant, dans la droite lignée de Beveridge (1909) et Pigou (1927), de nombreux auteurs considèrent que ce sont les actualités économiques qui mènent à des évolutions dans la confiance des agents. Derrière cette théorie, on retrouve l'idée selon laquelle les informations nouvelles diffusées sur l'état futur de l'économie (type prévisions de l'INSEE) affectent les anticipations des agents et modifient leur comportement, ce qui mène à l'élaboration de cycles économiques. Ainsi, dans un papier de 2006, Jaimovich et Rebelo montrent que la corrélation entre les prévisions de croissance et l'investissement des firmes du *SP 500* atteignait 0,48 entre 1985 et 2004. En conséquence, pour stimuler l'économie, la politique optimale serait de faire preuve d'une grande clarté et de confiance dans la diffusion des nouvelles économiques, en expliquant au maximum l'origine des difficultés lorsqu'elles sont passagères et en essayant de parler des perspectives positives, voire en embellissant artificiellement les prévisions économiques.

### **2.1.2 Les conséquences économiques de l'incertitude**

L'incertitude, définie par Jurado et al. (2015) comme la volatilité commune de la composante imprévisible d'un grand nombre d'indicateurs économiques, affecte les politiques publiques de plusieurs manières.

D'abord, l'incertitude a des conséquences néfastes sur la production et la consommation. Bachmann et al. (2013) le démontrent grâce à une VAR structurelle à l'échelle de l'entreprise sur des échantillons allemands et américains. Une explication de ce résultat est que l'incertitude entraîne des comportements attentistes à cause de l'aversion au risque des agents (Bloom et al. 2012). Une autre explication est que la prise en compte de la hausse de la volatilité rend les contraintes budgétaires des agents plus sévères (Gilchrist et al. 2014). Il appartient donc aux politiques publiques de limiter l'incertitude.

En effet, Mumtaz et Surico (2013) concluent que 30% des fluctuations dans la production aux Etats-Unis seraient provoquées par l'incertitude liée aux politiques publiques. La politique de la dette et la question de sa soutenabilité cause la plus forte hausse de l'incertitude, devant les politiques de dépenses gouvernementales. Les fluctuations liées à l'incertitude des politiques monétaires et fiscales semblent plus négligeables, tout en demeurant négatives.

De plus, l'incertitude semble avoir un effet négatif sur l'efficacité des politiques publiques. Bachmann et al (2013) se sont penchés sur la perte d'efficacité d'une politique monétaire en temps de hausse de l'incertitude. Leurs résultats sur l'économie allemande attestent en 2008-2009 d'une perte d'efficacité limitée (de 1,6%) d'une baisse des taux d'intérêts nominaux, alors même que la hausse de l'incertitude n'a jamais été aussi grande depuis 1945.

## **2.2 Le sentiment, une notion globale ?**

### **2.2.1 Le sentiment est difficilement mesurable**

Le caractère intangible et dual (confiance et incertitude) du sentiment implique qu'aucune mesure ne fait le consensus pour le synthétiser. Ainsi, Nowzohour Stracca (2017) ont catégorisé et étudié 5 indicateurs principaux du "sentiment", mesurés sur un panel d'individus situés dans 27 pays développés, qui ont fait l'objet d'une étude mensuelle entre 1985 et 2016. Il s'agit du *Consumer Confidence Index*, du *Business Confidence Index* (fondés sur des enquêtes d'anticipation), de l'*Economic Policy Uncertainty* (qui mesure la fréquence des termes liés à l'incertitude dans la presse), du *Geopolitical Risk*, de l'indice de volatilité sur les marchés financiers (VIX).

### 2.2.2 Les différentes mesures du sentiment sont peu corrélées au niveau national

Tout d'abord, l'analyse des corrélations à l'échelle nationale dans Nowzohour et Stracca (2017) montre que les différentes mesures du sentiment sont parfois peu corrélées. Plus précisément, les mesures de confiance sont corrélées entre elles, mais assez peu corrélées avec les mesures d'incertitude ( $\rho_{CCI,EPU} = -0,37$ , par exemple). Cela s'explique par le fait que l'indice de confiance des consommateurs est fortement influencé par les anticipations des consommateurs à propos de leurs propres situations financières. De plus, les différentes mesures de l'incertitude ne sont pas nécessairement corrélées entre elles : par exemple, le VIX n'est que peu corrélé avec l'EPU. Cette dernière information amène Nowzohour et Stracca (2017) à penser que l'EPU et la volatilité sur les marchés représentent bien deux types distincts d'incertitudes.

### 2.2.3 Un sentiment global semble émerger des corrélations entre pays

Les mesures d'incertitude (EPU, VIX) affichent une forte autocorrélation entre Etats ( $\approx 0,6$ ), ce qui tend à souligner l'existence d'un sentiment global (à l'échelle de l'étude), influencé par des chocs mondiaux et expliqué par la connexion interétatique. Cette idée est renforcée par la corrélation de 0,7 à l'échelle de l'étude entre les composantes principales de ces deux mesures. Les corrélations inter-Etats sont toutefois plus modérées lorsqu'il s'agit des indicateurs de confiance ( $\approx 0,4$ ) : l'incertitude serait donc plus facilement propagée dans un monde globalisé que la confiance. D'une part, les événements sources d'incertitude sont retransmis à grande échelle par la diffusion quasi instantanée de l'information à l'échelle planétaire planétaire. D'autre part, les intérêts et enjeux économiques des économies avancées sont désormais plus liés que jamais, et un facteur d'incertitude à l'étranger représente donc un facteur d'incertitude domestique. Pour autant, comme évoqué par Nowzohour et Stracca (2017), la confiance repose sur des indicateurs très localisés, et peu liés entre pays. Cette dimension du sentiment est donc moins influencée par des événements externes. Cette distinction entre confiance localisée et incertitude globalisée doit être prise en compte par les décideurs publics, puisque des événements externes seraient plus à même d'agir sur l'incertitude et donc sur l'efficacité des chocs espérant la réduire, que sur l'efficacité glanée grâce à la confiance.

## 3 Données utilisées et choix des variables

### 3.1 Choix et origine des variables

#### 3.1.1 Le choix des variables de choc de politique publique

Pour les six pays étudiés, nous nous sommes focalisés sur les chocs de politique budgétaire, fiscale et monétaire. Pour mesurer chacun des deux premiers types de chocs, nous avons utilisé le travail de l'IGIER (laboratoire associé à l'Université Bocconi), avec les variables *tax* et *spend*, exprimées en % du PIB de l'année précédente. La variable *tax* répertorie les montants de nouveaux impôts sur les revenus, propriétés, entreprises et biens, alors que *spend* mesure les hausses imprévues de dépenses étatiques concernant la consommation, l'investissement, les salaires ou les allocations. Lorsque *tax* est positif, les impôts augmentent. Lorsque *spend* est positif, les dépenses publiques augmentent. Pour les chocs de politiques monétaires (*mpschock*), nous avons utilisé les chocs identifiés par Furceri et al. (2016). Ces derniers définissent un choc de politique monétaire comme la composante d'erreur de prévision sur les taux de court terme ( $\tau_{realise} - \tau_{prevu}$ ) inexplicable par l'erreur de prédiction sur la croissance ou sur l'inflation. Par construction, *mpschock* est positif lorsque le choc de politique monétaire est contractionniste, puisqu'un choc positif implique que  $\tau_{realise}$  va être plus haut que prévu. Dans la suite, on se réfère à chacune des trois variables par le terme « variables de choc ».

#### 3.1.2 Le choix des variables permettant de juger de l'efficacité d'un choc

Nous avons choisi de nous focaliser sur des variables économiques quantifiables, disponibles pour chacun de nos pays d'étude, déclinables par sous-secteur (*2-digit sectors*) et répondant aux objectifs classiques des politiques publiques. Pour cela, nous avons renoncé à sélectionner des variables telles que le taux de pauvreté ou le taux de scolarisation dans l'enseignement supérieur. Nous avons donc sélectionné la valeur ajoutée, le nombre de personnes employées, et le niveau des prix. Nous avons tiré de la base EUKlems les deux premières variables pour chaque secteur et pays d'intérêt. Cependant, la version actuelle de EUKlems ne commence qu'en 1995, ce qui a fixé la date de début de notre étude. Dans la suite du rapport, on appellera cet ensemble de variables « variables d'intérêt » ou « variables expliquées ».



### 3.1.3 Le choix des variables de sentiment

Comme nous l'avait montré l'analyse de Nowzohour et Stracca (2017), il existe beaucoup de variables pour caractériser le sentiment. Si ces mesures se recoupent sur certains points, elles demeurent peu corrélées entre elles et décrivent donc des aspects différents du sentiment : la confiance, l'incertitude sur les marchés financiers (dépendant fortement des perspectives de résultat des entreprises et du risque perçu de baisse des prix) et l'incertitude transcrite dans la presse (qui s'attache particulièrement à des données comme le chômage ou le taux de pauvreté). Par conséquent, nous nous attacherons dans la suite de l'étude à ne pas exclure une composante du sentiment. Pour ce faire, nous avons sélectionné les variables suivantes, désignées par la suite « variables de sentiment » :

- le *Consumer Confidence Index* pour caractériser la confiance des consommateurs. Basé sur des enquêtes d'opinion prospectives à destination des consommateurs, il est actualisé tous les mois sur le site de l'OCDE et a pour moyenne de long-terme 100. Un CCI au-dessus de 100 signifie que les anticipations des consommateurs sur la situation d'emploi, de croissance, de santé économique future est meilleure qu'en moyenne. Compte-tenu de la forte corrélation entre le CCI et les autres indicateurs de confiance, nous avons privilégié le CCI, dont l'interprétation est la plus simple.
- L'*Economic Policy Uncertainty* est un indice développé par Bloom, Baker et Davis pour mesurer l'incertitude transcrite dans la presse. En Europe, il dépend de la fréquence d'apparition de termes liés à l'incertitude économique dans deux journaux pour chaque pays (*Le Monde* et *Le Figaro* pour la France, par exemple). Pour chaque pays, l'indice a été normalisé pour avoir une moyenne de 100 entre sa création et le 1er janvier 2011. L'EPU est beaucoup plus volatil que le CCI ou le BCI.
- Le *Volatility Index* mesure la volatilité sur les marchés financiers. Il est calculé en faisant les moyennes des volatilités des *calls* et des *puts* du S&P500. Cet indice, le plus communément utilisé pour jauger l'incertitude sur les marchés financiers, n'est donc pas déclinable pays par pays, mais nous avons jugé que la transmission rapide de la volatilité entre les marchés financiers de pays comparables permettait à l'indice de rester pertinent dans le cadre de notre étude.

## 3.2 Transformation et nettoyage des données

L'ensemble des transformations décrites dans cette partie ont été réalisées en Python. Le lecteur pourra retrouver le code utilisé à l'adresse suivante (lien).

Nous commençons par importer les données susmentionnées. La base de données EUKlems est récupérée automatiquement sur le site de l'Institut de Vienne des études économiques. Nous utilisons la base tous pays confondus, depuis 1995, qui comprend des informations par sous-secteur (*2-digit sectors*). Les autres jeux de données sont stockés en local et importés à partir de fichiers *.csv* ou *.dta*. L'indice des prix (CPI) et l'indice de confiance des consommateurs (CCI) ont été téléchargés par nos soins sur le site de l'OCDE (lien). Il en va de même pour l'indice de volatilité des marchés (VIX), disponible sur le site du pôle de recherche en économie de la FED de Saint-Louis (lien). Enfin, l'*European Policy Uncertainty Index* et les trois variables de choc sont issus de bases qui nous ont été fournies par notre encadrant.

Une fois ces importations réalisées, nous fusionnons toutes nos bases de données en une seule à l'aide de jointures successives. La clé utilisée pour ces jointures est la combinaison année-pays. Le niveau le plus fin provient de la base EUKlems qui donne des informations par secteur économique : elle nous sert donc de base de départ, les autres sources fournissant des informations tous secteurs confondus sont jointes à l'aide d'une jointure gauche (*left join*). Lorsque cela est nécessaire, des corrections sont apportées pour assurer la compatibilité des différentes bases entre elles. Par exemple, il nous a fallu recourir à une table intermédiaire afin d'harmoniser les codes pays entre les différentes sources.

Soucieux de garder un code clair et succinct, nous développons des fonctions prêtes à l'emploi, que nous utiliserons à plusieurs reprises dans la suite du rapport. L'une d'elles calcule notamment des taux de croissance à différents horizons pour une variable donnée, en prenant soin d'effectuer cette opération pays par pays, secteur par secteur. Une autre permet de « retarder » certaines colonnes, ce qui sera utile dans la mise en œuvre de notre modèle économétrique, tout en respectant à nouveau la logique pays-secteur de notre base.

Nous décrivons ensuite les données au moyen de graphiques issus des packages Python les plus courants. Enfin, nous réalisons les régressions linéaires détaillées dans la suite de ce projet. La démarche consiste globalement à créer les colonnes adéquates à partir des fonctions précédemment définies ou en calculant des

indicatrices. Nous réalisons des régressions en chaîne, pour chaque variable de sentiment, pour chaque variable de choc, pour chaque variable macroéconomique, et pour chaque horizon (nous étudions à chaque fois l'effet pour les horizons 1 à 4 ans). Cela nous pousse donc à considérer,  $3 \times 3 \times 3 \times 4 = 108$  régressions pour un modèle qui tiendrait compte du sentiment. Chaque régression exporte un fichier texte qui est archivé. Nous générons enfin des graphiques, dits *impulse response functions*, visant à synthétiser ces régressions en affichant l'effet d'un choc à différents horizons ainsi que l'intervalle de confiance à 10%.

## 4 Statistiques descriptives

Par mesure de lisibilité, les indicateurs ont des intitulés raccourcis sur les graphiques présentés ci-après. Nous les explicitons dans ce tableau. Le suffixe *\_Var1Y* signale que nous utilisons le taux de variation de la variable calculé sur un horizon d'un an.

	Choc		Sentiment		Indicateurs macro
<i>mpshock</i>	Politique monétaire	<i>CCI</i>	Consumer confidence	<i>CPI</i>	Niveau des prix
<i>tax</i>	Imposition	<i>EPU</i>	Eco. policy uncertainty	<i>EMP</i>	Nb. de pers. employées
<i>spend</i>	Dépense publique	<i>VIX</i>	Volatilité du S&P 500	<i>VA</i>	Valeur ajoutée

TABLE 1 – Intitulé raccourci des variables utilisées

### 4.1 Corrélation intertemporelle des variables, tous États confondus

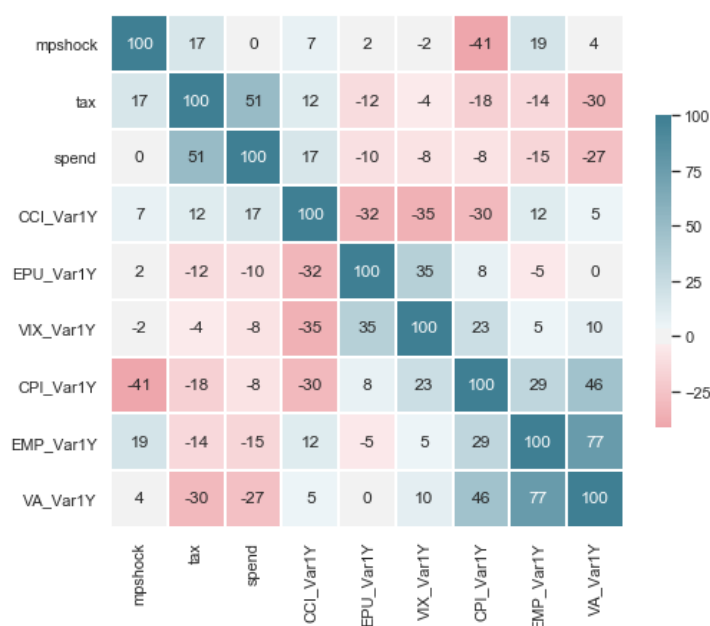


FIGURE 1 – Matrice de corrélation des variables retenues, tous États confondus.

On commence par observer les corrélations entre les variables de même type :

- Entre les variables de choc : toutes trois sont positivement corrélées. En particulier, *tax* et *spend*, issues de la même base, sont très fortement corrélées (51%). Ceci est dû à la densité de chocs de politiques publiques dans les périodes de contraction (voir ci-après).
- Entre les variables de sentiment (en taux de croissance) : nos résultats sont en accord avec les travaux de Nowzhoor et Stracca évoqués plus haut. *CCI* affiche une corrélation négative avec *EPU* et *VIX*, tandis que ces deux dernières variables sont positivement corrélées entre elles. Cela semble cohérent : *EPU* et *VIX* augmentent en effet lorsque l'incertitude augmente, tandis que *CCI* diminue lorsque la confiance des consommateurs diminue. Il y a donc sans doute des périodes de trouble, où l'incertitude et la volatilité vont de pair avec une perte de confiance et, réciproquement, des périodes plus tranquilles, où la baisse de l'incertitude et de la volatilité accompagne une hausse de la confiance. Pour autant, la faible corrélation

observée entre *EPU* et *VIX* semble confirmer la thèse de Nowzohour et Stracca (2017) postulant que l'incertitude du sentiment se subdivise en deux types, mesurés distinctement par nos deux indicateurs.

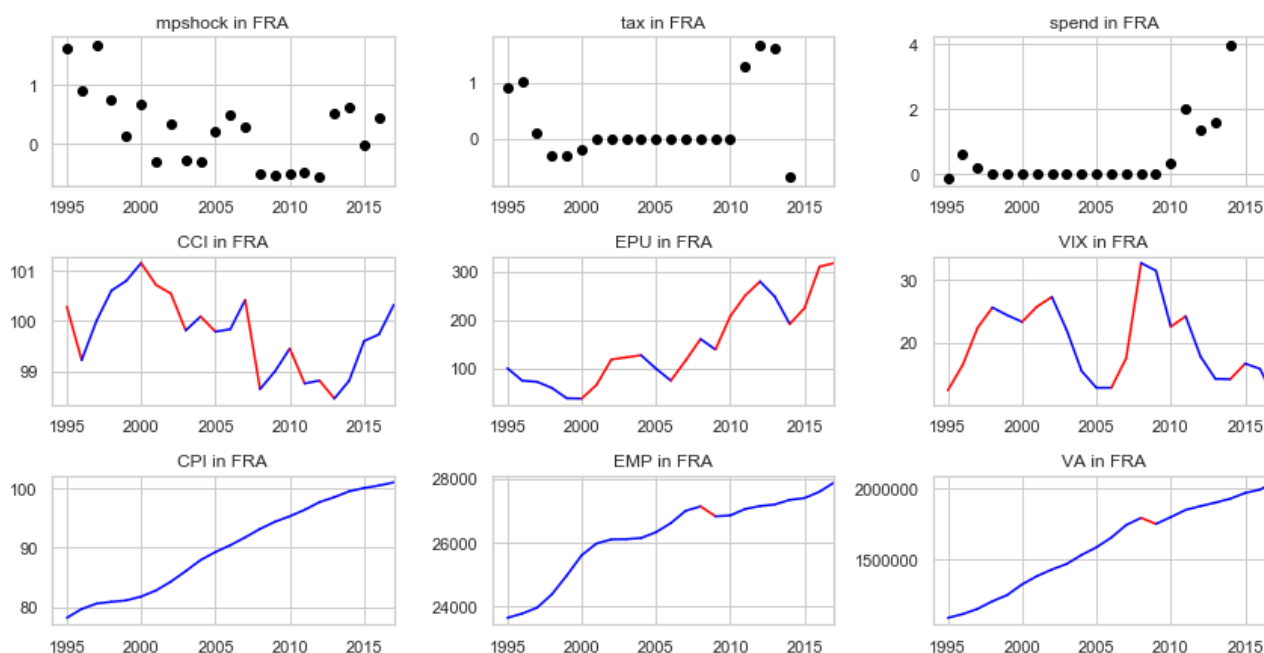
- Entre les variables macroéconomiques (en taux de croissance) : toutes trois sont fortement et positivement corrélées. En particulier, *EMP* et *VA* sont très fortement corrélées (77%).

On observe ensuite les corrélations entre les variables de différents types :

- Entre les variables de sentiment (en taux de croissance) et les variables de choc : les corrélations sont toutes faibles (maximum 17% en valeur absolue). Les chocs ne semblent donc pas survenir davantage dans des périodes d'amélioration ou de détérioration du sentiment.
- Entre les variables macroéconomiques (en taux de croissance) et les variables de choc : on note des corrélations négatives assez fortes entre *CPI* et *mpshock*, ainsi qu'entre *VA* et *tax* et entre *VA* et *spend*. Il semble donc y avoir un lien entre la variation du niveau des prix et les chocs de politique monétaire. De même, il semble y avoir un lien entre la variation de la valeur ajoutée et les chocs de politique budgétaire.
- Entre les variables macroéconomiques (en taux de croissance) et les variables de sentiment (en taux de croissance) : les corrélations sont toutes modérées. On note un lien négatif entre la variation du niveau des prix et de la confiance des consommateurs, ainsi qu'un lien positif entre la variation du *VIX* et celle du niveau des prix.

## 4.2 Evolution temporelle des variables : l'exemple de la France

Soucieux d'illustrer notre propos tout en restant succincts, nous présentons ci-après l'évolution temporelle de nos neuf variables d'intérêt dans le cas de la France uniquement, qui est prise à titre d'exemple.



**FIGURE 2** – Évolution temporelle (en niveau) de nos neuf variables d'intérêt, en France.

Le code couleur adopté vise à faciliter l'identification des périodes d'amélioration et des périodes de détérioration du sentiment et / ou du contexte macroéconomique. Ainsi : les périodes en bleu traduisent une amélioration de l'indicateur (baisse pour *VIX* / *EPU*, hausse pour *CCI* et pour *CPI* / *EMP* / *VA*) tandis que les périodes en rouge traduisent une détérioration de l'indicateur.

Cette succession de graphiques s'inspire de la logique de notre étude : nous souhaitons étudier l'impact, potentiellement différé, de chocs (ligne 1) sur des indicateurs macroéconomiques (ligne 3), en fonction du sentiment (ligne 2).

### 4.3 Deux périodes singulières pour l'économie et le sentiment : 2000-2002 et 2007-2012

On rappelle la survenue de deux bouleversements économiques majeurs en 2000-2002 et en 2007-2012.

- La période 2000-2002 est marquée par un krach boursier de grande ampleur, caractérisé par la faillite ou le sauvetage *in extremis* de grandes sociétés dont Enron, Vivendi, Worldcom, ou France Télécom. Cette période marque la fin d'une phase d'emballement des investisseurs, entamée en 1999, portée par la forte croissance des valeurs technologiques et conduisant à une « bulle internet » prenant une dimension ultra-spéculative. L'indice CAC40 avait par exemple atteint son record historique en septembre 2000 : il voit son cours divisé par 3 en l'espace de deux ans à peine.
- La période 2007-2012 est marquée par une crise économique, bancaire, et financière mondiale. Cette période est caractérisée par de nombreux aspects : la plupart des pays industrialisés entrent en récession à la suite du krach de l'automne 2008, lui-même consécutif de la crise des subprimes de 2006-2007. Le commerce international est ralenti, le chômage explose, le prix des produits de base diminue.

Sans présager d'un quelconque lien de causalité, on observe que ces deux périodes sont marquées par des comportements particuliers de nos variables de chocs, de sentiment, et de nos indicateurs macroéconomiques. Les graphiques ci-dessus le montrent pour la France, donnée à titre illustratif, mais on peut généraliser ces tendances à tous les pays de notre échantillon :

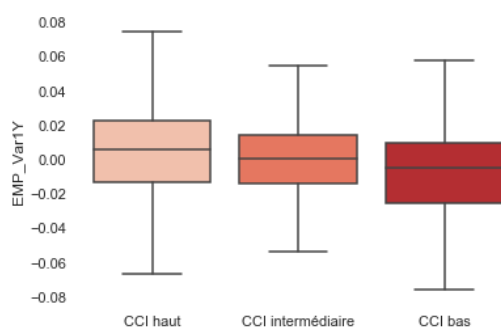
- On constate que les chocs de politique budgétaire (*tax* et *spend*) atteignent des niveaux inédits après 2010, ce qui est probablement lié aux politiques menées par l'État pour se porter à la rescousse de l'économie, fortement affectée par cette crise. Par exemple, on note un choc de taxation atteignant 2 points de PIB en 2011. On n'observe pas de choc budgétaire en 2000-2002, ce qui s'explique sans doute par le fait que cette crise a surtout affecté les marchés financiers mais n'a pas eu d'effet durable sur l'économie dans son ensemble.
- Les variables de sentiment varient fortement, elles aussi, dans ces périodes de trouble : le CCI décroche modérément (-1% environ) entre 2000 et 2003, plus fortement (-2% environ) entre 2007 et 2013 ; l'EPU augmente après 2000, puis après 2009 ; le VIX augmente en amont de ces deux crises, ce qui résulte sans doute de phénomènes spéculatifs.
- Les variables macroéconomiques en niveau reflètent moins nettement ces chocs mais leurs variations annuelles sont pourtant bien affectées elles aussi : la courbe de l'emploi passe de convexe à concave en 2000, signe d'un ralentissement des embauches en France, puis elle devient décroissante en 2008, signe d'une explosion du chômage ; la valeur ajoutée croît légèrement moins en 2001-2003 et chute en 2008-2009 ; l'indice des prix en revanche affiche une tendance quasi-linéaire sur toute la période étudiée hormis une croissance affaiblie dans la décennie 1990-2000.

### 4.4 Influence du sentiment sur l'économie : l'exemple de la France

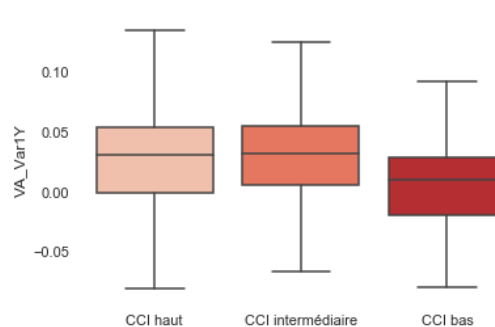
Comme évoqué précédemment, les variables macroéconomiques *EMP* et *VA*, issues de la base de données *EUKlems*, présentent l'avantage d'offrir une granularité par année et par sous-secteur, ce qui a le mérite d'accroître considérablement notre nombre d'observations et, potentiellement, de mettre en évidence des effets spécifiques secteur par secteur. En utilisant le niveau de finesse le plus fin proposé par *EUKlems*, parfois qualifié de *two-digit sectors*, nous avons ainsi des informations pour 38 sous-secteurs, et ce, pour chacune des 23 années observées.

Par mesure de lisibilité des résultats là encore (et non pas par pur chauvinisme), nous proposons de nous intéresser, dans cette sous-partie, au cas de la France. Les diagrammes en boîtes ci-dessous, plus connus sous le nom de « boîtes à moustaches », permettent de comparer aisément la répartition des taux de croissance annuels, sous-secteur par sous-secteur, dans trois situations : lorsque la variable de sentiment est « basse », « intermédiaire » ou « élevée ». Afin de décider à laquelle de ces trois catégories une année donnée appartient, nous calculons les quartiles de la variable de sentiment choisie. Par exemple, lorsque nous utilisons la variable d'incertitude *EPU*, nous calculons son premier et son troisième quartiles ( $q_{25}^{EPU} \approx 75$  et  $q_{75}^{EPU} \approx 216$ ). Ensuite, nous catégorisons les 23 années observées en comparant la valeur de l'*EPU* à ces valeurs seuils. Il découle que, par exemple, 6 années sont classées comme « à forte incertitude ». En multipliant par le nombre de sous-secteurs étudiés, il y a donc 228 observations, en France, en période d'incertitude élevée.

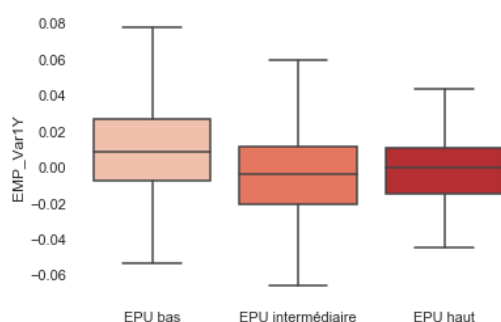
Les variables macroéconomiques présentées ci-après ont été converties en taux de croissance.



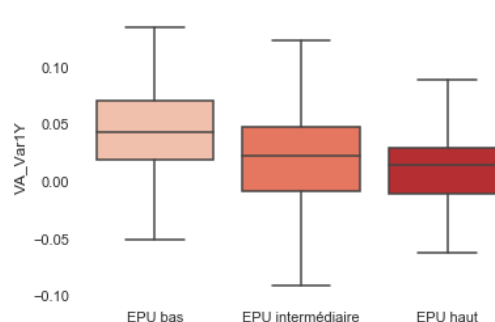
**FIGURE 3** – Taux de croissance du nombre d’emplois par sous-secteur, en fonction du CCI



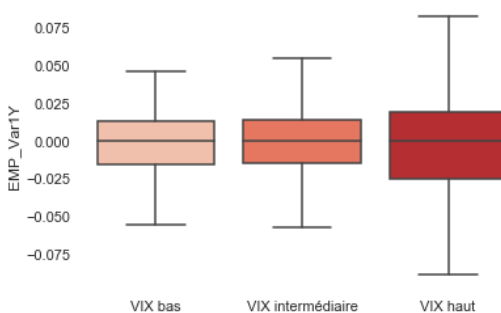
**FIGURE 4** – Taux de croissance de la valeur ajoutée par sous-secteur, en fonction du CCI



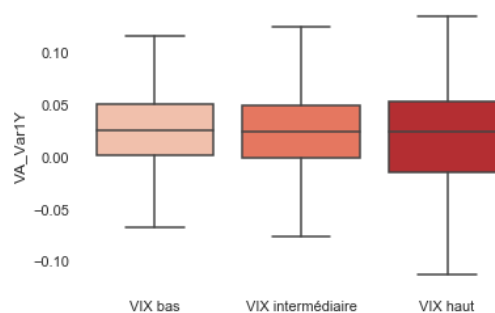
**FIGURE 5** – Taux de croissance du nombre d’emplois par sous-secteur, en fonction de l’EPU



**FIGURE 6** – Taux de croissance de la valeur ajoutée par sous-secteur, en fonction de l’EPU



**FIGURE 7** – Taux de croissance du nombre d’emplois par sous-secteur, en fonction du VIX



**FIGURE 8** – Taux de croissance de la valeur ajoutée par sous-secteur, en fonction du VIX

Exemple de lecture (figure 6) : lorsque l’EPU est bas, ce qui est synonyme de faible incertitude, le taux de croissance annuel médian (tous secteurs confondus) de la valeur ajoutée est de 4%. Quand l’EPU est élevé, ce qui est synonyme de forte incertitude, ce taux de croissance médian passe à 1,5%.

Dans l’ensemble, on constate un effet assez conforme à l’intuition : lorsque la confiance diminue ou lorsque l’incertitude augmente, la valeur ajoutée et le nombre d’emplois ont tendance à croître moins vite qu’en des temps plus favorables. L’effet du VIX semble plus mitigé si l’on se contente de regarder la médiane, mais celui-ci n’en demeure pas moins intéressant : il semblerait qu’en temps de forte volatilité financière, les taux de croissance du nombre d’emplois et de la valeur ajoutée soient eux-mêmes plus dispersés : certains sous-secteurs parviendraient à tirer leur épingle du jeu et à sur-performer tandis que d’autres subiraient de fortes difficultés économiques.

Ces quelques intuitions et ces observations graphiques n’ont, encore une fois, pas la prétention d’indiquer une quelconque causalité. En outre, nous avons volontairement omis, dans cette sous-partie, le rôle des chocs

de politique publique. La partie suivante s'attache à approfondir et à formaliser les questionnements soulevés jusqu'à présent.

## 5 Modélisation

Ce projet a trois objectifs principaux :

- Quantifier l'impact d'un choc de politique publique en  $t$  sur la valeur ajoutée, l'emploi et le niveau des prix des années suivantes
- Déterminer l'effet du niveau de sentiment sur l'impact des chocs de politiques publiques
- Simuler l'effet d'un choc de politique publique à niveau de confiance donné sur une économie donnée.

La dimension commune à ces trois objectifs est la recherche de la réponse de l'économie en  $t + i, i \in \mathbb{N}$  à un choc en année  $t$ . Pour modéliser la réponse dynamique d'un agrégat macroéconomique à un choc structurel (*Impulse Response Functions*, notées IRF dans la suite), deux méthodes sont principalement utilisées dans la littérature : la méthode VAR structurelle, la plus utilisée depuis Sims (1980) et Bernanke (1986), et la méthode de projection locale, popularisée par Jordà (2005).

Plusieurs arguments nous ont conduits à privilégier la méthode de projection locale, malgré les qualités du modèle VAR - qui semble par exemple plus performant sur des modèles bien spécifiés. D'abord, les performances du modèle de projection locale sur des petits échantillons sont soulignées dans certains articles, comme dans Brugnolini (2018). De plus, selon Jordà (2005), la projection locale peut être plus robuste aux erreurs de spécifications que le modèle SVAR. Compte tenu du faible nombre de variables de contrôle dont nous disposons et du fort risque d'endogénéité du modèle, lié au fait que l'existence de chocs de politique publique fait souvent suite à des périodes de crise dans notre échantillon, cet argument était important. La parcimonie du modèle de projection locale a pesé dans notre choix, pour faciliter la lisibilité de nos résultats. Enfin, la méthode de projection locale permet une estimation des IRF par des méthodes de régression linéaire standard, tout en présentant des résultats proches de ceux des SVAR (et même identiques pour les horizons inférieurs au retard maximal de la variable expliquée inclus dans la régression selon Plagborg-Møller et Wolf, 2017).

Par ailleurs, ces résultats nécessitant d'avoir des données au moins faiblement stationnaires, notre variable expliquée n'est pas prise en niveau mais en taux de croissance. La conduite de tests KPSS (en annexe) sur les taux de croissance ne nous permet en effet jamais de rejeter à 5% l'hypothèse nulle de stationnarité, alors qu'ils rejettent à 5% l'hypothèse nulle sur les variables en niveau. Le choix de taux de croissance plutôt qu'une log-différence a été effectué pour des raisons d'interprétabilité, et à la lumière de la stationnarité des séries des taux de croissance. Quant aux variables de confiance et de choc, elles sont stationnaires par construction.

Les hypothèses allant avec l'utilisation du modèle de projection locale sont les mêmes que celles de la régression par Moindres Carrés Ordinaires : à savoir l'exogénéité de chacune des composantes du modèle, et l'inversibilité de la matrice  $E(XX')$ , où  $X$  est le vecteur colonne des variables explicatives. Nous supposons dans la suite vérifiées ces hypothèses.

Pour remplir ces trois objectifs, nous avons eu recours à trois modèles différents : un modèle de réponse moyenne, un modèle *by-bins* et un modèle incluant la confiance en niveau. L'objectif du premier modèle est de déterminer la réponse moyenne - sans distinction sur le niveau de confiance - d'une économie à un choc. Les deux autres modèles, incluant le sentiment, proposent des approches complémentaires. Le modèle en niveau est utile pour la simulation de chocs et pour étudier l'effet de ceux-ci en relation avec le niveau de confiance. Le modèle *by-bins* discrétise le sentiment (qui peut alors être haut, moyen ou bas). Cela peut rendre le modèle plus robuste que le modèle en niveau, notamment en contournant les problèmes de bruits potentiels sur la mesure de l'indicateur de sentiment et les problèmes d'endogénéité potentielle entre la variable expliquée et l'indicateur de confiance. Dans cette partie, nous présentons nos modèles et détaillons nos choix sur chacun d'entre eux.

### 5.1 Le modèle de réponse moyenne

Dans un premier temps, nous souhaitons calculer la réponse moyenne à un choc sur notre variable d'intérêt. Nous estimons pour cela le modèle suivant  $\forall h \in \{1; 2; 3; 4\}$  (où  $h$  est le nombre d'années après le



choc)<sup>1</sup> :

$$\Delta_{c,s,t}^h = \gamma^h \Delta_{c,s,t-1}^h + \lambda^h \Delta_{c,s,t-2}^h + \beta^h \text{choc}_{c,t} + \mu^h \mathbb{1}\{c\} + \nu^h \mathbb{1}\{s\} + \epsilon_{c,s,t}^h \quad (1)$$

où  $\Delta_{c,s,t}^h = \frac{Y_{t+h} - Y_t}{Y_t}$  est le taux de croissance de la variable d'intérêt (ici le nombre de personnes employées par exemple) entre l'année  $t+h$  et l'année  $t$ , où  $\text{choc}_t$  est la variable de choc de politique publique associée à l'année  $t$ , et où  $c$  représente le pays et  $s$  le secteur.

En évaluant par MCO le modèle pour  $h = 1$ ,  $h = 2$ ,  $h = 3$  et  $h = 4$ , sous réserve d'exogénéité des différentes variables,  $\beta^h$  nous permettra de prédire l'impact d'un choc en  $t$  sur l'évolution de la variable d'intérêt  $h$  années plus tard. On limite à 2 les retards sur la variable expliquée, allant jusqu'à l'infini dans le modèle théorique (Plagborg-Møller et Wolf, 2018). Utiles à cause de l'autocorrélation des variables économiques et de leur effet de mémoire, l'inclusion de retards dans les modèles amène néanmoins mécaniquement à diminuer le nombre d'observations. Ici, nos séries commençant en 1995, nous avons dû faire le choix de limiter le nombre de retards pour garder un nombre d'observations significatif.

Nous rajoutons à ces coefficients les indicatrices pays et secteur afin de capter les variables omises, contrôler les effets fixes et l'autocorrélation des résidus. Pour rajouter chacune des indicatrices pays, et pour ne pas risquer de colinéarité, nous n'incluons pas de constante dans nos modèles.

Dans un modèle *bis*, nous déclinons le modèle « par pays », afin de comparer l'effet des chocs de politique publique entre les pays de notre panel. On estime alors pour chaque pays :

$$\Delta_{s,t}^h = \gamma_c^h \Delta_{s,t-1}^h + \lambda^h \Delta_{s,t-2}^h + \beta^h \text{choc}_t + \nu^h \mathbb{1}\{s\} + \epsilon_{s,t}^h$$

où  $\gamma_c^h$  dénote l'effet d'un choc de politique publique  $h$  années *a posteriori*, pour le pays  $c$ .

## 5.2 Le modèle by-bins

Dans un second temps, nous souhaitons déterminer si le niveau de sentiment a un effet sur l'efficacité des chocs de politiques publiques. Nous estimons pour cela par MCO, pour chaque variable explicative, de choc et de sentiment, le modèle suivant  $\forall h \in \{1; 2; 3; 4\}$  :

$$\Delta_{c,s,t}^h = \gamma^h \Delta_{c,s,t-1}^h + \lambda^h \Delta_{c,s,t-2}^h + \sum_{i \in \text{bas, moy, haut}} \beta_i^h \text{choc}_{c,t} \cdot \mathbb{1}\{\text{Sent}_i\}_{c,t} + \mu^h \mathbb{1}\{c.t\} + \nu^h \mathbb{1}\{s.t\} + \epsilon_{c,s,t}^h \quad (2)$$

où  $\mathbb{1}\{\text{Sent}_{\text{bas}}\}$  vaut 1 si la variable de sentiment est basse (dans son premier quartile) au temps  $t$  dans le pays  $c$ , 0 sinon;  $\mathbb{1}\{\text{Sent}_{\text{haut}}\}$  vaut 1 si la variable de sentiment est haute (dans son dernier quartile) au temps  $t$  dans le pays  $c$ , 0 sinon et  $\mathbb{1}\{\text{Sent}_{\text{moy}}\}$  vaut 1 quand les autres indicatrices valent 0 ensemble. Les *bins* sont calculés par pays, sur l'ensemble de la période.

Par rapport au modèle (1), le changement majeur est que le terme de choc pour le pays  $c$  au temps  $t$  interagit désormais avec le niveau de la variable de sentiment. Cela permet de distinguer la réponse de la variable d'intérêt  $h$  années après un choc selon que le niveau de sentiment est haut, moyen ou bas. Pour éviter des problèmes de colinéarité, le terme  $\beta_{\text{moyen}}^h \cdot \text{choc}_{c,t} \cdot \mathbb{1}\{\text{Sent}_{\text{Moyen}}\}$ , présent dans l'équation, n'est pas inclus dans la régression. Le sentiment moyen est donc le groupe de référence du modèle, et  $\beta_{\text{haut}}^h$  (resp.  $\beta_{\text{bas}}^h$ ) s'interprète qualitativement sous réserve d'exogénéité comme la réponse additionnelle de l'évolution de la variable d'intérêt  $h$  années après un choc en temps de haut (resp. bas) sentiment. Si  $\beta_{\text{haut}}^h$  est positif, par exemple, cela signifiera que l'effet du choc est plus important en période de haut sentiment qu'en période de sentiment moyen.

L'interprétation en cas de significativité des indicatrices pays-temps et secteur-temps a, contrairement au modèle de réponse moyenne avec les indicatrices pays et secteur, peu d'intérêt, mais ces indicatrices plus « fines » permettent de contrôler plus efficacement les effets fixes, les évolutions spécifiques aux *pays \* temps* et aux *secteur \* temps*, et de limiter l'autocorrélation des  $\epsilon_{c,s,t}^h$ .

On note qu'une condition pour la convergence de l'estimation des  $\beta$  est l'absence d'erreur de mesure du sentiment par les variables le caractérisant. Si, en pratique, cette hypothèse est illusoire compte tenu de l'aspect psychologique inhérent au sentiment, nous supposons dans la suite que le biais lié à l'erreur de mesure est négligeable.

1. Notons que les équations sont différentes lorsque CPI est la variable expliquée. Issue d'une autre base de données, elle ne comporte pas de données « par secteur » ; seules les indicatrices pays sont donc représentées, et ce dans les trois modèles.

### 5.3 Le modèle en niveau

Pour simuler l'effet d'un choc de politique publique sur les variables d'intérêt à un niveau de confiance donné, le modèle by-bins ne suffit pas, et il faut intégrer la confiance en niveau. Nous estimons pour cela par MCO, pour chaque variable explicative, de choc et de sentiment, le modèle suivant  $\forall h \in \{1; 2; 3; 4\}$  :

$$\Delta_{c,s,t}^h = \gamma^h \Delta_{c,s,t-1}^h + \lambda^h \Delta_{c,s,t-2}^h + \beta^h \text{choc}_{c,t} \cdot \text{sentiment}_{c,t} + \mu^h \mathbb{1}\{c.t\} + \nu^h \mathbb{1}\{s.t\} + \epsilon_{c,s,t}^h \quad (3)$$

où  $\text{sentiment}_{c,t}$  est la variable de sentiment en niveau pour le pays  $c$  l'année  $t$ .  $\beta^h$  permet alors d'estimer l'effet d'un choc de 1 unité (1% du PIB pour les chocs de politique budgétaire et fiscale par exemple) si le niveau de sentiment est  $j \in \mathbb{R}_+$  à l'horizon  $h$ . Le choc résultera en une variation de  $j \cdot \beta^h$  points de pourcentage sur le taux de croissance de la variable expliquée. Formellement,  $\beta^h$  s'interprète donc comme la réponse additionnelle de la variable expliquée à une hausse d'un point de sentiment pour un choc unitaire donné, c'est-à-dire l'effet marginal d'une hausse d'un point de sentiment sur l'efficacité d'un choc unitaire de politique publique.

## 6 Exposition des résultats principaux

Tous les résultats de nos régressions sont recensés en annexe. Cette partie s'attachera à commenter les tendances les plus marquantes, à extraire les informations principales à tirer de notre modèle, et non à proposer une description exhaustive de nos résultats. Nos résultats sont étudiés avec un intervalle de confiance à 10%.

### 6.1 Modèle 1

#### 6.1.1 Remarques générales

Le modèle 1 étudie la réponse moyenne des trois variables d'intérêt à un choc de politique publique jusqu'à horizon 4 ans, indépendamment des variables de confiance. Les IRF présentent donc seulement l'efficacité moyenne des chocs de politiques publiques, afin de pouvoir mieux comparer les résultats avec les prochains modèles, qui font, eux, intervenir la notion de sentiment. Notre faible nombre d'observations explique la large taille des écarts-types, et par là le manque de significativité de certains résultats. Pour autant, nos résultats semblent dégager certaines tendances quant à l'efficacité des différents chocs de politique publique.

Nous avons par ailleurs poussé l'analyse de l'efficacité des chocs de politiques publiques à l'échelle nationale pour chacun des 6 pays étudiés. Ce que l'on pourrait appeler modèle 1 bis consiste à effectuer la régression du modèle 1 uniquement sur les données par pays. Nous dégageons ainsi des réponses moyennes nationales. Le but de cette analyse complémentaire n'est pas seulement de chercher à caractériser les différences d'efficacité des chocs entre États, mais plutôt de souligner qu'une réponse moyenne globalement non significative cache souvent plusieurs réalités nationales.

#### 6.1.2 Réponse moyenne à un choc de politique budgétaire

Dans la majorité des modèles macroéconomiques microfondés, un choc de politique budgétaire, c'est-à-dire une hausse imprévue des dépenses étatiques, peut stimuler la demande par l'augmentation de la contrainte de revenu, grâce à la revalorisation des allocations et salaires. Par conséquent, l'élévation du pouvoir d'achat génère un surplus de demande, qui requiert un ajustement à la hausse de la production, ce qui est bénéfique pour l'emploi. On peut en outre espérer un effet multiplicatif du choc de demande publique de biens, de par le cercle vertueux créé : une hausse de la demande générale entraîne une hausse de la production et donc un enrichissement des travailleurs, qui peuvent ensuite consommer plus et ainsi de suite. Par ailleurs, la variable *spend* mesure également l'augmentation des dépenses relatives à l'investissement, censées là encore se traduire par une création d'emploi et une augmentation de la valeur ajoutée.

Pour autant, l'IRF obtenue ne distingue aucun effet moyen significatif de l'augmentation des dépenses étatiques sur l'emploi. Ce résultat, qui semble contre-intuitif, peut potentiellement s'expliquer par une endogénéité liée à la construction de la variable *spend*. Celle-ci ne prend en compte que les annonces imprévues, relevant potentiellement de l'urgence en réaction à une crise, comme le montrent nos statistiques descriptives. Ainsi l'effet multiplicatif des dépenses publiques dépend de la propension marginale à consommer des individus, or celle-ci est revue à la baisse en période de crise selon la théorie keynésienne des « esprits animaux irrationnels », ce qui peut expliquer ce manque d'efficacité significative. De même, Keynes identifie une chute de la propension marginale à investir de la part des entreprises, ce qui peut expliquer pourquoi nous n'obtenons



qu'une réponse moyenne significative de la Valeur Ajoutée à un choc de dépenses publiques, négative à horizon 2 ans. A des niveaux de confiance plus bas, on pourrait conclure à un effet positif des chocs de dépense publique à moyen terme, qui semblent aider au redressement économique, que ce soit sur la valeur ajoutée ou sur l'emploi.

Nos résultats sont également en désaccord avec ce que laisse présager le modèle *Real Business Cycles* (RBC). Selon ce modèle, la réduction des ressources disponibles pour les agents afférente à un choc de dépense publique les conduit à augmenter leur offre de travail pour augmenter la production. Ce choc a principalement un impact de court terme. On peut expliquer ces différences par la temporalité des chocs de dépense publique, qui accompagnent souvent des chocs économiques éloignées de l'état stationnaire. Par conséquent, les chocs de dépenses publiques ne généreraient pas une réduction des ressources disponibles pour les agents. En période de croissance, elles généreraient un choc positif de demande pour les producteurs ; et elles limiteraient le choc négatif de demande en période de contraction, lorsque la consommation est faible.

Les réponses moyennes détaillées par État grâce au modèle 1 bis montrent qu'un tel choc de dépenses gouvernementales n'a eu sur la croissance de la valeur ajoutée qu'un effet significatif, négatif à court terme (1 et 2 ans) en Espagne. A des seuils de significativité moindre, il semble que les chocs de dépense publique aient - de façon assez uniforme entre Etats - un effet inhibiteur à court terme sur l'emploi et la VA, avant de participer à leur redressement. On observe le même impact moyen significativement négatif cette fois-ci sur la croissance du niveau des prix, à court terme (Italie) et moyen terme (Italie, Angleterre, Allemagne). En revanche, un choc de dépense a entraîné une réponse moyenne positive, à court terme, aux États-Unis et en Angleterre.

### 6.1.3 Réponse moyenne à un choc de politique fiscale

La fiscalité a un impact sur l'offre et la demande. Par rapport à l'emploi, elle peut décourager les employeurs d'embaucher et les salariés potentiels de reprendre une activité. Elle peut aussi rendre moins compétitives les firmes, ou tirer la demande à la baisse, en impactant ainsi la valeur ajoutée. On s'attend donc à ce qu'un choc de politique fiscale, c'est-à-dire une augmentation des impôts sur le revenu, les propriétés, les biens et les entreprises, ait un impact négatif sur l'emploi et sur la valeur ajoutée, et positif sur le niveau des prix.

Or les IRFs ne montrent un impact significatif que pour l'emploi, positif pour  $h = 1$  et  $h = 4$ . Cela peut provenir de la définition de la variable *tax*, qui ne distingue pas le type d'impôts mis en place, et qui est active surtout en période de crise dans notre étude. Il peut donc exister une certaine endogénéité que nous n'arrivons pas à lever. Nous ne pouvons rien conclure à propos de l'efficacité d'un choc de politique publique sur la valeur ajoutée ou le niveau des prix en raison de la non-significativité des  $\beta$ .

En prolongeant l'analyse de l'efficacité d'un choc de politique fiscale à l'échelle des Etats, on constate des effets contraires :

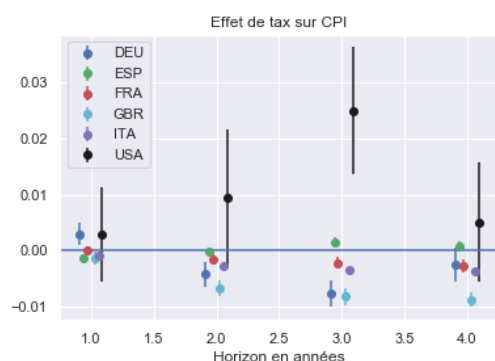


FIGURE 9 – Réponses nationales moyennes du CPI à un choc de politique fiscale

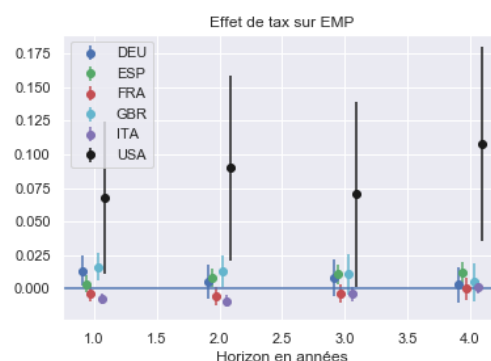


FIGURE 10 – Réponses nationales moyennes du nombre d'employés à un choc de politique fiscale

En effet, un même choc de politique fiscale produit des effets significativement positifs sur l'emploi aux quatre horizons aux Etats-Unis (dont les intervalles de confiance sont plus larges en raison d'un faible recours à la variable *tax* sur la période), et seulement à court terme pour l'Allemagne et l'Angleterre. A l'inverse, ce choc produit un effet négatif sur le nombre d'employés italiens à court terme ( $h = 1$  et  $h = 2$ ). Dans le même

ordre d'idée, les réponses nationales moyennes du CPI à un choc de *tax* soulignent une efficacité significative pour les États-Unis à horizon 3 ans, mais un effet négatif à moyen terme (2-3-4 ans après le choc) pour tous les autres pays, exceptée l'Espagne. Enfin on n'observe aucun effet significatif d'un tel choc par rapport aux valeurs ajoutées nationales.

#### 6.1.4 Réponse moyenne à un choc de politique monétaire

Selon Milton Friedman, « l'inflation est partout et toujours un phénomène monétaire », puisque la théorie quantitative de la monnaie explique la variation relative des prix par la variation de la quantité de monnaie en circulation. Or la relation de Fisher démontre qu'une hausse du niveau des prix entraîne une hausse du taux d'intérêt nominal. Donc, par transitivité, un choc de politique monétaire contractionniste devrait réduire le niveau des prix et le taux d'intérêt nominal. Cela devrait inciter les agents à emprunter pour consommer et les entreprises à s'endetter pour investir.

Nous remarquons qu'un choc de politique contractionniste a bien un effet positif significatif sur l'emploi, un an et quatre ans après le choc. Le choc de politique monétaire contractionniste aurait donc bien une efficacité vis-à-vis de l'emploi, qu'on peut attribuer à une relance de la demande ou de l'investissement. Pour autant, les autres IRF n'identifient pas d'effet significatif concernant la valeur ajoutée et le niveau des prix. Nos résultats ne nous permettent donc pas de soutenir la notion d'efficacité globale d'un choc de politique monétaire vis-à-vis de ces deux variables.

En revanche, le détail par pays nous permet de distinguer des réponses moyennes nationales significatives, mais opposées.

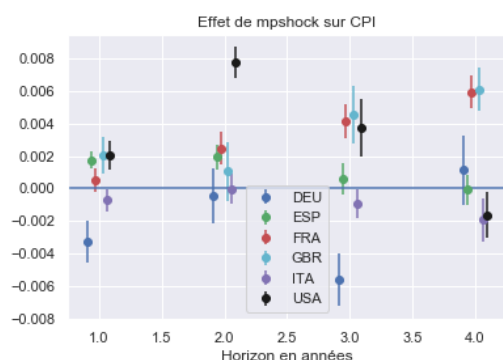


FIGURE 11 – Réponses nationales moyennes du CPI à un choc de politique fiscale

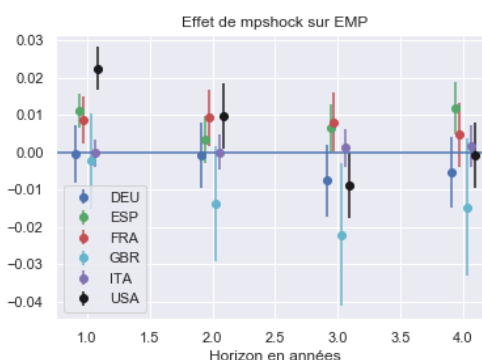


FIGURE 12 – Réponses nationales moyennes du nombre d'employés à un choc de politique fiscale

Ainsi, à très court terme ( $h=1$ ) un choc de politique monétaire fait augmenter en moyenne le niveau des prix en Espagne, aux États-Unis et en Angleterre, quand il produit l'effet inverse en Italie et en Allemagne. À plus long terme ( $h=4$ ), l'effet devient négatif sur les prix américains, et le reste en Italie, mais est bien positif pour l'Espagne et la France. D'autre part, un choc de politique monétaire est bénéfique au nombre d'employés dans trois des six pays étudiés (USA, Espagne et France). En revanche, il ne se prolonge pas statistiquement dans tous les pays étudiés. Il se révèle même négatif après 3 ans pour la Grande Bretagne.

## 6.2 Modèle 2

Le modèle 2 fait interagir la composante de sentiments, retenue *by-bins*, avec la variable de choc pour en tracer l'IRF. Par la nature du modèle, l'interprétation quantitative n'est pas absolue mais relative, par rapport au niveau de sentiment de référence, à savoir le niveau de sentiment moyen. Les IRF correspondent en effet au tracé de  $\beta_{haut}$  et  $\beta_{bas}$  avec leurs intervalles de confiance pour chaque mesure de sentiment et chaque type de choc, en fixant  $\beta_{moyen}$  à 0 pour éviter un problème de colinéarité dans le modèle (2).

### 6.2.1 Remarques générales

De manière générale, nous observons des résultats nettement plus significatifs pour le CCI (indicateur de confiance) et l'EPU (indicateur de l'incertitude véhiculée par les médias) que pour le VIX (volatilité des marchés financiers). Cela semble traduire un faible impact du niveau de confiance des marchés financiers sur l'efficacité

des chocs de politiques publiques sur les variables macroéconomiques réelles.

Il semble par ailleurs qu'un faible niveau de confiance inhibe les politiques publiques à court terme. Cela peut être notamment lié à un problème d'endogénéité non-entièrement corrigé par les méthodes mises en places. En effet, la dépense publique étant un stabilisateur automatique et volontaire (voir par exemple la prévision de Bercy d'une hausse du déficit français à 9% du PIB sur l'année 2020), les chocs de politique publique sont plus concentrés dans des périodes de contraction économique. Dès lors, il est difficile d'isoler l'effet des politiques publiques de la conjoncture à court terme. *A contrario*, les chocs de politiques publiques semblent contribuer efficacement à la reprise économique à moyen terme. En particulier, c'est en période de bas sentiment que les chocs de politique publique semblent les plus efficaces à moyen terme.

### 6.2.2 Réponse additionnelle d'un choc de politique budgétaire en fonction du sentiment

Les résultats obtenus diffèrent grandement selon la caractérisation du sentiment retenue dans l'analyse. Si l'on prend le sentiment comme l'incertitude ressentie par les marchés financiers, caractérisée par le VIX, le niveau de sentiment semble n'avoir d'influence sur l'efficacité d'un choc de politique budgétaire que sur la valeur ajoutée à court-moyen terme (à partir de 2 ans après le choc en haute volatilité, et uniquement 2 ans après le choc en faible volatilité). Nous nous focaliserons sur les résultats obtenus avec l'EPU et le CCI, plus concluants. On en déduit que le potentiel effet d'une hausse des dépenses publiques sur la dispersion des prix des actifs financiers semble ne pas beaucoup affecter les variables macroéconomiques. Cela pourrait s'expliquer parce que l'effet des chocs de dépense publique sur la volatilité des prix des actifs est faible, ou bien parce que l'effet de la volatilité des prix des actifs sur les variables macroéconomiques est faible.

En ce qui concerne les deux autres indicateurs de sentiment, qui captent la confiance des consommateurs et le climat d'incertitude, leurs résultats semblent concorder, même s'ils sont légèrement plus significatifs pour le CCI. Sur la valeur ajoutée (et donc indirectement sur le PIB), les chocs semblent plus efficaces en période de confiance extrême, qu'elle soit haute ou basse. Si les résultats ne sont pas immédiatement significativement différents en fonction du niveau de confiance, à moyen terme (horizon 2, 3 et 4 ans), les conséquences d'un choc de dépenses publiques en période de sentiment extrême surperforment significativement le groupe de référence (niveau de sentiment moyen).

Pour les périodes basses, nos résultats rejoignent donc par exemple la théorie keynésienne de la confiance comme un phénomène purement psychologique. En réinvestissant pour l'emploi ou en redistribuant pour ne pas amputer la consommation, l'Etat semble en mesure de limiter les fluctuations de la valeur ajoutée et de stimuler une relance de l'économie. Quantitativement, l'impact d'un choc de dépenses publiques de 1% du PIB au temps  $t$  dans une période de basse confiance surperforme significativement l'impact d'un même choc dans une période de confiance moyenne de l'ordre de 1,8 points de pourcentage sur le taux de croissance de la VA à l'horizon 3 ans, et de 2 points de pourcentage sur à 4 ans (resp. 2 et 3 points de pourcentage pour l'incertitude économique).



**FIGURE 13** – Réponse additionnelle de la VA à un choc de politique budgétaire en fonction du niveau de confiance



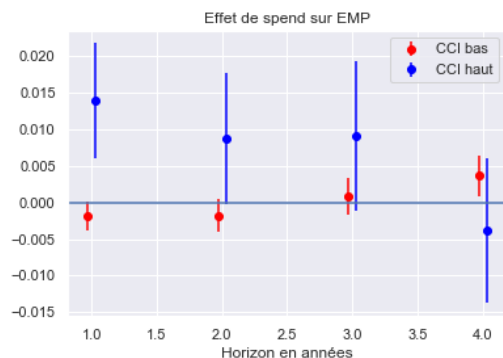
**FIGURE 14** – Réponse additionnelle de la VA à un choc de politique budgétaire en fonction du niveau d'incertitude

Cette théorie concorde avec nos résultats concernant l'évolution du nombre de personnes employées après un choc de dépenses publiques en période de sentiment bas. Si la réponse supplémentaire en période

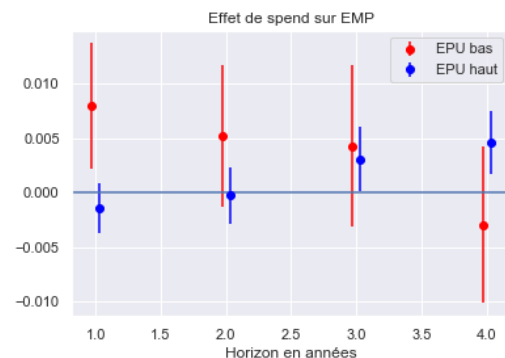
basse est non-significativement différente de 0 lors des deux premières années suivant le choc, elle devient significativement positive à l'horizon 4 ans en utilisant le CCI comme mesure du sentiment, et même à l'horizon 3 ans en utilisant l'EPU. Ainsi, dans un premier temps, en période de bas sentiment, les dépenses publiques semblent permettre aux entreprises de tenir, de ne pas détruire d'emplois, avant dans un deuxième temps de faciliter la relance, notamment en stimulant l'embauche et la création de valeur ajoutée. Quantitativement, l'impact d'un choc de dépenses publiques de 1% du PIB au temps  $t$  dans une période de haute incertitude économique surperforme significativement l'impact d'un même choc dans une période d'incertitude moyenne de l'ordre de 0,4 point de pourcentage sur le taux de croissance du nombre d'emplois à l'horizon 3 ans, et de 0,5 point de pourcentage sur à 4 ans (resp. 0,5 pp sur le taux à 4 ans pour la confiance)

Par ailleurs, les périodes de haute confiance semblent également propices à la mise en oeuvre de plans de dépenses publiques efficaces. Nous obtenons donc sur les chocs de politique budgétaire des résultats similaires à ceux de Bachmann et al. (2013) sur l'efficacité des politiques monétaires. Une explication de cette tendance pourrait être une variation du niveau du multiplicateur keynésien en temps de haut sentiment. En prenant par exemple le modèle de Mundell-Fleming, le multiplicateur keynésien s'écrit  $\frac{1}{k-c}$ , où  $k$  dépend positivement du taux d'intérêt et représente les effets d'éviction de la dépense publique sur l'investissement et sur les exports nets, et où  $c$  est la propension marginale à consommer. En période de confiance, il est probable que  $c$  augmente, ce qui résulterait en une hausse du multiplicateur keynésien, et donc en une efficacité des politiques publiques améliorée. L'effet - assez rapide et persistant sur la valeur ajoutée - semble être immédiat mais décroissant sur l'emploi, quelles que soient les mesures de sentiment utilisées.

Sur l'emploi, on peut penser à un effet d'emballement à la suite d'annonces de politiques budgétaires favorables aux entreprises qui les mènerait à employer de manière trop optimiste dans l'immédiat, et de ne plus avoir besoin de créer d'emplois dans les années suivant le choc, ce qui aboutit à une normalisation de la croissance du taux d'emplois à moyen terme. Une limite à ces résultats est toutefois le faible nombre de données de choc à notre disposition, ce qui génère des intervalles de confiance conséquents.



**FIGURE 15** – Réponse additionnelle du nombre d'employés à un choc de politique budgétaire en fonction du niveau de confiance



**FIGURE 16** – Réponse additionnelle du nombre d'employés à un choc de politique budgétaire en fonction du niveau d'incertitude

En ce qui concerne l'évolution du niveau des prix, seules les périodes de bas sentiment se distinguent significativement de la référence. On observe 2 ans après le choc une inflation moindre à la suite de chocs de politique budgétaire lorsque le sentiment est bas. L'effet additionnel est à peu près constant pour les horizons 2, 3 et 4 ans, autour de -0,3 point de pourcentage de croissance du CPI. Si on mesure le sentiment par l'EPU, les résultats sont très similaires, mais la baisse à l'horizon 4 ans devient non significative. On pourrait alors penser que l'effet s'atténue à moyen terme. Les conséquences d'une stimulation de l'inflation sont peut être moindres lorsque l'inflation conjoncturelle est faible, comme en période de croissance molle, donc de sentiment bas. Cette explication concorde avec celle, couramment admise, selon laquelle l'inflation serait un cercle vicieux<sup>2</sup>.

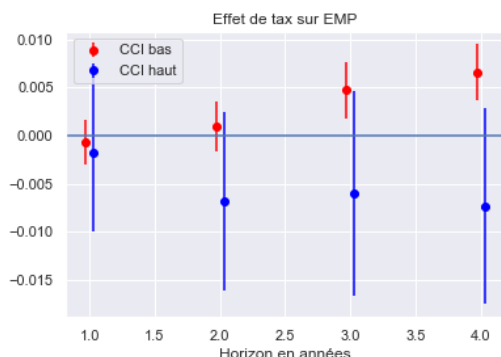
2. Cf. *Bloomberg Market Concepts*, module 2 - Currencies. L'inflation y est en effet présentée comme un cercle vicieux dans lequel : les travailleurs anticipent des hausses de prix, ce qui les conduit à demander des hausses de rémunération, ce qui pousse les entreprises à augmenter leurs salaires, ce qui les contraint à augmenter leurs prix pour financer ces augmentations, ce qui crée de l'inflation.

### 6.2.3 Réponse additionnelle d'un choc de politique fiscale en fonction du sentiment

Selon nos résultats, il semble que le niveau de sentiment dans lequel sont effectués les chocs de politique fiscale soient déconnectés de l'inflation. À part une inflation très légèrement plus faible qu'en période de sentiment moyen à l'horizon 2 ans (en utilisant EPU et CCI), aucun résultat n'est significativement différent du niveau de référence.

En ce qui concerne l'effet additionnel sur la valeur ajoutée et l'emploi, il est distinct en fonction de la mesure de sentiment utilisée, démontrant une fois de plus le caractère pluridimensionnel de la question. Si, de nouveau, il semble que la réponse additionnelle avec l'EPU et le CCI soit proche, la réponse additionnelle avec le VIX est fondamentalement différente. Là où les périodes de confiance basse (CCI) et de haute incertitude (EPU) sont propices à un choc fiscal à l'efficacité significativement plus élevée que les niveaux de référence et de haut sentiment, le constat s'inverse pour la volatilité.

Pour l'EPU et la CCI, les seules réponses additionnelles significativement différentes du modèle de référence se produisent en temps de bas sentiment (basse confiance, haute incertitude économique) et à moyen terme (à partir de l'horizon 2 ans). La réponse additionnelle est alors positive, et croissante. Quantitativement, à l'horizon 4 ans, elle s'établit à 2,5 pp sur le taux de croissance de la VA et 0,5 pp sur celui du nombre d'employés. Les résultats observés sont extrêmement proches, dans leur dynamique comme dans leur niveau, pour les deux mesures de sentiment. Ces résultats semblent assez contre-intuitifs, dans la mesure où l'augmentation de la charge fiscale est *a priori* de nature à restreindre plus fortement la propension à consommer des agents et à investir des entreprises lorsque l'incertitude est forte. On peut cependant imaginer plusieurs hypothèses pour expliquer ces résultats. Par exemple, en cas de choc de politique fiscale ayant pour but une redistribution, on peut se référer à l'interprétation sur le modèle (1). En redistribuant vers des populations à forte propension à consommer (typiquement fragilisées par les situations de crises et de basse confiance), une politique fiscale pourrait par exemple aboutir à une hausse de la demande.



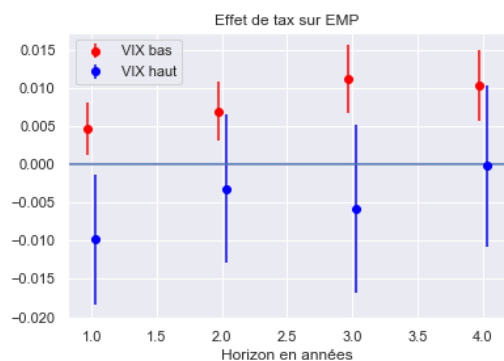
**FIGURE 17** – Réponse additionnelle du nombre d'employés à un choc de politique fiscale en fonction du niveau de confiance



**FIGURE 18** – Réponse additionnelle de la VA à un choc de politique fiscale en fonction du niveau d'incertitude

En choisissant le VIX comme variable de sentiment, on a des réponses additionnelles d'un choc de politique fiscale en fonction de l'emploi assez similaires sur la valeur ajoutée et sur le nombre de personnes employées. Lorsque les actifs financiers ont une volatilité faible, ce qui correspond empiriquement à des périodes de croissance stable, on observe que les chocs de politique fiscale surperforment le modèle de référence à tous les horizons (sauf  $h = 1$  pour la valeur ajoutée). *A contrario*, lorsque la volatilité est haute, les chocs de politique fiscale n'ont pas tendance à avoir de réponse additionnelle, si ce n'est une moindre réponse à très court terme. Quantitativement, une faible volatilité entraîne une réponse additionnelle positive d'un choc de politique fiscale de 1% du PIB, qui croît entre l'horizon 1 (non significatif pour la VA, +0,5 pp sur le taux de croissance du nombre d'employés) et 2 avant de rester à peu près constante, autour de 1 pp sur le taux de croissance du nombre d'employés et 3,5 pp sur le taux de croissance de la VA.

Ces résultats peuvent s'interpréter de la manière suivante. En temps de forte volatilité des marchés financiers, les entreprises cotées peuvent craindre pour leurs sources de financement et l'annonce d'une hausse de fiscalité peut alors les contraindre à réviser immédiatement leur schéma d'emplois, de production et d'investissement. L'incertitude augmentant l'aversion au risque des entreprises, ces mesures peuvent être plus



**FIGURE 19** – Réponse additionnelle du nombre d'employés à un choc de politique fiscale en fonction du niveau de volatilité

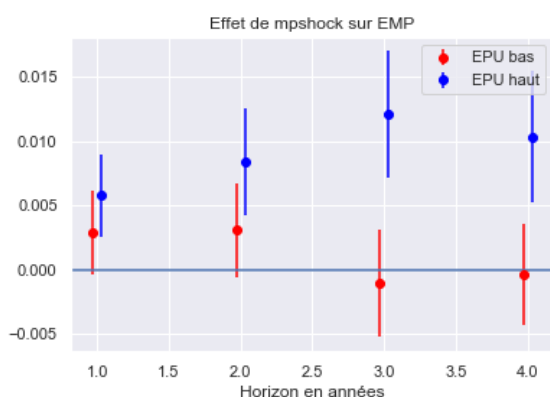


**FIGURE 20** – Réponse additionnelle de la VA à un choc de politique fiscale en fonction du niveau de volatilité

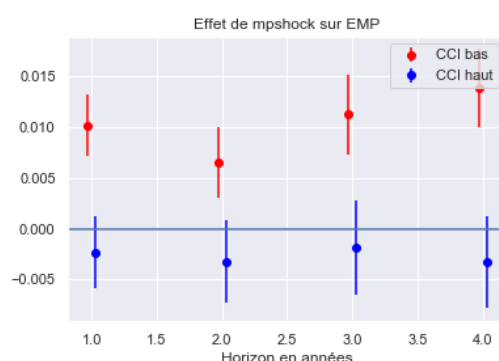
fortes en période de haute volatilité. En raisonnant *a contrario*, la distorsion engendrée par l'annonce d'impôts supplémentaires peut être nettement moindre lorsque les marchés sont stables.

#### 6.2.4 Réponse additionnelle d'un choc de politique monétaire en fonction du sentiment

De nouveau, les réponses additionnelles diffèrent entre le groupe EPU-CCI et le VIX. Dans le premier groupe, il semble de nouveau qu'un choc de politique monétaire soit plus efficace en période de bas sentiment, et qu'il y ait peu de différences entre période de sentiment moyen et haut. Sur l'emploi, les chocs de politique monétaire (contractions inattendues, évalués par *mpshock*) semblent immédiates et ne pas suivre de tendance claire entre court et moyen terme. Un choc unitaire de politique monétaire induit selon le modèle une hausse du taux de croissance de l'emploi de 1 (EPU) à 1,5 (CCI) pp à l'horizon 4 ans. Ces résultats semblent rejoindre les conclusions de la courbe de Phillips et la corrélation négative entre le nombre d'emplois et la hausse des taux d'intérêt. Les conclusions sur la valeur ajoutée sont moins claires, et diffèrent entre les deux mesures de sentiment. Si l'effet est incertain en considérant l'EPU (réponse additionnelle positive à horizon 2 et 3 ans si l'incertitude est forte, et à l'horizon 2 ans si l'incertitude est faible), il n'existe qu'à horizon 4 ans en utilisant le CCI (réponse additionnelle positive en temps de confiance basse).



**FIGURE 21** – Réponse additionnelle du nombre d'employés à un choc de politique monétaire en fonction du niveau d'incertitude



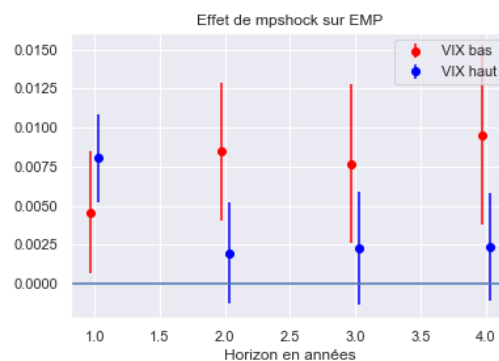
**FIGURE 22** – Réponse additionnelle du nombre d'employés à un choc de politique monétaire en fonction du niveau de confiance

L'étude de la réponse additionnelle en utilisant le VIX comme variable de sentiment réserve des conclusions différentes. La politique monétaire est alors nettement plus efficace à moyen terme lorsque la volatilité est basse, à l'image de la politique fiscale, à la fois sur l'emploi (+5 pp) et sur la valeur ajoutée (+0,8 pp). A court terme, on n'observe de réponse additionnelle que sur l'emploi, et elle est positive à la fois en temps de volatilité forte et faible.





**FIGURE 23** – Réponse additionnelle de la VA à un choc de politique monétaire en fonction du niveau de volatilité



**FIGURE 24** – Réponse additionnelle du nombre d'employés à un choc de politique monétaire en fonction du niveau de volatilité

En tous cas, il semble que l'effet des chocs de politique monétaire sur le niveau des prix ne dépende que peu du sentiment, quelle que soit la mesure utilisée. Cette conclusion est surprenante en ce qu'elle contredit Bachmann et al., qui avaient trouvé dans leurs travaux qu'un faible sentiment inhibait les politiques monétaires. Cela peut s'expliquer par le fait que la variable CPI, qui n'était pas incluse dans la base EUKlems, n'est pas déclinée par sous-secteur dans notre base de données. Par conséquent, celle-ci est disponible à une échelle moins fine que les deux autres variables macroéconomiques, ce qui diminue notre capacité à limiter l'endogénéité sur cette variable.

### 6.3 Modèle 3

Le modèle (3) complète le modèle (2) en apportant une vision « en niveau ». Moins robuste au sens de la variance, il permet une appréhension moins biaisée de l'effet d'une hausse marginale de sentiment sur l'efficacité des politiques publiques. Cette vision peut permettre de développer des simulations *in concreto* de l'effet de chocs de politiques publiques d'une intensité donnée pour une économie donnée, à niveau de confiance donné. Les tableaux ci-dessous récapitulent les résultats que nous obtenons et peuvent être lus de la manière suivante. Toutes choses égales par ailleurs, une hausse d'un point de CCI conduit à augmenter l'efficacité d'un choc unitaire de dépenses publiques de 7e-03 pp sur le taux de croissance de la VA 1 an après le choc, et de 3e-02 pp sur le taux de croissance à 4 ans.

#### 6.3.1 Réponse additionnelle d'un choc de politique budgétaire en fonction du sentiment

Les résultats sont compilés dans le tableau ci-après<sup>3</sup>.

Effet sur...	VA				EMP				CPI			
Horizon	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	1 an	2 ans	3 ans	4 ans
CCI	7e-03*	1e-02*	2e-02*	3e-02*	***	***	***	2e-03**	-1e-03**	-3e-03*	-2e-03*	-3e-03*
EPU	3e-03**	7e-03*	9e-03*	1e-02*	***	***	***	1e-03*	***	-1e-03*	-1e-03*	-1e-03*
VIX	3e-02**	6e-02*	9e-02*	1.2e-03*	***	-8e-03**	***	1e-02**	***	-1e-02*	-1e-02*	-2e-02*

**TABLE 2** – Effet marginal d'une hausse d'un point de sentiment sur l'efficacité d'un choc unitaire de dépenses publiques, en points de pourcentage

On remarque que les coefficients sont plus fréquemment significatifs pour la VA et le CPI que pour le nombre d'employés, alors même que les résultats du modèle (2) étaient assez concluants à cet égard. Les résultats les plus consistants avec le modèle (2) sont ceux liés à l'EPU : une hausse de l'incertitude économique conduit bien les dépenses publiques à une plus forte efficacité sur la valeur ajoutée et à un effet inflationniste moindre (coefficients négatifs et significatifs à 1% sur le CPI).

Les résultats obtenus avec le CCI semblent également confirmer ce que nous avons vu dans le modèle (2), avec une surperformance immédiate sur l'impact d'un choc sur la VA en période de haute confiance. Néanmoins,

3. Dans tous les tableaux, lorsque le résultat est associé à \*, sa *p-value* est inférieure à 1%. Lorsqu'il est associé à \*\*, sa *p-value* est comprise entre 1% et 10%. Lorsqu'il est associé à \*\*\*, sa *p-value* est supérieure à 10%, et nous ne reportons pas la valeur du coefficient associé.

le choix d'un modèle linéaire, réalisé pour des raisons d'interprétabilité, pourrait ne pas être optimal pour cette modélisation ; on a en effet vu que des périodes de confiance basse favorisaient également l'effet d'un choc de dépenses publiques sur la VA. Ainsi, on pourrait penser que l'impact d'une hausse de sentiment sur l'efficacité d'un choc de dépenses publiques sur la VA devrait être inhibiteur lorsque la confiance est basse, et catalyseur lorsque la confiance est haute. Le modèle linéaire ne permet pas de retracer cette complexité. Cela explique peut-être également les résultats obtenus sur le CPI, qui ne semblent pas en accord avec ceux du modèle (2).

On remarque enfin que les résultats avec le VIX, peu concluants sur le modèle by-bins, deviennent significatifs dans le modèle en niveau. Il semble qu'une hausse marginale de la volatilité sur les marchés financiers ait un effet positif sur l'efficacité des chocs de dépense publique, et en limite les effets inflationnistes. Au total, la compilation des résultats sur l'EPU et le VIX semble montrer que les chocs de dépense publique sont d'autant plus efficaces que l'incertitude est forte, qu'elle soit économique ou financière.

### 6.3.2 Réponse additionnelle d'un choc de politique fiscale en fonction du sentiment

Les résultats sont compilés dans le tableau ci-après.

Effet sur...	VA				EMP				CPI			
Horizon	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	1 an	2 ans	3 ans	4 ans
CCI	***	1e-02*	2e-02*	3e-02*	***	***	4e-03*	6e-03*	-2e-03**	-3e-03*	-3e-03*	-3e-03*
EPU	***	8e-03*	1e-02*	2e-02*	***	***	2e-03*	3e-03*	-7e-06**	-2e-03*	-2e-03*	-2e-03*
VIX	***	5e-02*	1.0e-03*	1.3e-03*	***	***	2e-02*	2e-02*	-8e-03**	-2e-02*	-2e-02*	-2e-02*

**TABLE 3** – Effet marginal d'une hausse d'un point de sentiment sur l'efficacité d'un choc unitaire de fiscalité

Sur l'EPU, les résultats du modèle (2) semblent se vérifier de nouveau dans le modèle (3) : une hausse de l'incertitude économique amène une réponse additionnelle positive des chocs de politique fiscale sur la VA et le nombre d'employés.

Par ailleurs, sur la VA et le nombre d'employés, l'effet additionnel est uniquement visible à moyen terme, quel que soit la mesure du sentiment utilisée. Cela confirme également les résultats obtenus dans la partie (2). Pour autant, le signe des coefficients n'est pas celui attendu en ce qui concerne le CCI et la VA ; le modèle (2) laissant plutôt présager une efficacité d'autant plus forte que la volatilité et la confiance étaient faibles.

### 6.3.3 Réponse additionnelle d'un choc de politique monétaire en fonction du sentiment

Les résultats sont compilés dans le tableau ci-après.

Effet sur...	VA				EMP				CPI			
Horizon	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	1 an	2 ans	3 ans	4 ans
CCI	9e-03*	1e-02*	9e-03*	9e-03*	5e-03*	2e-03*	3e-03*	3e-03*	***	***	***	***
EPU	8e-03*	9e-03*	8e-03*	8e-03*	3e-03*	2e-03*	3e-03*	4e-03*	***	***	***	***
VIX	3e-02*	***	3e-02**	3e-02**	2e-02*	8e-03*	1e-02*	1e-02*	***	***	***	***

**TABLE 4** – Effet marginal d'une hausse d'un point de sentiment sur l'efficacité d'un choc unitaire de politique monétaire

C'est de nouveau sur l'EPU que nos résultats semblent les plus robustes avec nos observations du modèle (2). Il semble donc que l'incertitude économique véhiculée par les médias augmente l'efficacité des chocs de politique monétaire, de manière rapide et relativement persistante. Le taux de croissance à 1, 2, 3 et 4 ans de la VA après un choc de politique monétaire augmente d'environ 8e-03 pp toutes choses égales par ailleurs lorsque l'incertitude augmente d'un point. Sur l'emploi, l'ordre de grandeur est plutôt d'une hausse de 3e-03 pp toutes choses égales par ailleurs pour une hausse de 1 point de l'EPU.

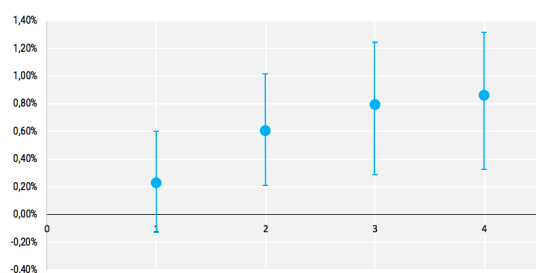
Enfin, nos résultats confirment les difficultés que nous avons rencontrées pour faire interagir l'indice des prix et les chocs de politique monétaire caractérisés par *mshock*, puisque nous n'avons aucun effet significatif d'une hausse de sentiment, quel que soit l'horizon. Cela s'explique principalement par le manque de variables de contrôle sur CPI, qui n'est pas issue de la même base que VA et EMP.



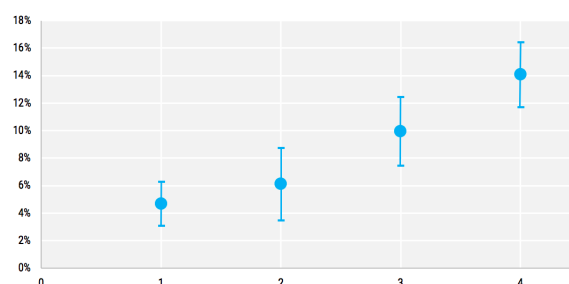
### 6.3.4 Un exemple concret : simulation d'un choc de dépenses publiques en France

Pour conclure cette étude, nous avons souhaité présenter une possible application concrète de nos résultats. En utilisant le modèle (3), en niveau, il est en effet possible de simuler l'effet d'un choc de politique publique pour un niveau de sentiment donné et pour des horizons allant de 1 à 4 ans. Pour cela, nous reprenons les coefficients de notre régression, et les appliquons *in concreto* à la situation, tout en ne négligeant pas les intervalles de confiance.

En suivant cette méthode, nous avons souhaité simuler l'impact sur la croissance de la VA et du nombre d'emplois qu'aurait eu un choc de dépenses budgétaires de 1% du PIB en 2017, sachant le niveau de confiance de l'économie<sup>4</sup>. Ci-après, deux graphiques récapitulent les prévisions de taux de croissance de la VA et du nombre d'employés après un tel choc, en base 2017 (*i.e.*, la valeur en 2019 est le taux de croissance entre 2019 et 2017).



**FIGURE 25** – Prévisions de taux de croissance du nombre d'employés par rapport à 2017 après un choc de dépenses publiques de 1% du PIB en 2017



**FIGURE 26** – Prévisions de taux de croissance de la valeur ajoutée par rapport à 2017 après un choc de dépenses publiques de 1% du PIB en 2017

On remarque qu'avec le choc, la trajectoire économique est assez positive pour la France, avec des taux de croissance de la VA toujours significativement positifs (à 10%) en base 2017, avec des taux de croissance annuels moyens de 3,4% à l'horizon 4 ans, soit 14% de hausse de la VA en 2021 par rapport à la base 2017. Sur l'emploi, après une première année incertaine, la trajectoire devient significativement positive, mais la variation est beaucoup plus faible (0,9% de hausse en 2021 par rapport à la base 2017).

En 2017 en France, le CCI était fort (avec un score de 100.328, le plus haut depuis 2002 dans le pays). Conformément au modèle 2, on s'attend donc à une forte efficacité du choc, croissante avec le temps, sur la VA ; et à une efficacité limitée du choc, décroissante avec le temps sur le nombre d'employés. La comparaison avec les prévisions « de base » de notre modèle, sans incorporer de choc de dépenses publiques, semblent globalement confirmer cette interprétation. En effet, sur l'emploi, nous trouvons que le taux de croissance avec choc est supérieur à celui sans choc pour les 2 premières années (+0,02 pp en année 1, et +0,09 pp en année 2), avant de devenir inférieur en année 3 (-0,06 pp). Sur la VA, le taux de croissance avec choc surperforme systématiquement le taux de croissance simulé sans choc. Cette efficacité supérieure est croissante avec le temps, part de +0,7 pp en année 1 et arrive à +3 pp en année 4. Les résultats de cette simulation sont donc globalement consistants avec les résultats issus du modèle (2), et semblent accréditer l'efficacité importante des chocs de dépense publique en période de haute confiance.

4. Cette vision exclut bien évidemment les événements récents liés à la pandémie mondiale de Covid-19

## 7 Conclusion

Le sentiment est une variable multidimensionnelle, incluant à la fois la notion de confiance des agents et des entreprises, et les notions d'incertitude économique et financière. Capté imparfaitement par différents indicateurs, nous nous sommes attachés à proposer une vision du problème traduisant la diversité de la notion, après avoir constaté que les différentes composantes du sentiment n'étaient que moyennement corrélées entre elles.

Le sentiment, en jouant sur les anticipations à court terme des agents, peut être à même de modifier les décisions d'investissement des entreprises, la propension marginale à consommer des ménages, voire tout comportement économique. Par conséquent, la question du lien entre le sentiment et l'efficacité des politiques publiques se pose, de manière d'autant plus forte que les niveaux d'endettement toujours croissants appellent à une rationalisation de l'utilisation des dépenses publiques. La littérature économique sur le sujet nous a permis de dégager différentes théories à ce sujet, et a servi de cadre à notre analyse.

L'apport principal de ce projet réside dans la modélisation et l'évaluation empirique du lien entre l'efficacité des chocs de politique publique et le sentiment. Pour le caractériser, nous avons développé trois modèles. Le deuxième et le troisième proposent une approche complémentaire, intégrant le sentiment comme cause des variations d'efficacité des politiques publiques. Le modèle (2), le plus robuste, a mené à quelques observations intéressantes. D'abord, l'efficacité des chocs de politique publique (surtout fiscale et budgétaire) est forte quand la confiance des agents est basse, la volatilité du prix des actifs financiers est basse ou l'incertitude économique est haute. Nos résultats sont en accord avec la vision keynésienne selon laquelle l'Etat doit investir pour soutenir la demande en temps de sentiment bas, en investissant pour l'emploi ou bien en redistribuant pour augmenter la consommation. Cette efficacité additionnelle n'est néanmoins constatée qu'à moyen terme. Par ailleurs, les politiques budgétaires sont plus efficaces à court et moyen terme en période de haute confiance, ou de basse incertitude. Nous imputons ces résultats à l'accompagnement de l'activité économique par les dépenses publiques et à une modification du multiplicateur keynésien lié à une augmentation de la propension marginale à consommer des agents.

Le dernier modèle, en niveau, nous permet d'évaluer la réponse additionnelle de l'économie à une hausse d'un point de sentiment pour un choc unitaire de politique publique donné. Nos résultats les plus consistants portent sur l'incertitude économique, dont une hausse semble en général augmenter l'efficacité des politiques publiques. En incluant le sentiment en niveau, nous avons souhaité donner un exemple d'application de notre modèle au cas de la France pour simuler l'impact qu'aurait eu un choc de politique budgétaire de 1% du PIB en 2017 sur l'évolution de la VA et du nombre d'employés. Le niveau de confiance, alors haut, nous laissait présager un effet assez important et persistant sur la VA, et un effet léger et décroissant sur l'emploi au vu du modèle (2). La simulation confirme ces résultats attendus.

Enfin, nous souhaitons présenter au lecteur quelques pistes de réflexion pour fiabiliser nos résultats et nos modèles. D'abord, la durée limitée de notre étude (chaque modèle est évalué pour une vingtaine de dates seulement), imposée par le choix de nos bases de données, a contribué au fort écart-type asymptotique amputant la significativité de nos coefficients estimés. Disposer d'une base de données plus vaste accroîtrait probablement la significativité des coefficients estimés. Par ailleurs, les résultats contre-intuitifs obtenus dans le modèle de réponse moyenne font planer des doutes sur l'exogénéité de nos variables de choc et remettent donc en question l'identification d'un effet causal. Si ces résultats devaient être réutilisés, nous conseillerions donc de vérifier la consistance de nos résultats en utilisant d'autres variables de choc compilées dans la littérature. Enfin, l'utilisation d'un modèle linéaire dans notre projet présente des avantages certains en termes d'interprétabilité et de lisibilité, mais n'était peut-être pas le choix le plus rigoureux *a posteriori*, notamment dans le modèle (3). On peut en effet penser que l'effet d'une hausse de sentiment n'est pas linéaire, et qu'il dépend du niveau de sentiment dans lequel il se produit. On a par exemple vu dans le modèle by-bins que les chocs de politiques budgétaires étaient globalement plus efficaces en période de sentiment extrême. Notre modélisation dans le modèle (3) ne permet pas de reproduire fidèlement cet effet.

## Références

- [1] Akerlof et Shiller : *Animal Spirits : How Human Psychology Drives the Economy, and Why It Matters for Global Capitalism*, 2009.
- [2] Bachmann et al. : *Economic uncertainty and the effectiveness of monetary policy*, 2013.
- [3] Bernanke B. : *Alternative explanations of the money-income correlation*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 25 (1), pp. 49-99., 1986.
- [4] Beveridge W.H. : *Unemployment : a Problem of Industry*, 1909.
- [5] Bloom et al. : *The Organization of firms across countries*, 2012.
- [6] Brugnolini L. : *About Local Projection Impulse Response Function Reliability*, 2018.
- [7] Farmer R.E.A. : *Macroeconomics of Self-fulfilling Prophecies*, 1999.
- [8] Farmer R.E.A. : *Animal Spirits*, The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd ed., ed. L. Blume and S. Durlauf, Palgrave Macmillan, 2008.
- [9] Farmer R.E.A. : *Confidence, Crashes and animal Spirits*, 2009.
- [10] Farmer R.E.A. : *Animal Spirits, persistent Unemployment and the Belief Function*, 2010.
- [11] Farmer R.E.A. : *Animal Spirits, financial crises and persistent Unemployment*, 2011.
- [12] Farmer R.E.A. : *The Stock Market Crash of 2008 Caused the Great Recession : Theory and Evidence*, 2011.
- [13] Furceri et al. : *The Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality*, 2017.
- [14] Gilchrist et al. : *Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics*, 2014.
- [15] Jaimovich et Rebelo : *Can News about the Future Drive the Business Cycle ?*, American Economic Review, 2009.
- [16] Jorda Ò. : *Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections*, 2005.
- [17] Jurado et al. : *Measuring Uncertainty*, 2015.
- [18] Keynes J.M. : *The General Theory of Employment, Interest and Money*, 1936.
- [19] Mumtaz et Surico : *Policy Uncertainty and Aggregate Fluctuations*, 2013.
- [20] Nowzohour et Stracca : *More than a feeling : confidence, uncertainty and macroeconomic fluctuations*, 2017.
- [21] Pigou A.C. : *Industrial Fluctuations*, 1927.
- [22] Plagborg-Møller et Wolf : *Instrumental Variable Identification of Dynamic Variance Decompositions*, 2017.
- [23] Sims C.A. : *Macroeconomics and Reality*, Econometrica, vol. 48 (1), pp. 1-48., 1980.

## Annexes

### Statistiques descriptives - tous pays

Les graphiques ci-dessous visent à compléter ceux présentés dans le corps de notre étude, afin d'offrir au lecteur une vision plus complète de nos données. Nous rappelons que notre base de données principale, issue d'EUKlems, offre une précision au niveau sous-secteur de chaque variable macroéconomique. Ces graphiques ne présentent qu'une information agrégée mais ne reflètent donc pas l'entière de la base à notre disposition. Comme expliqué en amont, ces graphiques s'inspirent de la logique de notre étude, qui consiste à étudier l'impact d'un choc (ligne 1) sur une variable macroéconomique (ligne 3) en fonction d'un sentiment (ligne 2).

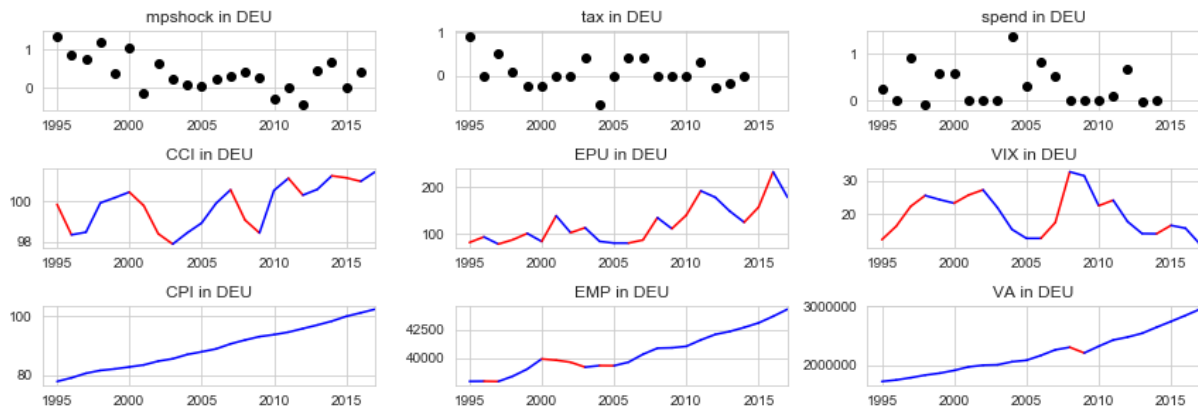


FIGURE 27 – Évolution temporelle de nos neuf variables d'intérêt, en Allemagne.

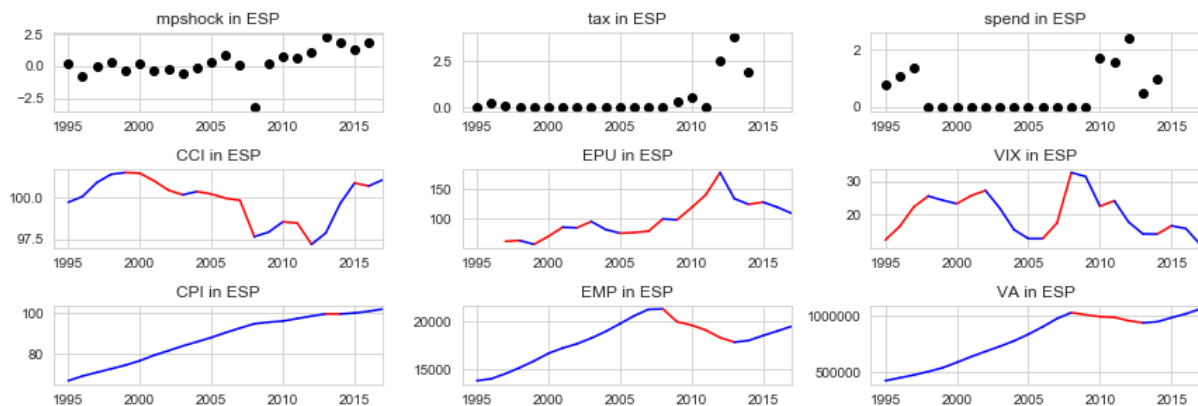


FIGURE 28 – Évolution temporelle de nos neuf variables d'intérêt, en Espagne.

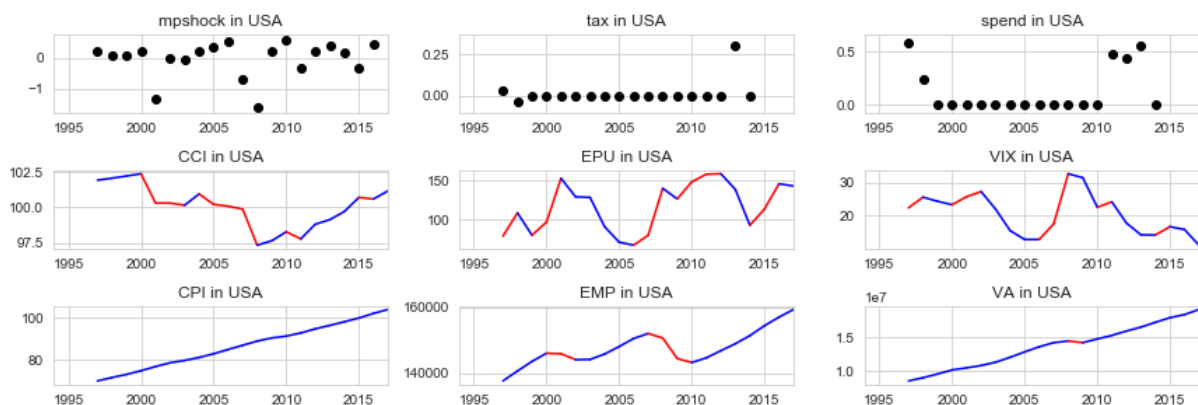


FIGURE 29 – Évolution temporelle de nos neuf variables d'intérêt, aux États-Unis.

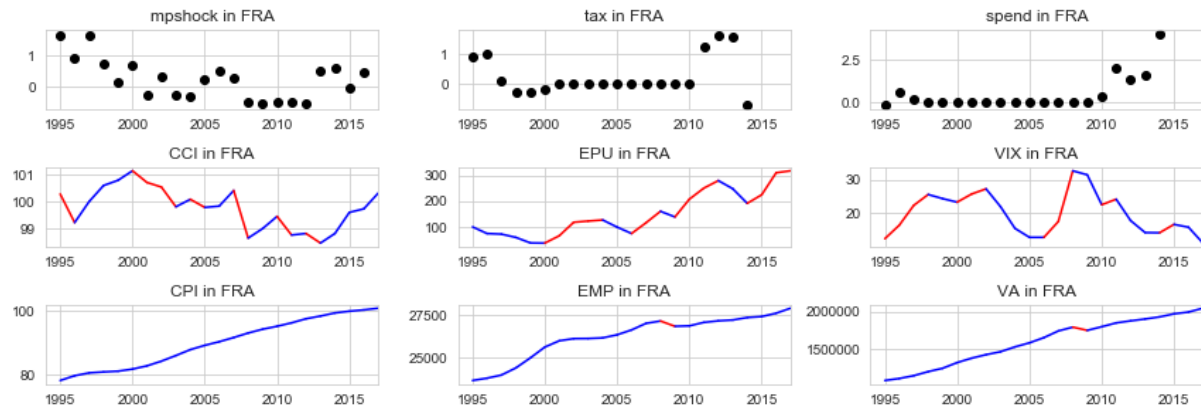


FIGURE 30 – Évolution temporelle de nos neuf variables d'intérêt, en France.

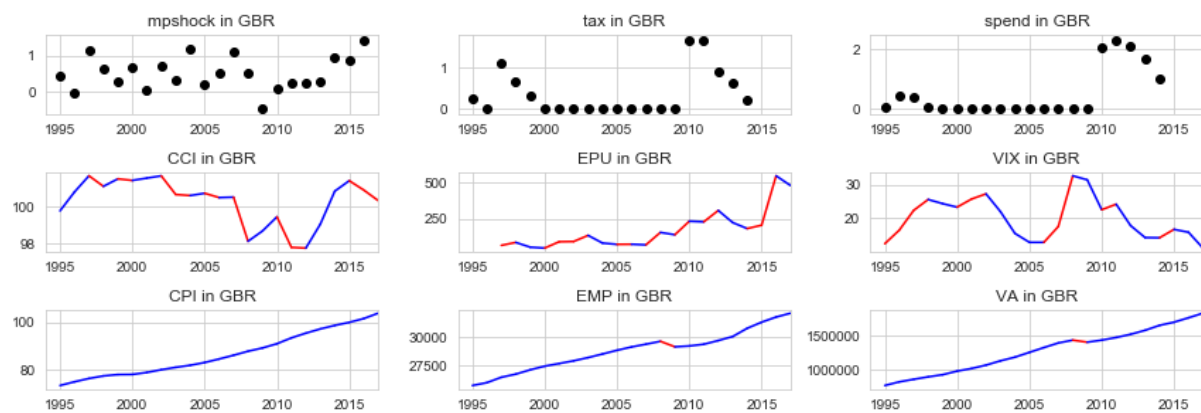


FIGURE 31 – Évolution temporelle de nos neuf variables d'intérêt, en Grande-Bretagne.

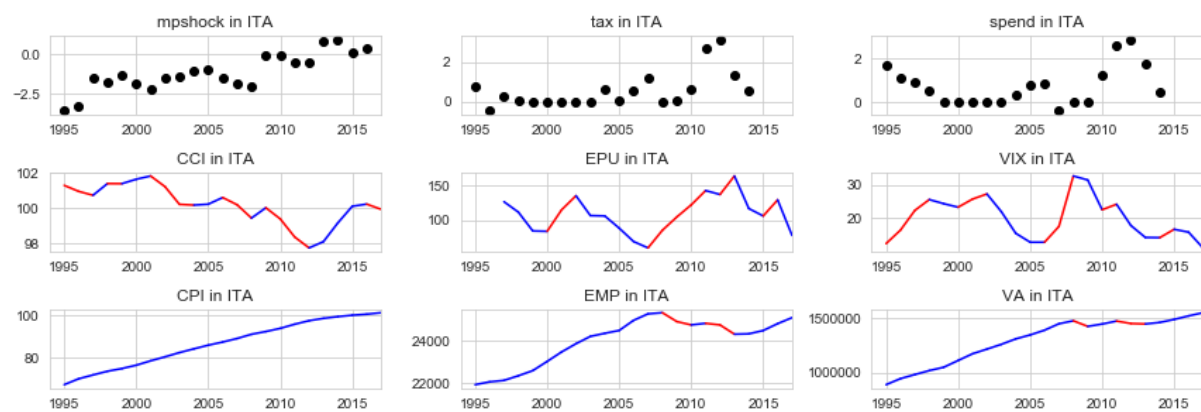


FIGURE 32 – Évolution temporelle de nos neuf variables d'intérêt, en Italie.

## Tests de stationnarité

Pour tous les retards sur chaque variable et tous les pays (72 tests conduits), on ne peut rejeter l'hypothèse nulle de stationnarité du test de KPSS à 5%.

Critical Values:

10% : 0.347  
 5% : 0.463  
 2.5% : 0.574  
 1% : 0.739

Exemple du test de stationnarité pour EMP aux Etats-Unis avec un retard de 2 ans.

KPSS Statistic: 0.1875453533745684

p-value: 0.1

Result: The series is stationary

Exemple du test de stationnarité pour VA en Italie avec un retard de 4 ans.

KPSS Statistic: 0.31717401888752533

p-value: 0.1

Result: The series is stationary

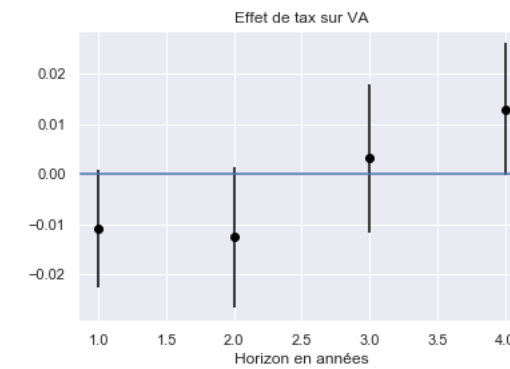
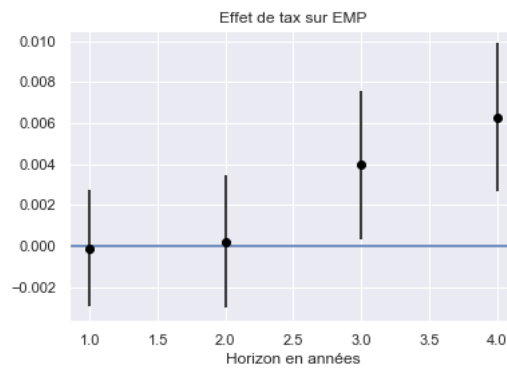
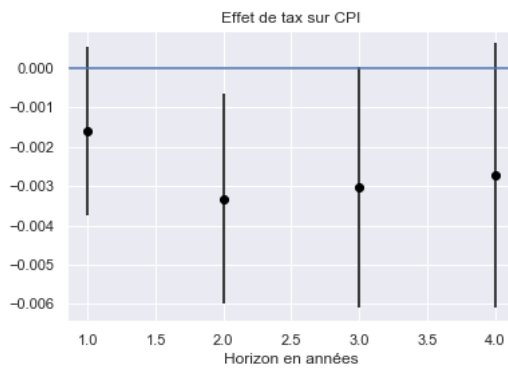
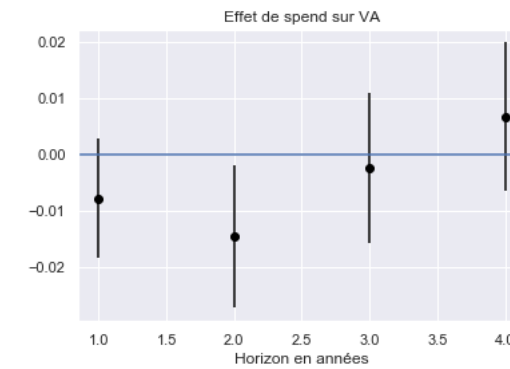
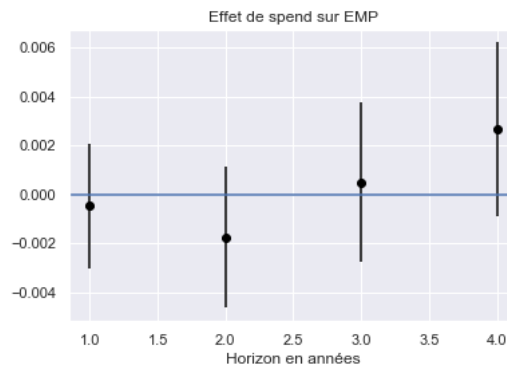
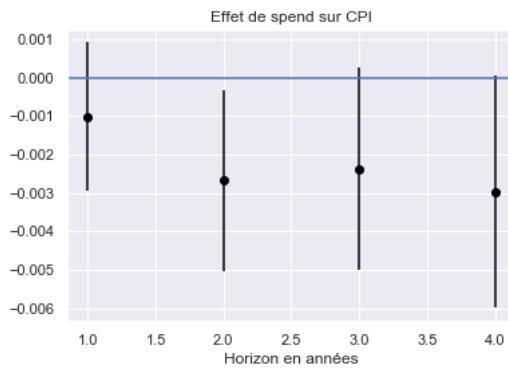
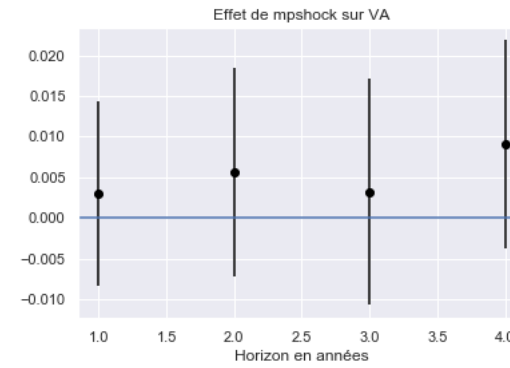
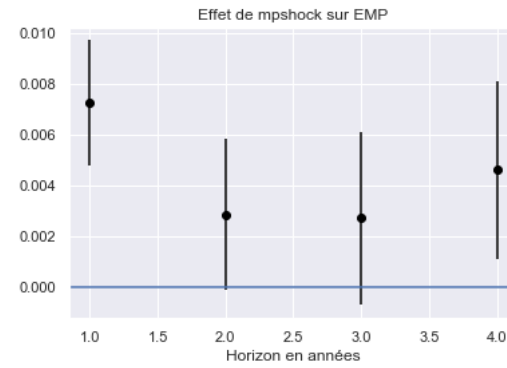
Exemple du test de stationnarité pour CPI au Royaume-Uni avec un retard de 3 ans.

KPSS Statistic: 0.2612809578697515

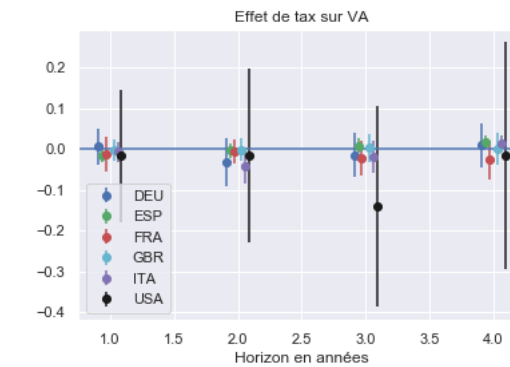
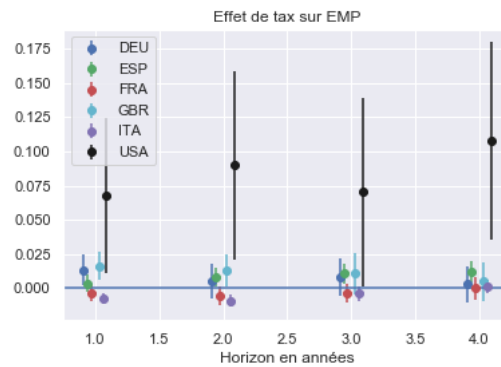
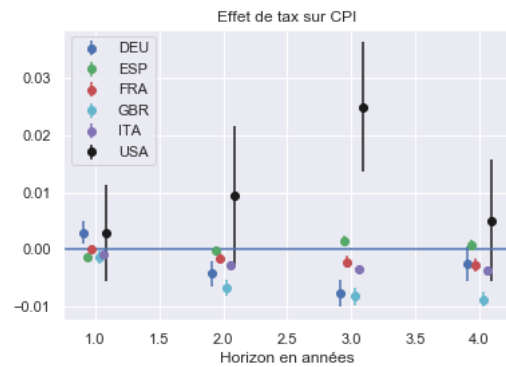
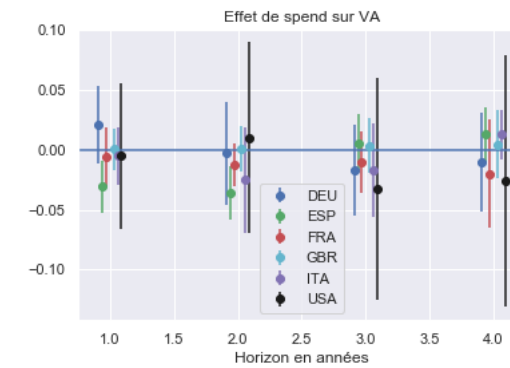
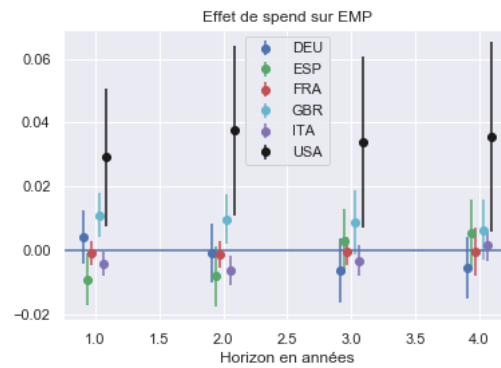
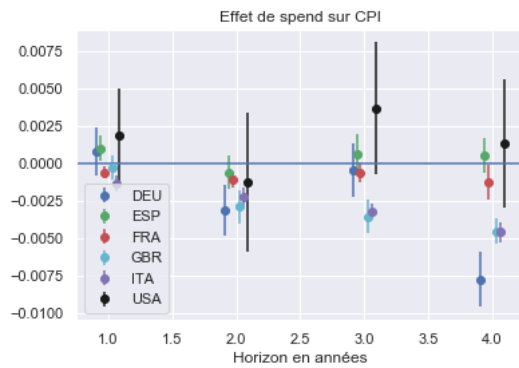
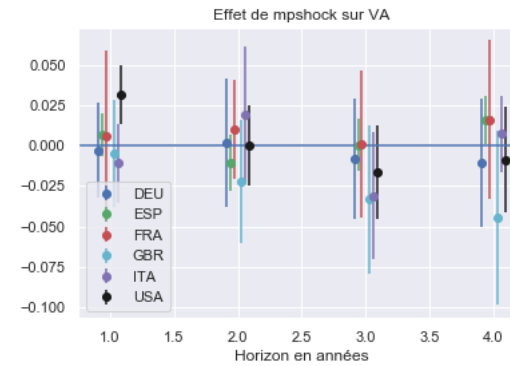
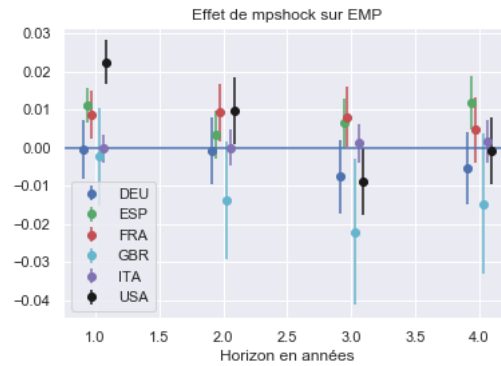
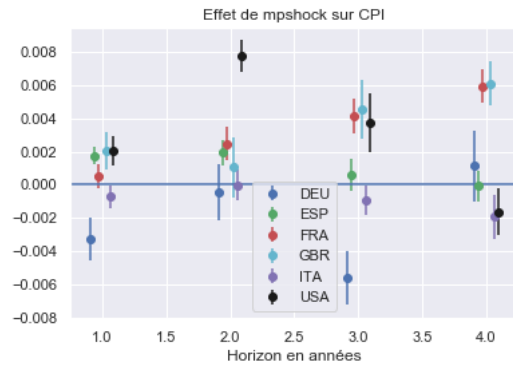
p-value: 0.1

Result: The series is stationary.

## Résultats du modèle 1

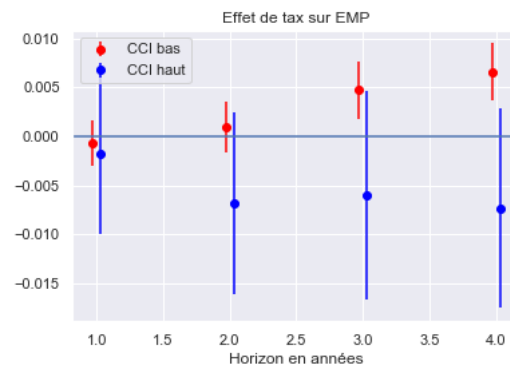
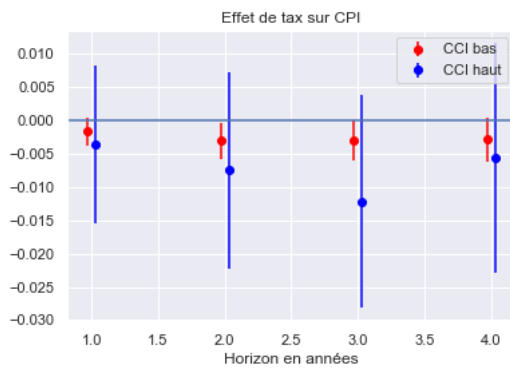
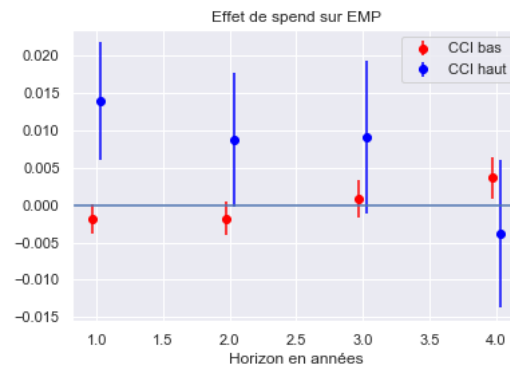
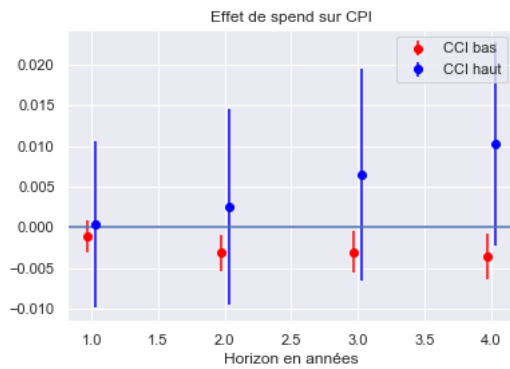
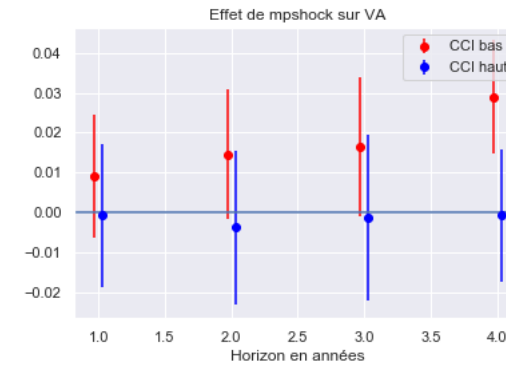
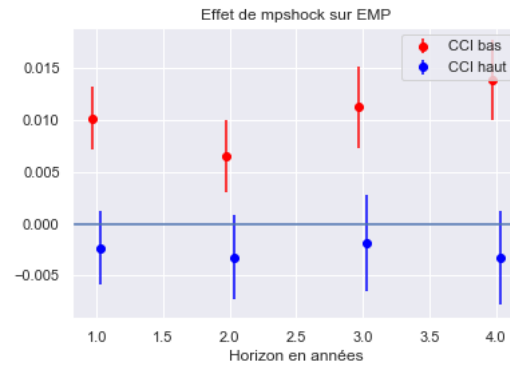


## Résultats du modèle 1 bis (modèle 1 pays par pays)

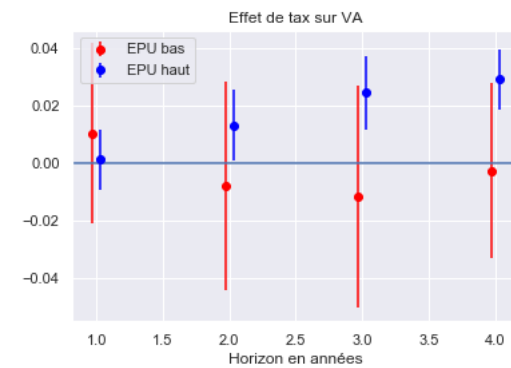
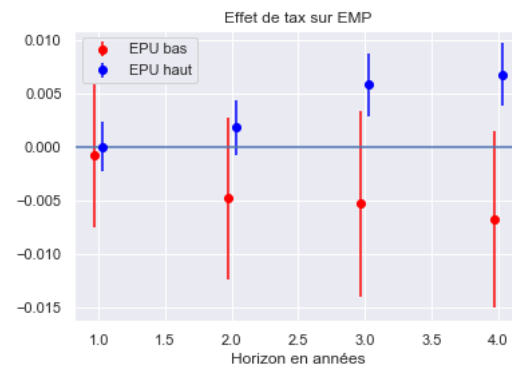
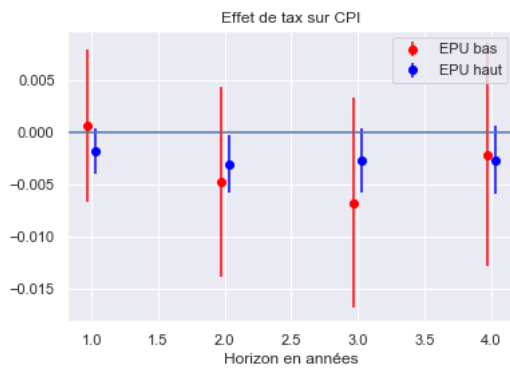
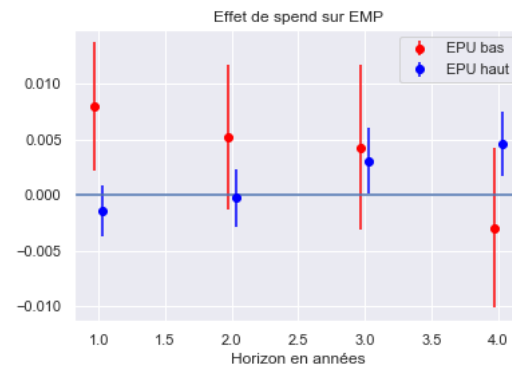
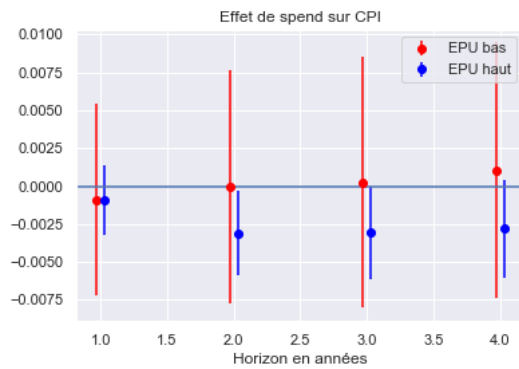
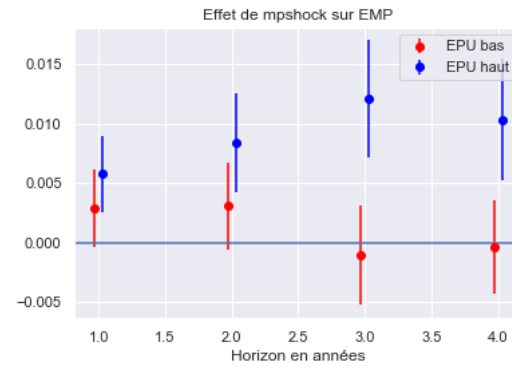




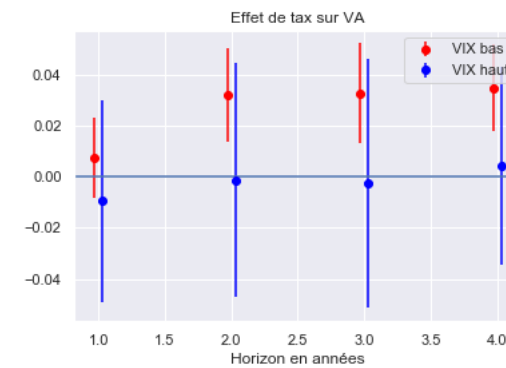
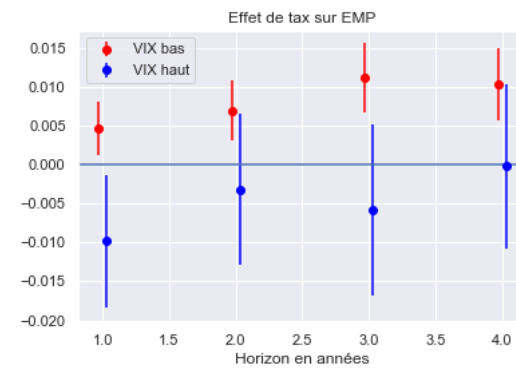
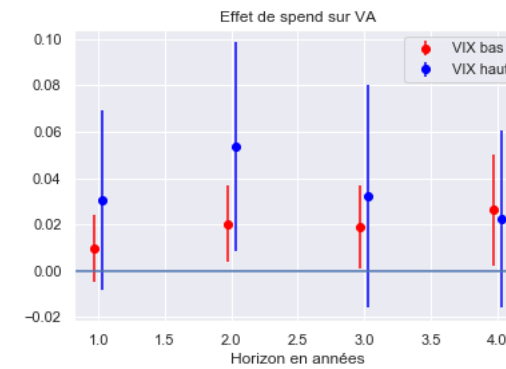
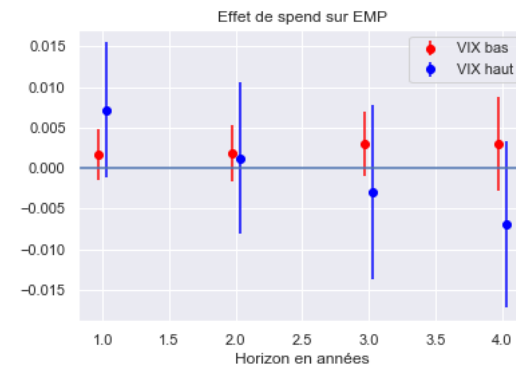
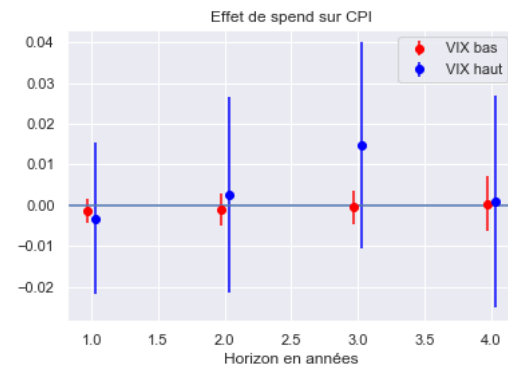
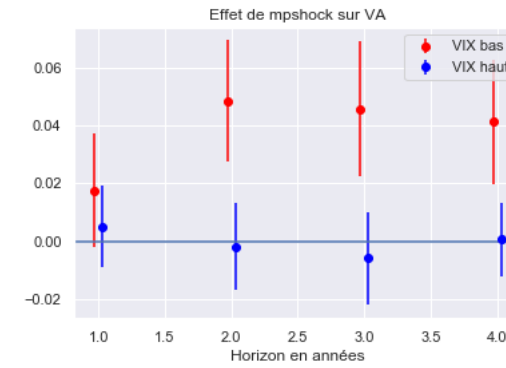
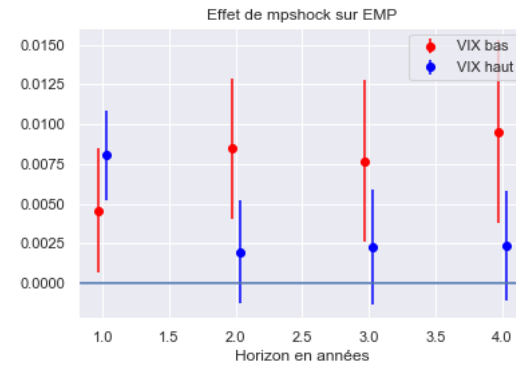
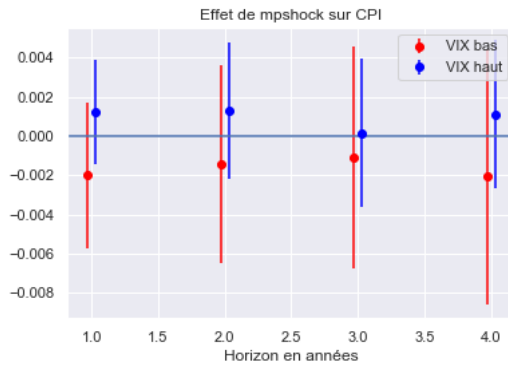
## Résultats du modèle 2 en utilisant le CCI comme indicateur de sentiment



## Résultats du modèle 2 en utilisant l'EPU comme indicateur de sentiment



## Résultats du modèle 2 en utilisant le VIX comme indicateur de sentiment



---

École Nationale de la Statistique et de l'Administration Economique  
5, avenue Henry le Châtelier  
91120 Palaiseau

---