

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION À FINALITÉ SPÉCIALISÉE

L'imbrication des économies US et UE :

Quelle est la contribution du taux long américain à la volatilité des taux longs de la zone euro, de la crise sanitaire du Covid-19 à la crise de l'inflation ? Approche multivariée avec la modélisation VAR(p)

ZOTA, Léa

Award date:
2023

Awarding institution:
Universite de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Université de Namur
Faculté des Sciences économiques, sociales et de gestion
Année académique 2022 - 2023

L'imbrication des économies US et UE : Quelle est la contribution du taux long américain à la volatilité des taux longs de la zone euro, de la crise sanitaire du Covid-19 à la crise de l'inflation ? Approche multivariée avec la modélisation VAR(p)

Léa Jocelyne Zota

Directeur : Cédric Vandembem

Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de Master 120 en sciences de gestion

Remerciements

Avant tout, je tiens à adresser mes plus vifs remerciements à mon directeur de mémoire, M. Cédric Vandembem pour son assistance, son aide et ses conseils qui ont contribué en grande partie à la réussite de ce travail. J'adresse aussi mes remerciements à tout le corps enseignant de l'Unamur et en particulier à Mme Van Dam qui s'est assurée que ce travail démarre dans les meilleures conditions avant son départ de l'université. Enfin, je remercie en dernier ma famille et mes amis pour le soutien qu'ils m'ont apportés durant ces trois années et aussi à Ammar Mohamed Suliman pour ses conseils et son soutien.



Table des matières

Introduction.....	1
1 Chapitre 1 : Mise en contexte du marché obligataire de la zone euro et sa relation avec le taux d'intérêt de long terme	3
1.1 Le marché obligataire de la zone euro et l'évolution de la dette souveraine	3
1.2 Le marché obligataire de la zone euro et l'évolution des taux longs termes.....	5
1.3 Le marché obligataire et les détenteurs des dettes publiques de la zone euro	6
2 Chapitre 2 : La revue de la littérature.....	7
2.1 Transmissions des politiques monétaires américaines par le canal du taux des fonds fédéraux (conventionnelles).....	8
2.2 Transmissions des politiques monétaires américaines par le canal du taux d'intérêt de long terme américain (non conventionnelles).....	9
3 Chapitre 3 : Analyse empirique	14
3.1 Les données.....	14
3.2 Faits stylisés : La dynamique entre les deux rendements souverains durant la période de référence.	16
3.3 Approche méthodologique.	21
3.4 Identification du décalage optimal du modèle.....	25
3.5 Étude de la stationnarité des variables	26
3.6 Transformation des variables et tests de stationnarité	30
3.7 Estimation du modèle à l'aide du VAR(p) et interprétation des résultats.....	32
4 Chapitre 4 : Contrôle de la robustesse du modèle.....	35
5 Chapitre 5 : Décomposition de la variance des erreurs de prévisions	37
6 Chapitre 6 : Analyse au sens de la causalité de Granger	38
7 Chapitre 7 : Réponses à court terme du taux long de la zone euro aux chocs financiers américains	38
8 Chapitre 8 : Réponse à la question de recherche.....	42
9 Chapitre 9 : Discussions et conclusions.....	43
Bibliographie.....	45
Annexes	47

Introduction

2022 aura été une année particulière pour le monde économique et financier. La crise énergétique déclenchée par la forte reprise des activités économiques après les confinements a généré des pressions inflationnistes, obligeant les gouvernements et les organes régulateurs à renforcer des mesures monétaires ciblant l'inflation. Toutes ces circonstances ont inévitablement conduit à une extrême volatilité des taux d'intérêt, en particulier des taux obligataires.

En zone euro, la moyenne des taux d'intérêt de long terme que la BCE avait réussi à maintenir sous le seuil de zéro depuis 2020, avait progressé si rapidement que les économistes parlent de Krach obligataire. De janvier 2022 à décembre 2022, celui-ci est passé de 0,53 % à 3 %, soit 2,4 % de plus sur un an, un niveau record depuis 2014. Sachant que les taux d'intérêt de long terme sont généralement influencés par les taux directeurs, l'envolée des rendements obligataires pourrait résulter des relèvements successifs des taux de la BCE visant à réduire l'inflation. Cependant, l'hypothèse d'une transmission des chocs du taux obligataire américain à ceux de la zone euro ne peut être exclue.

En effet, la dépendance de l'économie européenne vis-à-vis des États-Unis est établie depuis la création de la zone euro. De ce fait, la BCE a adopté au fil des ans une attitude conformiste en ajustement ses politiques monétaires au fur et à mesure des annonces du Federal Open Market Committee, de manière à se mettre à l'abri des transmissions des taux américains. À propos de ces transmissions, on en distingue essentiellement deux : celles provenant des politiques monétaires conventionnelles par le biais des ajustements du taux des fonds fédéraux (taux directeur de la Fed) et celles provenant des politiques monétaires non-conventionnelles qui s'opèrent par le biais des modifications du taux d'intérêt de long terme. Ce sont notamment ces deux transmissions qui feront l'objet de notre étude.

Au regard de toutes ces considérations, nous examinons attentivement les comportements des taux longs de la zone euro aux modifications de trois variables financières américaines telles que le taux de rendement des Bons du Trésor américain à 10 ans, la projection d'inflation américaine sur 5 ans et le taux des fonds fédéraux. L'objectif visé est de déterminer la contribution des décisions monétaires américaines à la volatilité des taux d'intérêt de long terme de la zone euro depuis la crise sanitaire du Covid-19 jusqu'à la crise d'inflation.

En effet, sachant que les taux d'intérêt de long terme servent de référence pour fixer les taux applicables aux financements de long terme dans une économie, il serait logique de se demander :

Si les taux d'intérêt de long terme de la zone euro se modifient réellement en fonction des chocs subis par l'économie américaine ? Et dans le cas affirmatif, si ce lien est constant ou dépend uniquement de certaines circonstances particulières ?

La réponse à cette question permettra de dénouer plusieurs préoccupations. Premièrement, elle aidera à comprendre dans quelle mesure les décisions monétaires en provenance de l'outre-mer peuvent influencer sur les comportements des agents économiques de la zone euro qui sont les consommateurs finaux de l'équation. Un agent économique peut être incité à investir lorsque les taux de rendements sont plus abordables ou à épargner lorsque ces taux sont plus élevés. Deuxièmement, le rôle joué par les États-Unis dans la dégradation des budgets des États-membres de la zone euro ainsi que ses implications dans le ralentissement de la compétitivité des entreprises et dans la baisse de la croissance du PIB. Enfin, troisièmement, dans quelle mesure peuvent-elles mettre à mal les décisions et actions

de la BCE. Pour répondre à ces préoccupations et surtout à notre principale question de recherche, nous menons une étude empirique à partir de sept variables financières modélisées à l'aide du vecteur autorégressif VAR(p) dont le contenu sera organisé comme suit :

Après cette section introductive, il nous paraît évident de présenter le décor du marché obligataire de la zone euro duquel provient les taux d'intérêt de long terme. La section 1 portera donc sur ses caractéristiques, sur la relation entre l'évolution de sa dette publique et ses taux d'intérêt de long terme ainsi que sur l'analyse des principaux détenteurs de ses dettes publiques.

Ensuite, la section 2 portera sur l'étude de la littérature où nous identifierons quelques auteurs qui nous ont précédé dans cette démarche afin de recueillir leurs avis et observations sur le phénomène étudié.

Partant des conclusions des différents auteurs, nous tenterons de vérifier celles-ci dans la section 3 dans laquelle nous réaliserons une étude empirique visant à quantifier cette dépendance du taux d'intérêt de long terme de la zone euro vis-à-vis de celui des États-Unis. Ce travail consistera à la collecte des données et à l'identification des variables du modèle, à l'analyse de la relation entre les deux taux obligataires sur la période de référence, à la vérification des points de stationnarité et de la cointégration des séries du modèle. Ensuite, il sera question de l'estimation du modèle VAR(p) par la méthode des moindres carrés ordinaires et de l'interprétation des résultats.

La section 4 portera sur le test de la robustesse des résultats obtenus visant à tester la solidité de notre modèle.

La section 5 s'inscrit dans la continuité du test de la robustesse du modèle en analysant la décomposition de la variance du terme d'erreur pour nous aider à vérifier l'erreur de prédiction de notre modèle.

Par la suite, la section 6 consistera à effectuer le test de la causalité de Granger pour justement vérifier la causalité entre les deux taux d'intérêt de long terme et la section 7 permettra de réaliser des analyses impulsionnelles sur les trois périodes de notre échantillon afin d'identifier les impacts subis par les taux longs européens au cours de chacune de ces années. Nous pourrons alors vérifier si ces chocs financiers sont constants ou varient en fonction de certains événements.

À l'issue de toute cette analyse empirique et des observations que nous en tirerons, la section 8 répondra objectivement à notre question de recherche ainsi qu'à celles énumérées dans la section introductive.

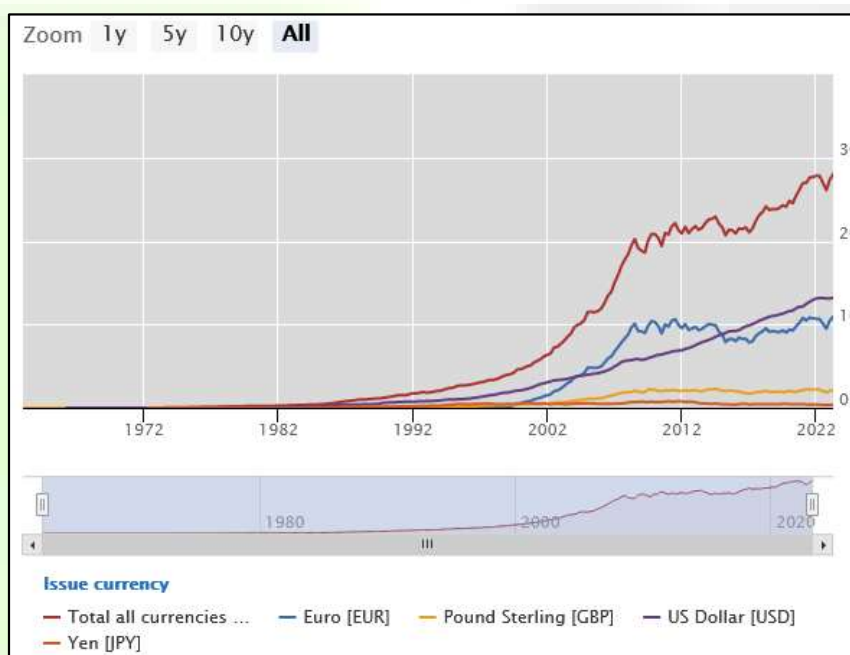
Enfin, la dernière section 9 apportera un regard critique sur l'ensemble de l'étude et permettra aussi de tirer des conclusions sur l'ensemble des points abordés dans ce document qui se terminera par la bibliographie et les annexes.

1 Chapitre 1 : Mise en contexte du marché obligataire de la zone euro et sa relation avec le taux d'intérêt de long terme

1.1 Le marché obligataire de la zone euro et l'évolution de la dette souveraine

Le marché obligataire de la zone euro est le deuxième marché international après les États-Unis. Le volume de ses encours libellés en dollar a atteint 10.470 milliards au quatrième trimestre 2022, contre 13.090 milliards pour les États-Unis, 2.030 milliards pour le Royaume-Uni, 359,23 milliards sur un volume mondial de 27.360 milliards, d'après les publications de la Banque des Règlements Internationaux (BRI).

Figure 1.1 : Évolution du marché obligataire mondial depuis 1999



Source : BIS¹- Banque des Règlements Internationaux (BRI)

L'ouverture du marché obligataire a été subséquente à la formation de la zone euro en 1999. Dès lors, il devenait immédiatement le deuxième plus grand marché obligataire international après les États-Unis.

Cette ascension rapide sur la scène internationale était due en grande partie à la création de l'euro, qui devenait la deuxième monnaie de réserve au monde et une devise alternative au dollar. De plus, l'intégration des marchés monétaires a éliminé les risques de change et les risques idiosyncrasiques (propres à chaque pays) qui pouvaient ralentir les investissements étrangers. Par la suite, la convergence des marchés obligataires des pays membres et l'enracinement des anticipations d'inflation sont deux facteurs clés qui ont renforcé sa position internationale et sa capacité à réagir aux chocs externes. L'introduction de l'euro et l'unification du marché monétaire ont aussi permis la

¹

https://stats.bis.org/statx/srs/tseries/DEBT_SEC2/Q:3P:3P:1:1:C:A:A:TO1:A:A:A:A:A:!?t=C3&p=&c=3P&x=ISSUE_CUR.8.CL_ISSUE_CUR.EUR:GBP:USD:JPY&o=s,line,t:Issue%20currency,z:3

réduction de la volatilité des taux qui était bien plus manifeste sur ces marchés avant 1999. Et comme le soulignent les auteurs [Ehrmann, Fratzscher et al. \(2007\)](#) « le marché obligataire de la zone euro était devenu plus homogène, plus liquide, plus performant et plus efficace » qu'il ne l'était avant l'unification monétaire.

Le marché ainsi structuré a ensuite connu quelques remous à partir de la crise financière de 2008. Après une évolution très soutenue durant sa première décennie, où il était passé de 1.000 milliards de dollars en volume d'encours à 10.080 milliards de dollars au Q3 2008, son évolution a été marquée par une décroissance à partir de 2008. Comme le montre le graphique 1.1, la courbe devient stationnaire autour de 10.000 milliards de dollars vers la fin de la décennie avant d'entamer une décroissance en 2014. Une nuance que nous jugeons pour le moins utile est à soulever concernant la croissance de la taille du marché obligataire. Il convient de préciser à ce stade que les successives mesures d'assouplissement quantitatif, telles que décrites en annexes 1, n'impactent pas réellement la taille du marché obligataire. Ces opérations consistent à créer un excès de la demande permettant aux banques centrales de se substituer aux marchés financiers pour absorber les titres obligataires en circulation sur les marchés primaires² et secondaires³. La finalité de ces mesures est d'atteindre les taux d'intérêt de long terme des pays de la zone euro. La taille du marché obligataire est en lien avec l'évolution des dettes publiques et non avec les rachats des titres obligataires à grande échelle.

À propos des dettes publiques, la maîtrise de ces dernières fait partie intégrante des quatre critères de convergence du traité de Maastricht. D'après ce traité, elle doit se limiter à 60% de son produit intérieur brut. Or, selon les récentes publications de la commission européenne, la moyenne des dettes publiques de la zone euro a une moyenne a atteint 91,6%⁴ du PIB en 2022 dépassant de 31,6% le seuil toléré. Même s'il existe des disparités entre les États membres, on peut admettre que globalement, elles ne respectent pas les conditions fixées par le traité de Maastricht. Cependant, il importe de souligner que le volume de la dette publique ne devient problématique qu'à partir du moment où elle ne peut être maîtrisée et qu'elle ne favorise pas la croissance de l'activité au sein de l'économie.

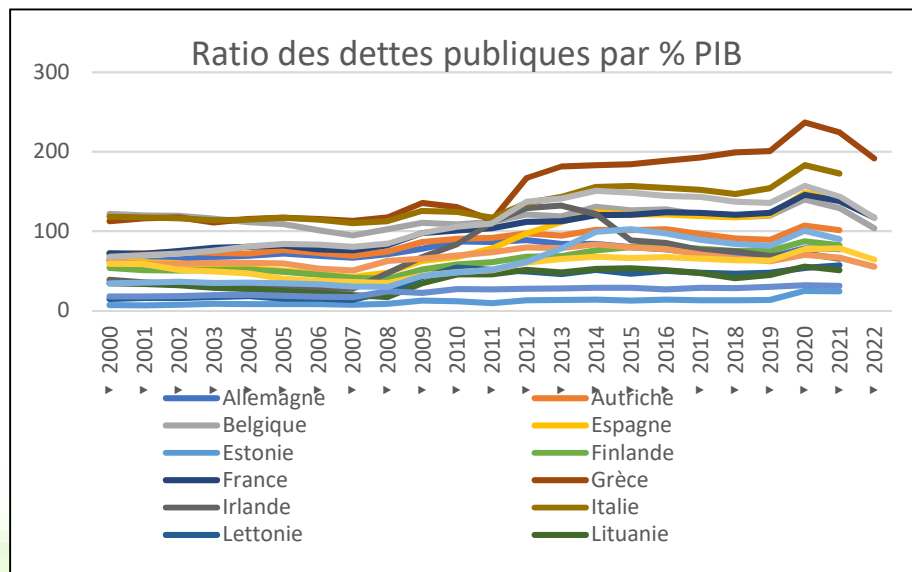
Le graphique 1.2 ci-dessous trace l'évolution des dettes publiques européennes de 2000 à 2022. On constate une évolution relativement stable de 2000 à 2007. Puis, à partir de 2008, on observe effectivement un léger décollage des courbes suivi d'un pic pour la Grèce et l'Italie. Or, selon le mécanisme du marché obligataire tel que décrit en annexes 1, l'évolution de la dette publique correspond à une offre excédentaire de titres obligataires se traduisant par la hausse des taux d'intérêt à long terme. C'est justement ce que nous vérifions dans le point suivant.

² Marché primaire : marché sur lequel l'émetteur (les États ou les entreprises) offrent les titres directement émises aux souscripteurs.

³ Marché secondaire : marché sur lequel s'échangent les obligations déjà émises entre souscripteurs.

⁴ <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/16349859/2-21042023-BP-FR.pdf/bc7f7e9a-0972-b3da-c3b6-897e11d13edb>

Figure 1.2 : Évolution des dettes publiques en zone euro de 2000 à 2022



Source : Les données sont issues de la base de données de l'OCDE

1.2 Le marché obligataire de la zone euro et l'évolution des taux longs termes

L'examen des courbes du graphique 1.2 ci-dessus, révèle une croissance des dettes publiques européennes et un excédent d'offres à partir de la crise financière et de la dette européenne. Étant donné que la formation du taux long suit la loi de l'offre et de la demande (voir annexes 1), il serait intéressant de comparer l'évolution des taux d'intérêt de long terme avec celle des dettes publiques qui représentent dans notre exercice, l'offre de titres.

L'évolution des courbes du graphique 1.3 ci-dessous montrent que les taux longs ont évolué de façon relativement homogène de 1999 à 2007, correspondant à l'évolution maîtrisée des dettes publiques durant la même période.

Ensuite, à partir de la crise financière, on constate des disparités entre les rendements des États-membres. Les pics observés de 2008 à 2012 coïncident avec le repli de la demande de titres obligataires dans certains pays de la zone euro, surtout en Grèce marquée par l'explosion de la dette souveraine. C'est aussi durant cette période qu'on observe une évolution assez remarquable des dettes publiques.

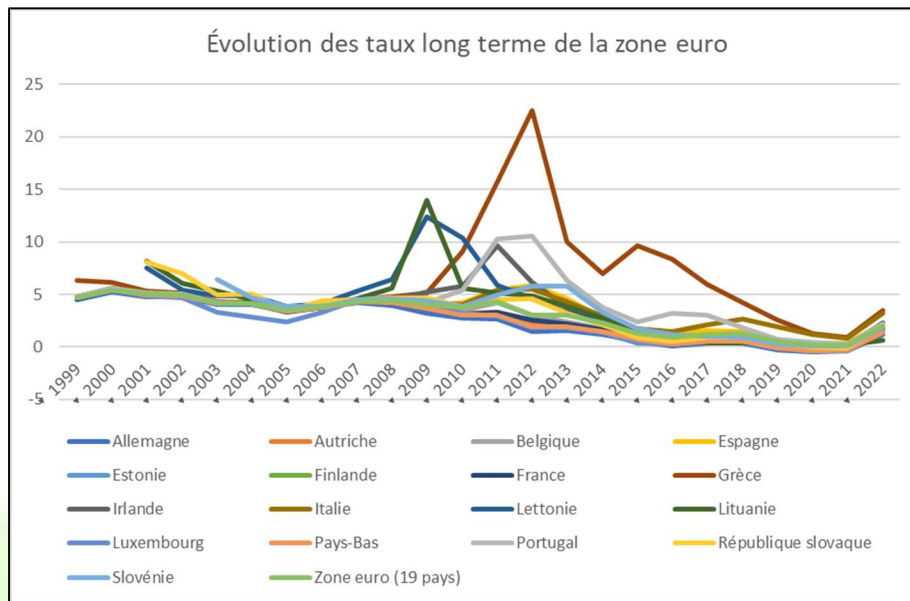
Puis, la chute des courbes de taux observées à partir de 2011 correspondent aux périodes au cours desquelles l'UE a apporté de l'aide aux pays touchés par la crise et à la mise en route des politiques d'austérités ayant permis la réduction des déficits publics et de l'offre des titres obligataires.

De 2012 à 2014, on observe une décroissance progressive des taux, signe d'un certain retour à la stabilité du marché obligataire. La hausse des taux entre 2015 et 2016 pourrait se justifier par le vote du Brexit conduisant quelques années plus tard à la sortie du Royaume-Uni de la zone euro.

À partir de 2019, on observe de nouveau une homogénéité dans l'évolution des courbes et surtout en 2020 où la BCE a de nouveau compressé les taux d'intérêt de long terme à travers le programme PEPP durant le Covid-19.

Enfin, entre 2021 et 2022, ces courbes sont de nouveau marquées par une croissance en raison des pressions inflationnistes et de la crise de l'énergie.

Figure 1.3 : Évolution des taux longs de la zone euro depuis 1999 à 2022.



1.3 Le marché obligataire et les détenteurs des dettes publiques de la zone euro

Nous avons vu précédemment que l'année du vote du Brexit coïncidait était marquée par une croissance des taux d'intérêt de long terme dans la zone euro. Cela pourrait se traduire par la fuite des capitaux au sein de la zone économique vers l'étranger avant même la sortie officielle du Royaume-Uni. Nous soupçonnons que ce fait soit lié au volume de titres de dettes européens détenus par des non-résidents, faisant que l'annonce du Brexit ait pu engendrer une panique sur les marchés, conduisant les investisseurs à relocaliser leurs portefeuilles et à la hausse des taux d'intérêt de long terme. Partant de cette hypothèse, nous avons mené des recherches qui pourraient corroborer cette hypothèse.

Les données sur les détenteurs des dettes souveraines de la zone euro sont difficilement accessibles. Les seules que nous avons pu obtenir d'après nos recherches, sont reportées dans le tableau A.1 ci-dessous. Même si cette synthèse est réalisée sur base des données d'Eurostat de 2018, elle nous offre une idée sur les détenteurs potentiels des dettes publiques européennes. Selon ces informations, la moyenne détenue par des étrangers tournerait autour de 48,73% contre 41,76% de détenteurs résidents. Nous pouvons constater qu'effectivement, les titres de dettes publiques de la zone euro sont majoritairement détenus par des étrangers, l'exposant de ce fait, aux transmissions et perturbations internationales.

Tableau A.1 : Données relatives à la répartition des dettes publiques européennes entre les types de détenteurs en 2018 avant la sortie officielle du Royaume-Uni de la zone euro.

Pays	Dettes/PIB %	Non-résidents %	Résidents		
			Résidents secteurs financiers %	Résidents secteurs non financiers %	non financiers %
Zone euro	85,10	48,73	41,76	4,12	
Allemagne	60,9	47,7	50,4	1,9	

Autriche	73,8	66,5	33,1	0,4
Belgique	102,0	52,7	43,4	3,9
Chypre	102,5	76,5	19,8	3,7
Croatie	74,6	36,7	62,9	0,4
Espagne	97,1	45,4	54,3	0,3
Estonie	8,4	57,2	36,8	6,0
Finlande	58,9	63,3	34,1	2,5
France	98,4	47,3	49,5	3,2
Grèce⁵	181,1	:	:	:
Irlande	64,8	59,7	29,7	10,6
Italie	132,2	29,4	65,1	5,6
Lettonie	35,9	74,0	23,0	3,0
Lituanie	34,2	72,5	25,9	1,6
Luxembourg	21,4	44,1	55,0	0,9
Malte	46,0	13,0	61,6	25,4
Pays-Bas	52,4	40,0	58,1	1,9
Portugal	121,5	52,1	34,6	13,3
Royaume-Uni	86,8	25,4*	60,9*	0,5*
Slovaquie	48,9	57,5	41,4	1,1
Slovénie	70,1	62,3	37,4	0,4

Source : Eurostat communiqué de presse - 102/2019 - 21 juin 2019

Cette analyse clôture la section 1 qui dresse l'état des lieux du marché obligataire de la zone euro. Il nous enseigne essentiellement que la transmission américaine faisant l'objet de cette étude, apparaît comme une évidence en raison du degré de dépendance externe de ce marché. Dans la prochaine section, nous vérifierons ce que dit la littérature à propos de cette dépendance économique et financière.

2 Chapitre 2 : La revue de la littérature

L'étude des caractéristiques du marché obligataire de la zone euro montre qu'il s'agit du deuxième marché obligataire international après les États-Unis, très ouvert sur l'extérieur et dont la majorité des titres est détenu par des investisseurs non-résidents. De ce fait, ses taux d'intérêt de long terme peuvent devenir très sensibles aux variations des taux long internationaux.

D'un autre côté, l'économie américaine étant connue pour la grande diffusion de ses chocs financiers à l'international, cette section sera dédiée au recueil des analyses et conclusions de la littérature existante sur les transmissions des politiques américaines vers la zone euro.

Dans la section introductive, nous avons souligné que ses transmissions pouvaient être d'ordre conventionnelles et non conventionnelles. Par conséquent, l'étude de la littérature se fera aussi en fonction de ces transmissions.

⁵ Pour la Grèce la répartition est manquante dans le tableau de base. Et pour les quotes parts Résidents et Non-Résidents, nous avons calculé manuellement la moyenne pour chaque catégorie.

2.1 Transmissions des politiques monétaires américaines par le canal du taux des fonds fédéraux (conventionnelles)

Comme décrit en annexes 1, les taux directeurs des banques centrales font partie des déterminants structurels des taux d'intérêt de long terme. Il est aussi très bien connu que les taux de la BCE exercent une forte influence sur les taux d'intérêt de long terme de la zone euro. Notre démarche ici ne concerne pas la transmission des taux de la BCE mais plutôt le transfert du taux des fonds fédéraux américain sur le taux d'intérêt de long terme de la zone euro. Cela suppose qu'un choc sur le taux des fonds fédéraux a des impacts sur les taux directeurs de la BCE et serait à l'origine des revalorisations des taux des actifs de long terme sur les marchés obligataires de la zone euro. On peut aussi entendre par là que lorsque le Federal Open Market Committee opère des ajustements du taux directeur américain cela peut également susciter des réajustements des taux directeurs de la BCE et conduire à la modification du taux d'intérêt de long terme par anticipation du marché.

À ce sujet, [Nahid Kalbasi Anaraki \(2021\)](#) a mené une étude sur [les répercussions des taux des fonds fédéraux sur le taux d'intérêt de la banque centrale européenne](#) qui pourrait nous donner des réponses.

Partant de l'hypothèse que le taux d'intérêt de court terme de la zone euro était influencé par le taux des fonds fédéraux, il a mis en œuvre un échantillon de données trimestrielles de 1999 : 1 à 2019 : 1, lui permettant d'observer la relation entre les deux taux sur 20 ans. Les variables de son modèle sont : le taux des fonds fédéraux (le taux directeur de la Fed), USGDP et UEGDP les produits intérieurs bruts américain et de la zone euro respectivement, USMS et UEMS représentant les masses monétaires américaines et de la zone euro, USCPI et UECPI les niveaux des prix américains et la zone euro, Dummy 1 étant une variable fictive prenant la forme de 1 ou de 0 en présence ou en l'absence de la politique monétaire restrictive, Dummy 2 étant une variable fictive prenant la forme de 1 ou de 0 en présence ou en l'absence d'un niveau élevé d'inflation dans l'économie américaine et le terme d'erreurs ϵ_t .

À l'issue de son test de cointégration, il obtient un lien statistiquement significatif et de long terme entre les taux directeurs admettant un effet d'entraînement entre les deux taux directeurs. Ses tests de causalités de Granger confirment ce résultat en indiquant qu'avant la crise financière de 2007, le taux des fonds fédéraux américains (FFR) causait le taux de la banque centrale européenne alors que pendant la crise financière, la causalité entre les deux taux était bidimensionnelle. Il a également pu démontrer que la réactivité du taux d'intérêt de la BCE était bien plus importante lorsque l'orientation de la politique monétaire était restrictive que lorsqu'elle était expansionniste. Enfin, il ressort de son étude que le taux d'intérêt de la BCE dépendait plus des fondamentaux macroéconomiques américains qu'européens.

Nous en déduisons que la variation du taux directeur de la Fed peut se transmettre aux taux d'intérêt de long terme de la zone euro puisque celui est fortement influencé par le taux directeur de BCE qui d'après cette étude subit les transmissions des politiques monétaires de la Fed. L'introduire dans notre modèle serait une démarche pertinente pour notre analyse.

L'étude menée par [Simon P. Lloyd \(2017\)](#) sur les « [taux d'intérêt à long terme et le partage international des risques et retombées macroéconomiques](#) » peut servir à compléter le point précédent. Il analyse la transmission internationale des politiques monétaires entre les économies avancées par le biais des taux d'intérêt de long terme. Cet auteur met en évidence dans son étude comment une politique monétaire dans une grande économie peut conduire à la dépréciation de sa devise et générer de l'inflation importée dans une autre économie, obligeant les pouvoirs locaux à initier des actions

monétaires pour combattre les effets de débordements internationaux, des actions qui finissent aussi à augmenter les taux d'intérêt de long terme. Il réalise ainsi qu'une hausse surprise du taux directeur américain conduit inévitablement à la hausse de son taux d'intérêt de long terme dans son économie et à l'international. Contextualisé à la zone euro, cela suppose que lorsqu'il y a un resserrement de la politique monétaire américaine, le taux de change d'euro tend à se déprécier du fait qu'elle a régime flottant avec le dollar. Ceci finit par entraîner de l'inflation importée au sein de la zone euro. Les pouvoirs monétaires c'est-à-dire la BCE, pour combattre l'inflation, doit opérer des réajustements de sa politique monétaire à travers des relèvements de ses taux directeurs. Toutes ces pratiques conduisent au final à l'augmentation des taux d'intérêt de long terme internationaux. À l'issue de son étude empirique, il observe que les co-mouvements des taux d'intérêt observés dans la plupart des économies avancées aux dates d'annonces du Federal Open Market Committee sont positivement corrélés aux changements des anticipations des taux d'intérêt de court terme. Deuxièmement à des horizons plus longs, les annonces du Federal Open Market Committee sont associées aux réductions des primes de termes dans les économies moins avancées qui mettent en places ces mesures pour limiter les flux des réajustements des portefeuilles.

Les conclusions de [Albagli, Ceballos et al. \(2019\)](#) dans l'évaluation [des canaux de transmission des retombées des politiques monétaires des États-Unis sur le marché obligataire international](#) nous paraissent aussi très intéressantes. Elles révèlent que les décisions monétaires américaines impactent sans exception les marchés obligataires internationaux de 24 économies dont 12 développées et 12 émergentes. Pour en arriver à ces conclusions, ils utilisent une méthodologie identifiant chaque réunion du Federal Open Market Committee comme un choc de la politique monétaire américaine et trace leurs effets sur les rendements obligataires internationaux à l'aide d'une régression en panel. Ils obtiennent trois résultats. Premièrement, ils trouvent effectivement des retombées statistiquement et économiquement significatives dans ces 24 pays qui tendent à faire bouger les courbes de rendements sur ces marchés. Ils observent que ces retombées ont considérablement augmenté après la crise financière de 2007-2008. Deuxièmement, ils trouvent des retombées importantes mais expliquées par d'autres facteurs autres que la politique monétaire américaine. Troisièmement, ils montrent que ces retombées se transmettent à l'international via deux canaux : le canal d'information et le canal de taux de change. Ils démontrent également que les banques centrales de pays développés ajustent leurs politiques monétaires suivant celle des États-Unis alors que les pays émergents agissent par l'ajustement de la prime de terme pour réguler les flux de capitaux et leurs effets sur leurs rendements obligataires. Ils rejoignent les constats des autres auteurs en concluant que les marchés obligataires du monde entier sont sensibles aux chocs de la politique monétaire des États-Unis par le canal du taux de change.

2.2 Transmissions des politiques monétaires américaines par le canal du taux d'intérêt de long terme américain (non conventionnelles)

La transmission des taux d'intérêt de long terme, lorsqu'elle s'effectue par voie des taux directeurs, relève des politiques monétaires conventionnelles puisqu'elle suit un processus normal du marché. Lorsqu'elle révèle des stratégies d'achats d'actifs des banques centrales, on parle de politiques monétaires non conventionnelles ou encore des mesures d'assouplissement quantitatif (voir annexes 1).

L'étude de [Michel Dupuy \(2012\)](#) sur [la transmission des quantitatives easing sur le taux de change](#) fait surtout ressortir que pendant les quantitatives easing 1, le dollar s'est déprécié par rapport à l'euro en raison de la baisse du taux d'intérêt de long terme américain. La différence de cette étude avec les autres, est que le taux d'intérêt à long terme devient un canal de transmission et non l'élément principal étudié. L'auteur a voulu montrer à travers son analyse, comment les ajustements des taux longs pourraient s'apparenter à une opération de dépréciation volontaire d'une monnaie visant à favoriser les échanges commerciaux internationaux. D'après son analyse, lorsqu'une banque centrale met en place des programmes d'assouplissement quantitatif, cela reflète sa volonté de maintenir le taux d'intérêt de long terme bas sur une durée relativement longue. Dans ce cas, conformément aux mécanismes de [Dornbusch \(1976\)](#), cette action est suivie de la dépréciation immédiatement de la monnaie domestique si les marchés estiment que le taux de change d'équilibre restera au même niveau pendant longtemps. Ainsi, durant le QE1 des États-Unis, le taux d'intérêt de long terme a été réduit de 50 ppb conduisant à la dépréciation immédiate du dollar ([Neelly, 2011](#)) de 4,93% par rapport à l'euro. Toutes ces conditions réunies peuvent favoriser les rééquilibrages de portefeuilles en faveur des actifs étrangers. La dépréciation du dollar par rapport à l'euro susmentionnée, pourrait s'apparenter en conditions normales, à un flux entrant de capitaux américains au sein de la zone euro et provoquant la baisse de la courbe de rendement à long terme.

Une récente étude menée par [Roberto A. De Santis et de Srecko Zimic \(2022\)](#) sur [le taux d'intérêt et les retombées étrangères](#) effectuée à partir des données journalières de 2005 à 2016 montrent que les États-Unis transmettent ses chocs de taux d'intérêt de long terme à la zone euro mais que ces effets tendent à s'atténuer lorsque la BCE mène parallèlement des politiques monétaires non conventionnelles. Pour arriver à ces conclusions, ils modélisent les taux moyens à 2 ans, le cours des actions et la prévision d'inflation à l'aide du vecteur autorégressif structurel pour étudier les interdépendances entre les taux d'intérêt à moyen terme de quatre économies, à savoir les USA, la zone euro, le Royaume-Uni et le Japon.

Ils obtiennent à l'estimation de ce modèle que les États-Unis demeurent l'économie la moins exposée aux chocs externes mais aussi l'économie qui diffuse ses chocs financiers à travers le monde, induisant un co-mouvement des variables financières internationales. Ils constatent également que les taux d'intérêt de la zone euro sont fortement influencés par l'évolution des taux américains, mais remarquent comme [Andrew Meegan et al. \(2018\)](#) que ces impacts se sont atténués lors de la crise de la dette européenne, des opérations des quantitatives easing et des politiques des taux négatifs de la BCE. Pour mieux saisir la portée de leur étude, nous consultons les résultats de leurs analyses impulsionnelles. Ceux-ci suggèrent qu'avant la crise financière de 2008, les chocs de taux américains ont eu des impacts positifs et persistants sur les trois économies. Les chocs de la zone euro avaient plus de répercussions au Royaume-Uni et au Japon. Et pour ce qui est des chocs européens sur les États-Unis, les impacts sont statistiquement non significatifs. Ceci est conforme aux constats que nous tirons de l'analyse précédente qui indiquait une non-réciprocité de la dépendance du taux long américain vis-à-vis de celui de la zone euro avant la crise financière. Pendant les crises financières et de la dette souveraine de la zone euro, ils observent que les États-Unis et le Royaume-Uni étaient les deux économies ayant le plus influencé des quatre. Toutefois, ils relèvent que les chocs de taux de la zone euro ont eu des impacts positifs sur les États-Unis, à l'adoption des politiques monétaires non conventionnelles et de l'introduction des taux négatifs par la BCE. Cette étude réalisée récemment apporte quelques réponses à notre question d'étude. En période normale, le taux long de la zone euro semble influençable par celui des États-Unis à condition que la BCE reste inactive.

Andrew Meegan et al.(2018) quant à eux, ont mené des travaux sur les retombées des quantitatives easing de la crise financière mondiale de 2007-2009 et de la crise de la dette européenne sur les marchés financiers. Ils ont notamment étudié le transfert des contagions des programmes d'assouplissement quantitatifs de la Fed, de la BoE et de la BCE sur les marchés financiers internationaux. Leurs démarches consistent à tester cinq canaux de transmissions par lesquels ces programmes se propagent d'une économie à une autre. Il s'agit des canaux de contagion systématique c'est-à-dire analogue à un effet de chocs communs, idiosyncratique c'est-à-dire spécifique aux marchés qui pratiquent les politiques non conventionnelles, des changements structurels provoqués par les crises, la contagion de la volatilité provenant des pays pratiquant les quantitatives easing et qui s'étend vers les marchés externes et la contagion multiple qui est liée à tous ces facteurs simultanément. En termes de transmission des risques systématiques, ils révèlent que les pays européens et asiatiques sont les plus touchés. Celle-ci se manifeste par l'évolution négative des coefficients des variables du Royaume-Unis, de la Belgique, du Danemark, de l'Allemagne, du Japon, de la Lettonie, des Pays-Bas, de la Suisse et de la Slovénie indiquant leur contagion à chaque hausse du risque systématique mondial. En ce qui concerne les contagions idiosyncratiques liées aux programmes de quantitatives easing américains, ils trouvent des preuves de contagions dans quatre pays européens, essentiellement ceux de l'Europe de l'Est. Ils en déduisent que les grandes économies de la zone euro sont restées à l'abri des contagions idiosyncratiques américaines c'est-à-dire à leurs politiques monétaires expansionnistes.

Quand bien même si l'approche d'Ider, Jarret et de Loubens (2008) dans l'étude des déterminants des taux d'intérêt à long terme des États-Unis et de la zone euro ne traite pas directement des politiques monétaires non conventionnelles, elle nous fournit des informations très intéressantes sur la relation qu'entretenait le taux long américain et celui de la zone euro avant la crise financière de 2008. Sur base d'un échantillon de données trimestrielles de 1984 à 2005, ils construisent une méthodologie largement inspirée de Iankova et al.(2004), dans laquelle le taux d'intérêt de long terme américain devient un déterminant direct du taux long de la zone euro. Ainsi, leur modèle se compose d'un terme constant et de deux facteurs : le taux à un an de la BCE et le taux long américain.

$$R_t^{ZE} = 1,02 + 0,58 R_{t-10}^{ZE} + 0,38 R_t^{US} \quad (1.1)$$

(0,30) (0,04) (0,07)

$$R^2 = 0,94$$

D'après leur interprétation, une hausse de 100 pb du taux à 1 an de la zone euro provoque une hausse de 58 pb du taux à 10 ans et une hausse de 100 pb du taux long américain provoque également une hausse de 38 pb du taux long de la zone euro. Ceci indique la forte influence que le taux long américain avait déjà sur celui de la zone euro avant même la mise en place des grandes politiques monétaires non-conventionnelles. Leurs auteurs pensent aussi que la hausse qu'a connu le taux long de la zone euro fin 2005, viendrait de la politique de resserrement de taux de la BCE, mais aussi de la hausse du taux long observée aux États-Unis. De plus, les résultats de leur test de cointégration suggèrent l'existence d'une relation de long terme entre les deux taux confirmant l'influence du taux long américain. Pour vérifier l'existence d'une dépendance mutuelle, ils ont aussi testé les causalités de Granger des deux variables. Le résultat de ces tests indique la non-réciprocité de la dépendance américaine vis-à-vis du taux long de la zone euro.

Unaniment, la littérature que nous avons consultée parle toute des effets des politiques monétaires américaines sur les autres économies. Nous retenons que le taux d'intérêt de long terme américain

peut se transmettre de diverses manières aux taux d'intérêt de long terme de la zone euro. Ceci corrobore la théorie économique (voir annexe 1) qui mentionne que cette transmission peut se manifester par le biais des taux directeurs, du taux de change, par la confiance ou encore le rééquilibrage de portefeuilles. Non seulement cette littérature nous a permis d'attester que ce phénomène existe réellement mais aussi nous renseigne sur certains déterminants pertinents à inclure dans notre modèle à savoir, le taux de change, les taux directeurs américain et européens...etc.

Nous retenons aussi qu'en raison des mesures monétaires de la zone euro lors de la crise financière et de la dette souveraine européenne, les taux de cette dernière ont été presque insensibles aux chocs provenant des États-Unis. Plus encore, l'étude de [Nahid Kalbasi Anaraki \(2021\)](#) souligne une causalité inverse du taux d'intérêt court terme de la zone euro vers les États-Unis lors des crises de 2009-2010. Nous vérifierons aussi cette hypothèse dans notre analyse empirique afin de vérifier l'intensité de la transmission du taux d'intérêt de long terme américain en 2020 où la BCE a mené des politiques monétaires non conventionnelles visant à limiter les impacts économiques de la pandémie.

Nous concluons cette étude de la littérature sur deux articles : Les travaux d'[Alexander Guarin, José Fernando Moreno et Hernando Vergas \(2014\)](#) et ceux d'[Ansgar Belke, Irina Dubova et d'Ulrich Volz \(2016\)](#). La première traite des relations entre le taux d'intérêt de long terme américain et colombien avant, pendant et après la crise financière de 2008 et le deuxième analyse les retombées des grandes mesures de quantitatives easing de trois grandes banques centrales telles que la Fed (banque centrale américaine), la BCE (la banque centrale européenne) et la BoJ (la banque centrale du Japon) sur une zone économique regroupant 9 économies asiatiques.

Même si ces études sont hors de notre contexte (relation entre les taux longs de la zone euro et américain) leurs méthodologies s'avèrent très inspirantes pour le travail que nous réalisons. En effet, les auteurs emploient tous des échantillons de séries temporelles en fréquences quotidiennes sur une période relativement longue, de 2004 à 2014 pour l'étude sur la Colombie et de 2003 à 2016 pour l'étude sur l'Asie et utilisent pratiquement la même méthodologie :

D'une part, ils effectuent une régression linéaire à fenêtre mobile, l'un pour vérifier la relation entre les actifs financiers colombiens et américains et l'autre pour modéliser la variance des termes d'erreurs pour les variables asiatiques.

D'autre part, ils utilisent le vecteur autorégressif le VAR pour effectuer les réponses impulsionnelles dans le cas de la Colombie et pour modéliser les variables mises en œuvre dans le cas de l'Asie.

Ces études présentent toutefois quelques points de divergences :

- D'abord au niveau des variables utilisées. [A. Guarin et al. \(2014\)](#) mettent en œuvre quatre variables financières colombiennes à savoir *le rendement souverain à long terme, l'indice boursier, le taux de change et le spread CDS soumises aux chocs de la volatilité mondiale et l'incertitude économique VIX*, de *la prime de terme MOVE* et du *taux d'intérêt de long terme américain I_{tUS}* pour pouvoir capturer le degré d'influence du taux d'intérêt de long terme américain alors que le modèle économétrique [Belke et al. \(2016\)](#) se compose de deux facteurs exogènes : le prix du pétrole, l'indice quotidien de la volatilité des taux (VIX_t) et de facteurs endogènes qui sont les rendements quotidiens des obligations propres à chaque économie. Nous avons des raisons de croire que la méthode de [A. Guarin et al.\(2014\)](#) pourrait plus convenir à notre analyse puisqu'elle prend en compte plus de variables financières clés pour

cette analyse alors que [Belke et al.\(2016\)](#) n'utilisent qu'un seul facteur endogène par pays soumis à deux chocs financiers externes ce qui peut rendre leurs résultats moins précis que ceux de la première.

- Ensuite, nous notons une différence au niveau de la procédure. La première [étude \(A. Guarin et al.\(2014\)\)](#) considère l'échantillon en trois périodes distinctes soit avant, pendant et après la crise sur lesquelles, ils ont effectué des analyses impulsionnelles afin d'observer réellement les comportements des deux variables en temps normal et en temps de crise. Or, [Belke et al.\(2016\)](#) se sont contentés de mesurer les indices de débordement total qui permet de capturer la part des chocs des taux longs de ces trois économies avancées pouvant expliquer la variance des termes d'erreurs.
- Enfin, les auteurs [Belke et al.\(2016\)](#) ont pris le soin d'effectuer les tests requis pour la validité du modèle autorégressif tels que l'étude de la stationnarité et de la cointégration par le biais du test de Johansen...etc alors que l'étude de [A.Guarin et al.\(2014\)](#) ont omis toutes ces parties de leurs travaux.

Comme nous le verrons plus tard, notre étude s'inspirera très largement de ces deux démarches méthodologiques. En termes d'exercices empiriques, nous ne retiendrons qu'un seul modèle : le vecteur autorégressif. En effet, l'usage de la moyenne mobile a pour avantage de réduire les fluctuations dans les données lorsqu'on travaille avec des séries chronologiques changeantes au jour le jour. Elle permet donc un lissage des données chronologiques et garantit un meilleur résultat. Dans notre cas, cette méthodologie ne semble pas indispensable au vu de l'étendu restreint de notre échantillon qui se limite à 3 années alors que les leurs couvrent des périodes allant au delà de 10 années.

Suivant la méthodologie de [A. Guarin et al.\(2014\)](#), nous allons également effectuer des analyses impulsionnelles par période c'est-à-dire, pendant la crise sanitaire, après la crise sanitaire et pendant la crise d'inflation. Ce procédé nous permettra de vérifier l'hypothèse soulignée par certains auteurs dans la littérature ci-dessous, selon laquelle les actions de la BCE tendent à réduire les impacts des politiques monétaires américaines.

Enfin, il convient de remarquer que de toute la littérature consultée ci-dessus, aucune n'a réellement évalué le lien direct entre les deux taux longs termes au cours de ces dernières années. Notre étude se veut contributive à cette littérature en allant plus loin que les cas étudiés ci-dessous. Ainsi, nous proposons une analyse beaucoup plus contemporaine, basée sur les divers événements financiers ayant marqué ces trois dernières années, afin de saisir la relation actuelle entre les deux rendements souverains.

3 Chapitre 3 : Analyse empirique

La littérature nous a renseignées que la zone euro est dépendante des États-Unis et qu'en l'absence des actions de la banque centrale européenne, la moindre variation du taux d'intérêt de long terme dans l'économie américaine peut se transmettre aux taux longs de la zone euro. Cette section est destinée à la détermination et à l'interprétation du pouvoir explicatif du taux d'intérêt de long terme américain dans la variation du taux long de la zone euro.

3.1 Les données

Notre ensemble de données se compose de 783 observations en séries chronologiques quotidiennes provenant des sites de European Central Bank et du FRED Economic Data. Ces observations sont issues des jours d'ouverture des marchés considérés, soit 5 jours ouvrables par semaine. La période d'échantillonnage s'étend du 1^{er} janvier 2020 au 31 décembre 2022, retraçant le dynamisme des deux rendements souverains durant ces trois années.

En ce qui concerne la fréquence des données implémentées dans le modèle, nous pensons que l'utilisation de données quotidiennes est la meilleure option pour trois raisons :

Premièrement, la taille réduite de notre échantillon. Étant donné que notre période d'analyse se limite à trois ans avec un échantillon n'observant que 783 éléments, travailler avec des données mensuelles ou trimestrielles réduirait encore plus notre base de données et notre degré de liberté dans les analyses empiriques et contiendrait moins d'informations pour cette analyse.

Deuxièmement, nous supposons qu'en raison de la grande incertitude qui a régné sur les marchés financiers, de la crise sanitaire à la crise d'inflation, les investisseurs étaient en quelque sorte suspendu aux annonces des banques centrales, des organismes sanitaires sur la progression de la pandémie, sur les vaccinations...etc., des informations très vite évaluées qui pouvaient conduire aux adaptations des comportements du marché. Travailler en séries chronologiques quotidiennes aura l'avantage de mieux capturer tous ces effets d'annonces et les changements soudains dans les transmissions. Nous rejoignons ainsi l'avis d'[Ansgar Belke, Irina Dubova et d'Ulrich Volz \(2016\)](#). Pour ces auteurs, le choix de travailler avec des données journalières permet d'identifier les retombées des variations des taux longs internationaux sur les marchés financiers où les nouvelles sont rapidement évaluées. Ceci permet une meilleure analyse des variations temporelles et « la détection des changements soudains dans les amplitudes de transmission ».

Troisièmement, dans l'étude de la convergence des marchés obligataires de la zone euro et de l'ancrage des anticipations d'inflations, [Ehrmann, Fratzscher et al. \(2007\)](#) ont fait remarquer que l'utilisation des séries temporelles à haute fréquence permet d'effectuer des tests beaucoup plus stricts avec des standards plus élevés pour le résultat attendu. Or, lorsqu'on travaille avec des fréquences plus basses, ils avancent la possibilité que certain degré d'arbitrage réduise les résultats attendus.

3.1.1 Description des variables sélectionnées

Comme nous venons de le souligner, l'examen des réactions à court terme des taux longs de la zone euro à chaque mouvement du taux long américain contraint notre modèle à l'usage des données à fréquences quotidiennes. De ce fait, certains déterminants économiques importants sont

délibérément omis du modèle en raison de leur indisponibilité dans les fréquences désirées. Il s'agit notamment de l'écart de production c'est-à-dire la croissance du PIB, le taux de chômage, la prime de terme, l'indice de volatilité du marché obligataire (MOVE)... etc. En ce qui concerne l'indice de la volatilité VIX, le choix de son omission est dû à l'indisponibilité des données consolidées pour la zone euro. Or, si le VIX du côté américain est inclus dans le modèle, il serait intéressant de considérer également son équivalence européenne. Cependant, le fait de ne pas inclure ces variables dans notre modèle ne semble pas être problématique pour notre étude. Il nous serait impossible d'obtenir des données journalières pour le PIB, le taux de chômage...etc. Nous retenons donc sept variables financières dont une endogène et six exogènes que nous détaillons ci-après :

La variable endogène est le rendement des obligations d'État à 10 ans de la zone euro (*l'Euro Area, Government Benchmarks, ECB, 10 Year, Yield*). Il s'agit de la moyenne des taux d'intérêt à long terme des 19 États membres, retenue comme taux unique pour simplifier l'étude du modèle. À ce propos, *Ehrmann, Fratzscher et al. (2007)* avancent que « sur un marché obligataire unifié, les obligations des différents pays devraient réagir de manière similaire au même choc, qu'il y ait ou non des différences constantes dans les écarts de risque ou de liquidité s'il existe ou non des bruits spécifiques à l'obligation et au pays ». Nous supposons donc que les taux obligataires réagissent de la même manière aux chocs de taux américains pour cela, les taux longs par pays ne seront pas pris en compte.

La variable exogène, qui est aussi la variable d'intérêt du modèle est le rendement du Trésor américain à 10 ans (*l'U.S. Long-Term Government Bond Yields: 10-year*). Il s'agit du taux d'intérêt à long terme américain et l'un des principaux facteurs externes contribuant à la volatilité des courbes de taux à long terme de la zone euro.

Ces deux premières variables forment les principales de l'étude qui, rappelons-le, est le test du degré d'influence de la variable « taux d'intérêt à long terme » des États-Unis sur ceux de la zone euro.

Outre le rendement du Trésor américain à 10 ans, cinq variables de contrôle sont introduites dans le modèle. Leur principale fonction est de neutraliser les autres effets de courts termes pouvant influencer le coefficient de la variable d'intérêt.

La première en lien direct avec le taux long de la zone euro est le taux d'intérêt à court terme de la BCE (*l'Euro short-term rate*). En termes d'influence, c'est l'un des principaux facteurs contributifs à la variabilité des taux d'intérêt à long terme. En effet, les taux directeurs sont connus pour leur transmission des politiques monétaires sur les rendements souverains par le canal de la confiance des investisseurs. L'inclure comme variable de contrôle aura deux objectifs : d'une part, dissocier son influence du coefficient de la variable d'intérêt, et d'autre part, d'apprécier son pouvoir explicatif dans l'évolution des taux d'intérêt long sur la période étudiée. Le taux de refinancement étant le taux directeur principal de la banque centrale européenne, est celui retenu pour l'exercice.

La deuxième variable de contrôle introduite dans le modèle est le taux d'intérêt à court terme américain (le *Federal Funds Effective Rate*). Il s'agit du taux directeur de la Réserve fédérale, celui que les banques commerciales paient pour emprunter des fonds fédéraux. Pour les mêmes raisons que le taux de refinancement de la BCE, nous l'incluons dans le modèle afin d'apprécier son influence sur le taux long terme de la zone euro et d'isoler ses effets du coefficient de la variable d'intérêt, le taux long terme américain.

La troisième variable de contrôle du modèle est le taux de change EUR/USD (*l'U.S. Dollars to Euro Spot Exchange Rate*). Cet indicateur des flux de capitaux étrangers au sein de l'Europe est pris en compte en raison de son rapport avec le taux d'intérêt à long terme : lorsque la parité EUR/USD est supérieure à 1, cela signifie que l'euro rémunère plus les investissements que le dollar et par conséquent peut provoquer l'augmentation pour la demande des titres et la baisse des rendements souverains. L'intégration de cette variable au modèle servira à mesurer l'impact de ses variations sur les taux d'intérêt à long terme de la zone euro et d'isoler son influence du coefficient de la variable d'intérêt.

Enfin, notre modèle considère deux déterminants incontournables comme variables de contrôle : les prévisions à 5 ans des taux d'inflation en Europe et aux États-Unis (*5-Year Forward Inflation Expectation Rate*). Historiquement, les anticipations d'inflation constituent un fil conducteur de l'orientation de la politique monétaire des banques centrales. Les autorités monétaires suivent de près leurs modifications pour anticiper les mesures nécessaires au maintien de leur objectif en termes d'inflation. Et comme *Ehrmann, Fratzscher et al. (2007)* le font remarquer dans leur article traitant sur l'ancrage des anticipations d'inflation, « les rendements obligataires à long terme dans une économie donnée sont très sensibles aux attentes des marchés financiers concernant l'inflation à long terme ». Il est donc important d'inclure ces variables dans le modèle compte tenu de leur impact sur les taux d'intérêt à long terme américain et européen. La base de données ainsi constituée est soumise à quelques transformations nécessaires à son exploitation.

3.1.2 Traitement de l'échantillon

L'échantillon de base dénombre des valeurs manquantes. La correction qui est apportée à ce problème est la suppression de ces données réduisant la nouvelle base de données à 759 observations. Les sept variables ont ensuite été renommées comme suit :

Tableau B.1 : présentation des sept variables du modèle exprimées en point de base.

Variables	Description	Sources
IUE_10Y	Taux long moyen de la zone euro	European central bank Statistical Data Warehouse
IUS_10Y	Taux long américain	Fred Economic Data
I_REFI	Taux à court terme de la zone euro	European central bank Statistical Data Warehouse
FFR	Taux des fonds fédéraux : taux d'intérêt court terme américain	Fred Economic Data
Exch	Taux de change EUR/USD	Fred Economic Data
FWISUE55	Anticipation d'inflation à 5 ans de la zone euro	Macrobond
FWISUE55	Anticipation d'inflation à 5 ans américain	Macrobond

3.2 Faits stylisés : La dynamique entre les deux rendements souverains durant la période de référence.

Le graphique 2.1 ci-dessous présente l'évolution conjointe des deux rendements souverains entre 2020 et 2022. Nous analysons les différents événements économiques ayant affectés ces courbes de

rendements sous l'hypothèse qu'en l'absence de facteurs indépendants pouvant expliquer leurs évolutions mutuelles, on admettra que la modification d'une courbe ait pu entraîner celle de l'autre.

Figure 2.1 : 'évolution conjointe des deux variables IUE_10Y et IUS_10Y de 2020 à 2022.



Source : European Central Bank et FRED Economic Data.

À l'observation de ce graphique, on peut remarquer une forte corrélation positive entre les deux tendances. Les deux taux ont suivi la même trajectoire sur une grande partie de l'échantillon, à l'exception de 2020, où des tendances opposées sont observées de mai à la fin de l'année.

Afin de réaliser une analyse plus approfondie, nous scindons l'échantillon en trois temps. Le premier sous-échantillon du 01-01-2020 au 31-12-2020 observe le comportement des deux actifs financiers sous l'influence de la crise sanitaire et des diverses mesures de sauvetage gouvernementales. Le deuxième sous-échantillon allant du 01-01-2021 au 31-12-2021 analyse l'évolution des deux taux au cours de la période post-covid. Et enfin, le sous-échantillon du 01-01-2022 au 31-12-2022 observe et analyse l'évolution des deux taux entre la fin des programmes d'aide du COVID-19 et le début de la crise énergétique et inflationniste.

a) Faits marquant l'actualité économique en 2020

2020 marque le début d'une longue période d'instabilité économique et financière avec la crise sanitaire du COVID-19. Déjà au début de l'année, le graphique 2.1 montre une baisse brutale des deux rendements souverains. En parcourant la littérature économique, cette baisse n'était pas encore en lien avec la pandémie du Covid 19.⁶ En zone euro, la BCE avait annoncé en janvier, la poursuite de sa politique monétaire accommodante visant à soutenir la demande et l'investissement des entreprises. Le taux directeur était alors maintenu à -0,5 % et les perspectives à moyen terme ne prévoyaient pas un relèvement immédiat. L'annonce du maintien du taux négatif allait de pair avec les diverses mesures d'apports de liquidité et de rachat d'actifs dans le but de compresser également les taux d'intérêt de long terme pour améliorer la compétitivité au sein de la zone économique.

⁶ <https://paperjam.lu/article/bce-politique-monetaire-struct>

Du côté américain, les raisons de la baisse du taux long terme étaient toutes autres. En effet, le début de l'année avait été marqué par une courte période d'incertitude liée à certains événements politiques survenus au Proche-Orient. Ceux-ci ayant entraîné la hausse du prix du pétrole, ont conduit les investisseurs à se tourner vers les Bons du trésor américain pour se couvrir des risques du marché. Ceci explique la baisse du taux long terme américain à cette période. L'effet d'entraînement entre les deux taux longs ne semble pas se justifier à cette période.

En mars 2020, la crise sanitaire touche l'Europe et le reste du monde. Les principales banques centrales réintroduisent diverses actions monétaires pour soutenir leurs économies. Bouguelli (2021) dans son article traitant de la politique monétaire de la Fed face à la crise de la covid-19, avance que la Fed a annoncé dans l'urgence deux plans d'actions pour limiter l'impact économique de cette pandémie : Premièrement, le taux des fonds fédéraux est abaissé de 0,5%⁷ pour alléger les charges financières d'emprunts des ménages et des entreprises. Deuxièmement, le lancement du programme de rachats d'actifs visant à assouplir les conditions de refinancement des banques et pour renforcer au passage, la baisse du taux long déjà amorcée en début d'année. Quelques jours après les annonces de la Fed, la BCE a également réagi en mettant en place le programme PEPP⁸ (Pandemic emergency purchase programme) pour les mêmes raisons que la Réserve Fédérale. Ce programme sera reconduit en juin et en décembre 2020. Conjointement, les deux courbes de taux ont baissé, en raison de ces différentes mesures.

La mise en œuvre de ces plans de sauvetage a eu des effets différents sur les courbes de taux. La courbe de taux long de la zone euro a évolué sous la borne négative alors que celle des USA a connu une croissance jusqu'à la fin de l'année. En effet, à partir de mai jusqu'à la fin de l'année, les courbes de taux présentent une corrélation négative. Du côté de la zone euro, grâce au programme de rachat d'actifs comme mentionné ci-dessus, la BCE a baissé et maintenu ses taux directeurs et la moyenne des taux longs sous le seuil négatif. Par contre, du côté des USA, les taux ont connu des hausses au même rythme que la baisse observée dans la zone euro. La Réserve fédérale a toutefois réussi à maintenir l'IUS_10Y en dessous de 1 % pendant tout le reste de l'année.

b) Faits marquant l'actualité économique en 2021

L'année 2021 s'ouvre sur la réouverture des économies et marque une période d'accalmie sur les marchés financiers. Cette apparence de stabilité offre de meilleures conditions à l'analyse de la relation entre les deux taux longs. D'après la figure 2.1, le taux long moyen de la zone euro a amorcé un redressement en janvier, rétablissant une corrélation positive avec le taux long américain. Selon les données de notre échantillon, l'IUE_10Y a évolué de 7 pb entre fin 2020 et début 2021 et de 10 pb pour l'IUS_10Y tandis que les deux taux d'intérêt de court terme sont restés constants. La littérature⁹ de cette période renseigne que ce phénomène est dû à la hausse de la prime d'inflation et au désintéressement des investisseurs à l'égard des titres obligataires au profit d'actifs plus risqués. Ceci est en partie conforme aux hypothèses de débordements des taux d'intérêt à long terme des grandes

⁷ <https://www.lefigaro.fr/conjoncture/coronavirus-la-fed-baisse-ses-taux-de-0-5-point-a-la-surprise-generale-20200303>

⁸ <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/pepp/html/index.fr.html>

⁹

https://www.labanquepostale.com/content/dam/lbp/documents/etudes/eco/actueco/2021/ActuEco_f%C3%A9vrier21.pdf

https://www.labanquepostale.com/content/dam/lbp/documents/etudes/eco/actueco/2021/ActuEco_mars21.pdf

économies vers les économies émergentes en période de compressions des taux longs. En réalité, même si ces deux taux ont légèrement progressé, la compression des primes de termes et du taux de rendement ont probablement provoqué des relocalisations des portefeuilles vers des économies plus rentables. La corrélation entre les deux courbes pourrait être causale à cette période.

En février 2021, les gouvernements annoncent l'assouplissement des conditions sanitaires suivies des campagnes de vaccination. Ceci a été bénéfique à la croissance et a accentué la progression des taux longs. La croissance de IUE_10Y à cette période pourrait être la conséquence de la hausse du taux long américain.

Il convient aussi de souligner que la reprise soudaine de l'économie mondiale a accru le risque d'inflation. Pour calmer les marchés, les banques centrales rassuraient en juillet 2021 sur les perspectives d'inflations¹⁰. L'effet de ces annonces a plutôt été positif pour les obligations d'états puisque les taux longs ont connu une baisse durant tout le 3^e trimestre 2021 avec une chute très marquée au milieu du mois de juillet. Nous vérifierons également l'hypothèse d'entraînement du taux long américain, qui a sans doute provoqué la fuite des capitaux vers son économie, entraînant la hausse des taux longs de la zone euro.

Comme nous le soulignons ci-dessus, la reprise soudaine de l'activité économique semble avoir aussi impacté les taux d'inflation. En zone euro, il est passé de -0,3% à 5% sur un an, dépassant l'objectif de 2% fixé par la BCE. Du côté des États-Unis, il est passé d'une moyenne de 1,24% en 2020 à 4,69% en 2021. Toutefois, les projections du taux d'inflation annuel sur 5 ans des deux espaces économiques restaient moins dramatiques. La courbe FWISUS555 a été un peu plus volatile en 2021 qu'en 2020 sans jamais passer le seuil de 3%, pareil pour le FWISUE555 qui a entamé une croissance assez maîtrisée passant de 1,3% en 2020 à 2,1% en 2021.

Au final, l'année 2021 était plutôt propice à l'analyse de la relation entre les deux taux. Cela permettra de tester, en situation relativement normale, à quel degré les taux longs de la zone euro peuvent être influencés par les chocs financiers provenant des USA.

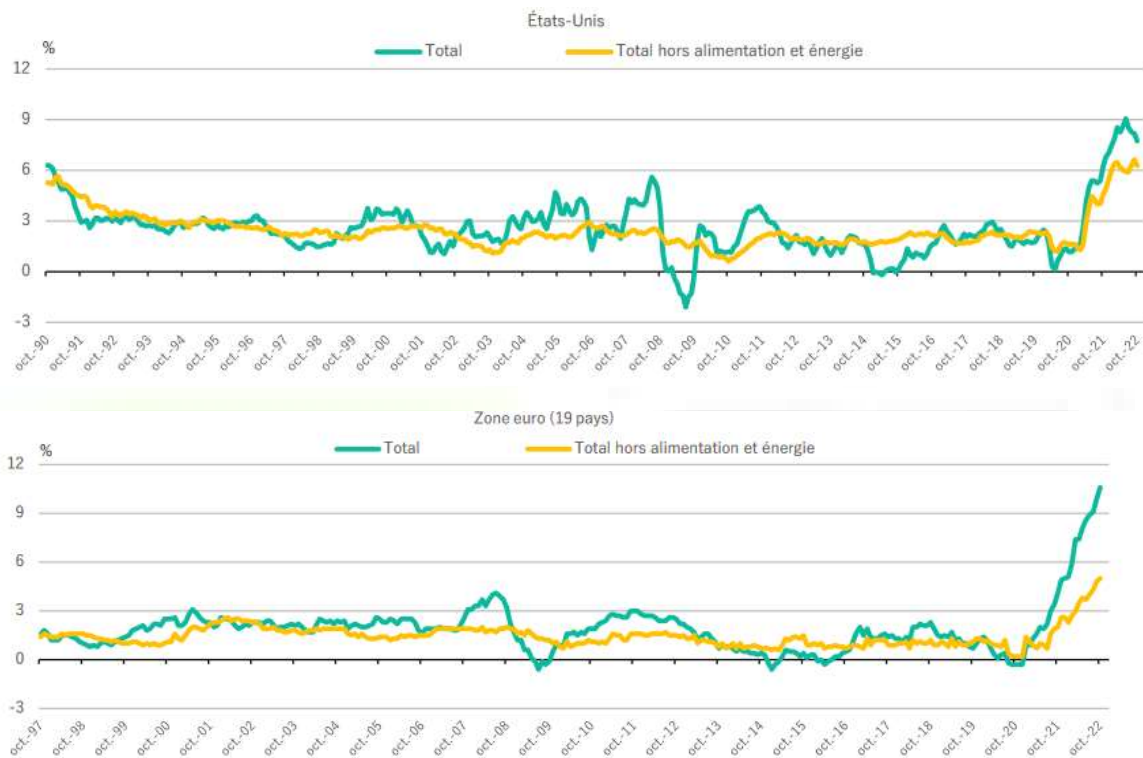
c) Faits marquant l'actualité économique en 2022

Après une année d'accalmie, 2022 marque une nouvelle période de crise économique après la crise sanitaire. La forte reprise des activités économiques dont nous constatons les effets ci-dessus, allant de pair avec une forte demande d'énergie, avait provoqué vers la fin de l'année 2021 une pression sur les marchés. Celle-ci s'est soudainement amplifiée après l'entrée en guerre de la Russie avec l'Ukraine. L'Europe et les États-Unis sont frappés par la crise énergétique qui s'est aussitôt transformée en une hausse générale du niveau des prix c'est-à-dire une croissance effrénée du taux d'inflation. Les deux graphiques ci-dessous obtenus du site de l'OCDE témoignent de l'évolution des taux d'inflation depuis les années 1990.

¹⁰ <https://www.labanquepostale.com/content/dam/lbp/documents/etudes/eco/actueco/2021/ActuEco-juillet21.pdf>

Figure 2.2 : Evolution du taux d'inflation des États-Unis et de la zone euro depuis 1990

Graphique 3 – Inflation depuis les années 1990, total et total hors alimentation et énergie
 OCDE, États-Unis, Japon (IPC) et zone euro (IPCH), taux d'inflation en glissement annuel



Source : OCDE.ORG Prix à la consommation de l'OCDE - Mise à jour : 6 décembre 2022.

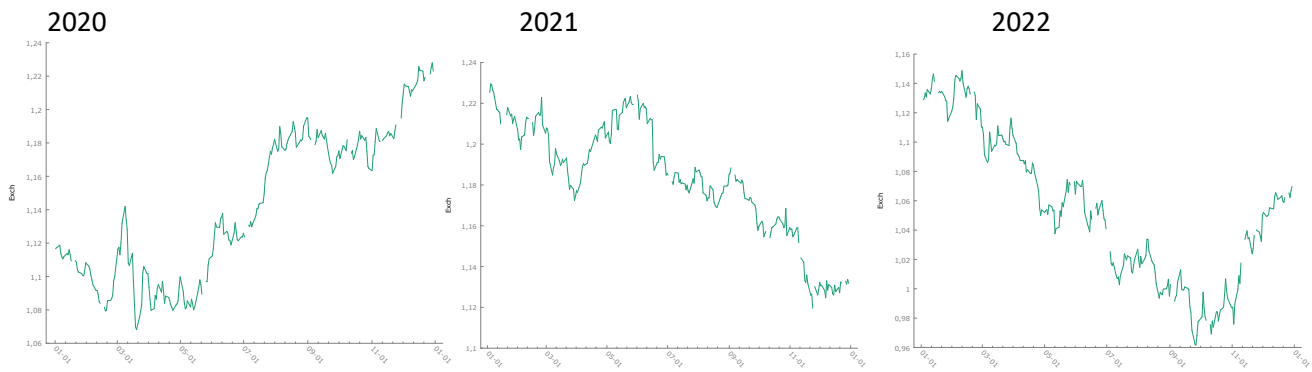
En zone euro comme aux USA, les taux d'inflation ont fortement accru sur les deux dernières années.

En réponse à cette nouvelle crise, les banques centrales ont relancé des politiques de resserrement monétaires ciblant l'inflation. Elles ont procédé aux relèvements progressifs des taux directeurs pour ralentir la hausse générale des prix. Comme l'illustre les figures 2.5 en annexe, le FFR et le I_REFI (les deux taux directeurs américain et européen) ont amorcé une nette progression dès le premier trimestre. En effet, du 1^{er} mars 2022 jusqu'à la fin de l'année, le taux des fonds fédéraux FFR a été relevé à 10 reprises le faisant passer de 0,08% à 4,10%. En zone euro, la BCE a également relevé son taux de refinancement à partir du 27 juillet, en le faisant passer de -0,5% à 2% en fin d'année. Inévitablement, toutes ces politiques monétaires ont entraîné des répercussions sur les taux de rendements souverains qui eux-mêmes sont passés de 1,80 à 4,3% pour IUS_10Y et de 0,3 à 3,5% pour IUE_10Y.

Pour vérifier la transmission des politiques monétaires de la Fed dans la zone euro et vice-versa, le taux de change, décrit en annexes 1 comme étant un canal de transmission des taux d'intérêt à long terme, reste un excellent moyen d'analyse.

En 2020, le dollar s'est affaibli face à l'euro en raison des diverses politiques menées par la Fed. Par contre, entre 2021-2022, on notera une appréciation du dollar, dépassant l'euro pour la première fois vers la fin de 2022. Il ne serait pas faux de penser que la corrélation entre les deux taux longs à cette période soit causale. La dépréciation de l'euro pourrait sans doute s'expliquer par la fuite des capitaux vers l'étranger, en l'occurrence vers les États-Unis. Cela sera à vérifier dans notre analyse empirique.

Figure 2.3 : Évolution du taux de change sur les trois années



Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

2022 se révélera comme la période la plus volatile des trois. Les événements identifiés permettront de tester le comportement des taux longs de la zone euro face aux chocs financiers américains dans des conditions d'extrêmes volatilités.

Toute cette analyse nous donne déjà une intuition sur la relation attendue entre les deux taux longs. Nous partons de cette intuition pour réaliser l'analyse empirique proprement dite.

3.3 Approche méthodologique.

Cette section examine, à l'aide des données empiriques décrites ci-dessus, la transmission des chocs financiers du taux long américain sur celui de la zone euro. Après l'exposition du modèle économétrique, il sera question d'analyses quantitatives des variables, des tests de stationnarité, de l'étude de la cointégration puis de l'estimation du modèle suivie de l'exposition des résultats.

3.3.1 Modèle

Pour mesurer la force relationnelle entre les variables considérées, le Vecteur Autorégressif VAR(p) se présente comme le modèle le plus approprié. Il est dit autorégressif du fait de la dépendance de chaque variable à ses propres valeurs décalées en plus des valeurs décalées des autres variables du modèle. Autrement dit, il s'agit de la mise en relation des observations actuelles d'une variable avec ses propres observations passées ainsi que celles des autres variables du modèle, permettant de mesurer la transmission du choc d'une seule variable à l'ensemble du système d'équation. Dans le cas de notre étude, cette modélisation permettra de constater, dans un premier temps, la réaction du taux long de la zone à ses propres variations passées, ensuite aux chocs du taux long américain et enfin à ceux des six autres variables.

Mathématiquement, il s'écrit comme suit :

(1.2)

$$y_t = \mu + \sum_{t=1}^P \phi_i y_{t-i} + \beta_1 x_{1t-i} \dots \beta_n x_{nt-i} + \varepsilon_t$$

Avec

$$X_t = \sum_{t=1}^P \phi_i x_{t-i} + \varepsilon_v$$

Où :

- 1) Y_t est le vecteur des variables endogènes du modèle, c-à-d. la série des Y de l'échantillon ; μ , la constante du système ; ϕ_i la matrice des coefficients du vecteur des séries endogènes ; β_i les coefficients des variables exogènes et ε_t les termes d'erreurs.
- 2) X_t est le vecteur des variables exogènes ; ϕ_i la matrice des coefficients du vecteur des séries exogènes et ε_t les termes d'erreurs.

L'étude d'Ansgar Belke, Irina Dubova et d'Ulrich Volz (2016) s'inscrit dans la continuité de notre analyse et va un peu plus loin que celle de A. Guarin et al. (2014) ci-dessous. Ces auteurs ont étendu leurs analyses sur neuf économies asiatiques, à savoir la Chine, l'Inde, la Corée, l'Indonésie, la Taiwan, les Philippines, la Thaïlande, la Malaisie et Hong Kong, soumises aux chocs des taux longs internationaux provenant des États-Unis, du Japon et de la zone euro. En termes d'approche méthodologie, ils rejoignent les démarches de A. Guarin et al (2014) en effectuant aussi deux exercices empiriques. D'abord, ils estiment le modèle autorégressif VAR(p) visant à considérer toutes les variables du modèle comme endogènes. Le but de cette approche consiste à prendre en compte les interconnexions non triviales entre les trois grandes économies et à capturer l'exposition des pays développés aux pays asiatiques par les canaux commerciaux, financiers et des prix des matières premières.

3.3.2 Études paramétriques des variables

3.3.2.1 Statistiques descriptives

L'étude des paramètres descriptives des données servira essentiellement à découvrir les caractéristiques de chacune des variables introduites dans le modèle. Les résultats de cette analyse se résument dans le tableau ci-après :

Tableau B.2 : Statistiques descriptives des 7 variables en %

Variabes	Moyenne	Médiane	Minim	Maxim	Éc. type	C.V.	Asym	Ex. kurtosis
IUE_10Y	0,772	0,223	-0,264	3,392	1,073	1,390	1,139	-0,202
IUS_10Y	1,812	1,560	0,520	4,250	1,020	0,563	0,752	-0,624
I_REFI	-0,246	-0,500	-0,500	2,000	0,643	2,616	2,509	4,960
FFR	0,810	0,090	0,050	4,330	1,246	1,537	1,648	1,445
Exch	1,125	1,131	0,962	1,230	0,068	0,060	-0,456	-0,805
FWISUS55	2,312	2,392	1,216	2,851	0,293	0,127	-0,891	0,276
FWISEU55	1,657	1,627	0,718	2,489	0,469	0,283	0,027	-1,277

Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

Interprétation : En moyenne, le taux long de la zone euro (IUE_10Y) tourne autour de 0,772% avec une médiane de 0,223%. L'écart observé entre les deux valeurs n'est pas dû à la présence de valeurs aberrantes mais plutôt à la progression très soutenue du taux long après 2021. Cette observation se confirme au constat de l'écart entre le taux minimum et maximum de la série, respectivement de -0,264% et de 3,392%. En ce qui concerne l'écart type qui mesure la dispersion des valeurs autour de la moyenne, il est de 1.073%. Ceci rend effectivement compte de la relative volatilité qu'ont connue les rendements souverains européens tout au long de la période d'échantillonnage. Le coefficient de mesure d'aplatissement ou de rétrécissement de la distribution, le kurtosis est de -0,202%, confirmant que la distribution s'aplatit et que les valeurs semblent légèrement s'écarter de la moyenne.

Concernant le taux d'intérêt à long terme américain (IUS_10Y), il s'élève en moyenne à 1,812 %, soit 1 % de plus que celui de la zone euro. La valeur médiane est de 1,56 %, restant relativement proche de la moyenne. Le minimum et le maximum de la série sont respectivement de 0,52% à 4,25%. L'écart type est légèrement inférieur à celui de la zone euro à 1,020 %. Le coefficient d'aplatissement est de -0,624, ce qui signifie que l'on est en présence d'une distribution plate.

Quant à la série du taux des fonds fédéraux (FFR), la moyenne est de 0,81 % et la médiane de seulement 0,090 %. Cela est cohérent avec les fortes variations du taux directeur opérées par la Fed. La valeur la plus basse du taux est de 0,05 %, puis il a atteint une valeur maximale de 4,330 % en raison des relèvements de 2022. Un écart-type de 1,246% confirme l'éloignement des valeurs de la moyenne, et le kurtosis de 1,445 > 0 admet une distribution resserrée.

Le taux de refinancement de la zone euro (I_REFI) affiche une moyenne de -0,246 %. Cela est conforme à la politique de taux d'intérêt négatifs de la BCE pour la majeure partie de l'échantillon. Le taux médian et le taux le plus bas sont de -0,50 % indiquant que le taux est resté à ce pourcentage pendant près des 2/3 de la période d'échantillonnage. L'écart type de 0,643 % ce qui signifie que les valeurs sont moins dispersées et le kurtosis atteint 4,960 %.

Le taux de change a une moyenne et une médiane quasi identique, respectivement de 1,125% et 1,131%. L'on n'observe pas en effet, une grande différence entre le minimum et le maximum. L'écart-type de 0,068 % est très faible comparé à ceux des autres variables. Cela rend compte de la constance des prévisions pendant la période d'échantillonnage.

La prévision d'inflation sur 5 ans de la zone euro est en moyenne de 1,657 % avec une valeur médiane de 1,627 %. Il n'y a à priori pas d'anomalie dans les valeurs puisque la moyenne et la médiane sont pratiquement identiques. Au minimum l'inflation anticipé est de 0,718% et au maximum de 2,489%.

Et enfin, La prévision d'inflation sur 5 ans américaine tourne autour d'une moyenne de 2,312% avec une valeur médiane de 2,392 %. Il n'y a à priori pas d'anomalie dans les valeurs puisque la moyenne et la médiane sont pratiquement identiques. Les prévisions au minimum sont de 1,216% et au maximum de 2,851 %. La description ainsi faite, reste à découvrir comment elles se corréleront entre-elles.

3.3.2.2 *La matrice des corrélations*

Le résultat qui sera obtenu à l'estimation du modèle dépendra de la pertinence des variables introduites dans la régression. La fonction de cette matrice est d'apprécier, d'une part, la force du lien unissant les variables exogènes à la variable endogène et, d'autre part, de mesurer la colinéarité entre les variables exogènes. Le degré de corrélation déterminera la pertinence des variables pouvant conduire au retrait de celles n'apportant aucune information au modèle. Le tableau ci-après rapporte le résultat de la matrice des corrélations des sept variables et renseigne d'ores et déjà de ce qui est attendu dans l'estimation du modèle.

Tableau B.3 : Résultat de la matrice de corrélation en pourcentage %.

% de corr.	FWISUS55	FWISUE55	Exch	FFR	I_REFI	IUS_10Y	IUE_10Y
FWISUS55	1	0,8784	-0,2219	0,3047	0,2937	0,6912	0,4871
FWISUE55		1	-0,5609	0,5872	0,5407	0,8893	0,7725
Exch			1	-0,7203	-0,5164	-0,7509	-0,8389
FFR				1	0,9114	0,8229	0,8682
I_REFI					1	0,7126	0,7828
IUS_10Y						1	0,9405
IUE_10Y							1

Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

Interprétation :

- Les résultats de la matrice ci-dessus suggèrent que le taux d'intérêt de long terme de la zone euro (IUE_10Y) partage une très forte corrélation avec celui des USA soit un coefficient de 94,05 %. Non seulement cela indique que ces deux variables ont un lien très fort comme nous le constatons lors de l'analyse de la figure 2.1, mais aussi que la variable IUS_10Y est très pertinente pour notre modèle.
- Les autres variables telles que les prévisions d'inflation de la zone euro FIWSUE55, le taux de change Exch, les deux taux d'intérêts court terme I_REFI et FFR, partagent également une forte corrélation avec le taux d'intérêt de long terme de la zone euro. Le signe (-) du coefficient du taux de change, laisse présager une évolution inverse de cette variable avec les autres. Cela suppose que l'augmentation du taux de change de 1 pb entraîne la baisse de x pb des taux des autres variables. On peut dès lors s'attendre à un coefficient négatif pour le taux de change dans le résultat de l'estimation du modèle.

On en déduit qu'à l'exception du FWISUS5, les variables introduites dans le modèle sont quasi toutes pertinentes pour cette étude. Elles apporteront de l'information au modèle.

3.3.2.3 Le test de normalité

La normalité d'une série s'observe lorsque la fréquence d'une observation forme une courbe en cloche. Une distribution normale signifie que nos valeurs sont plus proches de leur moyenne, ce qui pourrait également prédire la stationnarité de nos variables. Le tableau B.4 ci-après, donne une intuition sur la forme de la distribution attendue grâce aux kurtosis obtenus des résultats des statistiques descriptives. Le kurtosis est un paramètre de mesure de la courbure d'une distribution qui permet d'apprécier l'aplatissement ou le rétrécissement des valeurs autour de la moyenne. Dans le cas d'une distribution gaussienne, le coefficient du kurtosis est égale à 3. Ceci dit, la plupart des logiciels présentent des kurtosis normalisés avec des valeurs déduites au préalable de 3. C'est le cas du logiciel Gretl que nous utilisons. Celui-ci donne des résultats "Ex.Kurtosis" qui est synonyme du kurtosis normalisé. Ainsi, lorsque le coefficient de l'Ex.Kurtosis est compris entre [-1, 1], on considère que la distribution peut être Gaussienne alors que s'il est compris entre [-2,2], la distribution sera considérée comme non Gaussienne, conduisant au rejet de l'hypothèse nulle. Les résultats de ce tableau seront toutefois confirmés par le test de normalité.

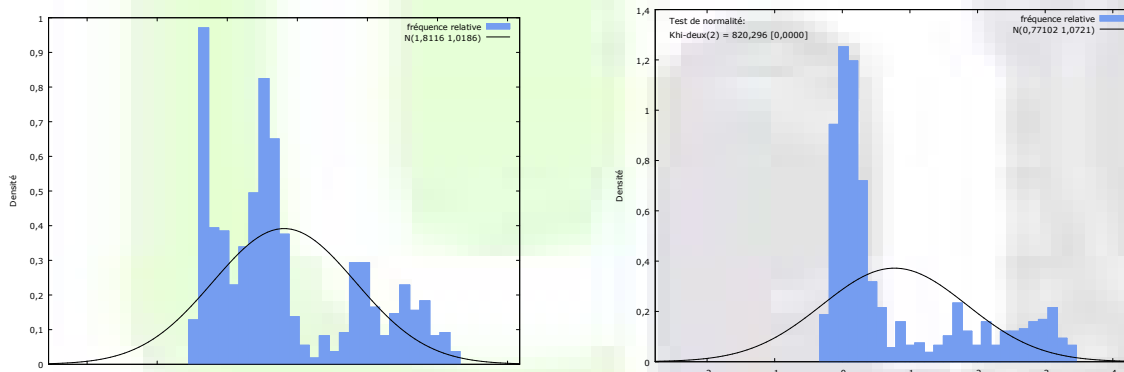
Tableau B.4 : tableau de présentation du kurtosis de chaque variable

Ex. kurtosis par variable	Taux en %
IEU_10Y	-0,202
IUS_10Y	-0,624
I_REFI	4.960
FFR	1,445
EXCH	-0,805
FWISUE55	0,276
FWISUS55	-1.277

Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

Le test de normalité est réalisé sur chaque variable avec l’hypothèse nulle : P-value > 0.05 et si la P-Value diffère de ce seuil, alors la distribution n’est pas gaussienne. Le résultat complet du test de normalité se trouve dans en annexes 4 (tableau D.3). D’après le tableau de sortie de ce test, l’ensemble des P-value obtenues sont inférieures à ce seuil. Cela signifie que les variables ne suivent pas une distribution normale. Nous pouvons aussi vérifier graphiquement (Figure 2.4) les formes des distributions des deux variables IUE_10Y et IUS_10Y.

Figure 2.4: Distributions de IUS_10Y et de IUE_10Y



Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

En effet, ces deux graphiques présentent bien des distributions non gaussiennes confirmant les résultats du test de normalité dont les coefficients sont tous inférieurs à 5%.

La détermination du décalage (p) du modèle devient à ce stade indispensable pour la suite de l’analyse des variables.

3.4 Identification du décalage optimal du modèle

Nous retenons le critère d’information de Akaike (AIC) pour identifier le retard optimal applicable à notre modèle. En effet, l’AIC est adapté aux séries temporelles puisqu’il a la fonction de pénaliser les modèles à grand nombre de paramètres, limitant ainsi les effets de surajustement. Il se présente sous la forme de $AIC = \ln \hat{\sigma}^2(k) + 2k/T$ où k est l’ordre de processus autorégressif AR, T la taille de l’échantillon et peut aussi se réécrire comme suit : $AIC = 2k - 2\ln(L)$ où k est le nombre de paramètres à estimer dans le modèle et L le maximum de la fonction de vraisemblance du modèle.

Le but son utilisation dans le cadre de notre étude est la recherche du meilleur modèle pouvant minimiser la perte d’informations sur nos données. Ainsi, si l’on considère un ensemble de modèles

candidats, le meilleur choix sera l'AIC qui aura la plus faible p(LR). Dès lors, avec un retard maximal de 20 jours, nous obtenons les résultats reportés dans le tableau B.5 ci-après.

Tableau B.5 : tableau de sélection du meilleur retard

retards	log-vrais.	p(LR)	AIC
1	1084,36352		-2,944907
2	1084,43953	0,69661	-2,942379
3	1089,78299	0,00108	-2,954263
4	1090,25926	0,32908	-2,952830
5	1091,98590	0,06313	-2,954818
6	1093,25632	0,11094	-2,955558
7	1094,11454	0,19015	-2,955170
8	1095,65655	0,07906	-2,956653*
9	1096,28305	0,26298	-2,955631

Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

Le retard idéal permettant d'optimiser le modèle est de huit soit $p = 8$.

Après les analyses quantitatives des variables et la détermination du décalage du modèle, se pose la question de savoir si ces paramètres restent stables ou varient dans le temps. Pour y répondre, nous étudions la stationnarité des séries qui est l'une des conditions indispensables à la validité des données lorsqu'on effectue une étude sur des séries chronologiques.

3.5 Étude de la stationnarité des variables

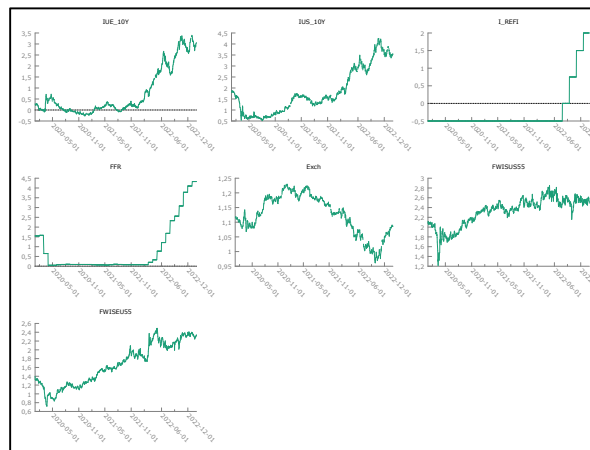
Elle renvoie à l'examen de l'évolution des propriétés statistiques des séries chronologiques dans le temps. Une série est dite stationnaire lorsque ses propriétés sont caractérisées par l'invariance de l'espérance, de la variance et de l'autocorrélation garantissant ainsi la fiabilité de ses résultats à long terme. Ces trois conditions se traduisent sous la forme de :

- 1) $E(X_t) = \mu$, c'est-à-dire une espérance fixe ;
- 2) $Var(X_t) = \sigma^2$, c'est-à-dire une variance fixe ;
- 3) $Cov(X_t, X_{t-k}) = \gamma(k) = \rho_k$, c'est-à-dire que l'autocorrélation dépend de K.

Il y existe plusieurs moyens de vérifier la stationnarité d'une série : les tests statistiques, les graphiques présentant les comportements des séries au fil du temps et le corrélogramme.

Dans un premier temps, Le graphique 3.1 ci-dessous, permet d'apprécier le comportement des séries de notre modèle dans le temps. On observe qu'à l'exception de la série FIWUS55 qui présente une légère stationnarité, le reste des variables sont caractérisées par des évolutions croissantes et décroissantes des tendances.

Figure 3.1 : Évolution des 7 variables sur toute la période d'échantillonnage.



Source : Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

Au vu de ces observations, nous pouvons admettre que ces variables présentent quasi toutes des points de non-stationnarité. Par conséquent, il est déterminant d'identifier correctement la nature de la non-stationnarité au risque d'apporter des solutions inappropriées aux données. En effet, il existe deux types de non-stationnarités : celle suivant un processus déterministe (TS) et celle suivant un processus stochastique (TD). Le premier se rapporte aux chocs non persistants qui disparaissent fur et à mesure du temps alors que le deuxième a tendance à persister dans le temps, entraînant des effets de long terme. Lorsqu'on a un processus TS, la correction de la non-stationnarité se fait par la régression sur une tendance introduite dans le modèle alors que dans le cas d'un processus TD, la correction se fait par la différenciation⁴ des variables. L'identification du processus approprié se fait grâce aux trois tests suivants :

- 1- Le test de Dickey-Fuller ;
- 2- Le test de Phillips-Perron ;
- 3- Et le test de KPSS ;

Nous retenons les tests de Dickey-Fuller augmenté et du KPSS pour l'étude de la stationnarité des séries.

3.5.1 Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF)

Il teste l'existence d'une racine unitaire dans l'estimation du modèle. On parle de racine unitaire lorsque l'un des coefficients de l'estimateur sort du cercle unitaire : $\beta \geq 1$ ce qui, dans le cas affirmatif, conduit à une régression fallacieuse. Outre la vérification de la racine unitaire, le résultat de ce test définira également le type de la non-stationnarité : si elle suit un processus TS ou DS. Cette étude se fait en posant les deux hypothèses suivantes :

- ❖ Hypothèse nulle : $H_0 : (\varphi-1) = 0$; les séries sont non stationnaires ;
- ❖ Hypothèse alternative : $H_1 : (\varphi-1) < |1|$; les séries sont stationnaires.

Autrement dit, pour que l'hypothèse nulle soit rejetée et que l'on admette l'hypothèse alternative, il faut que la P-value soit inférieure au seuil critique de 5%.

La table de Dickey-Fuller augmenté suivant la méthodologie de [M. Rizwan \(2011\)](#) se présente comme suit :

Tableau B.6 : Résultats du test de Dickey Fuller augmenté

Seuils critiques de Dickey Fuller augmentés (N > 500)				
ADF à niveau				
seuils	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	
valeurs	-3,679	-2,678	-2,623	
ADF en première différence				
seuils	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	
valeurs	-3,699	-2,976	-2,627	
ADF en deuxième différence				
seuils	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	
valeurs	-3,699	-2,976	-2,627	

Notre analyse se limitera au seuil de 5%. Ceci implique que la valeur de la statistique de test obtenue à l'issue du test de ADF doit être supérieure à ces valeurs pour être admise. Autrement, elles sont rejetées rendant les séries non stationnaires.

3.5.2 Le test de KPSS

C'est également un test de stationnarité qui a pour particularité de poser les hypothèses de travers par rapport à ceux du test de Dickey-Fuller. L'hypothèse nulle devient l'hypothèse de la stationnarité.

- ❖ Hypothèse nulle : $H_0: |\rho| = 1$; les séries sont stationnaires.
- ❖ Hypothèse alternative : $H_1: \rho < 1$; les séries sont non stationnaires ;

Il est basé sur la régression linéaire et décomposé en une série de trois parties :

- 1) Une tendance déterministe, c'est-à-dire prédictif. Une tendance est déterministe lorsqu'elle n'est pas aléatoire. On dispose ainsi de toutes les données pour pouvoir la prédire.
- 2) Une marche aléatoire qui est le contraire d'une tendance déterministe.
- 3) Et enfin le bruit blanc qui est une erreur stationnaire.

Ces trois points peuvent également se résumer sous forme d'équation : $X_t = r_t + \beta t + \varepsilon_t$. (1.3)

Tableau B.7 : Seuils de significativité du test de KPSS

Seuils critiques de KPSS				
intercept only				
seuils	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	
valeurs	0,739	0,463	0,347	
Tendance linéaire				
seuils	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	
valeurs	0,218	0,148	0,119	

Les résultats du test de stationnarité de Dickey –Fuller augmenté et du KPSS sont reportés dans le tableau B.7 ci-après.

Tableau B.8 : Résultats des tests de Dickey Fuller et de KPSS sur les variables en niveau

Statistique de test	P. critiques	Statistique de test	P. critiques	Observations
ADF	ADF	KPSS	KPSS	

IUE_10Y	0.4514	0.9851	1.8678	< 0.01	Non stationnaires
IUS_10Y	0.1399	0.9687	1.2453	< 0.01	Non stationnaires
I_REFI	2.0803	0.9999	1.2745	< 0.01	Non stationnaires
FFR	1.9298	0.9999	1.6873	< 0.01	Non stationnaires
Exch	-1.1144	0.7125	1.7323	< 0.01	Non stationnaires
FWISUE55	-0.4228	0.9031	0.3508	< 0.01	Non stationnaires
FWISUS55	-1.8274	0.3675	0.9722	< 0.01	Non stationnaires

Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

Interprétation :

Les résultats ci-dessus montrent que les séries en niveaux ne sont pas stationnaires. En effet, le test de Dickey-Fuller augmenté atteste si les statistiques de test sont toutes inférieures en valeurs absolues à celle de la table B.6 avec des valeurs critiques supérieures au seuil de 5%.

En ce qui concerne le test de KPSS, on note que toutes les valeurs critiques sont inférieures à 0.01 et donc inférieures au seuil de 5%. En tenant compte du fait que le test de KPSS émet des hypothèses inverses à ceux de Dickey-Fuller, on peut rejeter l'hypothèse nulle au seuil de 5% et considérer que les variables sont non stationnaires.

Avant de passer aux corrections des variables pour pouvoir les rendre stationnaires, le test de Johansen va nous permettre d'identifier ou pas l'existence d'une combinaison linéaire entre les deux principales variables.

3.5.3 Étude de la cointégration des variables : test de Johansen

Après l'étude de la stationnarité, la cointégration servira à déterminer l'existence d'une relation de long terme entre les deux principales variables du modèle, faisant qu'un choc de IUS_10Y aurait des effets de long terme sur IUE_10Y. Par définition, la cointégration se présente comme étant une combinaison linéaire stationnaire entre deux ou plusieurs variables permettant de réduire l'ordre d'intégration. Nous savons à présent que les données brutes de notre modèle sont non stationnaires et qu'il faut passer des corrections pour les rendre stationnaires.

Tableaux B.9 : Report des résultats du test de cointégration de Johansen.

1) Tests de cointégration, variables exogènes exclues

Rang	Valeur propre	Test de la trace	p. critique
0	0.026628	28.897[0.0002]	20.323[0.0039]
1	0.011322	8.5743[0.0034]	8.5743[0.0034]

Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

2) Tests de cointégration, variables exogènes exclues corrigé par la taille de l'échantillon

Rang	Valeur propre	Test de la trace corrigée	p. critique
0	0.026628	28.897[0.0002]	20.323[0.0039]
1	0.011322	8.5743[0.0034]	8.5743[0.0034]

Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

Interprétation :

La ligne 1 des tableaux ci-dessus indique une valeur de la trace de 28,897 supérieures à la p. critique qui est de 20,323. Ce qui rejette l'hypothèse selon laquelle il n'existe aucune relation à long terme entre les variables. La deuxième ligne indique une valeur de la trace de 8,5743 identiques à la p. critique. Cela induit qu'on ne peut rejeter l'hypothèse de l'existence de plusieurs relations à long terme entre les variables.

Les conclusions de cette étude viennent étayer les constats tirés de l'analyse de la sous-section 1.3, confirmant l'existence d'au moins une relation de long terme entre les deux principales variables. De plus, cette étude confirme que la non-stationnarité des variables du modèle est de nature stochastique. Le type de correction à apporter aux séries est bel et bien la méthode de différenciation.

3.6 Transformation des variables et tests de stationnarité

À l'issue du test de stationnarité, nous avons vu que les variables en niveau n'étaient pas stationnaires et que cette non-stationnarité suit un processus TD c'est-à-dire de type scholastique. Dans ce cas, le type de correction à apporter aux séries est bien la différenciation. Cette méthode consiste à soustraire la valeur de l'observation actuelle de celle précédente, c-à-d $X_t - X_{t-1}$. De cette opération, on obtient une nouvelle série pouvant remplacer les valeurs en niveau. L'objectif de cette sous-section sera de vérifier si les valeurs différenciées deviennent stationnaires, ce qui impliquerait leur usage en lieu et place des valeurs en niveau. Pour neutraliser les grands écarts que présentent les valeurs de certaines séries, nous optons de les considérer sous leurs formes logarithmiques. Il s'agit du taux des fonds fédéraux (FFR), du taux de change (Exch), de la prévision d'inflation sur 5 ans de la zone euro (FIWSUE55), de la prévision d'inflation sur 5 ans des USA (FIWSUS55). Les trois autres variables, notamment le taux de la zone euro (IUE_10Y), le taux long des USA (IUS_10Y) et le taux court de la zone euro (I_REFI) ont été estimés dans leurs formes différenciées en deuxième ordre et nous utilisons la méthode des moindres carrés ordinaires pour la modélisation du VAR.

Concernant le retard (p) applicable au modèle, nous remarquons que la qualité du modèle s'appauvrit au fur et à mesure que nous introduisons des retards sur les variables exogènes. De ce fait, seule la variable endogène a été modélisée avec un retard de 8.

3.6.1 Test de Dickey-Fuller augmenté et de KPSS sur les variables différenciées

Tableau B.10 : Résultats des tests de Dickey Fuller et de KPSS.

	Statistiques de test	P. critiques	Statistiques de test	P. critiques	Observations
	ADF	ADF	KPSS	KPSS	
d_d_IUE_10Y	-15.235	7,354e-036	0.0054	> 0.01	Stationnaires
d_d_IUS_10Y	-17.020	8,259e-041	0.0075	> 0.01	Stationnaires
d_d_I_REFI	-15.706	3,182e-037	0.0059	> 0.01	Stationnaires
d_I_FFR	-27.499	2,024e-051	0.0699	> 0.01	Stationnaires
d_d_I_Exch	-25.577	2,954e-052	0.0058	> 0.01	Stationnaires
d_I_FWISUS5	-13.327	5,44e-030	0.0354	> 0.01	Stationnaires
d_I_FWISEU5	-17.331	1,328e-041	0.0747	> 0.01	Stationnaires

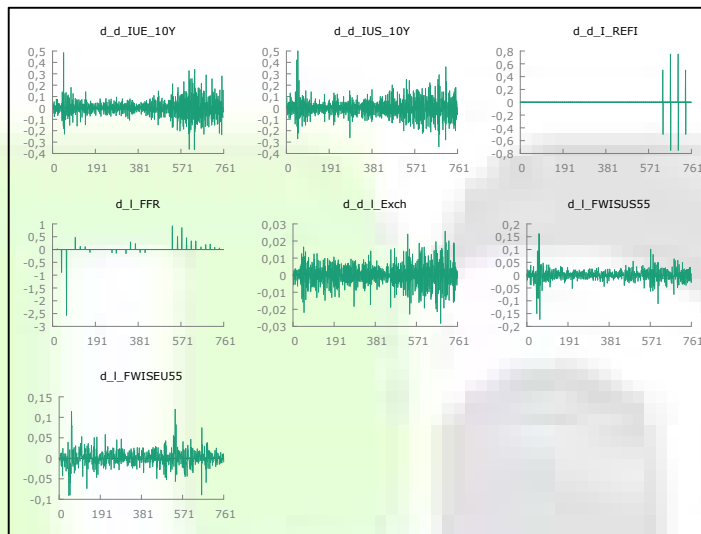
Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

Les variables deviennent stationnaires lorsqu'elles sont passées en 1ère et 2ème différence. Nous vérifions aussi graphiquement la stationnarité des données différenciées.

3.6.2 Vérification de la stationnarité avec les variables différenciées

Les graphiques ci-dessous montrent que les variables sont devenues stationnaires à l'issue des corrections.

Figure 3.2 : tendances des sept variables sous leurs formes différenciées.

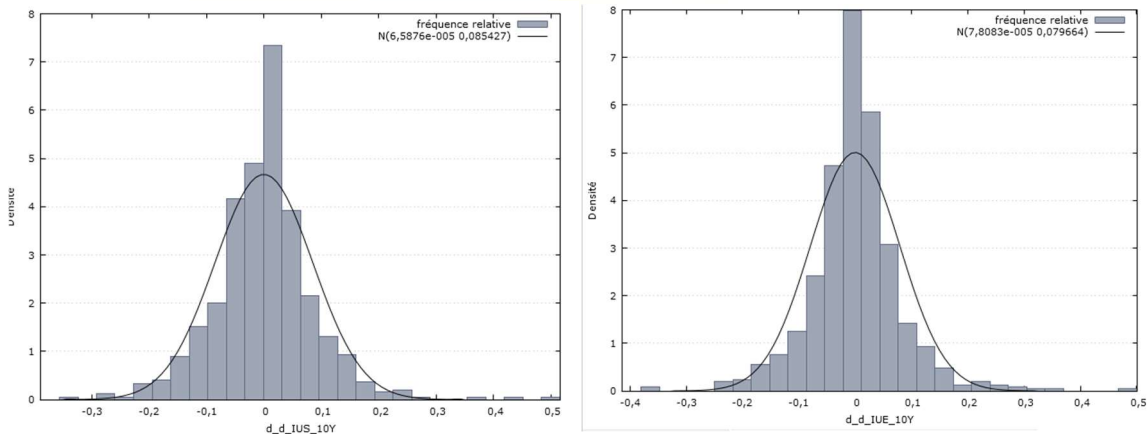


Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

3.6.3 Test de normalité

Nous effectuons aussi un nouveau test de normalité dans le but de vérifier les formes des distributions des deux variables différenciées. Les figures ci-dessous montrent que les deux distributions sont devenues gaussiennes à la suite des transformations apportées aux variables.

Figure 3.3 : Test de normalité des variables IUE_10Y et IUS_10Y.



Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

Les variables étant rendues stationnaires, nous réalisons la régression du Modèle VAR(p) avec une estimation des moindres carrés ordinaires.

3.7 Estimation du modèle à l'aide du VAR(p) et interprétation des résultats

3.7.1 Estimation du modèle VAR(8) à l'aide des moindres carrés ordinaires

Le résultat de la régression de la variable IEU_10Y retardée de 8 (variables endogènes) sur l'ensemble des six variables exogènes, est reporté dans le tableau B.11 ci-après :

Tableau B.11 : Estimation du modèle VAR (8)

Système VAR, ordre des retards 8				
Estimation MCO, observations 2020 - 2022 (T = 750)				
Log de vraisemblance = 1099,6975				
Déterminant de la matrice de covariance = 0,0031184983				
AIC = -2,8925				
BIC = -2,8001				
HQC = -2,8569				
Test du Portmanteau: LB(48) = 75,2114, ddl = 40[0,0006]				
Equation 1: d_d_IUE_10Y				
Écart-types robustes (hétéroscédasticité), variante HC1				
	Coefficient	éc. type	t de Student	p. critique
-----	-----	-----	-----	-----
Const	7,49E-05	0,00206592	0,03625	0,9711
d_d_IUE_10Y_1	-0,789221	0,0592506	-13,32	2,04e-036 ***
d_d_IUE_10Y_2	-0,614615	0,0657457	-9,348	1,05e-019 ***
d_d_IUE_10Y_3	-0,539188	0,0687566	-7,842	1,56e-014 ***
d_d_IUE_10Y_4	-0,502182	0,0773515	-6,492	1,56e-010 ***
d_d_IUE_10Y_5	-0,368192	0,0850056	-4,331	1,69e-05 ***
d_d_IUE_10Y_6	-0,280658	0,0744249	-3,771	0,0002 ***
d_d_IUE_10Y_7	-0,164484	0,0692113	-2,377	0,0177 **
d_d_IUE_10Y_8	-0,126704	0,0505764	-2,505	0,0125 **
d_I_FFR	-0,0430976	0,0189704	-2,272	0,0234 **
d_I_Exch	-0,0225426	0,573271	-0,03932	0,9686
d_I_FWISUS55	0,23626	0,171735	1,376	0,1693
d_I_FWISEU55	0,150459	0,133548	1,127	0,2603
d_d_IUS_10Y	0,20134	0,0318389	6,324	4,43e-010 ***
d_d_I_REFI	0,0129614	0,0450489	0,2877	0,7736

Moyenne var. dép.	4,24E-06	Éc. type var. dép.		0,080025
Somme carrés résidus	2,338874	Éc. type régression		0,05641
R2	0,512392	R2 ajusté		0,503104
F(14, 735)	29,93241	P. critique (F)		8,40E-63
Rho	-0,090478	Durbin-Watson		2,180952

Tests de Fisher d'absence de restriction:				
Tous les retards de d_d_IUE_10Y F(8, 735) = 26,787 [0,0000]				
Toutes les variables, retard 8 F(1, 735) = 6,2760 [0,0125]				

Pour le système dans l'ensemble :

Hypothèse nulle : l'ordre des retards max est 7

Hypothèse alternative : l'ordre des retards max est 8

Test du ratio de vraisemblance : Khi-deux (1) = 13,0409 [0,0003]

Comparaison des critères d'information :

Ordre des retards 8 : AIC = -2,89253, BIC = -2,80013, HQC = -2,85692

Ordre des retards 7 : AIC = -2,87781, BIC = -2,79156, HQC = -2,84457

Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

Avant d'exposer les résultats de cette estimation, nous procédons à la vérification de la validité des résultats obtenus.

D'abord, on note l'absence de racine unitaire dans nos coefficients estimés, ce qui prouve que notre régression n'est pas fallacieuse et que les variables introduites dans l'estimation sont stationnaires.

Ensuite, quasi toutes les séries de la variable endogène IUE_10Y retardées de 8 jours, la variable d'intérêt IUS_10Y et la variable de contrôle FFR sont significatives aux seuils de 5%. La non-significativité des autres variables de contrôle est en partie conforme aux résultats de la matrice des corrélations.

Pour ce qui est de la valeur du R^2 ajusté, elle signifie que l'ensemble des variables explicatives n'explique que 50.3104% de la variation de la variable endogène. Comme expliqué en début de chapitre, certains déterminants économiques importants ne répondant pas à nos critères ont été exclus du modèle. En conséquence, notre modèle pourrait souffrir d'un biais de variables omises, ce qui porterait à gonfler le terme d'erreur et à surestimer le coefficient de la variable d'intérêt.

Par ailleurs, le test de Fisher étant le test de significativité global des coefficients, vient apporter des éléments de réponses quant à la validité du modèle estimé. Dans notre exemple, le résultat du test de Fisher se présente comme ci-dessous.

Tests de Fisher d'absence de restriction :

- Tous les retards de $d_d_IUE_10Y$ $F(8, 735) = 26,787 [0,0000]$
- Toutes les variables, retard 8 $F(1, 735) = 6,2760 [0,0125]$

Avec 15 degrés de liberté (735 observations = nombre total de l'échantillon (750) – nombre de paramètres estimés (15)), le test de Fisher donne une valeur de 6.2760 avec une P. value de $0.0125 < 0.05$. La P. value étant inférieure au seuil de significativité de 5%, on peut rejeter l'hypothèse nulle de nullité jointe de tous les coefficients sauf la constante et admettre que notre modèle estimé a du sens.

Nous testons également l'autocorrélation des coefficients avec le test de Durbin-Watson (DW). Il sert principalement à vérifier si la corrélation entre les termes d'erreurs adjacents des variables est égale à 0 ou pas, sachant qu'il est borné entre $0 \leq DW \leq 4$ avec l'admission de l'hypothèse nulle lorsque sa valeur atteint 2,29. Le résultat du test de DW de notre modèle est de $2,180952 < 2,29$. On peut donc admettre l'hypothèse nulle et conclure qu'il n'y a pas d'autocorrélation entre les termes d'erreur du modèle.

En ce qui concerne le test du ratio de vraisemblance, le Khi-deux, il teste d'habitude un modèle paramétrique contraint et non contraint afin de déterminer le meilleur modèle des deux. Dans le cas

de notre analyse, il teste le rang de cointégration en admettant une hypothèse nulle du retard optimal 7 et l'hypothèse alternative selon laquelle le meilleur retard serait 8. Dans le cas où l'hypothèse nulle est rejetée on a la certitude que le retard de 8 est toujours le meilleur pour le modèle. Nous y reviendrons dans notre test de la robustesse du modèle dans laquelle nous testerons la résistance du modèle aux changements des retards.

3.7.2 Résultats de l'estimation

Les résultats de l'estimation du modèle suggèrent qu'en l'absence de tout autre facteur, le taux d'intérêt de long terme européen évolue en moyenne de 0.0075%.

Toujours d'après les résultats de l'estimateur, un choc de 1 pb sur le taux long de la zone euro provoque le jour suivant une variation négative de -78,9221 pb [0,06]. Au bout du deuxième jour, la variation passe à -61,4615 pb [0,0593] ..., et enfin à -12,6704 pb [0,0506] au bout du huitième jour. Tous ces résultats sont significatifs aux seuils de 5% jugeant de leurs fiabilités. On observe ainsi une vive réaction au lendemain du choc qui s'atténue au fur et à mesure des jours.

En ce qui concerne le taux long terme des USA, conformément aux résultats de l'estimation, un choc de 1 pb entraîne en moyenne, une hausse de 20,1340 pb du taux long de la zone euro. Nous trouvons une significativité aux trois seuils jugeant de la fiabilité du résultat de ce coefficient. Ceci admet que sur l'ensemble de l'échantillon, une variation du taux long américain expliquerait dans cette proportion la variation du taux long de la zone.

Le taux de change, quant à lui, a un pouvoir explicatif de - 2,25 pb dans la variation du taux long terme de la zone euro. Cela signifie qu'à chaque variation de 1 pb du taux de change, la demande pour les actifs long terme de la zone euro s'accroît et fait baisser, par le mécanisme du fonctionnement du marché obligataire, le taux long terme de la zone euro de -2.25 pb. Toutefois, ce résultat n'est pas fiable puisque le coefficient est non significatif aux trois seuils.

Du côté des variables étrangères, le taux des fonds fédéraux semble influencer négativement, et dans une moindre mesure, le taux long de la zone euro. En effet, le résultat de l'estimation rapporte qu'à chaque décision monétaire de la Réserve Fédérale le taux de la zone euro varie en moyenne de -4.31 pb lorsque le taux des fonds fédéraux est augmenté de 1 pb. De plus, ce coefficient est cependant, ce qui rend plausible ce résultat.

Pour ce qui est de l'anticipation d'inflation sur 5 ans des USA, selon le résultat de l'estimation, il expliquerait la variation du taux long de la zone euro de 23,63 pb en moyenne. Cela suppose que lorsque l'inflation attendue sur 5 ans aux USA est évalué à 1 pb à la hausse, le marché obligataire européen perdrait de la demande et son taux augmenterait de 23.63% en moyenne. Ce résultat n'est toutefois pas significatif, ce qui porte à croire qu'il n'est pas fiable.

Contre toute attente, le taux de refinancement I_REFI n'explique qu'en moyenne 1,30 pb la variation du taux long de la zone euro. Ceci pourrait s'expliquer par la tendance constante du niveau de ce taux sur une grande partie de l'échantillon. La non-fluctuation du I_REFI ne permet pas de juger de son influence réelle sur le taux long terme durant ces trois périodes.

Enfin, concernant la variable prévision d'inflation sur 5 ans au sein de la zone euro, elle semble influencer positivement le taux long terme en ce que chaque variation de 1 pb porte à augmentation de 15,05 pb en moyenne le taux long terme. Le coefficient est toutefois non significatif aux trois seuils.

Rappelons que cette analyse porte sur l'ensemble de l'échantillon caractérisé par des événements économiques et financiers bien différents. L'exercice suivant permettra d'évaluer les réactions du taux d'intérêt de long terme de la zone euro aux chocs des variables étrangères sur des périodes bien distinctes.

4 Chapitre 4 : Contrôle de la robustesse du modèle

4.1 Test de la robustesse relatif aux choix des paramètres du modèle

L'exercice ici consiste à vérifier la robustesse de notre modèle quant aux choix des variables. De ce fait, nous effectuons deux contrôles. L'un vise à vérifier les nouveaux résultats de notre modèle à l'exclusion des variables non significatives et l'autre à vérifier si nos résultats changent significativement lorsque nous isolons toutes les variables propres à la zone euro de manière à vérifier le comportement de IUE_10Y lorsqu'elle est confrontée aux chocs des variables provenant des États-Unis.

4.1.1 Régression linéaire VAR(8) de IUE_10Y sur les variables FFR et IUS_10Y

Tableau C.1 : Tableau de régression des variables IUE_10Y, FFR et IUS_10Y

	Coefficient	Écart-type	T de Student	p. critique	
	0,000246186	0,00206767	0,1191	0,9053	
d_d_IUE_10Y_1	-0,797358	0,0597391	-13,35	1,44e-036	***
d_d_IUE_10Y_2	-0,621870	0,0647337	-9,607	1,13e-020	***
d_d_IUE_10Y_3	-0,551877	0,0686779	-8,036	3,67e-015	***
d_d_IUE_10Y_4	-0,522417	0,0773893	-6,751	2,98e-011	***
d_d_IUE_10Y_5	-0,388687	0,0822223	-4,727	2,72e-06	***
d_d_IUE_10Y_6	-0,299202	0,0714978	-4,185	3,20e-05	***
d_d_IUE_10Y_7	-0,170619	0,0644436	-2,648	0,0083	***
d_d_IUE_10Y_8	-0,131800	0,0482817	-2,730	0,0065	***
d_I_FFR	-0,0399266	0,0179645	-2,223	0,0265	**
d_d_IUS_10Y	0,205777	0,0311526	6,605	7,57e-011	***
R2	0,504627		R2 ajusté	0,497932	

Source : Données issues de l'échantillon modélisée sur Gretl

Lorsque l'on considère les variables IUS_10Y et FFR comme endogène et excluons les quatre autres variables, le co-mouvement des taux d'intérêt de long terme ne varie pas vraiment de ceux de la régression complète. En effet, nous obtenons un coefficient de 20,58% contre 20,13% pour le modèle complet. La qualité du modèle ne se dégrade pas non plus, car on reste proche de 50%.

4.1.2 Régressions linéaire VAR(8) de IUE_10Y sur FFR, FIWSUS55, IUS_10Y et Exch

Tableau C.2 : Tableau de régression des variables IUE_10Y, FFR et IUS_10Y

	Coefficient	Écart-type	T de Student	p. critique	
	0,000185141	0,00205057	0,09029	0,9281	
d_d_IUE_10Y_1	-0,792274	0,0584029	-13,57	1,37E-37	***

d_d_IUE_10Y_2	-0,617738	0,0657239	-9,399	6,75E-20	***
d_d_IUE_10Y_3	-0,545861	0,0689815	-7,913	9,19E-15	***
d_d_IUE_10Y_4	-0,510623	0,0781417	-6,535	1,19E-10	***
d_d_IUE_10Y_5	-0,380995	0,0856467	-4,448	9,98E-06	***
d_d_IUE_10Y_6	-0,292788	0,0746282	-3,923	9,55E-05	***
d_d_IUE_10Y_7	-0,176282	0,0690908	-2,551	0,0109	**
d_d_IUE_10Y_8	-0,132478	0,0505274	-2,622	0,0089	***
d_I_FFR	-0,0424288	0,0184869	-2,295	0,022	**
d_d_IUS_10Y	0,203744	0,0314811	6,472	1,76E-10	***
Exch	0,167296	0,416611	0,4016	0,6881	
FIWSUS55	0,266333	0,16407	1,623	0,105	
R2	0,511327		R2 ajusté	0,503381	

Source : Données issues de l'échantillon modélisée sur Gretl

Lorsqu'on isole les variables de la zone euro et ne considérons que les trois variables américaines et le taux de change comme exogènes, le pouvoir explicatif de IUS_10Y sur le taux long de la zone euro IUE_10Y ne faiblit pas, le coefficient est de 20,37%.

Ces deux résultats nous confortent dans l'idée que la dépendance du taux long de la zone euro vis-à-vis du taux long américain tourne autour de 20% et que les autres variables n'ont aucun impact sur celui-ci.

4.2 Test de la robustesse relatif au choix de l'ordre de décalage

Pour vérifier la robustesse du modèle par rapport aux décalages choisis, nous effectuons également deux tests en choisissant un ordre de 1 et de 3.

Tableau C.3 : Régression des variables avec un ordre de décalage de 1

	Coefficient	Écart-type	T de Student	p. critique	
const	-8,33631e-05	0,0022836	-0,03651	0,9709	
d_d_IUE_10Y_1	-0,464914	0,0417159	-11,14	8,46E-27	***
d_I_FFR	-0,0295152	0,0191292	-1,543	0,1233	
d_d_IUS_10Y	0,263684	0,0393714	6,697	4,16E-11	***
d_d_I_Exch	0,185961	0,488556	0,3806	0,7036	
d_I_FWISUS55	0,279094	0,17396	1,604	0,1091	
d_I_FWISEU55	0,211459	0,14085	1,501	0,1337	
d_d_I_REFI	0,00969256	0,0456026	0,2125	0,8317	
R2	0,389133		R2 ajusté	0,383432	

Source : Données issues de l'échantillon modélisée sur Gretl

Lorsqu'on applique un retard de 1 à la variable endogène, nous obtenons un coefficient de 26,37% pour le taux long américain IUS_10Y. Toutefois, ce résultat ne serait pas plausible du fait que la qualité du modèle s'est dégradée et parce qu'on constate l'apparition d'une racine unitaire au niveau du coefficient de la constante. Le retard de 1 ne semble donc pas être le plus approprié pour ce modèle.

Tableau C.3 : Régression des variables avec un ordre de décalage de 3

	Coefficient	Écart-type	T de Student	p. critique	
const	-0,000103861	0,00217674	-0,04771	0,962	
d_d_IUE_10Y_1	-0,653719	0,0535896	-12,20	2,45E-31	***
d_d_IUE_10Y_2	-0,368308	0,0612309	-6,015	2,82E-09	***
d_d_IUE_10Y_3	-0,166556	0,0469431	-3,548	0,0004	***
d_I_FFR	-0,0409830	0,0178938	-2,290	0,0223	**
d_d_IUS_10Y	0,241139	0,034411	7,008	5,43E-12	***
d_d_I_Exch	0,121866	0,447471	0,2723	0,7854	
d_I_FWISUS55	0,290431	0,16188	1,794	0,0732	*
d_I_FWISEU55	0,246829	0,136909	1,803	0,0718	*
d_d_I_REFI	0,0051681	0,0397173	0,1301	0,8965	
R2	0,4518060		R2 ajusté	0.445247	

Source : Données issues de l'échantillon modélisée sur Gretl

Lorsqu'on considère un retard de 3, le modèle semble conforme puisque la racine unitaire disparaît, mais le coefficient du taux long terme américain IUS_10Y reste 4 pb supérieur à la moyenne obtenue lors de la régression du modèle complet. De plus, la qualité du modèle reste plus faible avec un R² ajusté de 44,52%.

Tout ceci nous emmène à conclure que notre estimation est robuste au vu des éléments analysés ci-dessus.

5 Chapitre 5 : Décomposition de la variance des erreurs de prévisions

Nous nous intéressons à présent aux erreurs de prévision du modèle. La décomposition de la variance des erreurs ci-dessous permet d'apprécier la contribution des trois variables externes IUS_10Y, FFR et FWISUS55 à la variance du taux long de la zone euro IUE_10Y. On peut constater que la variation de IUS_10Y ne participe qu'à 2.3% à la variance du taux long de la zone euro à la deuxième période. Cette contribution s'accroît progressivement, atteignant 10.46% en période 15. Pour ce qui est des deux autres variables, la participation du taux court américain à la variation du taux long européen n'est pas très significative. Il passe de 0% en deuxième période à 1.6% en période 15. La prévision d'inflation sur 5 ans ne joue pas un grand rôle dans le mouvement de la variance du taux de la zone euro puisqu'elle n'y contribue qu'à hauteur de 0.85% à la fin de la période 15. On peut conclure grâce à cette analyse que l'erreur de prédiction du taux long terme de la zone euro n'est due qu'à ses propres déviations à 87% au bout de la dernière période.

Tableau B.12 : Décomposition de la variance pour IUE_10Y

Période	éc. Type	d_d_IUE_10Y	d_d_IUS_10Y	d_I_FFR	d_I_FWISUS55

1	0,0548829	100	0	0	0
2	0,0743674	97,5466	2,3043	0,0003	0,1488
3	0,0762111	93,3596	5,7124	0,7833	0,1447
4	0,0776204	90,3165	7,8237	1,4437	0,4162
5	0,0778964	89,7562	8,3946	1,4356	0,4136
6	0,0783344	89,4969	8,4163	1,4207	0,666
7	0,0786391	88,8077	8,9192	1,4997	0,7734
8	0,0788366	88,4548	9,2059	1,5533	0,786
9	0,0791516	88,0137	9,6189	1,5813	0,786
10	0,0793198	88,0013	9,5787	1,581	0,839
11	0,079455	87,9283	9,6322	1,6006	0,839
12	0,0798188	87,1721	10,3709	1,6235	0,8334
13	0,0798725	87,0718	10,4581	1,6265	0,8436
14	0,0798881	87,0537	10,4613	1,6328	0,8522

Source : Tableau réalisé sous Gretl avec les données de la BCE et du FRED

6 Chapitre 6 : Analyse au sens de la causalité de Granger

Nous effectuons le test de la causalité au sens de Granger pour évaluer le pouvoir prédictif des six variables exogènes de notre modèle sur la valeur contemporaine du taux long de la zone euro. En effet, X causera Y au sens de Granger si les valeurs passées de X influencent significativement la valeur contemporaine de Y. L'étude de cette causalité, nous renvoie donc à l'examen de la significativité globale des coefficients associés à IUE_10Y à travers le test de Fisher calculé à la sortie de l'estimation du modèle. Celui-ci nous renseigne que :

- Tous les retards de $d_d_IUE_10Y$ $F(8, 736) = 26,787 [0,0000]$
- Toutes les variables, retard 8 $F(1, 736) = 6,2872 [0,0124]$

Nous pouvons interpréter ces deux points comme suit : d'une part, tous les retards de IUE_10Y associés à IUE_10Y sont significatifs au seuil de 5% avec un p.valeur de 0.0000 rejetant toute hypothèse de non-significativité et d'autre part, toutes les variables retardées de 8 causent IUE_10Y du fait qu'elles sont significatives au seuil de 5%, 0.0124 étant inférieur à 0.05. Nous pouvons admettre au vu de ces résultats que les variables introduites dans le modèle prédisent au seuil de 5% la valeur du taux long de la zone euro.

7 Chapitre 7 : Réponses à court terme du taux long de la zone euro aux chocs financiers américains

À présent, nous analysons les réactions à court terme du taux long de la zone euro IUE_10Y aux chocs financiers provenant des Etats-Unis durant les trois périodes considérées. Cette analyse vérifie ainsi les hypothèses soulevées dans la section 2.2 sur l'évolution conjointe des deux taux entre 2020 et 2022.

7.1 Réaction de IUE_10Y aux chocs financiers américains en 2020

Réponse du taux long terme de la zone aux chocs sur le taux long des USA : on constate qu'au cours de cette période, les innovations sur le taux long terme américain tendent à provoquer une réaction

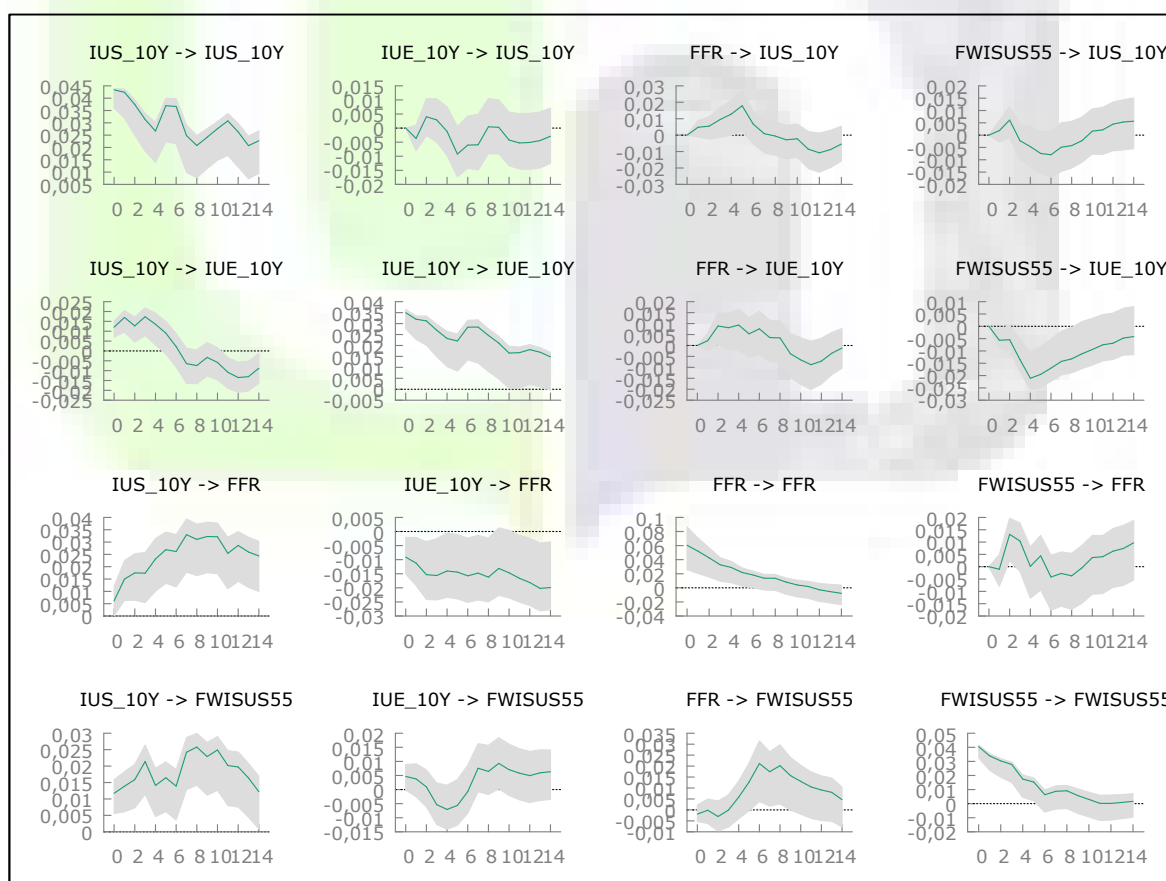
négative sur l'IUE_10Y en première période. Toutefois, celle-ci s'absorbe très vite puisque la courbe retrouve très rapidement sa position initiale avant même la deuxième période. Cela confirme les conclusions que nous tirions de l'analyse de la relation entre les deux courbes de rendements souverains durant la période de la crise sanitaire Covid-19. En réalité, les mouvements du taux long américain auraient très peu influencé le taux long de la zone euro sur cette période.

Réponse du taux long terme de la zone aux chocs sur le taux court terme américain : En ce qui concerne la réponse du taux long terme de la zone lorsque le taux des fonds fédéraux est soumis à un choc, on remarque une fine réaction négative qui perdure dans le temps.

Réponse du taux long terme de la zone aux chocs sur la prévision d'inflation sur 5 ans : On peut constater une réaction négative entre la première et la quatrième période. Ensuite, cette tendance change après la quatrième période jusqu'à retrouver sa position initiale entre la cinquième et sixième période.

Des trois chocs financiers provenant des USA, le taux long terme américain semble avoir très peu influencé le taux long de la zone euro.

Figure 3.4 : Réponses impulsionnelles de IUE_10Y à IUS_10Y, FFR et FWISUS55, trois variables étrangères en 2020.



Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

7.2 Réaction de IUE_10Y aux chocs financiers américains en 2021

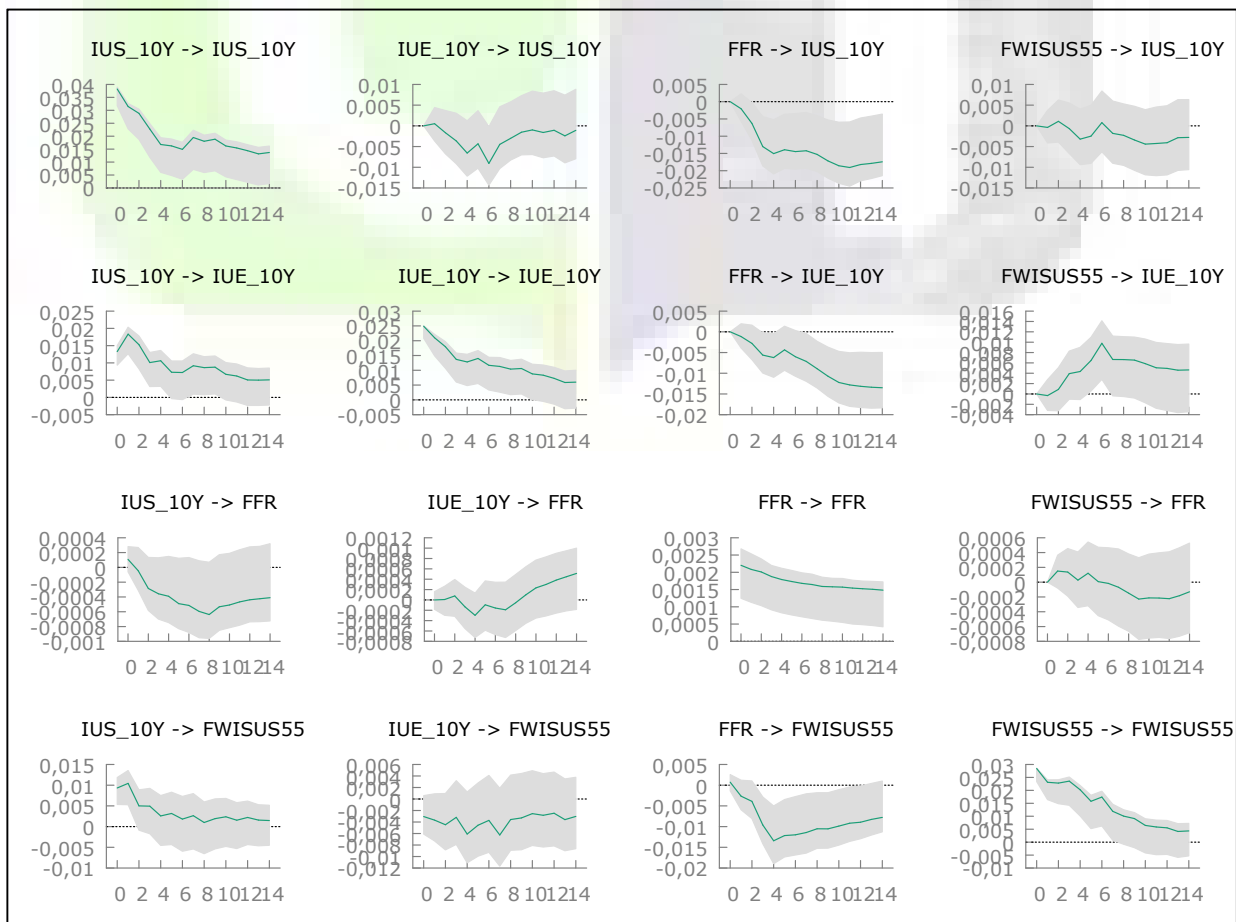
Réponse du taux long terme de la zone aux chocs sur le taux long des USA : Pour cette période post-covid, on constate que les innovations positives sur le taux long terme américain entraînent également une réaction négative du taux long de la zone euro, mais de manière progressive avec une chute marquée à la sixième période. La courbe ne retrouve sa position initiale qu’après la septième période.

Réponse du taux long terme de la zone aux chocs sur le taux court terme américain : En ce qui concerne le taux des fonds fédéraux, on note pratiquement les mêmes réactions que celui provoqué par le choc du taux long terme américain. En effet, on constate une réaction positive en début de période suivie d’une décroissance progressive après la quatrième période. La courbe ne retrouve sa position initiale qu’entre la huitième et neuvième période. Cela suppose qu’à cette période, une baisse du taux court américain tend à provoquer une hausse du taux long terme de la zone euro.

Réponse du taux long terme de la zone aux chocs sur la prévision d’inflation sur 5 ans : Pour ce qui est de la prévision d’inflation sur 5 ans, lorsque cette variable connaît une innovation, elle entraîne une réaction négative immédiate du taux long de la zone euro, mais celui-ci reprend sa position initiale après la deuxième période. Ce choc ne semble donc pas persister dans le temps.

On peut noter qu’en 2021, le taux long de la zone est resté relativement insensible aux mouvements du taux long américain.

Figure 3.5 : Réponses impulsionnelles de IUE_10Y à IUS_10Y, FFR et FWISUS55, trois variables étrangères en 2021



Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

7.3 Réaction de IUE_10Y aux chocs financiers américains en 2022

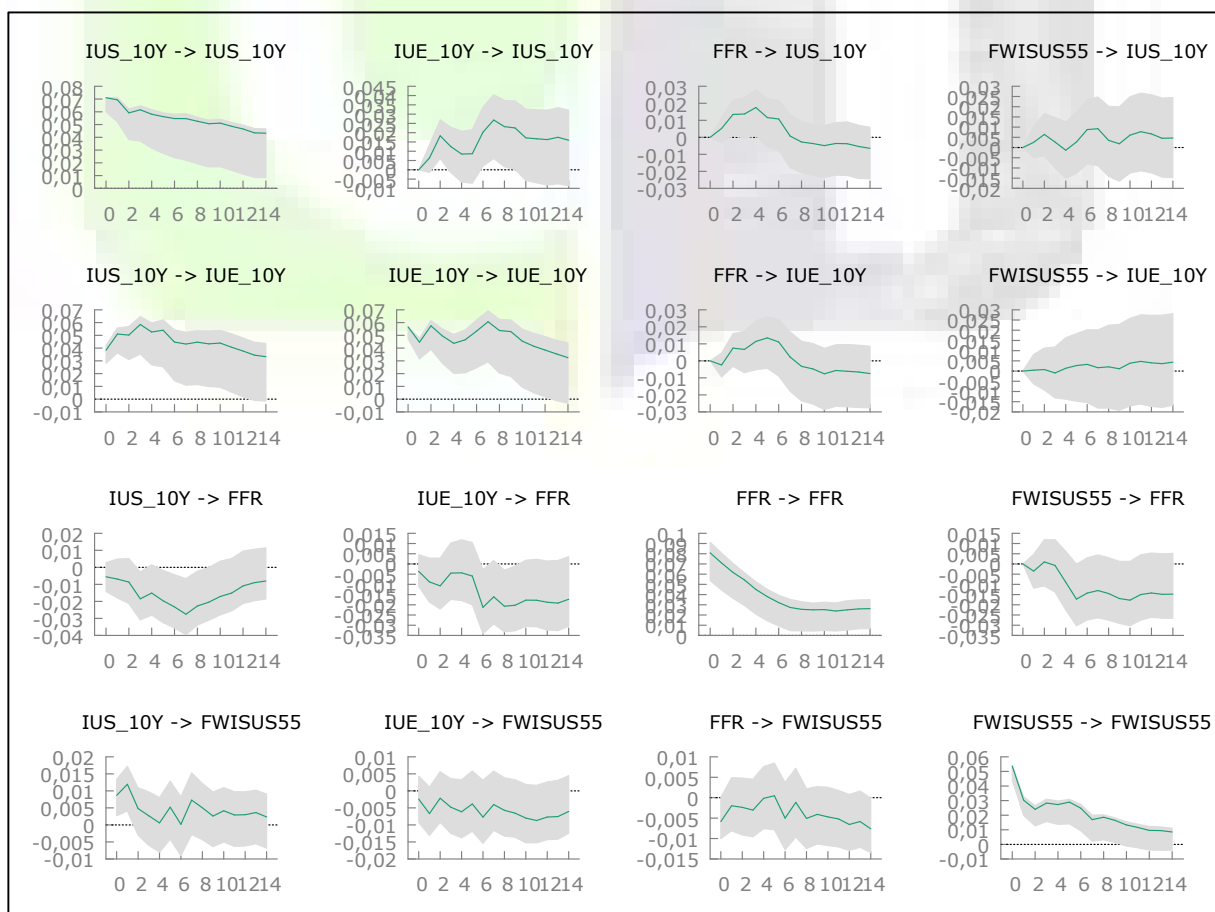
Réponse du taux long terme de la zone aux chocs sur le taux long des USA : On note une réaction positive du taux long de la zone à chaque fois que l'IUS_10Y est soumis à un choc positif. Cette courbe ne retrouve pas son équilibre initial, ce qui signifie que le choc a produit des effets de long terme sur la courbe de rendement souverain de la zone euro.

Réponse du taux long terme de la zone aux chocs sur le taux court terme américain : on remarque une réaction négative de l'IUE_10Y en début de période, mais retrouvant très tôt son équilibre de départ juste après la deuxième période. Cela suppose qu'à cette période, les successives politiques de relèvement du taux des fonds fédéraux ont eu des effets transitoires sur le taux long terme de la zone euro.

Réponse du taux long terme de la zone aux chocs sur la prévision d'inflation sur 5 ans : un choc positif sur la variable FWISUS55 entraine une réaction négative immédiate du taux long de la zone. Ce choc semble persister dans le temps.

Au cours de cette période, la théorie économique s'est vérifiée du fait que chaque choc du taux long américain a provoqué la hausse du taux long de la zone euro.

Figure 3.6 : Réponses impulsionnelles de IUE_10Y à IUS_10Y, FFR et FIWSUS55, trois variables étrangères en 2022



Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

8 Chapitre 8 : Réponse à la question de recherche

La section empirique nous a apporté la réponse à notre recherche en quantifiant par un coefficient, le degré d'influence du taux long américain sur celui de la zone euro. Ce travail complète ainsi la littérature existante qui a largement documenté les influences des politiques monétaires américaines sur l'économie mondiale. Vu le contexte économique et financier assez chahuté qu'a traversé l'Europe ces trois dernières années, il nous a paru intéressant de tester l'influence américaine sur la zone euro au moment où le monde traversait une récession économique, ensuite à la reprise des activités et enfin durant une période marquée par une extrême volatilité des taux en raison des pressions inflationnistes.

Nous nous sommes ainsi posés la question de savoir quel était le degré d'influence des variations du taux d'intérêt à long terme américain sur la moyenne des taux d'intérêt à long terme de la zone euro ? Pour répondre à cette question, nous avons mené une étude empirique avec sept variables financières dont trois américaines et quatre européennes que nous avons modélisées à l'aide du Vecteur Autorégressif.

Globalement, les résultats de nos analyses suggèrent que le taux d'intérêt de long terme américain a un pouvoir explicatif de 20,13 pb dans la variation du taux d'intérêt de long terme de la zone euro. Cela signifie qu'à chaque variation de 100 pb du taux d'intérêt de long terme, le taux d'intérêt de long terme moyen de la zone varie en moyenne dans cette proportion.

Toutefois, nous craignons que nos données prises ensemble ne reflètent pas vraiment la réalité, car les situations économiques ont évolué différemment au cours de la période d'échantillonnage. C'est ainsi que nous avons scindé l'échantillon en trois et avons mené des analyses impulsionnelles sur chacune des périodes.

D'après les résultats de nos analyses impulsionnelles, les politiques monétaires menées par la Fed en 2020 n'ont pas eu d'impacts significatifs sur les rendements souverains de la zone euro qui eux-mêmes faisaient l'objet de politiques monétaires non conventionnelles.

En 2021, les marchés rouvraient et les activités économiques reprenaient. Durant cette période, les résultats de nos réponses impulsionnelles suggèrent qu'un choc positif sur le taux d'intérêt de long terme américain n'avait toujours pas d'effets significatifs sur les taux de la zone euro. En réalité, la BCE avait maintenu la poursuite du programme PEPP ce qui faisait que les rendements obligataires de la zone euro étaient restés pratiquement insensibles aux variations du taux d'intérêt de long terme américain.

Enfin, en 2022, une année qui coïncidait avec l'arrêt du programme PEPP et les relèvements des taux directeurs pour combattre l'inflation, les analyses impulsionnelles donnent enfin des résultats significatifs. On observe une réaction positive du taux long de la zone euro en réponse aux chocs du taux long américain. Un choc positif sur le taux des fonds fédéraux provoquait à la fois une hausse du taux long américain qui se transmettait également à l'Europe.

Tenant compte de tout ceci, nous pouvons répondre affirmativement à notre question de recherche : il existe bien une dépendance du taux long de la zone euro vis-à-vis du taux long américain. Et comme nous l'avons vu dans l'analyse de l'identification des détenteurs des dettes publiques européennes, le fait que la majorité des détenteurs soient des non-résidents rend le taux d'intérêt de long terme de la

zone euro fortement sensible aux chocs financiers externes sans l'intervention de la banque centrale européenne.

Nous pouvons aussi répondre que les décisions des politiques monétaires américaines peuvent influencer nos comportements en tant qu'agents économiques au sens où une simple décision de relèvement du taux des fonds fédéraux peut provoquer la hausse du taux d'intérêt de long terme américain, soit par l'effet de portefeuille, soit par l'effet d'anticipation et se transmettre aux taux longs de la zone euro. Cette situation pourrait dissuader les ménages et les entreprises à investir puisque le coût des financements deviendrait inaccessible. La hausse du taux de la zone euro freinerait ainsi la compétitivité des entreprises et la croissance du PIB. Autre effet, c'est que cette hausse du taux long contribuerait à la dégradation du budget des états du fait de l'évolution du poids de leurs dettes publiques.

Toutefois, ces effets peuvent être limités avec les politiques monétaires de la BCE. D'où le comportement de suiveur adopté par la BCE vis-à-vis des décisions de la Fed que nous soulignons en introduction.

Notre étude a aussi montré que pendant les périodes au cours desquelles la BCE a pratiqué des politiques monétaires non conventionnelles, les taux longs de la zone euro sont restés insensibles aux variations du taux long américain. Ceci vient ainsi confirmer les conclusions de [De Santis \(2022\)](#) et de [Meegan et al. \(2018\)](#) qui soulignaient également que durant les périodes des quantitatives easing, les politiques monétaires américaines atteignaient très peu la zone euro.

9 Chapitre 9 : Discussions et conclusions

Discussions

La première critique que nous formulons à l'égard de cette étude concerne la qualité du modèle. À l'issue de l'estimation du modèle, le R^2 ajusté obtenu atteint à peine 50%. Ceci est un signe que notre modèle pourrait souffrir d'un biais de variables omises. En effet, comme nous l'avons expliqué dans la sous-section 3.1.1 portant sur l'identification des variables, certains déterminants importants ont été délibérément omis du modèle pour les raisons que nous avons évoquées. Par conséquent, le modèle semble ne pas être très représentatif mais il nous aura permis d'estimer le lien entre notre variable endogène (le taux long de la zone euro) et la variable d'intérêt (le taux long américain).

La deuxième critique concerne l'analyse de la causalité inverse que nous n'avons pas pu effectuer. Cette analyse aurait été très intéressante puisqu'elle nous aurait permis de vérifier si le taux de la zone euro influençait de quelques manières que ce soit celui des États-Unis.

Conclusion

Dans le contexte économique et financier actuel marqué par une forte volatilité des taux d'intérêt de long terme, il nous a paru intéressant de comprendre les facteurs à l'origine de l'évolution des rendements souverains. Nous nous intéressons en particulier à la contribution du taux d'intérêt de long terme américain dans l'instabilité que connaissent les taux obligataires de la zone euro. Nous avons ainsi mené une expérience sur base de 7 variables financières dont 4 de la zone euro et 3 américaines, le tout modélisé avec le vecteur AutoRégressif le VAR(p). Nous avons obtenu un lien statistiquement significatif entre les deux taux obligataires, ce qui confirme la présence d'une transmission du taux

d'intérêt de long terme américain sur celui de la zone euro. Toutefois, l'analyse par période démontre qu'en 2020, ces effets ont été quasi inexistantes en raison des actions monétaires menées au même moment par la BCE. En 2021, les résultats sont restés pratiquement identiques alors qu'en 2022 où le monde est secoué par la crise inflationniste, nous obtenons un lien significatif. Nous en concluons que cette transmission existe, mais qu'elle tend à s'atténuer avec les actions de la banque centrale européenne.

L'enseignement que nous tirons de cette étude est qu'il existe effectivement une influence des taux américains sur la zone euro mais que celle-ci tend à s'atténuer avec les politiques monétaires de la BCE.

Étant donné que nous n'avons pas inclus certains déterminants clés spécifiques dans le modèle, avec un échantillon de données limité, et surtout que nous avons peu de recul sur ces crises, nous ne pouvons pas exclure que nos résultats ne soient pas très représentatifs. Néanmoins, cette étude a le mérite de fournir des éléments qui contribuent à alimenter notre propre réflexion sur le sujet. Aussi, tenant compte du fait que la causalité inverse de cette dépendance à l'économie américaine n'a pu être établie, il convient de se demander si les taux d'intérêt de long terme de la zone euro se sont traduits au taux d'intérêt de long terme américain ? la réponse à cette question pourrait relancer ce débat.

Bibliographie

- Agnello L., Castro V., Sousa R.M. (2022), "On the international co-movement of natural interest rates", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Volume 80, 101610.
- Albagli, Ceballos (2019), " Channels of US monetary policy spillovers to international bond markets " *Journal of Financial Economics*, Volume 134, Issue 2, Pages 447-473.
- Antonin Céline, Blot Christophe, Plane Mathieu (2010), " La hausse des taux longs est-elle inévitable ? " *Revue de l'OFCE*, 115, pp.301-324.
- Bouguelli Rudy (2021), " The Fed's monetary policy in times of covid-19: continuity and change La política monetaria de la FED frente a la crisis de la covid-19: entre continuidad y ruptura " *Revue de la régulation*, 29, 180508.
- Carré Emmanuel (2015), "Les politiques monétaires non conventionnelles de la BCE : théories et pratiques", *l'Économie politique*, N° 66, pages 42 à 55.
- Chinn Menzie D. (2013) "Global Spillovers and Domestic Monetary Policy" Monetary and Economic Department, *BIS Working papers* N°436, 1020-0959.
- De Santis Roberto A., Zimic Srečko (2022), " Interest rates and foreign spillovers " *European Economic Review*, 144, 104043.
- Dupuy Michel (2012), " les effets des politiques de quantitatives easing sur le taux de change ; les enseignements de l'expérience américaine ". *Revue d'économie financière*, n°108 pages 243 à 260.
- Ehrmann M., Fratzscher M., Gürkaynak R. S., Swanson E. T., (2007), "Convergence and anchoring of yield curves in the euro area", *ECB Working paper series*, N° 817, 1561-0810.
- Falagiarda Matteo, McQuade Peter, Tirpák Marcel (2015), "Spillovers from the ECB's non-standard monetary policies on non-euro area EU countries : evidence from an event-study analysis", *European Central Bank (ECB), ECB Working Paper*, No. 1869, ISBN: 978-92-899-1682-0.
- Fratzcher M., Lo Duca M., Straub R.(2013), "On the international spillovers of US quantitative easing" *ECB Working paper series*, N° 1557, 1725-2806.
- Guarin A., Moreno J. F., Vergas H. (2014), " An Empirical Analysis of the Relationship between US and Colombian Long-Term Sovereign Bond Yields ", *Ensayos sobre Política Económica*, 32 (74), 68-86.
- Idier Julien, Jardet Caroline, de Loubens Aymeric (2008), " les déterminants des taux d'intérêt de long terme aux États-Unis et dans la zone euro : une approche multivariée", *Économie & prévision*, N°185, PAGES 13 à 32.
- Lloyd Simon P. (2017), " Long-Term Interest Rates, International Risk Sharing and Global Macroeconomic Spillovers ", https://icmaif.soc.uoc.gr/~icmaif/Year/2018/papers/paper_1_226.pdf
- Martin Philippe, Monnet Éric, Ragot Xavier (2021), " Que peut encore faire la Banque centrale européenne ? ", *Notes du conseil d'analyse économique*, N° 65, pages 1 à 12.

Meegan A. , Corbet S., Larkin C. (2018), “ Financial market spillovers during the quantitative easing programmes of the global financial crisis (2007–2009) and the European debt crisis”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 56, 128–14.

Morita Y., Miyagawa S. (2016), “Efficiency of QEs in USA Through Estimation of Precautionary Money Demand”, *Electronic Conference Proceedings*, 142:12, s. 81-91.

Morvan Jérémy (2017), *Marchés et instruments financiers*, Dunod, pages 59 à 86, 9782100759330.

Nahid Kalbasi Anaraki (2021), “ Federal Funds Rate Spillover to ECB Interest Rate: Are Macroeconomic Fundamentals Important ? ” *International Journal of Applied Economics*, Vol. 9, No. 1, pp. 40-47.

Neely C.J., Weller P.A.(2011), “Technical Analysis in the Foreign Exchange Market” *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper*, 001B, 1734836.

Papadamou S., Kyriazis N. A., Tzeremes P. (2019), “Spillover Effects of US QE and QE Tapering on African and Middle Eastern Stock Indices” *Journal of Risk and Financial Management*, 12(2), 57.

Patterson et Kristina Lygnerud (2001), *Détermination des taux d'intérêt*, Série Affaires Economiques ECON 116FR – Parlement européen, L-2929 Luxembourg.

Rizwan Mushtaq, (2011), “ Testing time series data for stationarity” Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=1911068>.

Viaud François (2021), "Les conséquences de la politique monétaire non conventionnelle de la Fed sur les pays émergents", *Revue française de l'économie*, Vol.XXXVI, 47-85.

Annexes

Annexes 1 : Le fonctionnement du marché obligataire

Puisqu'on ne peut parler du taux d'intérêt de long terme sans parler du marché obligataire, le but de cette section est de présenter les principaux aspects théoriques du marché obligataire aidant à comprendre pourquoi celui-ci est associé au taux d'intérêt de long terme. Nous y définirons également le taux d'intérêt de long terme et son impact sur l'économie tant au niveau national qu'international.

1. Les titres obligataires et le taux d'intérêt de long terme

Une obligation est un titre de dettes émis par un État, une collectivité publique ou une entreprise privée à des fins de refinancements sur le marché obligataire. En somme, les émissions d'obligations s'apparentent à une opération par laquelle l'émetteur offre des fragments de sa dette sur les marchés financiers sous forme de demande de prêt. Pour l'émetteur le titre obligataire représente une dette alors que pour le souscripteur il représente une créance rémunérée par des intérêts appelés coupons jusqu'à l'échéance fixée où il pourra recouvrer ses fonds investis. Le taux applicable aux titres obligataires est appelé le taux d'intérêt de long terme. Étant donné que la durée de remboursement peut varier généralement entre 2 à 30 ans, on parle de coupon de maturité de 2 ans, de 10 ans, de 30 ans et de taux d'intérêt de long terme à 2 ans, à 10 ans, à 30 ans ...etc.

De tout ceci, on peut définir le taux d'intérêt de long terme comme le rendement des obligations souveraines à long terme exprimé en pourcentage.

2. Le mécanisme du marché obligataire et la formation des taux longs

Contrairement au taux d'intérêt de court terme qui est fixé directement par la banque centrale dans le cadre des politiques monétaires, le taux d'intérêt de long terme s'ajuste automatiquement en fonction de l'offre et de la demande du marché. On dit qu'il est fonction inverse de sa demande du fait qu'il tend à baisser en présence d'une forte demande et à augmenter lorsque la demande s'affaiblit. C'est donc le marché obligataire qui fixe le taux d'intérêt de long terme.

En dehors du fait qu'il rémunère les titres de long terme, il constitue également bon un indicateur de la santé économique d'un État. Les pays ayant des taux d'intérêt de long terme faibles sont ceux qui sont marqués par une demande excédentaire d'obligations, tandis que ceux ayant des taux d'intérêt à long terme plus élevés sont ceux marqués par une offre excédentaire d'obligations.

3. Les déterminants des taux d'intérêt de long terme

Structurellement, la détermination du taux d'intérêt de long terme repose sur quatre facteurs : le taux directeur de la banque centrale (I_{CT}), le taux d'inflation (π), la croissance du PIB (ΔPIB) et la dette publique ($D_{PUBLIQUE}$).

$$I_{LT} = I_{CT} + \pi + \Delta PIB + D_{PUBLIQUE}$$

Le taux d'intérêt de court terme (I_{CT}) a une relation étroitement liée avec le taux d'intérêt de long terme qui, d'après la littérature scientifique, se manifeste sous deux angles : l'effet de portefeuille et l'effet d'anticipation.

On parle d'effet de portefeuille lorsque le relèvement du taux directeur conduit au réajustement de portefeuilles¹¹ de titres financiers. Cela se manifeste notamment par l'abandon des titres de longs termes par les investisseurs au profit d'instruments monétaires de courte durée. Par exemple, elle peut se manifester par la vente des obligations pour acquérir des actions lorsque celles-ci sont mieux rémunérées. Au final, cette pratique conduit à la chute du cours des obligations entraînant la hausse du taux d'intérêt de long terme. C'est notamment ce phénomène qui est qualifié d'effet de portefeuille puisqu'il est conduit tout simplement par la recherche de meilleurs rendements.

En ce qui concerne l'effet d'anticipation, il est lié à l'incertitude quant à la trajectoire des futures politiques monétaires. En effet, lorsque les autorités monétaires manquent de communiquer clairement leurs futurs objectifs, les marchés par anticipation vont montrer une certaine réticence vis-à-vis des actifs de long terme. Ce phénomène lié à l'anticipation est d'ailleurs relayé dans le document de travail de la direction générale des études au parlement européen par [Ben Patterson et Kristina Lygnereud](#) en ces termes : *“ Dans des marchés financiers non réglementés, les taux d'intérêt à long terme sont tirés par l'interaction des anticipations concernant l'inflation, le taux de change, l'économie réelle, la stratégie de la politique monétaire et, par conséquent, son orientation future.....Selon la situation économique (ou politique), une modification des taux pourrait être perçue différemment, et donc avoir des effets différents sur les taux à long terme.”* Ainsi, l'absence de communication claire des pouvoirs monétaires peut conduire à la surévaluation ou sous-évaluation du futur taux directeur et du taux d'intérêt de long terme.

Le deuxième déterminant structurel du taux d'intérêt de long terme est l'inflation (π) et plus précisément les prévisions d'inflation. En effet, les marchés financiers tablent sur les projections d'inflation à moyen terme pour prédire l'évolution du niveau général des prix et les banques centrales s'en servent pour définir les futures politiques monétaires à mettre en place. Par conséquent, la croissance de l'inflation peut entraîner la hausse du taux directeur et du taux d'intérêt de long terme.

En ce qui concerne le PIB qui est le troisième déterminant, il exerce une influence sur le taux d'intérêt de long terme en fonction de l'évolution de l'activité économique. Dans un contexte d'accélération de la croissance du PIB, la pression inflationniste augmente et nécessite des interventions des pouvoirs monétaires. Ceux-ci agissent sur le taux de court terme pour réduire l'inflation. De ce fait, le taux d'intérêt de long terme finit par s'accroître sous l'effet des anticipations du marché.

Enfin, en ce qui concerne la dette publique (D_{publique}) qui est le quatrième déterminant, la croissance du déficit budgétaire d'un État peut provoquer l'excès d'offre de ses titres obligataires. Sachant que le taux d'intérêt de long terme évolue en sens inverse de la demande, l'excès d'offre sur le marché aura pour conséquence la hausse du taux d'intérêt de long terme et vice-versa.

4. Les autres facteurs d'influence des taux d'intérêt de long terme

Plusieurs autres facteurs peuvent expliquer l'évolution du taux d'intérêt de long terme. Ci-dessous, nous en citons quelques-uns.

¹¹ Un portefeuille est un ensemble d'actifs financiers détenus par les investisseurs et qui est composé d'actions et d'obligations. La diversification du portefeuille étant un facteur limitant les risques de marchés, les investisseurs avisés possèdent divers actifs financiers de façon à limiter le risque global du portefeuille.

Premièrement la prime de terme. Il s'agit d'un rendement supplémentaire offert sur les titres obligataires en dehors des primes de risque. Elle rémunère le risque lié à l'immobilisation des fonds des investisseurs sur une durée relativement longue. Cette prime étant très prisée des investisseurs, elle peut rendre les obligations plus attrayantes et accroître la demande du marché.

Deuxièmement, la qualité des fondamentaux tel que le taux de chômage, la balance commerciale, la compétitivité des entreprises, etc., qui renvoient à l'appréciation de l'environnement économique et monétaire dans lequel évolue une zone économique. Lorsqu'un pays améliore la qualité de ses fondamentaux, il améliore également les conditions d'investissements tant internes qu'externes.

Troisièmement, les notations des obligations : ces notes attribuées par des agences de notations permettent d'évaluer la qualité des obligations ainsi que leurs risques de faire défaut. Les actifs notés (A) seront jugés plus sûrs et sécurisés, plus attrayants et plus demandés que ceux notés (B), (C) ou (D)..

5. La transmission internationale des taux d'intérêt de long terme

De nombreuses études ont révélé la capacité des décisions monétaires des grandes banques centrales à influencer le reste des économies mondiales. Il ne fait aucun doute que l'orientation des politiques monétaires de la Fed (la banque centrale américaine), de la BCE (la banque centrale européenne), de la BoE (la banque centrale d'Angleterre) ou encore de la BoJ (la banque centrale du Japon), qu'elles soient conventionnelles ou non-conventionnelles, affectent directement ou indirectement le reste des économies mondiales.

La transmission du taux d'intérêt de long terme d'une économie à une autre peut se manifester sous plusieurs formes. Celles ayant eu des impacts internationaux considérables et qui a suscité des travaux de plusieurs chercheurs est la politique monétaire non-conventionnelle encore appelée quantitative easing. Ces mesures introduites pour la première fois par la réserve fédérale américaine lors de la crise financière mondiale de 2008, portent à influencer la demande du marché pour manipuler la courbe de taux long terme. En gros, à travers ces politiques monétaires, les banques centrales opèrent des rachats massifs des titres en circulation de manière à provoquer l'excès de la demande et à influencer vers le bas le taux d'intérêt de long terme. La conséquence de ces pratiques utilisées à outrance par la Fed, la BCE, la BoE et la BoJ sur ces dernières décennies est la variation du taux d'intérêt de long terme international. On parle ainsi d'effets de débordement du taux d'intérêt de long terme. Nous énumérons dans le point suivant, quelques périodes durant laquelle ces phénomènes économiques ont été largement observés.

6. Rappel de quelques grandes mesures de quantitatives easing américaines et de la zone euro. Le premier programme de la longue série est le QE1. Lancé en novembre 2008 par la Fed et étendu jusqu'en août 2010, il aura permis selon Michel Dupuy (2012), l'acquisition de 1720 Md \$ de titres dont 1250 Md\$ en MBS (titres adossés aux créances hypothécaires), 300 Md\$ en Bons du trésor américain et 170 Md\$ en titres de long terme. À partir d'août 2010, la Fed a changé de cap. N'étaient plus que visés, les Bons du trésor américain. Elle met ainsi en place le QE2 entre août 2010 et juin 2011, toujours dans la perspective de relancer l'activité économique. Il aura permis l'acquisition de 600 Md\$ exclusivement du Bons du trésor américain. Enfin le QE3 qui a été lancé le 13 septembre 2012 jusqu'à l'annonce de Tapering, l'arrêt progressif des mesures QE. Belke et al. (2016). Celui-ci a permis des rachats mensuels de titres de créances hypothécaires à raison de 45 Md\$ mensuels et de bons du trésor à raison de 40 Md\$ mensuels. Michel Dupuy (2012). Le volume total acheté lors de ce troisième programme avait atteint 800 Md\$.

La BCE en revanche, a tardé à mettre en place les mesures d'assouplissement quantitatif par rapport aux autres banques centrales. La crise de la dette de la zone euro l'a finalement contrainte à instaurer en mai 2010, le programme SMP (Securities Markets Programme). Au total, 220 Md€ de titres obligataires du Portugal, de l'Espagne, de la Grèce et de l'Italie ont été rachetés sur le marché secondaire dans le but d'assurer sa liquidité et d'éviter son effondrement. En 2012, un autre programme nommé L'OMT similaire au SMP a été annoncé mais n'a jamais été mis en œuvre. Il a toutefois provoqué par son annonce une réaction positive du marché selon [Falagiarda et al. \(2015\)](#). Le 22 janvier 2015, la BCE annonce un nouveau programme de rachat d'actifs. Il s'agit d'une mesure préventive qui vise à « faire face aux risques d'une période prolongée de faible inflation ». Le programme ABSPP a permis le rachat de titres de 60 Md€ par mois de mars à septembre 2016. Cette pratique visait à ramener l'inflation à 2% et à réduire le coût financement des entreprises et des ménages.

Plus récemment, la BCE a lancé un nouveau programme en mars 2020 dans le cadre de la lutte contre les effets de la crise sanitaire. Il s'agit du PEPP Le Pandemic Emergency Purchase Programme. De mars à décembre 2020, ce programme aura permis l'acquisition de 1850 Md€ de titres et a été arrêté en mars 2022. Ces mesures sont les principales qui ont provoqués des débordements sur les marchés internationaux par le biais de quelques canaux de transmissions.

7. Quelques canaux de transmissions des taux d'intérêt de long terme

Cinq canaux de transmissions reviennent souvent dans la plupart des littératures. Il s'agit des moyens par lesquels les effets des variations des taux longs sont généralement transmis à l'international.

D'abord, [le canal de la confiance](#). La théorie économique a bien montré qu'une amélioration de la confiance peut conduire à une hausse de la consommation et que sa baisse peut favoriser l'épargne. En ce sens, lorsque les marchés financiers jugent les annonces et actions des banques centrales de bon augure, (comme ce fut le cas pour l'OMT en zone euro selon [Falagiarda et al. \(2015\)](#)), cela peut les inciter à investir, de même que le moindre doute peut induire l'effet inverse entraînant la fuite des capitaux vers l'étranger. L'analyse de [François Viaud \(2021\)](#) l'a parfaitement illustré par l'observation des afflux de capitaux qui ont convergé vers les pays émergents tous les deux jours après chaque annonce de la Fed entre 2008 et 2013.

Ensuite, [le canal de la signalisation](#) qui se rapporte aux comportements du marché concernant les futurs taux directeurs. Par ce canal, les investisseurs décryptent constamment les annonces et actions des banques centrales pour prédire la trajectoire des futures politiques monétaires et adapter si nécessaire leurs comportements.

[Le canal du rééquilibrage de portefeuille](#) devient la conséquence immédiate de la signalisation. Elle se traduit par la substitution des obligations par tout autre actif financier à meilleur rendement. En somme, le rééquilibrage de portefeuilles est une pratique courante des marchés financiers permettant aux investisseurs de constamment optimiser leurs portefeuilles. En temps de crise, cette pratique s'accroît et devient un canal de transmission, impactant les taux longs internationaux.

[Le canal de taux de change](#). Les rentrées importantes de devises étrangères dans une économie vont provoquer la conversion massive de ces dernières en monnaie locale, ce qui conduit au final à l'appréciation de la devise de cette économie par [voie du taux de change](#). Il est également important

de préciser que le taux de change devient un canal de transmission que pour les économies ayant un régime de change flottant. Ce qui n'est pas le cas des économies qui ont un régime de change fixe.

Enfin, **le canal de la liquidité**. L'excès de liquidité dans une économie va inévitablement conduire à la croissance de la demande des actifs étrangers et suivant le mécanisme du marché obligataire, finira par provoquer la baisse du taux long terme de l'économie impactée. **Turner (2014)** a fait le lien entre l'excès de la liquidité généralisée du marché américain avec l'affluence des investissements dans les pays émergents.

Les notions principales à retenir de cette section est d'abord que le taux d'intérêt de long terme est le taux applicable sur un marché obligataire. Ensuite que, ce taux est fixé par le marché en fonction de la demande. Aussi, que ces déterminants de base sont le taux directeur, l'inflation, le PIB et la dette publique : il s'agit de ses déterminants structurels. Enfin, nous avons aussi découvert que certaines mesures monétaires peuvent conduire à des débordements sur le marché international via des canaux de transmissions. Ceux-ci se manifestent souvent par la confiance, le taux de change, l'excès de liquidité, le rééquilibrage de portefeuille.

Annexes 2 : Les détenteurs des dettes publiques de la zone euro

I- Les détenteurs résidents

Parmi les détenteurs résidents, nous distinguons les secteurs financiers des non financiers.

a) Secteurs financiers

La banque centrale européenne : d'après **Martin et al. (2021)**, la banque centrale européenne détiendrait 26% des dettes publiques de la zone euro soit un peu plus du quart du stock émis par les États-membres en 2020. Si l'on s'en tient à la moyenne de 41,76% des dettes détenues par les sociétés financières comme renseigné dans le tableau A.1 ci-dessus, la BCE devient le premier détenteur domestique des dettes publiques de la zone euro. Pour appuyer ces informations, nous retrouvons dans la publication du rapport des états financiers de la BCE qu'en 2022, la taille du bilan de l'Eurosystème a progressé de 19 milliards d'euros atteignant un total de 699 milliards d'euros à la fin de l'année contre 680 milliards d'euros en 2021. Il renseigne également que cette hausse était en grande partie imputable aux programmes de rachats de titres de dettes visant à soutenir l'économie contre la crise du covid-19 le programme PEPP.

Les banques commerciales et les compagnies d'assurances : elles sont toutes deux soumises aux réglementations liées à la solvabilité qui les contraignent à la détention d'actifs de qualités dans leurs bilans. De ce fait, elles détiennent également une part non négligeable des dettes publiques de la zone euro dans leurs bilans.

Les gestionnaires d'actifs : ils constituent l'un des principaux porteurs de titres obligataires en raison de leurs activités. En fait, ils sont mandatés pour gérer et optimiser des patrimoines privés en lieu et place des propriétaires. Ainsi, ils investissent énormément dans les actifs de long terme car cela leur permet de préserver la valeur du capital investi dans la durée. L'un des leaders européens dans ce domaine est la compagnie Groupama Asset Management qui possède 93,5 Mds € d'actifs financiers.

Notons que ces trois acteurs financiers sont soumis aux réglementations prudentielles du Bale 1 qui impose la détention d'une forte proportion de cette classe d'actifs surs et liquides. Par ailleurs, la détention d'un gros portefeuille par les banques et les compagnies d'assurances peut être un facteur de risque systémique en cas de crise de dette. Ceci est dû du fait aux risques qu'elles portent dans leurs bilans alors que pour les gestionnaires d'actifs, les risques financiers sont supportés par les épargnants.

b) Secteurs non financiers

Ils représentent une minorité sur le marché obligataire et sont principalement les ménages, les institutions non financières qui détiennent des portefeuilles d'actifs financiers.

II- Les détenteurs non-résidents

Il s'agit pour la plupart, d'investisseurs institutionnels comme les grandes compagnies d'assurances ou des grands gestionnaires d'actifs internationaux.

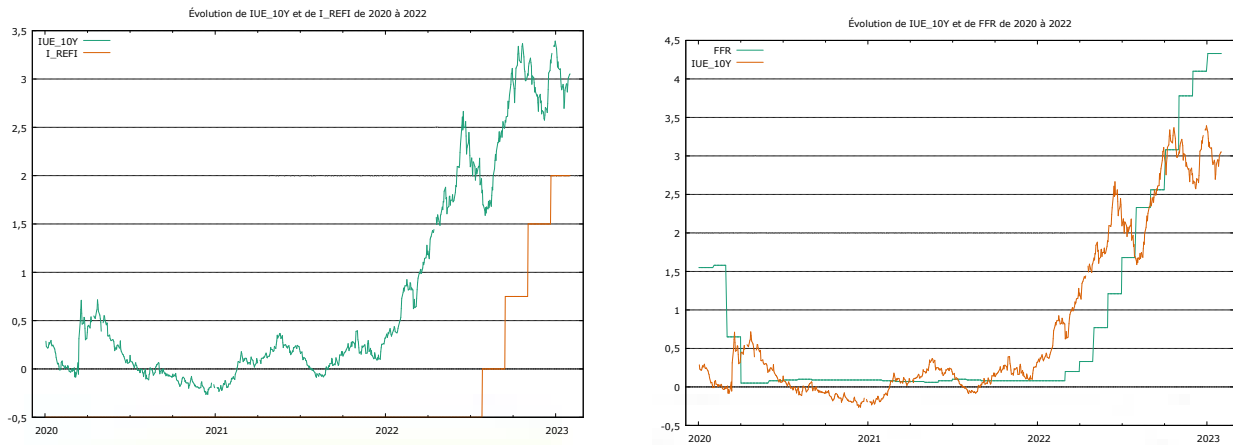
Annexes 3 : graphiques

Figure 2.5 : l'évolution des 7 variables entre 2020 et 2022



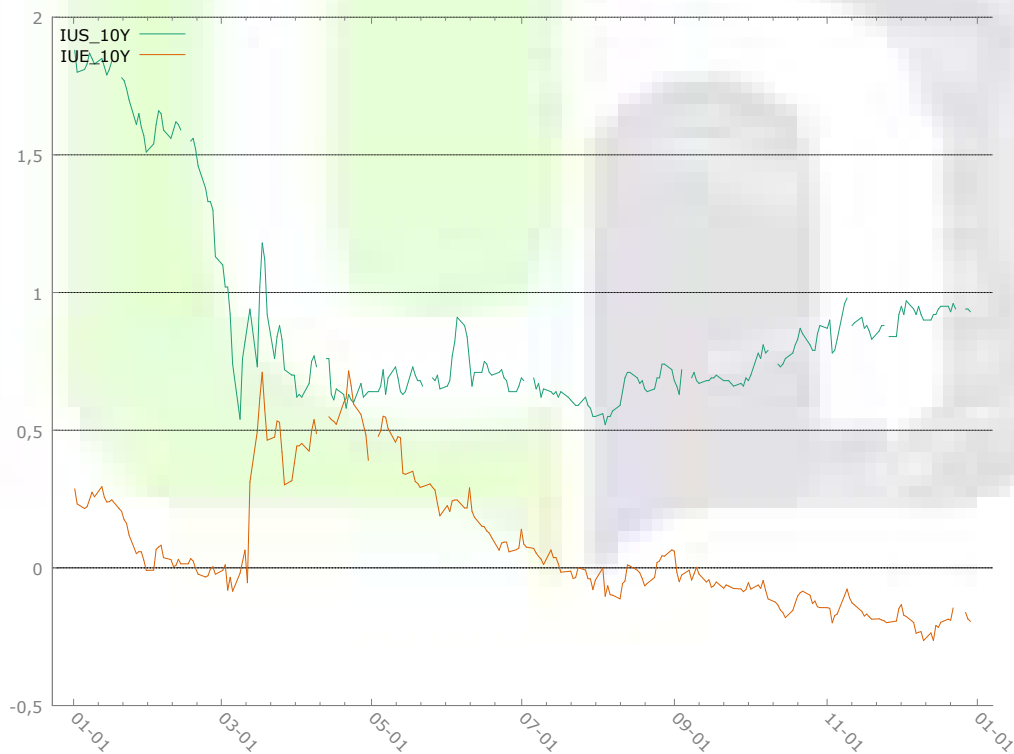
Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

Figures 2.6 : Evolution du taux long de la zone euro et des taux courts américain et européen entre 2020 et 2022.



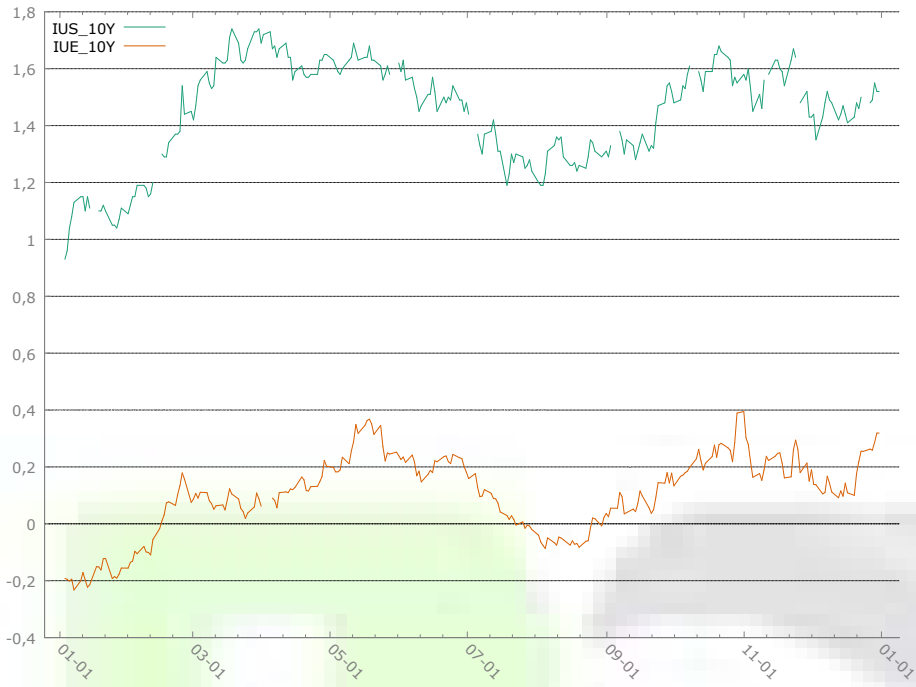
Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

Figure 2.7: Relation entre IUS_10Y et IUE_10Y en 2020



Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

Figure 2.8: Relation entre IUS_10Y et IUE_10Y en 2021



Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

Figure 2.9 : Relation entre IUS_10Y et IUE_10Y en 2022



Source : graphique produit sur Gretl avec les données de European Central Bank et FRED Economic Data.

Annexes 4 : Tableaux

Tableau A.2 : Aperçu des notations des dettes souveraines 2023 de la zone euro.

PAYS	NOTATIONS		
	Moody's	Standard & Poor's	Fitch Ratings
Allemagne	AAA	AAA	AAA
Autriche	AAA	AA+	AAA
Belgique	Aa3	AA	AA-
Chypre	B2	BB+	CCC+
Espagne	Baa1	A	A-
Estonie	A1	AA-	A+
Finlande	AAA	AA+	AAA
France	Aa2	AA	AA-
Grèce	Ba3	B+	B
Irlande	Ba1	A+	BBB+
Italie	Baa3	BBB	BBB-
Lettonie	A3	A-	A
Luxembourg	AAA	AAA	AAA
Malte	A3	A-	A+
Pays-Bas	AAA	AAA	AAA
Portugal	Ba1	BB+	BB+
Slovaquie	A2	A+	A+
Slovénie	Baa2	A+	A--

Source : Données issues de Countryeconomy.com consulté le 16/07/23.

Tableau A.3 : Évaluation de quelques risques obligataires de la zone euro

Type de risque	Évaluation
Risque de défaut	L'appréciation du risque de défaut d'un titre renvoie à l'évaluation de l'incapacité d'un état à pouvoir honorer ses engagements financiers à terme. Au vu des qualités des titres, il est peu probable de voir un actif de la zone euro en défaut de paiement.
Risque de liquidité	Le risque de liquidité apparaît sur un marché lorsque ses titres ne parviennent pas à trouver d'acquéreurs. Ce cas se produit en général lorsque les titres sont de mauvaises qualités avec un CDs très élevé. Le marché obligataire de la zone euro étant un des plus liquides du monde, l'hypothèse d'illiquidité de ses actifs est quasi inexistante.
Risque de taux	Comme le montre le fonctionnement du marché obligataire, les taux obligataires sont fonction de la demande. Lorsque ces derniers baissent, cela peut entraîner une hausse des taux d'intérêt et une baisse de la valeur des titres de créance. Dans ce cas, le porteur du titre doit faire face au risque de perte en capital et de perte lors du processus de réalisation. Pour apprécier le risque de taux d'intérêt dans la zone euro, il suffit d'analyser l'évolution des taux directeurs de la BCE.

	Dans le contexte actuel où les taux de la BCE sont constamment relevés ciblant l'inflation, le risque de taux reste très élevé sur ce marché.
--	---

Source : analyse de l'auteur

Tableau D.1 : résultat complet du test de Dickey-Fuller augmenté pour les variables en niveau

Variables	Statistique de test tau_c(1)	p. critique asymptotique
IEU_10Y	0,451431	0,9851
IUS_10Y	0,139915	0,9687
FFR	2,08028	0,9999
I_REFI	1,92978	0,9999
Exch	-1,1144	0,7125
FWISUE55	-0,422797	0,9031
FWISUS555	-1,82736	0,3675
T	8	
Seuils	5%	
p. critique < 0.05		

Source : données de l'échantillon, tests effectués avec Gretl

Tableau D.2: décomposition des variances des termes d'erreur

Décomposition de la variance pour IUE_10Y					
Période	éc. Type	IUE_10Y	IUS_10Y	FFR	FWISUS55
1	0,052537	100	0	0	0
2	0,0756463	98,1864	1,6625	0,0414	0,1097
3	0,0960241	98,1287	1,3083	0,3742	0,1888
4	0,113354	96,9373	2,0175	0,4606	0,5846
5	0,127262	95,6998	2,394	0,7685	1,1377
6	0,140907	95,2126	2,3178	1,0188	1,4508
7	0,153671	95,3714	1,9496	1,1929	1,4861
8	0,166683	95,7668	1,6858	1,0801	1,4672
9	0,178186	96,0026	1,4782	0,9678	1,5513
10	0,188964	96,1847	1,3144	0,8662	1,6347
11	0,198908	96,3429	1,1886	0,7819	1,6867
12	0,208212	96,5132	1,0893	0,7148	1,6828
13	0,217039	96,6522	1,0197	0,6632	1,6649
14	0,225371	96,7557	0,9642	0,6292	1,6509

15	0,233239	96,8466	0,9088	0,6026	1,6419
<u>Décomposition de la variance pour IUS_10Y</u>					
période	éc. Type	IUE_10Y	IUS_10Y	FFR	FWISUS55
1	0,0572584	24,4232	75,5768	0	0
2	0,0800032	27,1053	72,6683	0,2196	0,0068
3	0,0955179	32,7577	65,8367	1,0844	0,3212
4	0,10858	35,4609	62,4337	1,8481	0,2573
5	0,119563	35,8137	60,7853	3,1215	0,2795
6	0,130473	35,0618	60,4054	4,1772	0,3556
7	0,140082	36,0421	59,1791	4,4597	0,3191
8	0,148771	38,3642	57,1451	4,2032	0,2875
9	0,156514	40,3999	55,3334	4,0056	0,2611
10	0,164107	41,9988	53,9569	3,8067	0,2376
11	0,171141	42,939	53,2282	3,6136	0,2191
12	0,177615	43,8126	52,5027	3,4613	0,2234
13	0,183708	44,8366	51,552	3,3479	0,2635
14	0,189558	45,9264	50,4759	3,2764	0,3213
15	0,195227	46,8609	49,5407	3,2224	0,376
<u>Décomposition de la variance pour FFR</u>					
période	éc. Type	IUE_10Y	IUS_10Y	FFR	FWISUS55
1	0,0622699	0,8255	0,0289	99,1456	0
2	0,0859155	1,2054	0,5094	98,2683	0,0168
3	0,103446	1,9037	0,8508	96,8634	0,3821
4	0,117017	2,3	0,7949	96,3987	0,5064
5	0,128014	2,4052	0,9979	96,1715	0,4254
6	0,137013	2,5245	1,154	95,9034	0,4181
7	0,145272	3,4394	1,3922	94,6312	0,5372
8	0,152195	4,0092	1,5256	93,9173	0,5479
9	0,158547	4,3409	1,6535	93,4703	0,5353
10	0,164617	4,4427	1,738	93,3053	0,514
11	0,170154	4,3995	1,835	93,2842	0,4813
12	0,175317	4,3492	1,92	93,2757	0,4552
13	0,180326	4,2481	2,0652	93,2541	0,4326
14	0,185278	4,1275	2,207	93,2523	0,4133
15	0,190077	3,9765	2,3214	93,3041	0,398
<u>Décomposition de la variance pour FWISUS55</u>					

période	éc. Type	IUE_10Y	IUS_10Y	FFR	FWISUS55
1	0,0475358	0,7919	2,4449	0,0903	96,6729
2	0,0607469	0,7013	5,2435	0,0584	93,9968
3	0,0692593	0,5607	5,3169	0,0478	94,0747
4	0,0775045	0,4527	6,3345	0,061	93,1518
5	0,082681	0,7209	6,649	0,2293	92,4008
6	0,0878463	0,7123	7,3195	0,9201	91,0481
7	0,0917393	0,8352	7,5617	1,5978	90,0054
8	0,0951315	0,7915	8,8577	2,3079	88,0428
9	0,0981343	0,7443	9,9889	2,6593	86,6076
10	0,100561	0,7095	10,6994	2,974	85,6172
11	0,102567	0,6845	11,609	3,148	84,5585
12	0,10424	0,7035	12,2528	3,2737	83,77
13	0,105673	0,725	12,7802	3,3293	83,1656
14	0,106948	0,7459	13,1494	3,3353	82,7693
15	0,108067	0,756	13,3766	3,3	82,5673

Source : données de l'échantillon, tests effectués avec Gretl

Tableaux D.3 : report du résultat du test de normalité effectué avec les variables en niveau.

Collège	Test de Doornik-Hansen	Seuil 5%	Distribution
IUE_10Y	1,83256e-177	< 5%	Non gaussienne
IUS_10Y	2,02058e-063	< 5%	Non gaussienne
FFR	1,16054e-300	< 5%	Non gaussienne
I_REFI	0	< 5%	Non gaussienne
Exch	2,22626e-025	< 5%	Non gaussienne
FWISUS55	6,29802e-045	< 5%	Non gaussienne
FWISEU55	2,97165e-021	< 5%	Non gaussienne

Source : Données issues de l'échantillon – test effectué sur gretl