

Louvain School of Management

Propagation des chocs de taux souverains dans la zone euro depuis 2022

**Approche par la structure du terme à 10 ans
et les interdépendances financières (PCA -
GVAR - GIRFs)**

Auteure : Justine Partoune

Promoteur : Bertrand Candelon

Année académique 2025-2026

Travail de fin d'études (TFE) en vue d'obtenir le titre de Master
[120] en sciences de gestion, à finalité spécialisée

Horaire de jour

Déclaration relative à l'utilisation responsable de l'IA générative

Conformément aux consignes de la Louvain School of Management, cette déclaration doit figurer après la page de garde.

Déclarations à confirmer :

☒ Oui ☐ Non Le contenu de ce mémoire constitue une production originale dont j'assume l'entière responsabilité, y compris lorsque des outils d'aide ont été utilisés pendant sa préparation.

☒ Oui ☐ Non Je maîtrise les théories, outils et méthodes mobilisés dans ce mémoire.

☒ Oui ☐ Non J'ai vérifié l'exactitude, la validité et la fiabilité des résultats, références, tableaux et figures présentés.

☒ Oui ☐ Non Je suis capable d'expliquer les choix méthodologiques, les résultats empiriques et les limites du mémoire devant le jury.

☒ Oui ☐ Non Je n'ai pas transmis de données confidentielles ou sensibles à des outils externes non autorisés.

Nom, prénom : Justine Partoune

Date : 20/05/2026.....

Signature :

Signé par :



7BD1C2F3982D4DF...

Résumé

Ce mémoire analyse la manière dont les chocs de taux souverains se propagent entre plusieurs marchés de la zone euro depuis le tournant monétaire de 2022. L'enjeu est de comprendre si la hausse rapide des taux de la Banque centrale européenne et l'annonce du Transmission Protection Instrument (TPI) ont coïncidé avec une dynamique de fragmentation comparable à celle de la crise des dettes souveraines, ou avec une forme différente d'interdépendance. L'étude utilise des données mensuelles de juillet 2006 à décembre 2025, soit 234 observations par pays.

Tout d'abord, l'Allemagne sert de référence, et les spreads sont calculés pour la Belgique, la France, les Pays-Bas, l'Espagne, le Portugal, l'Italie et la Grèce par rapport au Bund allemand à 10 ans. Cette transformation permet de séparer, autant que possible, le mouvement général des taux d'intérêt de la divergence propre aux marchés souverains.

Ensuite, les statistiques descriptives montrent d'emblée que les spreads souverains sont très inégaux selon les pays. Les marchés du cœur conservent des écarts relativement faibles vis-à-vis du Bund, avec une moyenne de 22,5 points de base pour les Pays-Bas, 43,5 pour la France et 55,8 pour la Belgique. À l'inverse, les pays périphériques présentent des niveaux nettement plus élevés : 126,8 points de base pour l'Espagne, 162,6 pour l'Italie, 217,7 pour le Portugal et 518,6 pour la Grèce. Les valeurs maximales soulignent encore davantage cette asymétrie, surtout pour la Grèce, dont le spread atteint 3 313,4 points de base, ainsi que pour l'Espagne et l'Italie, avec respectivement 552,3 et 527,9 points de base. Ces écarts confirment que l'échantillon ne décrit pas une zone euro homogène, mais plutôt des trajectoires souveraines durablement différenciées.

Enfin, la PCA montre qu'il existe un facteur commun important entre les pays : selon les sous-périodes, la première composante (PC1) explique entre 75,4 % et 96,7 % de la variance. Les GIRFs ne sont analysées que lorsque le modèle est suffisamment stable. Comme le modèle COVID/PEPP à sept pays ne l'est pas, cette période est bien décrite dans les faits stylisés ; les GIRFs sont présentées dans une version de robustesse sans la Grèce. Dans l'ensemble, les résultats confirment que la crise ESD reste l'épisode de fragmentation le plus marqué. À l'inverse, la période post-TPI montre des liens encore présents entre marchés souverains, avec des effets moins durables après un choc italien de 200 points de base.

Table des matières

Résumé	2
Table des matières	3
1. Introduction	1
2. Cadre théorique	3
2.1. Spreads souverains et prime de risque	3
2.2. Fragmentation financière et transmission monétaire	3
2.3. Contagion, interdépendance et recherche de qualité	4
3. Revue de littérature empirique	5
3.1. Déterminants des spreads souverains	5
3.2. Chocs souverains et effets macrofinanciers	5
3.3. Modèles factoriels, GVAR et GIRFs	6
4. Données et faits stylisés	7
4.1. Échantillon et construction des spreads	7
4.2. Corrélations et dépendance transversale	11
5. Méthodologie empirique	15
5.1. Analyse en composantes principales	15
5.3. GVAR/VARX* et GIRFs	18
6. Résultats empiriques	21
6.1. Résultats PCA	21
6.2. Matrices W	21
6.3. Diagnostics GVAR	22
6.4. GIRFs	23
Lecture détaillée des conséquences des chocs	25
7. Discussion	29

7.1. Lecture économique des résultats	29
7.2. Discussion des canaux non directement modélisés	29
7.3. Limites de l'analyse	30
7.4. Implications opérationnelles	31
8. Conclusion et implications	33
9. Glossaire des termes techniques	35
Bibliographie	37
Annexes	42
Annexe A. Fichiers empiriques utilisés	42
Annexes empiriques complémentaires	42
Annexe A.1. Matrice W - Pré-ESD	43
Annexe A.2. Matrice W - Crise ESD	44
Annexe A.3. Matrice W - Post-ESD	45
Annexe A.4. Matrice W - COVID/PEPP	46
Annexe A.5. Matrice W - Post-TPI	47
Annexe A.6. GIRF Post-TPI - choc italien	48
Annexe A.7. GIRF COVID/PEPP sans Grèce - choc italien	48
Annexe A.8. Corrélations en variations mensuelles - crise ESD	49
Annexe A.9. Corrélations en variations mensuelles - COVID/PEPP	50
Annexe A.10. Corrélations en variations mensuelles - post-TPI	51
Annexe B. Code R utilisé pour les traitements empiriques	52

1. Introduction

Depuis la création de l'Union économique et monétaire, les marchés souverains de la zone euro évoluent dans une tension permanente entre logique d'intégration et persistance des vulnérabilités nationales. L'existence d'une monnaie unique aurait pu laisser attendre un rapprochement durable des conditions de financement entre États membres. Pourtant, l'expérience des dernières années montre que cette convergence reste précaire. À chaque épisode de tension, les écarts de taux se sont à nouveau creusés, rappelant que les marchés continuent de distinguer les signatures souveraines. La crise financière mondiale, la crise des dettes souveraines, le choc lié au COVID-19, la crise énergétique puis le resserrement monétaire engagé à partir de 2022 ont, chacun à leur manière, ravivé ces divergences, en particulier entre les pays du cœur et ceux de la périphérie. Cette lecture s'inscrit dans le prolongement des travaux consacrés aux déterminants des spreads souverains et aux mécanismes de crise propres à la zone euro (Codogno et al., 2003 ; Manganelli & Wolswijk, 2009 ; De Grauwe & Ji, 2012 ; Lane, 2012).

À partir de 2022, cette question a retrouvé tout son sens. Face à une inflation élevée, la BCE a mis fin aux achats nets d'actifs et a engagé un cycle de hausse des taux sans précédent dans l'histoire de l'euro. Ce changement de cap soulevait une difficulté bien identifiée : comment resserrer la politique monétaire sans provoquer, en parallèle, une remontée désordonnée des spreads souverains dans les pays les plus fragiles ? C'est dans ce contexte qu'a été annoncé le Transmission Protection Instrument (TPI) en juillet 2022. Même s'il n'a pas été activé, son existence a pu modifier les anticipations des marchés en signalant que la BCE restait prête à contenir une fragmentation jugée incompatible avec une transmission homogène de sa politique monétaire (European Central Bank, 2022a, 2022b ; Schnabel, 2022).

Ce mémoire cherche donc à situer la période ouverte en 2022 par rapport aux épisodes précédents de tensions souveraines dans la zone euro : l'avant-crise, la crise des dettes souveraines, la phase post-ESD et la séquence COVID/PEPP. L'objectif ne se limite pas à comparer des niveaux de spreads ; il s'agit aussi de voir si la transmission d'un choc d'un pays à l'autre a changé au fil du temps. Pour y répondre, l'analyse mobilise plusieurs outils complémentaires : une PCA pour distinguer un mouvement commun d'une logique de fragmentation, une matrice W pour représenter les liens entre marchés et un modèle GVAR/VARX* avec des GIRFs pour suivre la propagation des chocs dans le temps.

Le périmètre retenu reste volontairement limité. L'Allemagne sert de point de référence, dans la mesure où le Bund à 10 ans constitue l'actif de comparaison le plus utilisé pour lire les écarts souverains dans la zone euro. Autour de cette référence, l'échantillon distingue trois pays du cœur, la Belgique, la France, les Pays-Bas et quatre pays plus souvent associés aux tensions périphériques, à savoir l'Espagne, le Portugal, l'Italie et la Grèce. L'objectif n'est pas de couvrir l'ensemble des États membres ; il s'agit de travailler sur un ensemble de marchés à la fois liquides, comparables sur longue période et suffisamment contrastés pour faire apparaître les mécanismes de fragmentation.

L'analyse repose enfin sur trois hypothèses simples. La première est qu'une part des spreads souverains reste déterminée par un environnement monétaire et financier commun à l'ensemble de la zone euro. La deuxième est que, selon les périodes, une logique de fragmentation peut réapparaître et opposer plus nettement certains groupes de pays. La troisième, plus directement liée à la question de recherche, est que la période post-TPI ne se confond pas nécessairement avec un retour pur et simple à la crise des dettes souveraines : elle pourrait plutôt correspondre à une nouvelle manière dont les interdépendances se recomposent entre marchés.

2. Cadre théorique

2.1. Spreads souverains et prime de risque

Le spread souverain à 10 ans mesure l'écart entre le rendement d'un État membre et le rendement allemand de même maturité. Il reflète une prime de risque relative comprenant le risque de crédit, le risque de liquidité, le risque de redénomination, ainsi que des composantes liées à l'aversion globale au risque. La littérature montre que ces composantes ne sont pas constantes dans le temps : avant 2008, les spreads étaient faibles malgré des fondamentaux hétérogènes ; pendant la crise ESD, ils ont augmenté brutalement, souvent au-delà de ce que les fondamentaux budgétaires expliquaient seuls (De Grauwe & Ji, 2012; Gibson et al., 2012).

Dans une union monétaire incomplète, les États membres empruntent dans une monnaie commune, sans contrôler individuellement son émission. C'est ce qui rend leurs finances publiques plus vulnérables aux fluctuations des anticipations du marché. Dès que des doutes surgissent quant à la capacité d'un pays à se financer de manière durable, ou quant à sa place au sein de l'union monétaire, les taux d'intérêt peuvent grimper rapidement. Cette hausse alourdit la dette, affaiblit les finances publiques et peut, en fin de compte, rendre plus probable le scénario que les investisseurs redoutaient au départ. Autrement dit, la perception du risque peut elle-même produire la vulnérabilité qu'elle anticipe. C'est précisément ce mécanisme que mettent en avant les travaux sur la fragilité de la zone euro (De Grauwe & Ji, 2012; Saka et al., 2015).

2.2. Fragmentation financière et transmission monétaire

La fragmentation financière désigne une situation dans laquelle des conditions de financement durablement divergentes apparaissent entre États membres, banques ou secteurs privés, au-delà de ce que les fondamentaux permettent d'expliquer. Cela perturbe la transmission harmonieuse de la politique monétaire. Lorsque les écarts de rendement des obligations d'État s'élargissent dans certains pays, les banques centrales exposées à la dette souveraine de ces pays voient leurs coûts de financement augmenter, ce qui risque d'entraîner un ralentissement du crédit et un affaiblissement de la transmission monétaire (Altavilla et al., 2017 ; Grandi, 2019).

Face au risque de fragmentation, la BCE a progressivement élargi sa panoplie d'outils, passant du SMP à l'OMT, puis à l'APP, au PEPP et, plus récemment, au TPI. Parmi ceux-ci, l'OMT a

marqué un tournant à la suite de l'engagement « whatever it takes » de 2012, contribuant à apaiser les tensions qui menaçaient directement l'intégrité de la zone euro. Le PEPP a ensuite suivi une logique différente, plus étroitement liée au contexte exceptionnel de la crise sanitaire, grâce à une mise en œuvre plus souple des achats d'actifs. Le TPI, annoncé en juillet 2022, s'inscrit dans une phase différente : celle du resserrement monétaire et du risque de voir réapparaître des déficits de financement jugés incompatibles avec une transmission uniforme de la politique monétaire. Dans ce mémoire, il ne s'agit pas d'identifier de manière causale l'effet propre du TPI, mais plutôt d'examiner si la structure des co-mouvements et de la propagation des spreads évolue après son annonce.

2.3. Contagion, interdépendance et recherche de qualité

Il faut distinguer co-mouvement, interdépendance et contagion. Une corrélation élevée peut simplement refléter un choc commun, par exemple une hausse générale des taux de la BCE. La contagion implique plutôt une propagation additionnelle d'un choc d'un pays vers d'autres pays. Les GIRFs permettent de simuler la réponse dynamique du système à un choc identifié dans un pays et restent des résultats de modèle : elles ne prouvent pas à elles seules une causalité institutionnelle du TPI.

3. Revue de littérature empirique

3.1. Déterminants des spreads souverains

La première génération de travaux explique les spreads souverains par les fondamentaux budgétaires, la croissance, la liquidité et le risque global. Codogno et al. (2003), Geyer et al. (2004), Bernoth et al. (2006), Manganelli et Wolswijk (2009), Haugh et al. (2009) et Schuknecht et al. (2010) montrent que les spreads sont sensibles aux fondamentaux et au sentiment global de marché. Toutefois, la crise ESD a révélé une rupture : les spreads ont atteint des niveaux difficilement compatibles avec des modèles standards, laissant apparaître des dynamiques de sentiment, de panique et de risque de redénomination.

De Grauwe et Ji (2012) insistent sur l'importance du mispricing et des anticipations auto-réalisatrices. Favero (2013) propose un modèle GVAR des spreads de la zone euro dans lequel l'interdépendance entre pays permet de capter le risque de redénomination et les co-mouvements variables dans le temps. Candelon, Luisi et Roccazzella (2022) constituent la référence centrale de ce mémoire, car ils combinent analyse de fragmentation, interdépendances souveraines et dynamique GVAR.

3.2. Chocs souverains et effets macrofinanciers

Ces travaux montrent qu'il est difficile de comprendre les spreads souverains en restant dans une lecture strictement nationale. Les tensions observées sur un marché se répercutent souvent au-delà du pays concerné, invitant à raisonner en termes d'interdépendances plutôt qu'à partir de trajectoires isolées.

La littérature sur la transmission monétaire hétérogène va dans le même sens. Elle montre que les effets de la politique monétaire ne se diffusent pas partout de la même manière dans la zone euro. Grandi (2019), par exemple, met en évidence le fait que le risque souverain affaiblit la transmission au crédit bancaire dans les pays les plus exposés. Potjagailo (2017) souligne, de son côté, que les décisions de politique monétaire prises dans la zone euro produisent aussi des effets au-delà de ses frontières, via des spillovers vers d'autres économies européennes.

Cette littérature permet aussi de situer les limites du dispositif empirique retenu ici. La boucle souverain-banques, étudiée notamment par Acharya et al. (2014) et Mody et Sandri (2012), est

indispensable pour comprendre pourquoi un choc souverain peut se transmettre au crédit bancaire. Le risque de redénomination, analysé par De Santis (2015) et Arghyrou et Kontonikas (2012) représente un canal non négligeable pendant les périodes de stress. Enfin, l'inflation différentielle peut modifier les spreads lorsque la BCE resserre sa politique monétaire. Ces dimensions ne sont pas directement modélisées dans le GVAR principal ; elles sont donc reprises dans la discussion comme limites et comme pistes de prolongement.

3.3. Modèles factoriels, GVAR et GIRFs

Les modèles factoriels permettent d'extraire une composante commune à plusieurs séries de spreads. La PCA est utilisée ici pour séparer un facteur commun (PC1) et un facteur de fragmentation (PC2). Les modèles GVAR, développés notamment par Pesaran et ses co-auteurs puis appliqués à la zone euro par Dees et al. (2007), sont adaptés aux systèmes interdépendants. Ils permettent de résumer l'influence étrangère par une variable pondérée, évitant l'explosion du nombre de paramètres d'un VAR complet.

4. Données et faits stylisés

4.1. Échantillon et construction des spreads

Les données mobilisées sont mensuelles et s'étendent de juillet 2006 à décembre 2025. L'Allemagne est retenue comme point de référence, et l'échantillon couvre ensuite sept marchés souverains de la zone euro : trois pays du cœur, la Belgique, la France et les Pays-Bas et que quatre pays plus exposés aux tensions périphériques, à savoir l'Espagne, le Portugal, l'Italie et la Grèce. Les séries utilisées correspondent aux rendements souverains à 10 ans extraits de Bloomberg, à partir de la base de données nettoyée constituée pour ce mémoire.

Le choix de limiter l'échantillon à ce groupe de pays est délibéré. Il permet de conserver un cadre empirique suffisamment lisible, tout en restant cohérent avec la distinction entre pays du cœur et pays périphériques qui structure une grande partie de la littérature sur la fragmentation souveraine. Élargir davantage le périmètre aurait sans doute enrichi la couverture de la zone euro, au prix d'un modèle plus lourd à estimer et donc plus fragile, surtout sur des sous-périodes courtes comme COVID/PEPP ou post-TPI. L'objectif n'est donc pas de représenter exhaustivement l'ensemble des États membres ; il s'agit de travailler sur un noyau de marchés à la fois comparables, historiquement pertinents et suffisamment contrastés pour faire apparaître les mécanismes étudiés.

La variable centrale est le spread souverain à 10 ans vis-à-vis du Bund allemand, défini par $\text{Spread}_{i,t} = (\text{Yield}_{i,t}^{10 \text{ ans}} - \text{Yield}_{DE,t}^{10 \text{ ans}}) \times 100$

$$\text{Spread}_{i,t} = 100(\text{Yield}_{i,t}^{10 \text{ ans}} - \text{Yield}_{DE,t}^{10 \text{ ans}}).$$

L'unité est le point de base.

Tableau 1. Sous-périodes harmonisées

Source : construction propre à partir des dates d'événements monétaires et financiers retenues dans le mémoire.

Période	Début	Fin	Rôle dans l'analyse
Pré-ESD	2006-07	2009-12	Phase pré-crise et montée de la crise financière globale
Crise ESD	2010-01	2012-07	Crise des dettes souveraines jusqu'au moment OMT
Post-ESD	2012-08	2020-02	Normalisation relative après interventions BCE
COVID/PEPP	2020-03	2022-06	Choc COVID et réponse

			PEPP
Post-TPI	2022-07	2025-12	Normalisation monétaire et annonce du TPI

Tableau 2. Statistiques descriptives des spreads, échantillon complet

Source : Bloomberg ; calculs propres. Formule de calcul : $Spread_{i,t} = (Yield_{i,t} - Yield_{DE,t}) \times 100$, en points de base.

Les niveaux moyens et les maxima indiquent une forte hétérogénéité entre pays. La Grèce, le Portugal, l'Italie et l'Espagne présentent les spreads les plus élevés, illustrant nettement la distinction entre cœur et périphérie.

Pays	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min	Max	N
BE	55.80	47.50	41.20	2.300	272.5	234
FR	43.50	37.60	23.80	0.500	131.9	234
NL	22.50	20.10	13	1.500	80.60	234
ES	126.8	101.8	104.6	-0.300	552.3	234
PT	217.7	111.3	254.2	11.40	1461.2	234
IT	162.6	144.8	93.80	19.60	527.9	234
GR	518.6	265.6	615.2	20.90	3313.4	234

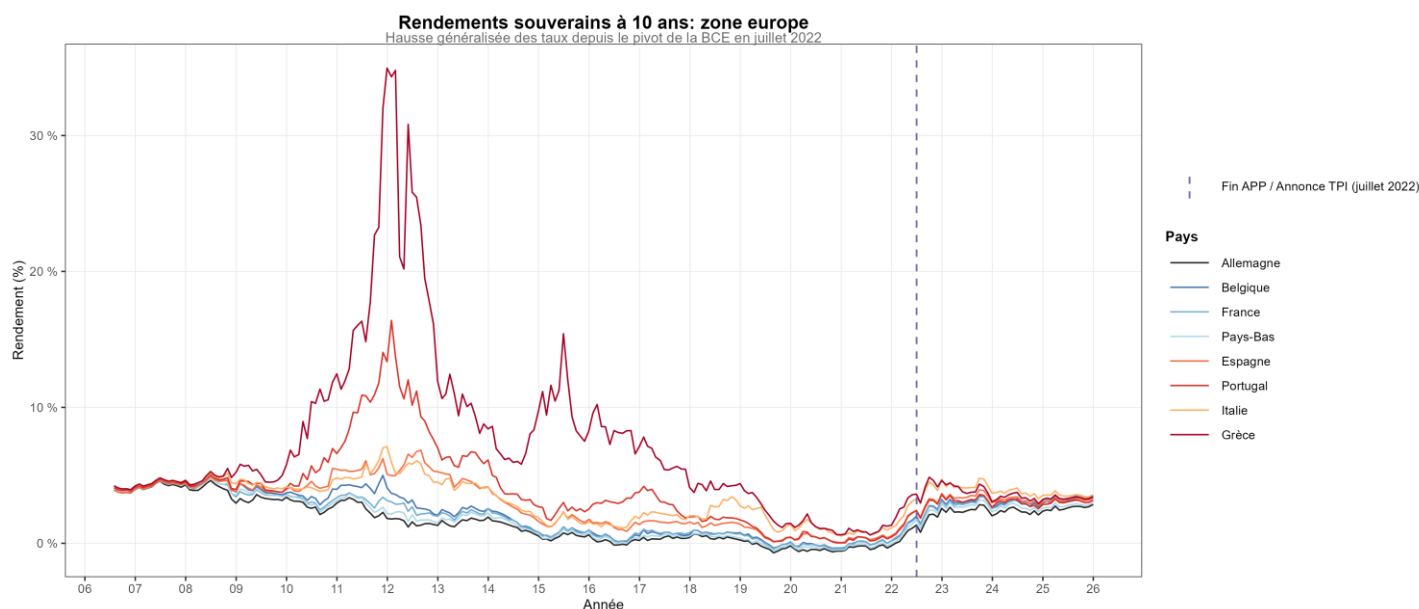


Figure 1. Rendements souverains à 10 ans. Les rendements bruts contextualisent la hausse généralisée des taux depuis 2022, sans suffire à conclure à une fragmentation.

Source : Bloomberg ; calculs propres. Formule de calcul : $Spread_{i,t} = (Yield_{i,t} - Yield_{DE,t}) \times 100$, en points de base.

La hausse post-2022 est visible sur les rendements bruts de tous les pays ; ce mouvement commun reflète principalement le resserrement monétaire général. C'est pourquoi l'analyse de la fragmentation doit ensuite passer par les spreads vis-à-vis du Bund allemand.

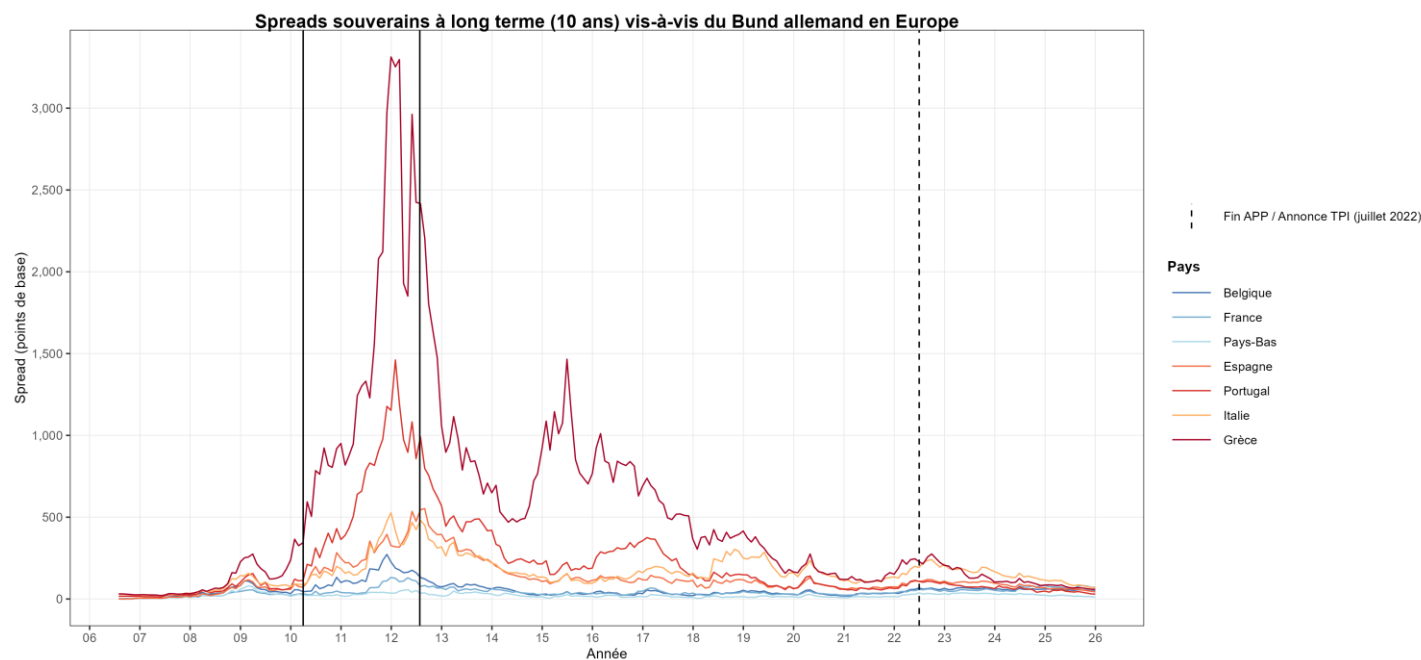


Figure 2. Spreads souverains à 10 ans vis-à-vis du Bund allemand. La crise ESD demeure l'épisode de fragmentation le plus extrême.

Source : Bloomberg ; calculs propres. Formule de calcul : $Spread_{i,t} = (Yield_{i,t} - Yield_{DE,t}) \times 100$, en points de base.

Les spreads montrent que la crise ESD concentre les niveaux les plus extrêmes, surtout pour la périphérie. La période post-TPI reste caractérisée par des écarts positifs ; les niveaux ne retrouvent toutefois pas l'intensité de 2011-2012.

Ce graphique complémentaire distingue les pays du cœur et les pays périphériques afin de rendre plus lisible l'écart d'intensité entre les deux groupes, en particulier pendant la crise des dettes souveraines.

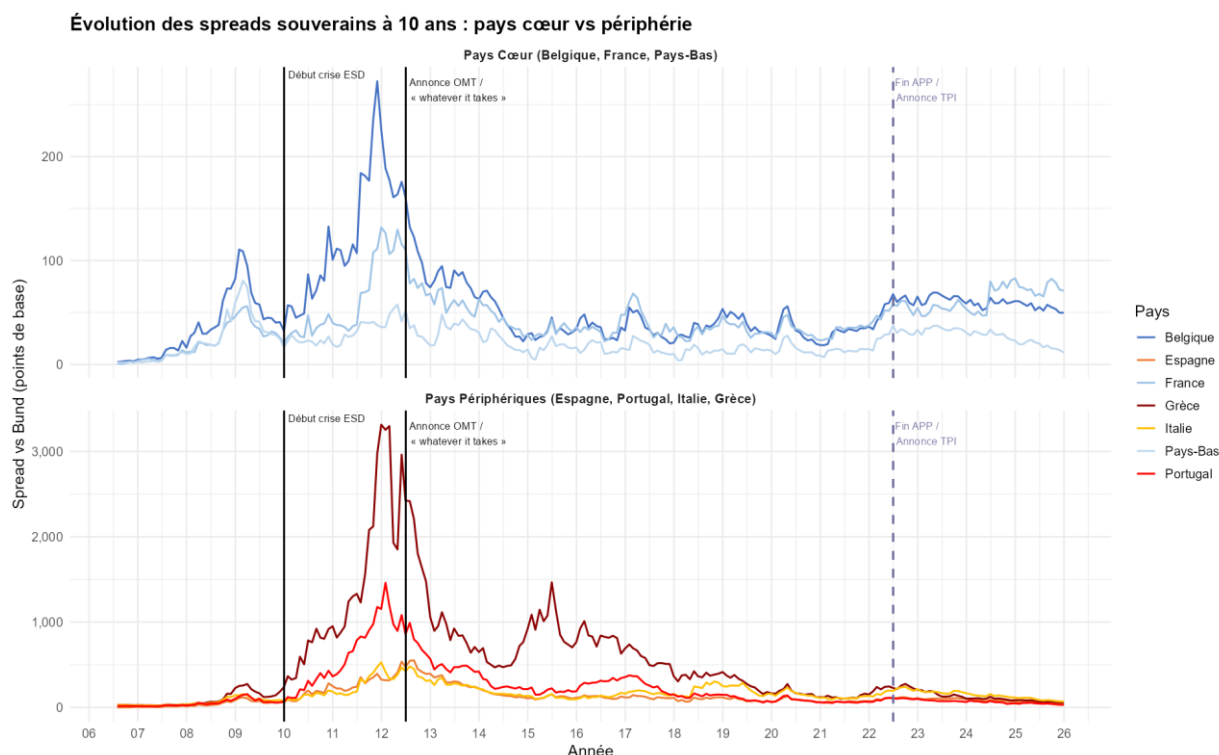


Figure 3. Évolution des spreads souverains à 10 ans : pays du cœur et pays périphériques. La séparation par groupe montre que la crise ESD reste l'épisode de fragmentation le plus marqué, tandis que la période post-TPI demeure nettement moins extrême.

Source : Bloomberg ; estimations propres. Formule de calcul : $\text{Spread}_{i,t} = (\text{Yield}_{i,t} - \text{Yield}_{\text{DE},t}) \times 100$, en points de base.

La séparation entre pays du cœur et pays périphériques rend surtout visible une différence d'intensité : les spreads de la périphérie réagissent davantage et restent plus instables lorsque les tensions augmentent. Le graphique montre aussi que la période post-TPI ne ressemble pas à un simple retour au schéma de la crise des dettes souveraines. Elle semble plutôt renvoyer à une recomposition des écarts et des interdépendances entre marchés.

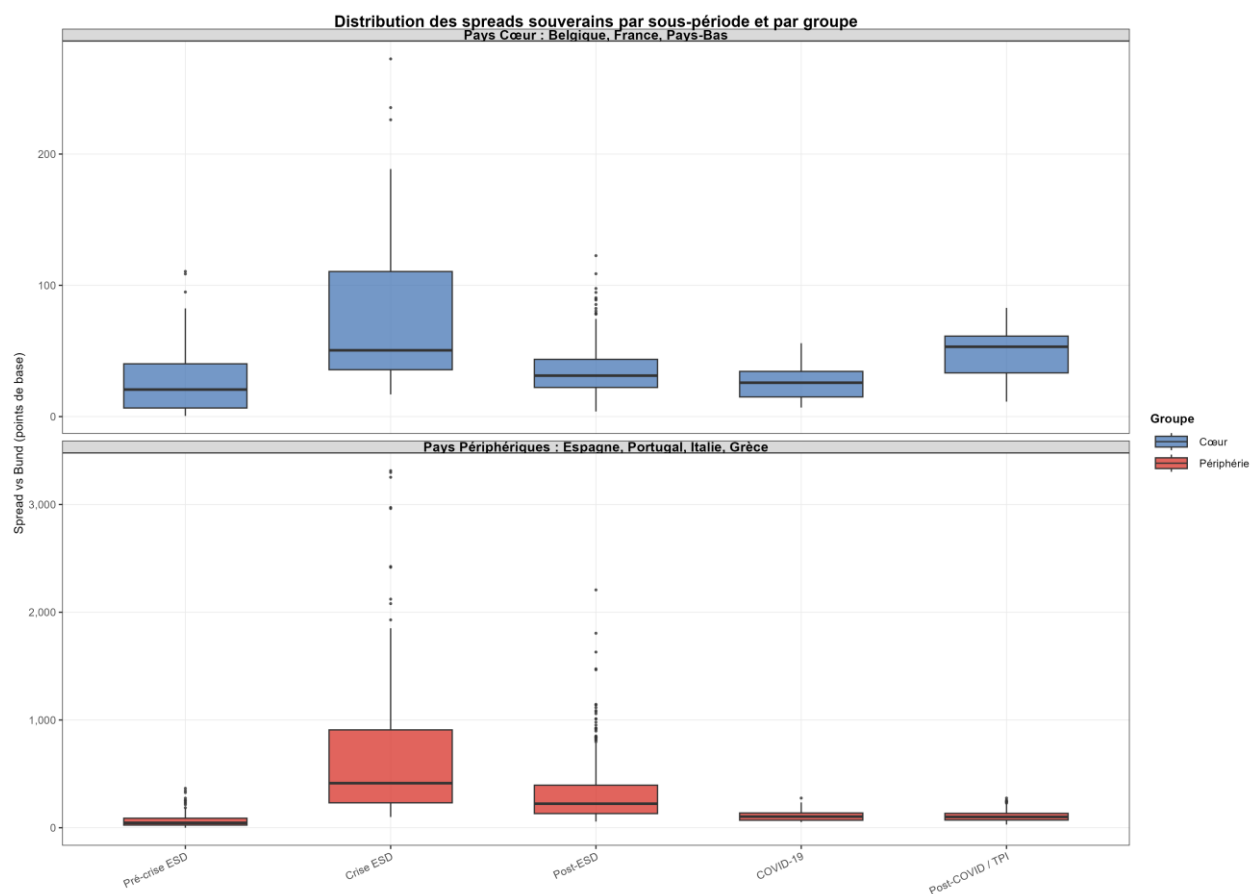


Figure 4. Distribution des spreads par sous-période et par groupe. La périphérie présente une dispersion structurellement plus forte que le cœur.

Source : Bloomberg ; estimations propres. Formule de calcul : $Spread_{i,t} = (Yield_{i,t} - Yield_{DE,t}) \times 100$, en points de base.

On retrouve ici un contraste assez net entre les deux groupes. Les pays périphériques présentent des niveaux centraux plus élevés, une dispersion sérieuse et des épisodes extrêmes plus fréquents. Cette différence nous permet de comprendre pourquoi certaines estimations sont plus sensibles à quelques observations, en particulier lorsque la dynamique grecque pèse fortement sur la stabilité du modèle.

4.2. Corrélations et dépendance transversale

Les matrices de corrélation servent à établir des faits stylisés. Elles ne prouvent pas la contagion et montrent que les spreads souverains ne peuvent pas être traités comme des séries indépendantes. Les corrélations en niveaux renseignent la co-évolution des spreads, tandis que les corrélations en variations mensuelles se rapprochent davantage des mouvements de court terme.

Les matrices complètes en variations mensuelles pour la crise ESD, la période COVID/PEPP et la période post-TPI sont reportées en annexes A.8 à A.10 afin de documenter plus précisément les dynamiques de court terme.

Tableau 3. Corrélations moyennes par blocs - niveaux

Source : estimations propres. Formule : $Spread_{i,t} = (Yield_{i,t} - Yield_{DE,t}) \times 100$, en points de base.

Les corrélations en niveaux sont généralement élevées et font apparaître une forte co-évolution des spreads. Elles ne doivent pas être interprétées comme une preuve de contagion.

Période	Cœur-cœur	Périphérie-périphérie	Cœur-périphérie
Pré-ESD	0.980	0.960	0.960
Crise ESD	0.790	0.870	0.810
Post-ESD	0.810	0.670	0.690
COVID/PEPP	0.940	0.930	0.790
Post-TPI	-0.010	0.930	0.290

Tableau 4. Corrélations moyennes par blocs - variations mensuelles

Source : estimations propres. Formule : $Spread_{i,t} = (Yield_{i,t} - Yield_{DE,t}) \times 100$, en points de base.

Les corrélations en variations mensuelles sont plus faibles que les corrélations en niveaux. Elles donnent donc une mesure plus exigeante des co-mouvements de court terme.

Période	Cœur-cœur	Périphérie-périphérie	Cœur-périphérie
Pré-ESD	0.790	0.750	0.740
Crise ESD	0.400	0.410	0.070
Post-ESD	0.540	0.560	0.460
COVID/PEPP	0.700	0.850	0.650
Post-TPI	0.650	0.600	0.580

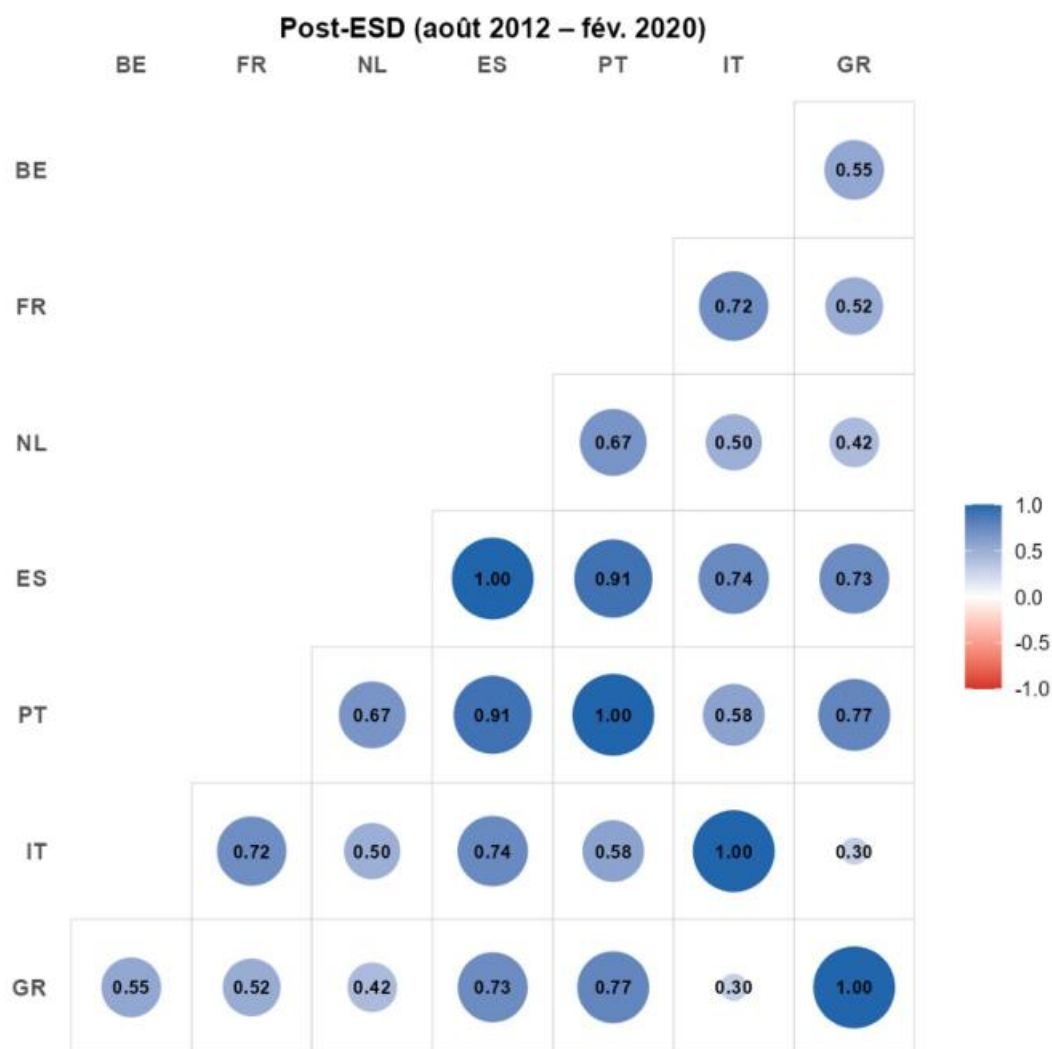


Figure 5. Matrice de corrélation post-TPI en niveaux. La périphérie reste très corrélée, tandis que certaines relations cœur/périphérie changent fortement.

Source : estimations propres. Formule : $Spread_{i,t} = (Yield_{i,t} - Yield_{DE,t}) \times 100$, en points de base.

La matrice post-TPI en niveaux indique une forte persistance des co-mouvements, surtout dans la périphérie. Ce résultat doit toutefois être distingué des corrélations en variations mensuelles, qui captent davantage les mouvements de court terme.

Tableau 5. CD-test de Pesaran

Source : estimations propres. Formule : $Spread_{i,t} = (Yield_{i,t} - Yield_{DE,t}) \times 100$, en points de base.

Série testée	Période	Début	Fin	T	N	Corrélation moyenne	CD-stat	p-value
Niveaux	Pré-ESD	2006-07-01	2009-12-31	42	7	0.961	28.53	<0,001

Variations mensuelles	Pré-ESD	2006-07-01	2009-12-31	41	7	0.752	22.05	<0,001
Niveaux	Crise ESD	2010-01-01	2012-07-31	31	7	0.834	21.27	<0,001
Variations mensuelles	Crise ESD	2010-01-01	2012-07-31	30	7	0.210	5.270	<0,001
Niveaux	Post-ESD	2012-08-01	2020-02-29	91	7	0.702	30.68	<0,001
Variations mensuelles	Post-ESD	2012-08-01	2020-02-29	90	7	0.497	21.62	<0,001
Niveaux	COVID/PEPP	2020-03-01	2022-06-30	28	7	0.852	20.66	<0,001
Variations mensuelles	COVID/PEPP	2020-03-01	2022-06-30	27	7	0.715	17.02	<0,001
Niveaux	Post-TPI	2022-07-01	2025-12-31	42	7	0.424	12.59	<0,001
Variations mensuelles	Post-TPI	2022-07-01	2025-12-31	41	7	0.611	17.94	<0,001

Le CD-test rejette l'hypothèse d'indépendance transversale pour toutes les sous-périodes, en niveaux et en variations mensuelles. Ce constat justifie le passage à une PCA puis à un modèle GVAR/VARX*, au lieu d'estimer des modèles indépendants pays par pays.

5. Méthodologie empirique

5.1. Analyse en composantes principales

La PCA est appliquée aux spreads standardisés des sept pays hors Allemagne. La standardisation évite qu'un pays à volatilité très élevée, notamment la Grèce pendant la crise ESD, domine mécaniquement l'analyse. PC1 est interprété comme un facteur commun lorsque les loadings sont du même signe et de taille comparable. PC2 est interprété comme un facteur de fragmentation lorsque ses loadings opposent clairement des groupes de pays.

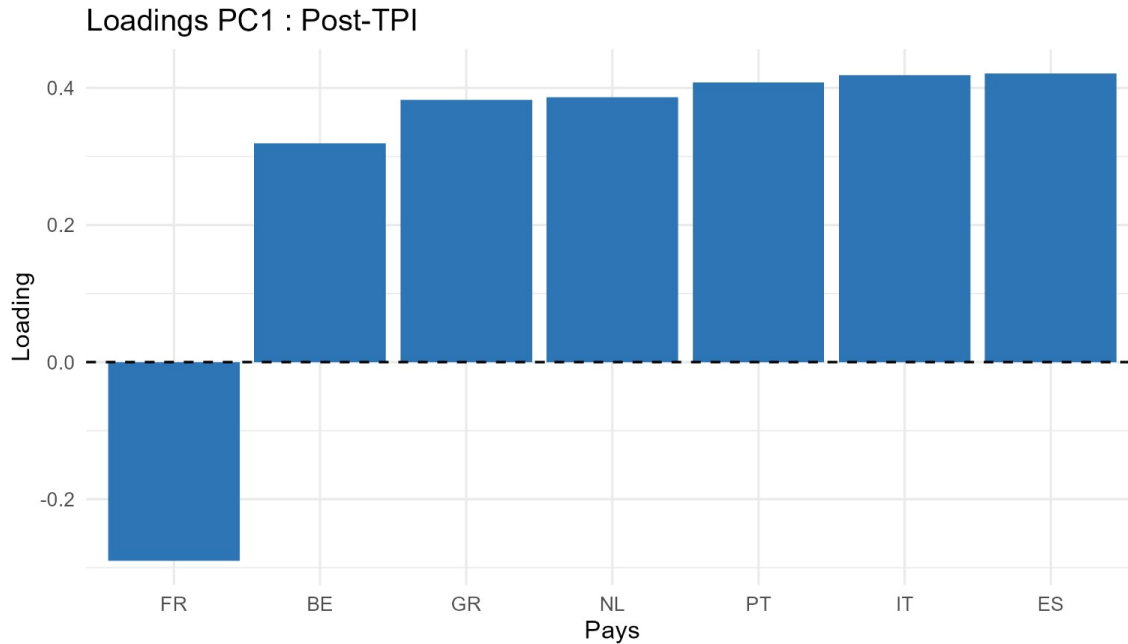
Tableau 6. Part de variance expliquée par PC1 et PC2

Source : estimations propres. Formule de standardisation : $z_{i,t} = (s_{i,t} - \text{moyenne}_i) / \text{écart-type}_i$; PCA appliquée aux spreads standardisés.

PC1 capte la majeure partie de la variance dans toutes les sous-périodes, tandis que PC2 reste plus faible et économiquement utile pour analyser les divergences entre groupes.

Periode	PC1_pct	PC2_pct	PC1_PC2_cumul
Pre-ESD	96.70	2	98.70
Crise-ESD	85.90	5.400	91.30
Post-ESD	75.40	11.70	87.10
COVID	87.40	8.600	96
Post-TPI	78.50	11.90	90.30

PC1 explique une part très élevée de la variance sur toutes les périodes, de 75,4 % en post-ESD à 96,7 % en pré-ESD. Cela confirme la présence d'une composante commune importante. PC2 explique une part plus réduite et économiquement informative, surtout sur les périodes post-ESD et post-TPI où il capture une structure de divergence entre groupes.



La matrice de pondération W est construite à partir des chargements de la deuxième composante principale, notés $\ell_{j,p}^{PC2}$, où j désigne le pays et p la sous-période considérée. Pour chaque période, la diagonale de la matrice est imposée à zéro afin d'exclure l'auto-pondération d'un pays par lui-même. Pour chaque pays i , le poids attribué au pays j est défini comme suit :

$$w_{ij,p} = \frac{\ell_{j,p}^{PC2}}{\sum_{k \neq i} |\ell_{k,p}^{PC2}|}, \text{ avec } w_{ii,p} = 0.$$

Cette normalisation garantit que, pour chaque pays i , la somme des poids absolus attribués aux autres pays est égale à 1. Elle conserve le signe du chargement de PC2, permettant de tenir compte de la position relative des pays dans le facteur interprété comme un facteur de fragmentation. La matrice W ne mesure donc pas une proximité géographique, commerciale ou institutionnelle entre pays. Elle constitue une pondération empirique issue de la structure observée des spreads souverains dans chaque sous-période.

Ce choix de pondération est volontairement empirique. Il ne correspond pas à une matrice de pondération commerciale ou financière standard, souvent utilisée dans les modèles GVAR. Son intérêt est de faire dépendre les interdépendances du modèle de la structure effectivement observée dans les données. Sa limite tient au fait que l'interprétation de dépend directement de l'interprétation de PC2. Comme le signe d'une composante principale est arbitraire, l'orientation

de PC2 doit être maintenue de manière cohérente entre les sous-périodes afin de permettre une comparaison économique des résultats.

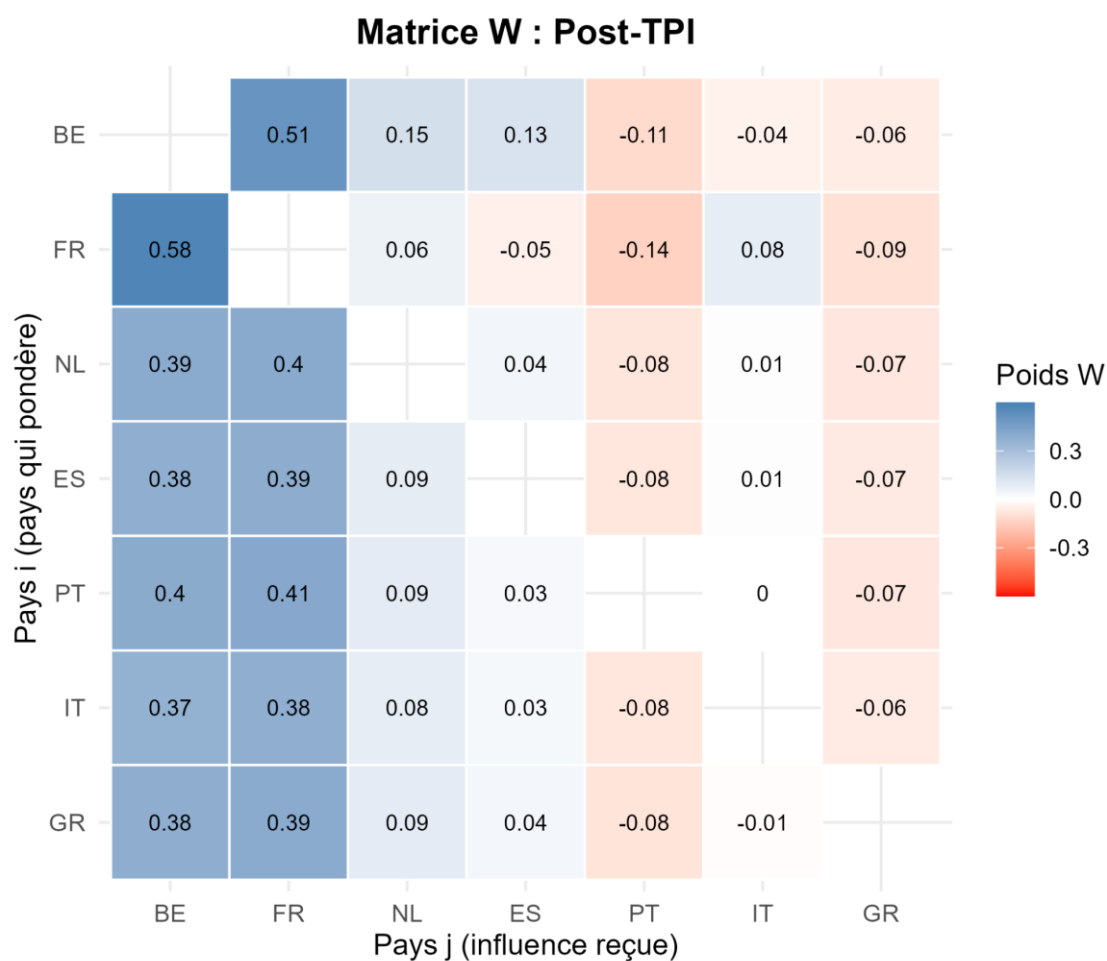


Figure 10. Matrice W post-TPI. Les poids positifs élevés vers BE et FR et les poids faibles ou négatifs vers certains pays périphériques signalent une structure post-2022 spécifique.

Source : estimations propres. Règle de pondération : $w_{ij} = \text{loading}_j(PC2) / \sum_{k \neq i} |\text{loading}_k(PC2)|$, avec $w_{ii} = 0$.

En post-TPI, la matrice W fait ressortir plus nettement le poids de certains pays du cœur, surtout la Belgique et la France, dans la construction des variables étrangères pondérées. Cette configuration prolonge la lecture issue de la PCA et aide à comprendre pourquoi, dans ce régime, la propagation des chocs ne passe plus uniquement par les marchés périphériques.

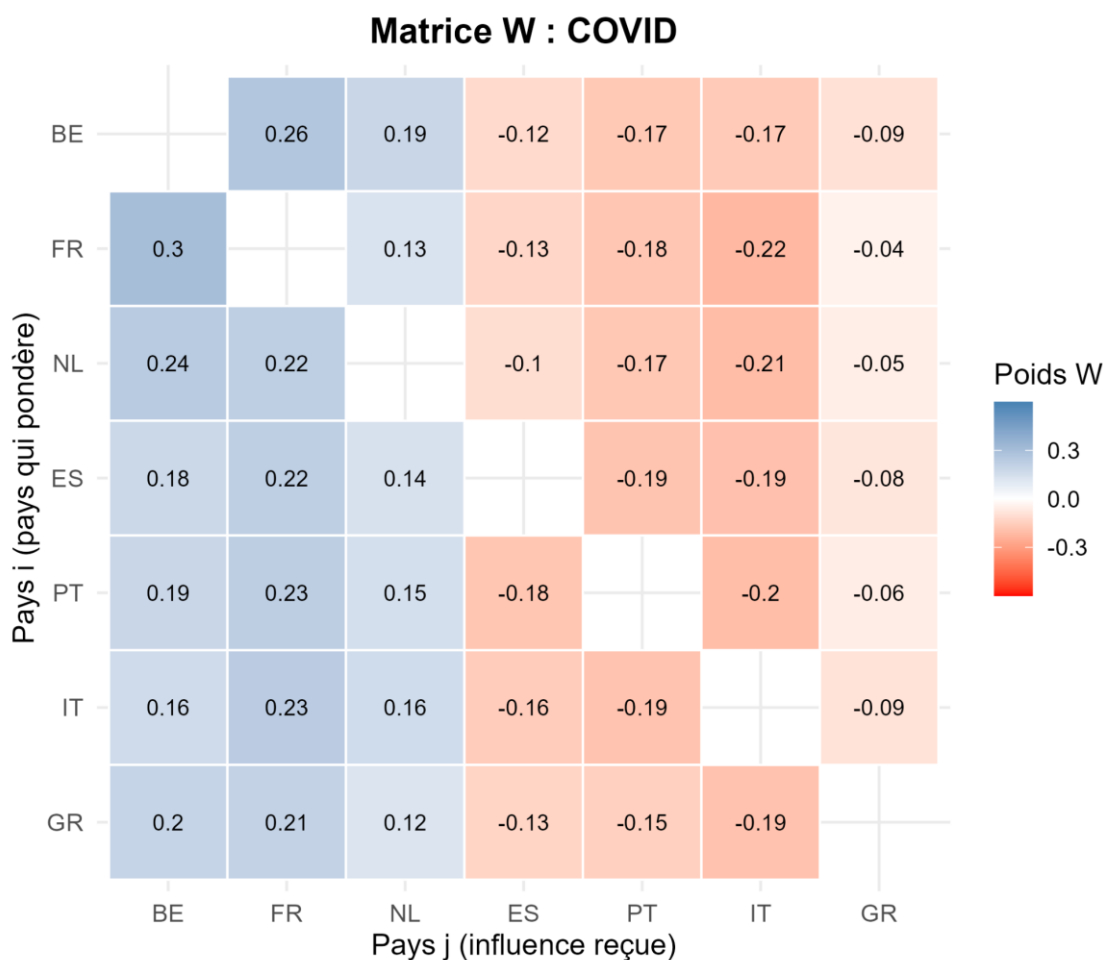


Figure 11. Matrice W COVID/PEPP. La structure oppose plus clairement cœur et périphérie, d'où la robustesse sans Grèce pour stabiliser le modèle.

Source : estimations propres. Règle de pondération : $w_{ij} = \text{loading}_j(\text{PC2}) / \text{somme}_{k \neq i} |\text{loading}_k(\text{PC2})|$, avec $w_{ii} = 0$.

En période COVID/PEPP, la matrice W fait apparaître une séparation plus marquée entre pays du cœur et pays périphériques. Ce résultat aide surtout à comprendre pourquoi les GIRFs ne sont pas présentées à partir du modèle complet à sept pays : l'instabilité de cette spécification conduit à privilégier une version de robustesse sans la Grèce.

5.3. GVAR/VARX* et GIRFs

Tout d'abord, le modèle est estimé de manière parcimonieuse afin de limiter le nombre de paramètres dans des sous-périodes parfois courtes. Cette prudence est particulièrement importante pour la période post-TPI, qui contient 42 observations mensuelles, et pour la période COVID/PEPP, qui contient 28 observations mensuelles dans la base harmonisée.

Lorsque le module maximal dépasse l'unité, les réponses impulsionnelles ne peuvent pas être retenues comme résultats principaux. Dans ce cas, elles risquent de traduire avant tout une instabilité numérique du système, plutôt qu'un véritable mécanisme de propagation économique.

Le modèle empirique retenu est un GVAR/VARX* volontairement parcimonieux, c'est-à-dire que pour chaque pays i , le spread est expliqué à la fois par sa propre dynamique passée et par une variable étrangère pondérée $s^*_{i,t}$, construite à partir de la matrice W . L'idée est de capter les interdépendances entre marchés sans alourdir excessivement l'estimation, ce qui serait problématique avec des sous-échantillons mensuels relativement courts.

La variable étrangère pondérée est définie par : $s^*_{i,t} = \sum_{j \neq i} w_{ij} s_{j,t}$. Les GIRFs, de leur côté, comparent la trajectoire attendue du système après un choc à celle qui aurait prévalu en son absence : $\text{GIRF}_i(h) = E[s_{i,t+h} | \text{choc}] - E[s_{i,t+h} | \text{référence}]$.

Concrètement, les GIRFs servent ici à simuler la réaction du système à un choc de spread, en l'occurrence principalement un choc italien de 200 points de base. L'horizon d'analyse est fixé à 12 mois. Ces fonctions de réponse ne sont calculées que pour les modèles dynamiquement stables, car une spécification instable peut produire des trajectoires explosives qui ne se prêtent pas à une interprétation économique sérieuse.

Le choix d'une spécification courte, avec peu de retards, tient d'abord à une contrainte de données. Certaines sous-périodes, en particulier COVID/PEPP et post-TPI, ne comptent qu'un nombre limité d'observations mensuelles. Introduire une structure plus riche aurait augmenté rapidement le nombre de paramètres, avec le risque de rendre les coefficients instables. Cela ne supprime pas pour autant toute incertitude statistique : l'absence de bandes de confiance autour des GIRFs limite ce que l'on peut dire sur la significativité des réponses les plus faibles. Pour cette raison, l'analyse s'attache surtout aux ordres de grandeur, aux écarts entre régimes et à la persistance relative des réponses.

Tableau 7. Diagnostics de stabilité des modèles utilisés pour les GIRFs

Source : estimations propres à partir des diagnostics GVAR/VARX. Critère de stabilité : module maximal des racines inférieur à 1.*

Seules les spécifications stables sont retenues pour les GIRFs principales. Le cas COVID/PEPP à sept pays est exclu des GIRFs principales et traité comme robustesse sans Grèce.

Scenario	Countries	N countries	Max modulus	Stable
Crise-ESD	BE, FR, NL, ES, PT, IT, GR	7	0.942	OUI
Post-ESD	BE, FR, NL, ES, PT, IT, GR	7	0.962	OUI
Post-TPI	BE, FR, NL, ES, PT, IT, GR	7	0.938	OUI
COVID_7p_nonstable	BE, FR, NL, ES, PT, IT, GR	7	1.126	NON
COVID_sans_GR	BE, FR, NL, ES, PT, IT	6	0.881	OUI
Post-TPI_sans_GR	BE, FR, NL, ES, PT, IT	6	0.884	OUI

Les modèles estimés pour la crise ESD, la période post-ESD et la période post-TPI satisfont au critère de stabilité dynamique dans la configuration à sept pays, puisque leur module maximal reste inférieur à l'unité (respectivement 0,942 ; 0,962 ; 0,938). Dans ces trois cas, les GIRFs peuvent donc être interprétées comme des trajectoires convergentes après choc, et non comme des réactions artificiellement amplifiées par une dynamique explosive du système. La situation est différente pour la période COVID/PEPP : dans la spécification complète incluant la Grèce, le module maximal atteint 1,126, signalant une instabilité du système et interdisant une lecture économique fiable des réponses impulsionnelles. Ce résultat est cohérent avec le caractère exceptionnel de cette sous-période, marquée à la fois par un choc sanitaire global, des interventions massives de la BCE et une volatilité très élevée des spreads grecs, susceptible de dominer la dynamique du modèle. L'exclusion de la Grèce dans l'exercice de robustesse ramène le module maximal à 0,881, rétablissant la stabilité et permettant de produire des GIRFs interprétables pour les six autres pays. Cette robustesse sans Grèce ne doit toutefois pas être comprise comme un modèle principal alternatif, mais davantage comme un compromis méthodologique visant à préserver l'information sur la période COVID/PEPP sans imposer une spécification instable qui rendrait les résultats économiquement fragiles.

6. Résultats empiriques

6.1. Résultats PCA

La PCA fait apparaître un premier résultat robuste : les spreads souverains de la zone euro conservent une forte composante commune. Sur les périodes Pré-ESD, Crise ESD, Post-ESD et COVID/PEPP, les coefficients de chargement de PC1 sont globalement positifs et relativement proches, suggérant que les différents marchés restent largement influencés par un environnement financier partagé, malgré des niveaux de spreads parfois très différents. La période post-TPI se lit un peu moins facilement. Le chargement de la France devient négatif sur PC1, complexifiant l'idée d'un facteur commun uniforme pour la phase ouverte en 2022.

PC2 permet alors d'affiner cette lecture. Pendant COVID/PEPP, il oppose assez clairement les pays du cœur aux pays périphériques, dans une configuration qui renvoie à une forme plus classique de fragmentation. En post-TPI, en revanche, la structure est moins familière. La France et la Belgique se regroupent d'un côté, tandis que le Portugal et la Grèce se situent de l'autre, avec une Italie qui reste proche de la neutralité. On n'est donc plus face à la coupure cœur/périphérie observée pendant la crise ESD, mais devant une recomposition des positions relatives entre marchés souverains.

Tableau 8. PCA sans Grèce - robustesse

Source : estimations propres. Formule de standardisation : $z_{i,t} = (s_{i,t} - \text{moyenne}_i) / \text{écart-type}_i$; PCA appliquée aux spreads standardisés.

Période	PC1_pct	PC2_pct	PC1_PC2_cumul
Pre-ESD	97.90	0.700	98.60
Crise-ESD	85.60	5.700	91.40
Post-ESD	80.70	8.500	89.20
COVID	87.60	9.800	97.40
Post-TPI	78.70	13.70	92.40

6.2. Matrices W

Les matrices W prolongent la lecture de la PCA. Elles montrent que les interdépendances ne sont pas fixes : elles changent avec le régime de marché. Pendant la crise ESD, la structure reste dominée par les tensions souveraines périphériques. En post-ESD, la Grèce devient plus atypique, avec plusieurs poids négatifs qui reflètent son ajustement spécifique après la phase aiguë de crise. En post-TPI, les poids positifs associés à la Belgique et à la France ressortent davantage. Ce

résultat est important : les relais de propagation ne sont plus uniquement situés dans la périphérie. Certains marchés du cœur deviennent centraux dans la structure estimée des interdépendances.

La matrice W ne doit pas être lue comme la preuve d'un lien causal direct entre deux pays. Sa portée est plus modeste : elle permet de résumer, pour chaque marché souverain, l'influence des autres marchés à partir de la structure factorielle observée. Autrement dit, il s'agit surtout d'un instrument de synthèse des interdépendances, et non d'une représentation définitive des canaux de contagion. C'est précisément pour aller au-delà de cette lecture statique que les GIRFs sont mobilisées dans l'étape suivante, afin d'examiner la manière dont un choc se transmet dans le temps au sein du système.

6.3. Diagnostics GVAR

Les diagnostics GVAR confirment que les spreads sont très persistants. Les tests ADF/KPSS, synthétisés dans le Tableau 9, indiquent fréquemment des comportements compatibles avec des processus $I(1)$, ou des cas ambigus sur les sous-échantillons courts. Ce résultat justifie une estimation parcimonieuse et une vérification stricte de la stabilité dynamique avant toute interprétation des GIRFs. Les résidus sont globalement utilisables, même si certaines alertes d'autocorrélation subsistent pour quelques pays et périodes. Ces alertes ne sont pas ignorées : elles sont traitées comme des limites de l'exercice empirique, surtout lorsque les sous-échantillons sont courts.

Tableau 9. Synthèse des tests ADF/KPSS

Source : estimations propres à partir des tests ADF/KPSS appliqués aux séries de spreads par pays et par sous-période.

Le tableau reste volontairement synthétique afin de préserver la lisibilité du corps du mémoire. Pour une exploitation économétrique plus avancée, cfr annexes du mémoire. Nous constatons, sur base de ce tableau synthétique, que les séries de spreads sont suffisamment persistantes pour imposer une grande prudence dans l'interprétation dynamique.

Période	Synthèse des conclusions stationnarité
Pre-ESD	$I(1) \rightarrow$ différencier: 6; Ambigu $\rightarrow$ vérifier: 1
Crise-ESD	$I(1) \rightarrow$ différencier: 7
Post-ESD	$I(1) \rightarrow$ différencier: 7
COVID	Ambigu $\rightarrow$ vérifier: 6; $I(1) \rightarrow$ différencier: 1
Post-TPI	$I(1) \rightarrow$ différencier: 6; Ambigu $\rightarrow$ vérifier: 1

6.4. GIRFs

La période COVID/PEPP est traitée séparément. Les graphiques descriptifs et les corrélations sont conservés avec l'ensemble des sept pays hors Allemagne, mais le modèle GVAR/VARX* complet avec la Grèce n'est pas utilisé pour les GIRFs lorsque le diagnostic de stabilité est défavorable. Les GIRFs COVID/PEPP sans Grèce doivent donc être lues comme un test de robustesse, et non comme l'analyse principale de cette période.

Dans la lecture des réponses, l'horizon 0 reflète en partie le choc initial injecté dans le système. Pour apprécier la propagation proprement dite, il est donc plus utile de regarder se produisant aux horizons suivants, en particulier $h=1$, $h=3$, $h=6$ et $h=12$.

Les GIRFs sont centrées sur un choc italien de 200 points de base. Ce choix est économiquement justifié : l'Italie appartient à la périphérie et son marché obligataire est beaucoup plus systémique que celui de pays plus petits. Un choc italien constitue donc un scénario de stress crédible pour tester la capacité du système à absorber une tension souveraine importante. Il faut toutefois reconnaître la limite de ce choix : un choc français ou espagnol aurait permis de tester d'autres canaux, notamment la place spécifique de la France dans la structure post-TPI.

Tableau 10. Résumé des GIRFs à un choc italien de 200 bps

Source : estimations propres. Définition de la GIRF : $GIRF_i(h) = E[s_{i,t+h} | choc] - E[s_{i,t+h} | référence]$, avec choc italien de 200 points de base lorsque précisé.

Les pics à l'horizon 0 reflètent en partie le choc initial. Pour analyser la propagation, les horizons $h=1$, $h=3$, $h=6$ et $h=12$ sont plus informatifs que le seul pic initial.

Scenario	Pays réponse	Pic absolu (bps)	Pic signé (bps)	Horizon du pic	Réponse à 12 mois
COVID sans GR	BE	35.90	35.90	0	-10.70
COVID sans GR	ES	101.4	101.4	0	2.400
COVID sans GR	FR	32.00	32.00	0	-8.200
COVID sans GR	IT	200	200	0	-0.600
COVID sans GR	NL	25.70	25.70	0	-11.90
COVID sans GR	PT	131.5	131.5	0	-24.30
Crise-ESD	BE	66.30	66.30	0	3.700
Crise-ESD	ES	124.1	124.1	0	-55.40
Crise-ESD	FR	23.00	23.00	0	-1.200
Crise-ESD	GR	446.9	446.9	0	134.8
Crise-ESD	IT	200	200	0	-5.600
Crise-ESD	NL	3.500	-3.500	0	-0.600
Crise-ESD	PT	320.6	320.6	8	297.6
Post-ESD	BE	31.80	31.80	0	4.400
Post-ESD	ES	99.30	99.30	0	19.70
Post-ESD	FR	29.00	29.00	0	-0.400

Post-ESD	GR	233.9	-233.9	8	-207.4
Post-ESD	IT	200	200	0	54.30
Post-ESD	NL	16.80	16.80	0	1.400
Post-ESD	PT	120.8	120.8	0	-5.400
Post-TPI	BE	46.30	46.30	0	0.200
Post-TPI	ES	85.20	85.20	0	-0.200
Post-TPI	FR	75.70	75.70	0	2.000
Post-TPI	GR	140.9	140.9	0	6.400
Post-TPI	IT	200	200	0	9.400
Post-TPI	NL	27.50	27.50	0	-0.900
Post-TPI	PT	61.00	61.00	0	-2.900

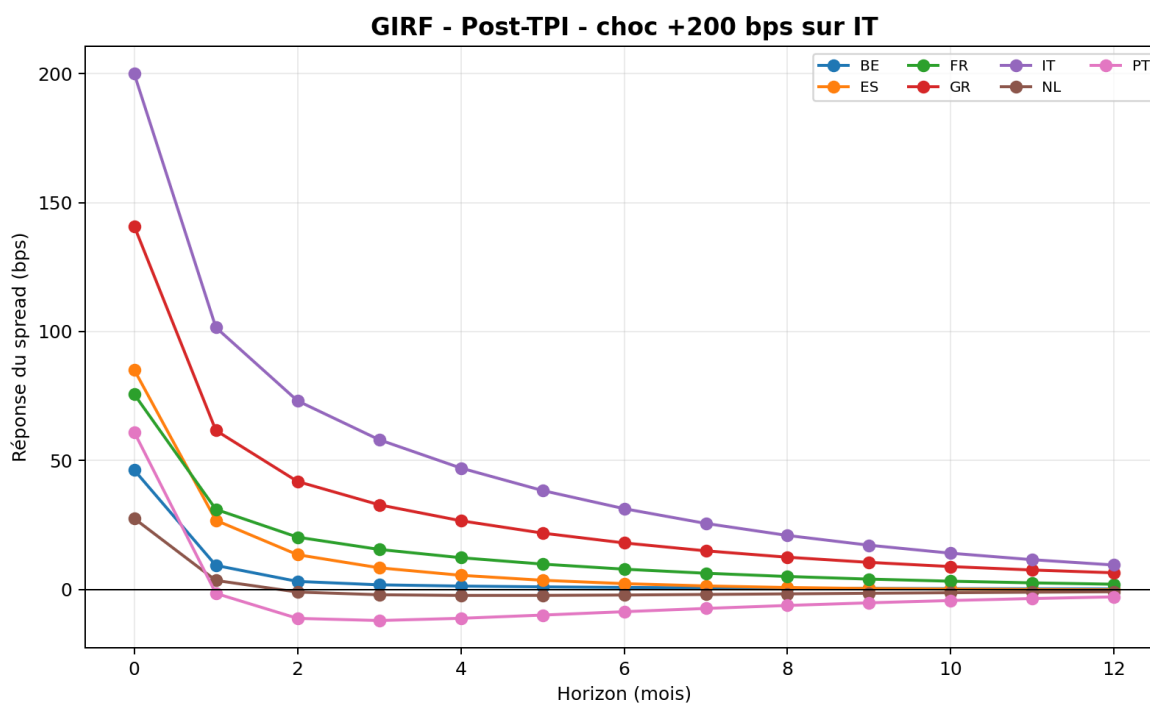


Figure 12. GIRF post-TPI à un choc italien. Les réponses initiales existent, mais elles deviennent faibles à 12 mois.

Source : estimations propres. $GIRF_i(h) = E[s_{i,t+h} | choc] - E[s_{i,t+h} | référence]$, avec choc italien de 200 points de base lorsque précisé.

En post-TPI, le choc italien se transmet bien aux autres marchés au tout début de l'horizon. La France, l'Espagne, le Portugal et la Grèce réagissent d'emblée, montrant que la tension ne reste pas cantonnée à l'Italie. Cette réaction perd toutefois vite en intensité. À 12 mois, les réponses résiduelles sont devenues modestes : environ 9,4 points de base pour l'Italie, 6,4 pour la Grèce et 2,0 pour la France, tandis que les autres pays reviennent pratiquement vers zéro. On observe donc une propagation initiale réelle, mais peu persistante. Dans l'ensemble, cette dynamique renvoie à

un régime post-2022 plus contenu que celui de la crise ESD, sans permettre pour autant d'attribuer à elle seule cet apaisement au TPI.

Lecture détaillée des conséquences des chocs

Le choc italien de 200 points de base doit être lu comme un scénario de stress souverain. Il représente une hausse importante du spread italien par rapport au Bund, puis observe la manière dont ce choc se diffuse aux autres marchés souverains. L'intérêt des GIRFs est donc double : mesurer l'intensité de la réaction initiale et vérifier si cette réaction persiste ou s'éteint au fil des mois.

Sur le plan économique, cela correspond à une fragmentation qui s'installe dans le temps : les marchés ne traitent plus le choc comme un épisode purement italien, mais revoient plus largement leur appréciation du risque souverain pour plusieurs pays perçus comme proches ou fragiles.

La période post-ESD présente un profil plus intermédiaire. Le choc italien continue de se transmettre, cependant la dynamique apparaît moins uniforme que pendant la crise souveraine. L'Italie garde une réponse positive à 12 mois, l'Espagne aussi, alors que la Grèce ressort avec une réponse signée négative dans la synthèse. Cela ne veut pas dire que les interdépendances auraient disparu ; cela suggère plutôt qu'elles fonctionnent de manière moins systématique qu'au plus fort de la crise. Les interventions de la BCE, le recul de la prime de redénomination et la normalisation progressive des conditions financières ont sans doute contribué à apaiser la lecture de panique généralisée, sans pour autant effacer les liens entre marchés.

La robustesse COVID/PEPP sans la Grèce demande davantage de prudence dans l'interprétation. Les réactions initiales restent fortes en Espagne et au Portugal, mais les réponses deviennent ensuite plus irrégulières, voire proches de zéro selon les pays. À 12 mois, plusieurs d'entre elles sont négatives, notamment pour le Portugal, la Belgique, les Pays-Bas et la France. Cela ne signifie pas qu'un choc italien aurait un effet favorable. Cela indique plutôt que, dans ce sous-échantillon court et très particulier, le modèle capte surtout une correction rapide après l'impact initial. C'est bien pour cela que cette spécification est présentée comme une robustesse et non comme le résultat principal.

En post-TPI, la transmission du choc reste visible au départ : l’Espagne, la France, le Portugal et la Grèce réagissent au choc italien. En revanche, à 12 mois, les réponses deviennent faibles pour presque tous les pays. C’est sans doute le point le plus important au regard de la question de recherche. Autrement dit, la période post-2022 reste marquée par des interdépendances souveraines ; le choc ne débouche plus sur une dynamique durable comparable à celle observée pendant la crise ESD. Le risque de fragmentation n’a donc pas disparu ; il paraît moins persistant dans le cadre empirique retenu ici.

Ces résultats ont aussi des implications du point de vue de la politique monétaire. Quand les chocs souverains durent, ils finissent par créer des conditions de financement durablement différentes entre États membres, compliquant donc la transmission homogène des décisions de la BCE. À l’inverse, lorsque les réponses s’estompent plus vite, la transmission monétaire reste exposée à des tensions de marché, mais dans un cadre qui semble davantage contenu.

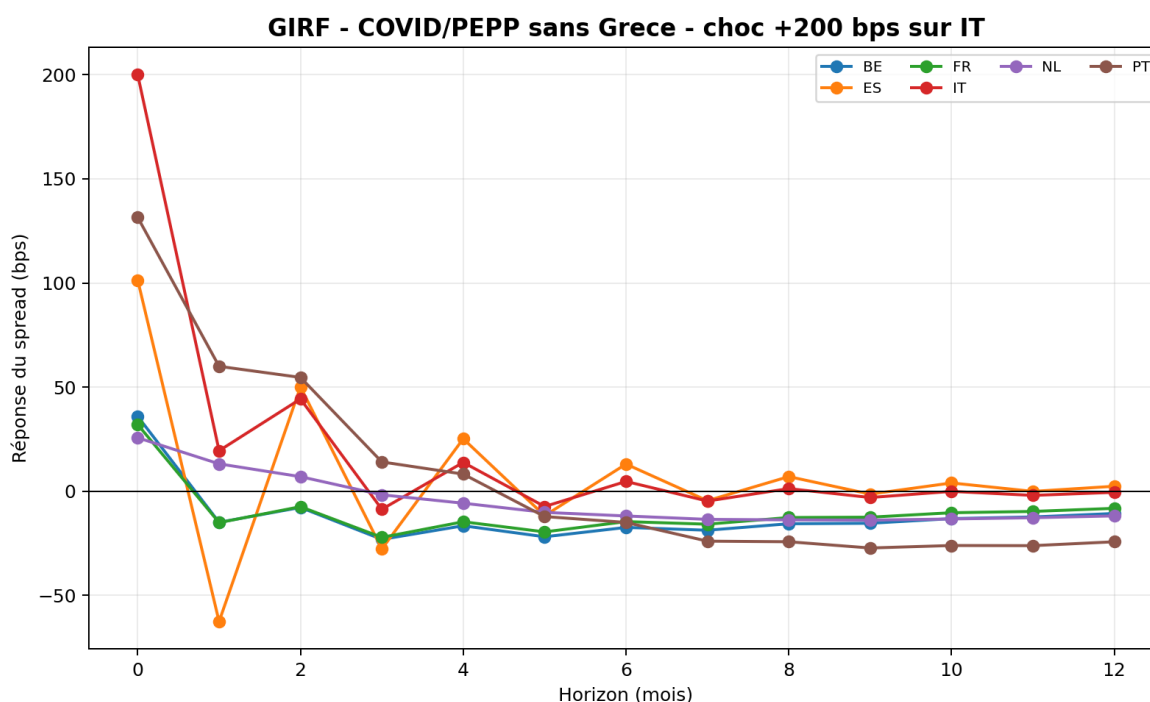


Figure 13. GIRF COVID/PEPP sans Grèce. Cette version est présentée comme robuste, car le modèle à sept pays était instable.

Source : estimations propres. $GIRF_i(h) = E[s_{i,t+h} | choc] - E[s_{i,t+h} | référence]$, avec choc italien de 200 points de base lorsque précisé.

Cette figure doit avant tout être comprise comme un exercice de robustesse. Retirer la Grèce ne change pas l'analyse principale, mais évite de commenter des GIRFs issues d'un modèle à sept pays qui n'est pas dynamiquement stable. Dans cette version, le choc italien provoque d'abord une réaction marquée en Espagne et au Portugal, puis les réponses deviennent plus irrégulières sur les horizons courts. À 12 mois, plusieurs d'entre elles sont négatives ou très proches de zéro, suggérant qu'une fois la Grèce écartée, le choc ne se prolonge pas durablement dans le système. Cette lecture doit néanmoins rester prudente, car la période COVID/PEPP repose sur un sous-échantillon court et fortement marqué par les interventions exceptionnelles de la BCE.

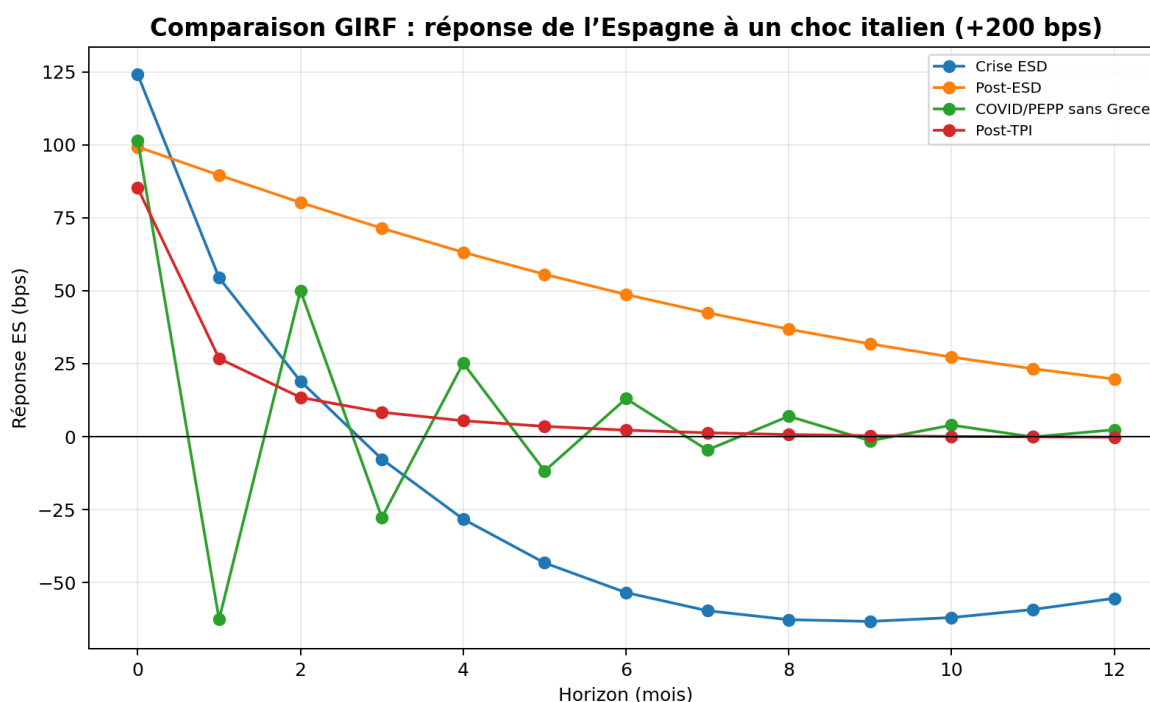


Figure 14. Comparaison de la réponse espagnole à un choc italien. La persistance est plus faible en post-TPI que pendant les épisodes de stress plus anciens.

Source : estimations propres. $GIRF_i(h) = E[s_{i,t+h} | choc] - E[s_{i,t+h} | référence]$, avec choc italien de 200 points de base lorsque précisé.

La comparaison de la réponse espagnole à un choc italien illustre la différence de persistance entre régimes. Pendant la crise ESD, la réponse espagnole est forte au départ, puis devient négative aux horizons plus longs, traduisant une dynamique de correction après un choc initial important. En post-ESD, la réponse espagnole reste positive plus longtemps, signalant une transmission plus persistante et moins explosive. En post-TPI, la réponse initiale demeure visible,

puis converge rapidement vers zéro. Le point important n'est donc pas uniquement le niveau du pic, mais la vitesse d'absorption du choc.

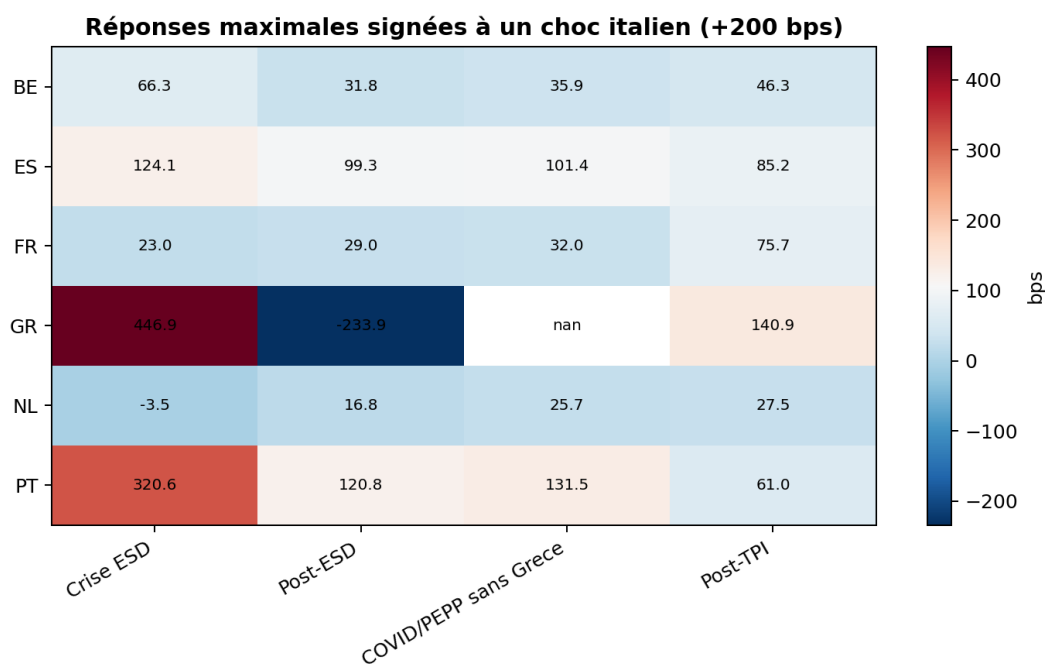


Figure 15. Réponses maximales à un choc italien. La crise ESD reste le régime de transmission le plus intense, surtout vers la périphérie.

Source : estimations propres. $GIRF_i(h) = E[s_{i,t+h} | choc] - E[s_{i,t+h} | référence]$, avec choc italien de 200 points de base lorsque précisé.

Les réponses maximales confirment que la crise ESD reste le régime de propagation le plus intense, surtout vers la périphérie. Le Portugal et la Grèce enregistrent les réactions les plus fortes pendant la crise souveraine, illustrant l'extension possible des chocs italiens aux autres marchés périphériques. En post-TPI, les réponses maximales restent positives ; leur amplitude est plus limitée et leur persistance plus faible. Cela indique que les interdépendances n'ont pas disparu et que le système ne reproduit pas le régime de fragmentation extrême observé en 2010-2012.

Pendant la crise ESD, un choc italien produit des réponses fortes dans les pays périphériques, notamment au Portugal et en Grèce. En post-ESD, les réponses persistent mais sont moins homogènes. En post-TPI, les réponses initiales restent visibles, mais elles deviennent très faibles à l'horizon de 12 mois. Ce résultat est cohérent avec une stabilisation relative du régime post-2022, sans permettre d'attribuer causalement cette stabilisation au TPI seul.

7. Discussion

7.1. Lecture économique des résultats

C'est précisément ce type de dynamique qui finit par compromettre la transmission homogène de la politique monétaire dans la zone euro.

La séquence post-TPI se lit autrement. Le choc italien reste perceptible au début de l'horizon, puis se dissipe nettement plus vite. Il serait excessif d'en conclure que le TPI, à lui seul, explique la stabilisation observée. Plus prudemment, les résultats suggèrent surtout que, dans les données et avec la spécification retenue, la période ouverte en 2022 ne retrouve pas la persistance propre à la crise ESD. À 12 mois, les réponses sont faibles pour presque tous les pays, allant dans le sens d'un régime de propagation relativement plus contenu.

La PCA et la matrice W permettent d'aller un peu plus loin dans cette lecture. PC1 confirme qu'il existe toujours une composante commune. La phase post-TPI apparaît néanmoins moins homogène que les périodes antérieures. De son côté, PC2 fait ressortir une structure de différenciation qui ne recoupe plus simplement l'opposition traditionnelle entre cœur et périphérie. La France et la Belgique occupent une place plus marquée dans la configuration post-2022, tandis que certains pays périphériques ne se situent plus de la même manière que pendant la crise souveraine. C'est en ce sens qu'on peut parler de reconfiguration : les interdépendances restent bien présentes, sans s'ordonner de la même façon.

Cette lecture reste cohérente avec la littérature existante. De Grauwe et Ji (2012) insistent sur les mécanismes auto-réalisateurs propres à une union monétaire incomplète ; Candelon, Luisi et Roccazzella (2022) montrent que la fragmentation change selon les régimes ; Favero (2013), enfin, souligne l'intérêt d'un GVAR pour saisir les interdépendances entre spreads. Le mémoire s'inscrit dans cette lignée, tout en l'appliquant à la période post-2022. Ce qui ressort ici, ce n'est pas la disparition du stress souverain après l'annonce du TPI, mais le fait qu'il paraît moins durable que lors de la crise des dettes souveraines.

7.2. Discussion des canaux non directement modélisés

Plusieurs canaux économiques doivent être gardés à l'esprit, même s'ils ne sont pas intégrés comme variables explicatives dans le modèle principal. Le premier est le canal bancaire. Une

hausse persistante des spreads souverains peut détériorer la valeur des portefeuilles obligataires détenus par les banques, augmenter leurs coûts de financement et réduire leur capacité de prêt. Ce mécanisme, souvent décrit comme une boucle souverain-banques, est central dans les travaux d'Acharya et al. (2014), Altavilla et al. (2017) et Mody et Sandri (2012). Dans ce mémoire, il apparaît surtout dans l'interprétation macrofinancière, pas dans l'estimation.

Le deuxième canal tient au contexte inflationniste et au resserrement monétaire. La période post-TPI ne se réduit pas à l'annonce d'un nouvel instrument de la BCE ; elle coïncide aussi avec une phase de forte inflation et de relèvement rapide des taux directeurs. Dans un tel environnement, les spreads peuvent évoluer parce que les marchés revoient leurs anticipations de croissance, de dette publique, de soutenabilité budgétaire ou encore de prime de terme. Il serait donc excessif d'attribuer toute la stabilisation observée après 2022 au seul TPI. Les résultats paraissent plutôt compatibles avec un régime plus contenu, sans constituer pour autant une preuve causale de l'efficacité propre de l'instrument.

Le troisième canal est le risque de redénomination. Pendant la crise ESD, une partie des spreads reflétait la crainte d'une sortie de certains pays de la zone euro ou d'une restructuration implicite de leurs engagements. Ce risque n'est pas directement mesuré ici par des CDS ou par une prime spécifique de redénomination. L'analyse porte donc sur les spreads obligataires observés et sur leur structure de propagation ; elle ne décompose pas chaque spread en risque de crédit, risque de liquidité, risque de redénomination et prime de marché globale.

7.3. Limites de l'analyse

La première limite tient à la taille des sous-échantillons. La période post-TPI ne contient que 42 observations mensuelles, et la période COVID/PEPP en contient 28. Ces tailles réduites imposent un modèle parcimonieux. Elles limitent aussi la puissance statistique des tests et rendent les résultats sensibles à quelques observations atypiques. C'est l'une des raisons pour lesquelles les conclusions sont formulées en termes de régimes, d'ordres de grandeur et de persistance relative, plutôt qu'en termes d'effets structurels définitifs.

L'exclusion de la Grèce dans la robustesse COVID/PEPP n'a donc rien d'un ajustement de convenance. Elle découle directement du diagnostic de stabilité. Dès lors que le modèle à sept pays devient instable, les GIRFs correspondantes cessent d'être vraiment exploitables sur le plan

économique. La version sans Grèce rétablit cette stabilité, mais elle change aussi le périmètre de l'analyse. Pour cette raison, les résultats obtenus sur COVID/PEPP doivent être rapprochés des autres sous-périodes avec une certaine prudence.

Une autre limite tient au choix méthodologique de la matrice W . Celle-ci est construite à partir des chargements de PC2, selon une logique cohérente avec la structure factorielle mise en évidence dans les données, mais qui s'écarte des GVAR fondés sur des poids commerciaux ou financiers plus classiques. Une piste de prolongement assez naturelle serait donc de confronter cette matrice à d'autres systèmes de pondération, par exemple à partir des corrélations de résidus, des expositions bancaires, des échanges commerciaux ou des détentions croisées de dette souveraine. Cela permettrait de mieux mesurer la part des résultats qui tient à la construction même de W .

La question des GIRFs appelle aussi une réserve importante : les graphiques sont présentés sans bandes de confiance. Les réponses faibles aux horizons lointains doivent donc être lues comme des indications sur la forme générale de la dynamique, et non comme des effets établis avec précision à chaque date. Cette remarque compte particulièrement pour la période post-TPI. Le retour progressif vers zéro reste économiquement intéressant, mais il ne permet pas d'affirmer que chaque réponse reste statistiquement différente de zéro à tous les horizons.

Enfin, l'analyse se concentre sur la maturité souveraine à 10 ans. Ce choix se justifie assez bien, à la fois par la liquidité de ce segment et par sa place centrale dans la littérature sur les spreads souverains. Il ne donne toutefois qu'une vision partielle de la structure par terme. Des maturités plus courtes, comme 2 ans ou 5 ans, ou encore l'inclinaison de la courbe des taux, pourraient apporter un éclairage complémentaire sur la différence entre tensions de court terme et risques de soutenabilité plus durables.

7.4. Implications opérationnelles

Pour un gestionnaire de portefeuille obligataire souverain, le résultat principal porte sur la persistance des chocs. Pendant la crise ESD, un choc italien exige une couverture plus durable, car la propagation vers d'autres marchés périphériques reste élevée au-delà des premiers mois. En post-TPI, la réaction initiale demeure, mais l'absorption plus rapide suggère que la gestion du risque doit davantage distinguer le choc de court terme de la persistance à moyen horizon.

Pour les équipes de gestion des risques, les résultats suggèrent qu'il faut sans doute revoir la manière dont les corrélations sont intégrées dans les modèles internes. Des corrélations estimées sur de longues périodes risquent de lisser des changements de régime pourtant importants, et donc de minimiser le rôle pris par certains marchés depuis 2022, surtout la France et la Belgique dans la matrice W post-TPI. Dans cette perspective, une approche par régimes paraît plus pertinente qu'une matrice unique calculée sur l'ensemble de l'échantillon, notamment pour construire des stress tests souverains plus réalistes.

Pour les décideurs de politique monétaire, le message appelle davantage de nuance. La plus faible persistance observée en post-TPI va dans le sens d'une transmission moins fragmentée qu'au moment de la crise de 2010-2012, mais elle ne fait pas disparaître le risque de tensions localisées. Le TPI a pu contribuer à stabiliser les anticipations, mais les résultats ne permettent pas de distinguer clairement ce qui relève de cet instrument et ce qui tient à d'autres facteurs, comme l'inflation, les trajectoires budgétaires, la communication de la BCE, les conditions de liquidité ou encore la perception générale du risque.

De cette lecture découlent trois recommandations assez concrètes. D'abord, il est utile de suivre séparément le niveau des spreads et leurs variations mensuelles, car ces deux indicateurs ne renseignent pas sur les mêmes mécanismes. Ensuite, il paraît préférable de tester les modèles de risque par sous-périodes, afin de ne pas mélanger des régimes de marché qui n'ont pas la même dynamique. Enfin, les pays atypiques, surtout la Grèce, gagnent à être traités au moyen de robustesses explicites plutôt que par une exclusion automatique ou, à l'inverse, par une inclusion forcée.

8. Conclusion et implications

D'abord, ce mémoire avait pour objectif d'évaluer comment les chocs de taux souverains se propagent dans la zone euro depuis 2022. La démarche a combiné les spreads à 10 ans vis-à-vis du Bund allemand, une analyse en composantes principales, une matrice W , un modèle GVAR/VARX* et des fonctions de réponse impulsionnelle généralisées. L'intérêt de cette chaîne empirique est de ne pas confondre trois objets différents : le mouvement commun des taux, la fragmentation descriptive entre pays et la propagation dynamique d'un choc dans le système.

Ensuite, la réponse à la question de recherche appelle une certaine nuance. Depuis 2022, les interdépendances souveraines restent bien présentes. Les corrélations, la PCA et les matrices W vont toutes dans le même sens : les marchés continuent d'évoluer de manière liée. En revanche, les GIRFs suggèrent que le régime post-TPI ne retrouve pas la persistance extrême observée pendant la crise des dettes souveraines. Un choc italien de 200 points de base se diffuse encore rapidement à plusieurs pays, puis ses effets s'atténuent assez vite et deviennent faibles à l'horizon de 12 mois.

Par ailleurs, la période post-TPI semble moins marquée par un retour pur et simple au clivage entre cœur et périphérie que par une recomposition des interdépendances. Certains pays du cœur occupent une place plus visible dans la structure factorielle, sans pour autant que cela s'accompagne d'une dynamique de crise comparable à celle de 2010-2012.

En outre, l'apport du mémoire se situe à deux niveaux. Empiriquement, il prolonge l'analyse de la fragmentation souveraine au-delà de la période COVID en intégrant explicitement la phase post-TPI. Sur le plan méthodologique, il montre l'intérêt de combiner PCA, matrice W , GVAR et GIRFs pour passer d'une lecture descriptive des spreads à une analyse plus dynamique de la propagation des chocs. Le code R utilisé pour les traitements empiriques figure en annexe, de manière à rendre la démarche aussi vérifiable et reproductible que possible.

Les résultats doivent toutefois être lus avec prudence. L'étude n'identifie pas causalement l'effet du TPI. Elle ne modélise pas directement l'inflation, les CDS souverains, les expositions bancaires ou les fondamentaux budgétaires détaillés. Elle repose aussi sur des sous-périodes courtes, notamment après 2022. Les recherches futures pourraient donc utiliser des données hebdomadaires, tester d'autres matrices W , ajouter des bandes de confiance aux GIRFs, étudier

des chocs français ou espagnols et intégrer explicitement des variables de politique monétaire ou de risque bancaire.

Enfin, la conclusion générale est la suivante : depuis 2022, la zone euro reste exposée à des chocs souverains interdépendants, sans que les résultats obtenus signalent un retour au régime de fragmentation extrême de la crise ESD. Le régime post-TPI apparaît plus contenu, plus rapidement absorbé et davantage structuré par une reconfiguration des interdépendances que par une panique périphérique généralisée.

9. Glossaire des termes techniques

Spread souverain : écart entre le rendement d'une obligation souveraine et le rendement de référence allemand de même maturité. Dans ce mémoire, il est exprimé en points de base.

Bund allemand : obligation souveraine allemande utilisée comme référence de comparaison dans la zone euro.

Point de base : unité de mesure des taux d'intérêt ; 100 points de base correspondent à 1 point de pourcentage.

Pays du cœur : groupe composé ici de la Belgique, de la France et des Pays-Bas, caractérisé par des spreads généralement plus faibles.

Pays périphériques : groupe composé ici de l'Espagne, du Portugal, de l'Italie et de la Grèce, historiquement plus exposé aux tensions souveraines.

Fragmentation financière : divergence persistante des conditions de financement entre pays ou marchés, au-delà d'un mouvement commun de politique monétaire.

PCA : analyse en composantes principales, méthode statistique qui résume plusieurs séries corrélées en facteurs synthétiques.

PC1 : première composante principale ; elle est interprétée comme facteur commun lorsque les pays chargent dans le même sens.

PC2 : deuxième composante principale ; elle est interprétée comme facteur de fragmentation lorsqu'elle oppose clairement des groupes de pays.

Loading : coefficient de chargement d'un pays sur une composante principale. Il indique la contribution relative d'un pays au facteur considéré.

Matrice W : matrice de pondération utilisée pour construire les variables étrangères pondérées du GVAR à partir des relations factorielles entre pays.

GVAR/VARX* : modèle vectoriel autorégressif global dans lequel chaque pays dépend de sa propre dynamique et d'une variable étrangère pondérée.

GIRF : generalized impulse response function ; réponse dynamique estimée d'un système à un choc donné, sans imposer un ordre causal strict entre variables.

Stabilité dynamique : condition selon laquelle le module maximal des racines du système est inférieur à 1. Un modèle instable ne doit pas être utilisé pour interpréter des GIRFs principales.

Robustesse : estimation alternative utilisée pour vérifier que les résultats ne dépendent pas excessivement d'un choix d'échantillon ou de spécification.

CD-test de Pesaran : test de dépendance transversale utilisé pour vérifier si les séries des différents pays peuvent être considérées comme indépendantes.

Bande de confiance : intervalle statistique autour d'une réponse estimée. Son absence impose de ne pas surinterpréter les faibles réponses GIRF comme significatives.

Risque de redénomination : risque qu'un actif libellé en euros soit converti dans une nouvelle monnaie nationale en cas de rupture de l'union monétaire.

Boucle souverain-banques : mécanisme par lequel les tensions sur la dette publique affectent les banques nationales, puis le crédit et l'économie réelle.

Bibliographie

- Acharya, V. V., Drechsler, I., & Schnabl, P. (2014). A pyrrhic victory? Bank bailouts and sovereign credit risk. *The Journal of Finance*, 69(6), 2689–2739. <https://doi.org/10.1111/jofi.12206>
- Aguiar, M., & Gopinath, G. (2006). Defaultable debt, interest rates and the current account. *Journal of International Economics*, 69(1), 64–83.
- Aizenman, J., Hutchison, M., & Jinjara, Y. (2013). What is the risk of European sovereign debt defaults? Fiscal space, CDS spreads and market pricing of risk. *Journal of International Money and Finance*, 34, 37–59. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.11.011>
- Altavilla, C., Pagano, M., & Simonelli, S. (2017). Bank exposures and sovereign stress transmission. *Review of Finance*, 21(6), 2103–2139.
- Altavilla, C., Canova, F., & Ciccarelli, M. (2020). Mending the broken link: Heterogeneous bank lending rates and monetary policy pass-through. *Journal of Monetary Economics*, 110, 81–98.
- Ang, A., & Longstaff, F. A. (2013). Systemic sovereign credit risk: Lessons from the U.S. and Europe. *Journal of Monetary Economics*, 60(5), 493–510. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.04.009>
- Arellano, C. (2008). Default risk and income fluctuations in emerging economies. *American Economic Review*, 98(3), 690–712.
- Argyrou, M. G., & Kontonikas, A. (2012). The EMU sovereign-debt crisis: Fundamentals, expectations and contagion. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 658–677. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2012.03.003>
- Attinasi, M. G., Checherita-Westphal, C., & Nickel, C. (2009). What explains the surge in euro area sovereign spreads during the financial crisis of 2007–09? *ECB Working Paper Series*.
- Bahaj, S. (2020). Sovereign spreads in the euro area: Cross-border transmission and macroeconomic implications. *Journal of Monetary Economics*, 110, 116–135.
- Beber, A., Brandt, M. W., & Kavajecz, K. A. (2009). Flight-to-quality or flight-to-liquidity? Evidence from the euro-area bond market. *Review of Financial Studies*, 22(3), 925–957.

- Beetsma, R., Giuliodori, M., de Jong, F., & Widijanto, D. (2013). Spread the news: The impact of news on the European sovereign bond markets during the crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34, 83–101.
- Bernoth, K., von Hagen, J., & Schuknecht, L. (2006). Sovereign risk premiums in the European government bond market. *GESY Discussion Paper*.
- Bernoth, K., Dietz, S., Ider, G., & Lastra, R. M. (2022). Activation of new ECB emergency program TPI not required so far. *ECONSTOR / ZBW*.
- Borgy, V., Laubach, T., Mésonnier, J.-S., & Renne, J.-P. (2011). Fiscal sustainability, default risk and euro area sovereign bond spreads. *Banque de France Working Paper*.
- Caceres, C., Guzzo, V., & Segoviano, M. (2010). Sovereign spreads: Global risk aversion, contagion or fundamentals? *IMF Working Paper*.
- Candelon, B., Luisi, A., & Roccazzella, F. (2022). Fragmentation in the European Monetary Union: Is it really over? *Journal of International Money and Finance*, 122, 102545.
- Codogno, L., Favero, C., & Missale, A. (2003). Yield spreads on EMU government bonds. *Economic Policy*, 18(37), 503–532.
- Costola, M., Iacopini, M., & Santagiustina, C. R. M. A. (2023). Measuring sovereign bond fragmentation in the Eurozone. *Finance Research Letters*, 51, 103354.
- De Grauwe, P., & Ji, Y. (2012). Mispricing of sovereign risk and macroeconomic stability in the eurozone. *Journal of Common Market Studies*, 50(6), 866–880.
- De Santis, R. A. (2015). A measure of redenomination risk. *ECB Working Paper Series*.
- Dees, S., di Mauro, F., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: A global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1–38.
- Delatte, A.-L., Fouquau, J., & Portes, R. (2017). Regime-dependent sovereign risk pricing during the euro crisis. *Review of Finance*, 21(1), 363–385.
- Ejsing, J., & Lemke, W. (2011). The Janus-headed salvation: Sovereign and bank credit risk premia during 2008–2009. *Economics Letters*, 110(1), 28–31.
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2010.10.027>

- Eser, F., & Schwaab, B. (2016). Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures: Empirical evidence from the ECB's Securities Markets Programme. *Journal of Financial Economics*, 119(1), 147–167. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2015.06.003>
- European Central Bank. (2012, September 6). *Technical features of Outright Monetary Transactions*. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/>
- European Central Bank. (2020, March 18). *ECB announces €750 billion Pandemic Emergency Purchase Programme (PEPP)*. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/>
- European Central Bank. (2022a, July 21). *Monetary policy decisions*. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/>
- European Central Bank. (2022b, July 21). *The Transmission Protection Instrument*. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/>
- Favero, C. A., & Missale, A. (2012). Sovereign spreads in the euro area: Which prospects for a Eurobond? *Economic Policy Panel Meeting*.
- Favero, C. A. (2013). Modelling and forecasting government bond spreads in the euro area: A GVAR model. *Journal of Econometrics*, 177(2), 343–356.
- Gerlach, S., Schulz, A., & Wolff, G. B. (2010). Banking and sovereign risk in the euro area. *CEPR Discussion Paper*.
- Geyer, A., Kossmeier, S., & Pichler, S. (2004). Measuring systematic risk in EMU government yield spreads. *Review of Finance*, 8(2), 171–197.
- Gibson, H. D., Hall, S. G., & Tavlás, G. S. (2012). The Greek financial crisis: Growing imbalances and sovereign spreads. *Journal of International Money and Finance*, 31(3), 498–516.
- Grandi, P. (2019). Sovereign stress and heterogeneous monetary transmission to bank lending in the euro area. *European Economic Review*, 119, 251–273.
- Haugh, D., Ollivaud, P., & Turner, D. (2009). What drives sovereign risk premiums? *OECD Economics Department Working Papers*.

- Kakes, J., & van den End, J. W. (2024). Identifying financial market fragmentation in the euro area: When do sovereign spreads go beyond fundamentals? *De Nederlandsche Bank Working Paper*.
- Kiss, G. D., & Alipanah, S. (2024). Sovereign spread divergence owing to inflation and redenomination risk countered by unconventional monetary policy in the Eurozone. *Economic Modelling*, 131, 106613.
- Krishnamurthy, A., Nagel, S., & Vissing-Jorgensen, A. (2018). ECB policies involving government bond purchases: Impact and channels. *Review of Finance*, 22(1), 1–44. <https://doi.org/10.1093/rof/rfx053>
- Lane, P. R. (2012). The European sovereign debt crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 49–68.
- Manganelli, S., & Wolswijk, G. (2009). What drives spreads in the euro area government bond market? *Economic Policy*, 24(58), 191–240.
- Mody, A., & Sandri, D. (2012). The eurozone crisis: How banks and sovereigns came to be joined at the hip. *Economic Policy*, 27(70), 199–230.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics*.
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129–162.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. P. (2006). Macroeconometric modelling with a global perspective. *The Manchester School*, 74, 24–49.
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Smith, L. V. (2009). Forecasting economic and financial variables with global VARs. *International Journal of Forecasting*, 25(4), 642–675.
- Potjagailo, G. (2017). Spillover effects from euro area monetary policy across Europe: A factor-augmented VAR approach. *Journal of International Money and Finance*, 72, 127–147.
- Saka, O., Fuertes, A.-M., & Kalotychou, E. (2015). ECB policy and eurozone fragility: Was De Grauwe right? *Journal of International Money and Finance*, 54, 168–185.

Schuknecht, L., von Hagen, J., & Wolswijk, G. (2010). Government bond risk premiums in the EU revisited: The impact of the financial crisis. *ECB Working Paper Series*.

Schnabel, I. (2022). Finding the right mix: Monetary-fiscal interaction at times of high inflation. *SUERF Policy Note*.

Annexes

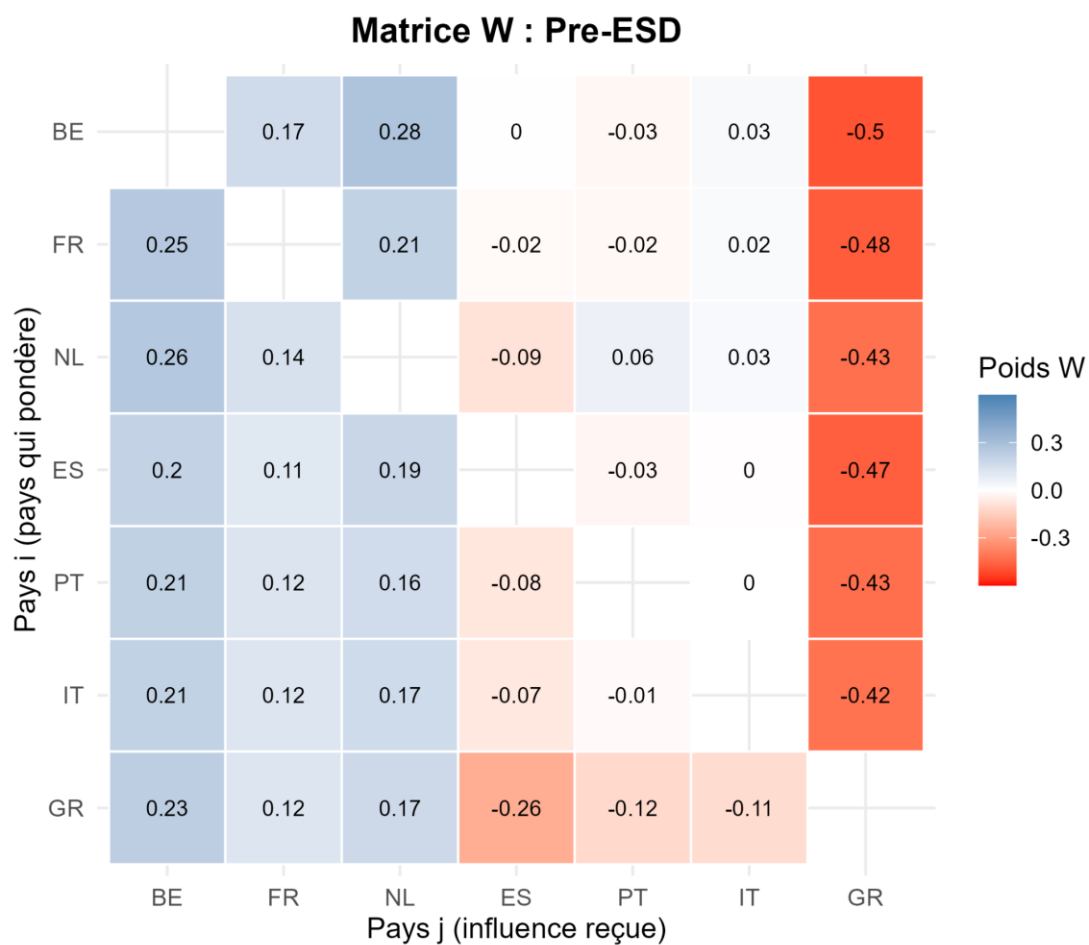
Annexe A. Fichiers empiriques utilisés

Fichier	Rôle
donnees_memoire_bon_recheck_clean.xlsx	Dataset nettoyé, spreads, statistiques descriptives, corrélations, CD-test
resultats_PCA_complets.xlsx	PCA par période, avec et sans Grèce
matrices_W_CORRECT.xlsx	Matrices W par sous-période
resultats_GVAR.xlsx	Coefficients GVAR/VARX*
diagnostics_GVAR.xlsx	Stabilité et tests de résidus
girf_outputs_justine.xlsx	GIRFs, robustesses et synthèses

Annexes empiriques complémentaires

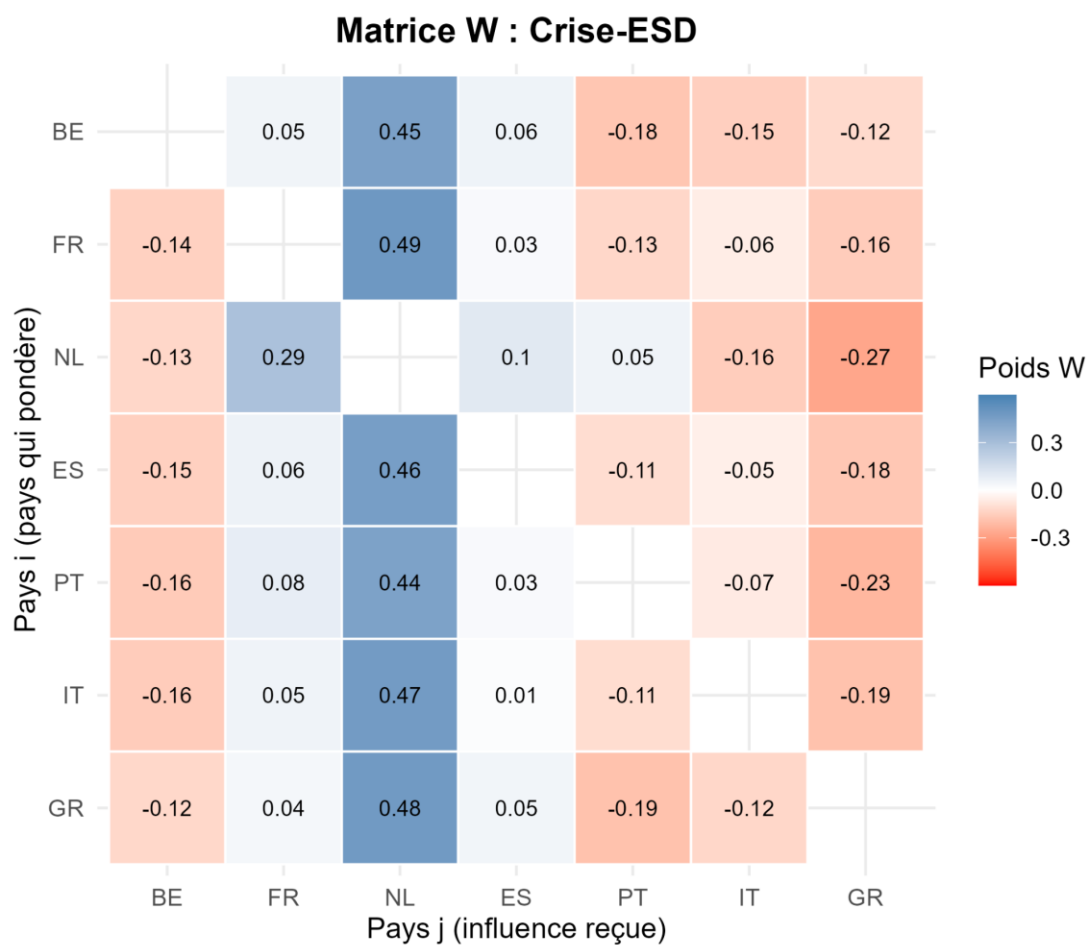
Ces annexes regroupent les principales matrices et figures empiriques utiles à la lecture des résultats. Elles doivent être conservées comme supports méthodologiques et référencées dans le corps du mémoire lorsque nécessaire. Les annexes A.8 à A.10 ajoutent les matrices de corrélation en variations mensuelles pour les régimes les plus utiles à la comparaison empirique.

Annexe A.1. Matrice W - Pré-ESD



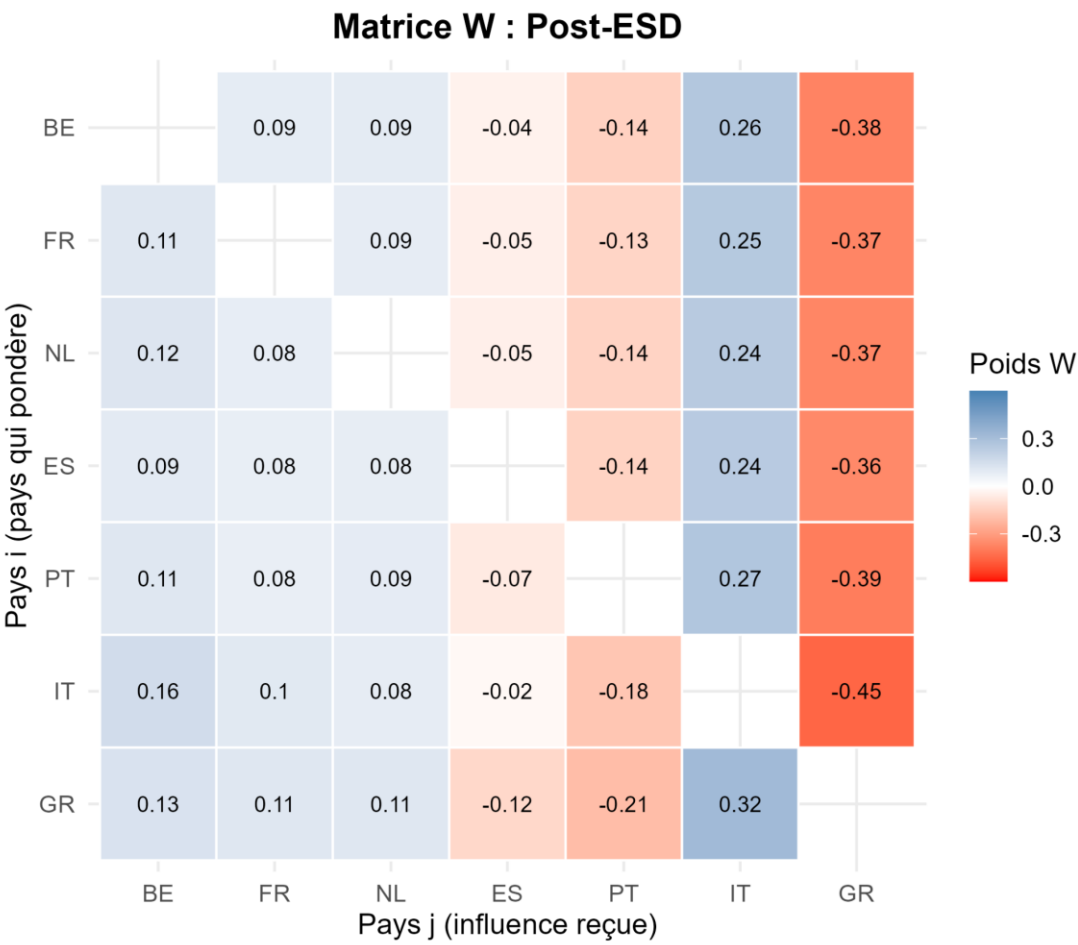
Source : estimations propres. Formule : $w_{ij} = \text{loading}_j(\text{PC2}) / \text{somme}_{k \neq i} |\text{loading}_k(\text{PC2})|$, avec $w_{ii} = 0$.

Annexe A.2. Matrice W - Crise ESD



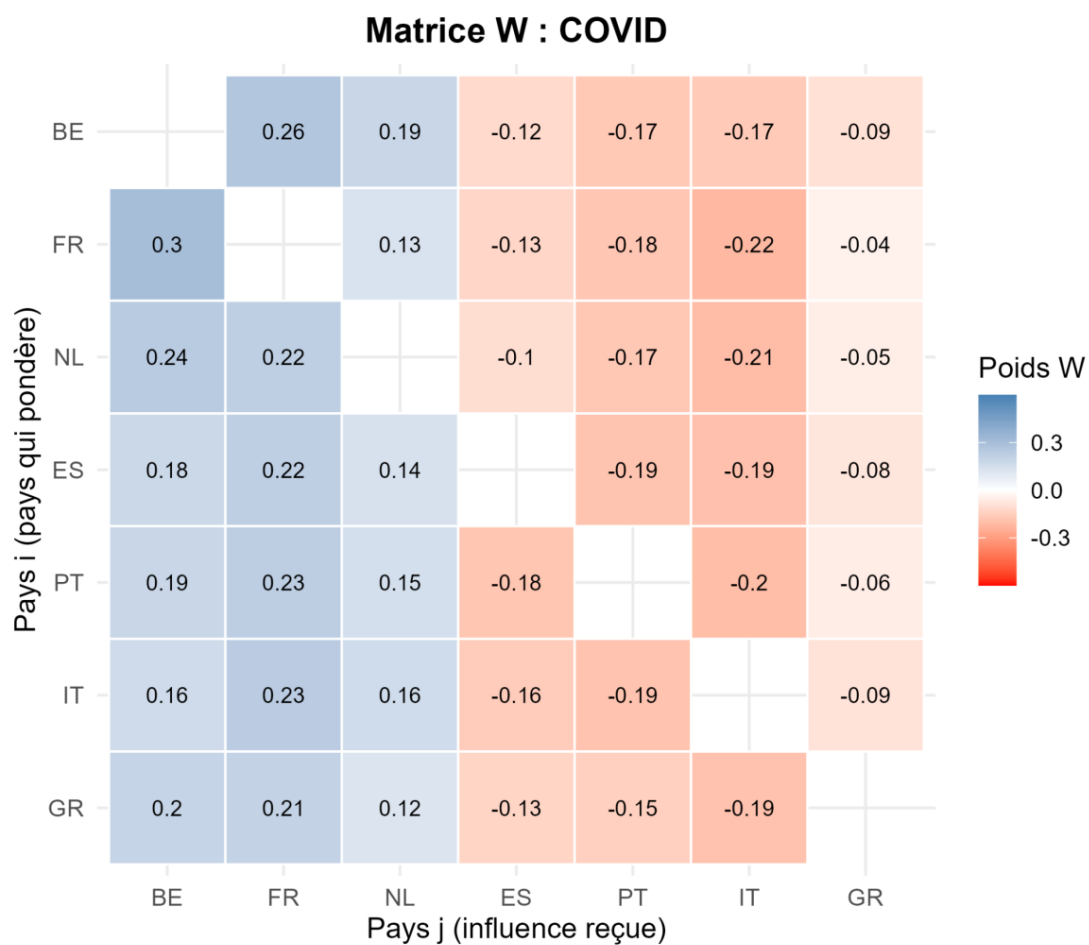
Source : estimations propres. Formule : $w_{ij} = \text{loading}_j(\text{PC2}) / \text{somme}_{k \neq i} |\text{loading}_k(\text{PC2})|$, avec $w_{ii} = 0$.

Annexe A.3. Matrice W - Post-ESD



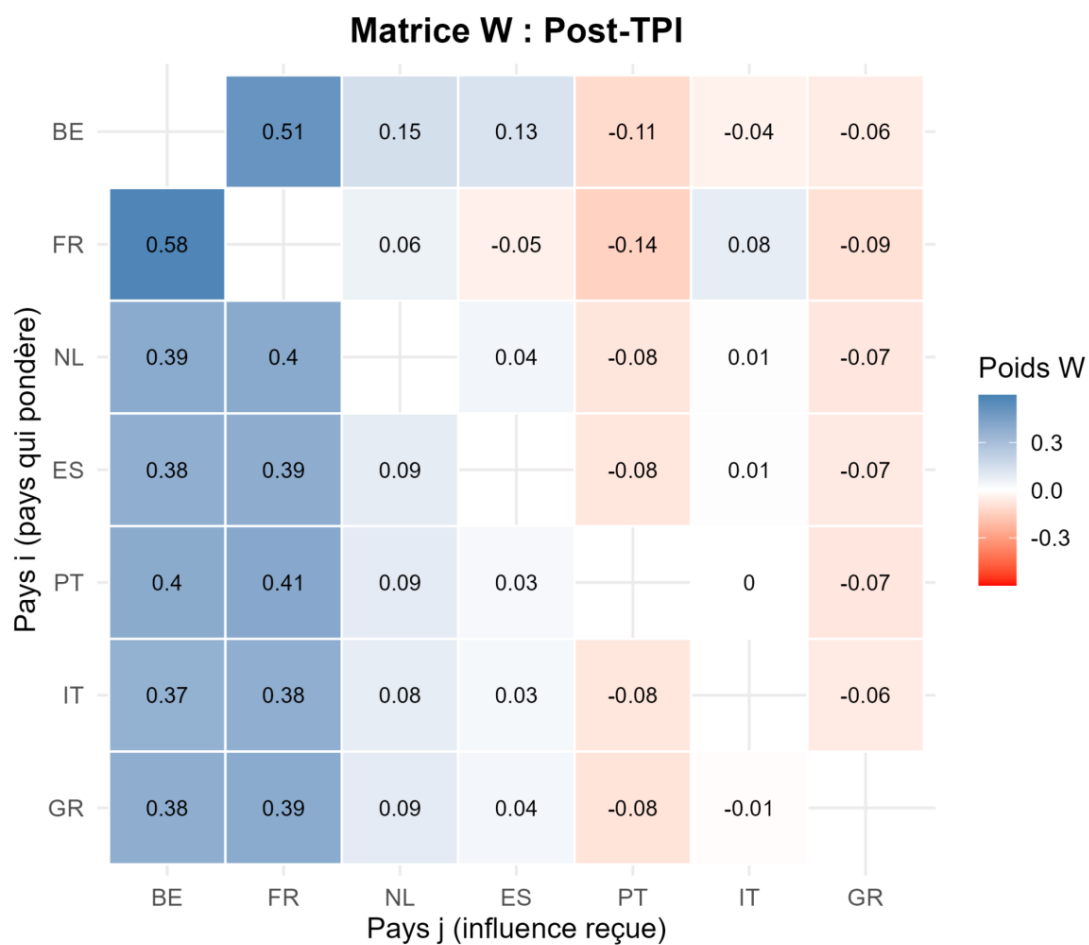
Source : estimations propres. Formule : $w_{ij} = \text{loading}_j(\text{PC2}) / \text{somme}_{k \neq i} |\text{loading}_k(\text{PC2})|$, avec $w_{ii} = 0$.

Annexe A.4. Matrice W - COVID/PEPP



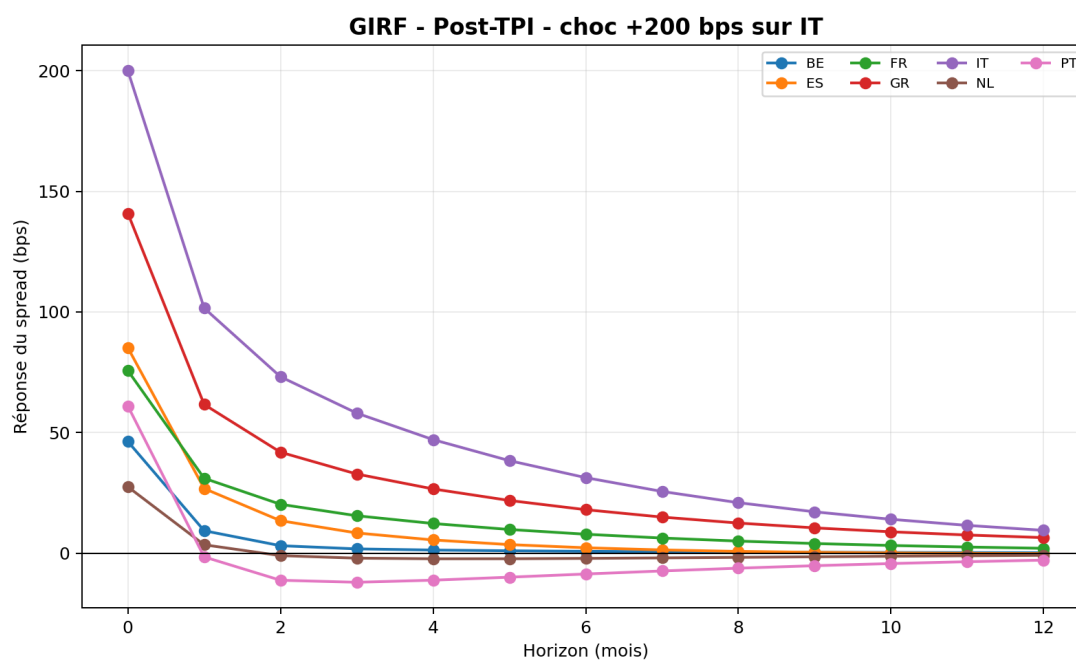
Source : estimations propres. Formule : $w_{ij} = \text{loading}_j(\text{PC2}) / \text{somme}_{k \neq i} |\text{loading}_k(\text{PC2})|$, avec $w_{ii} = 0$.

Annexe A.5. Matrice W - Post-TPI



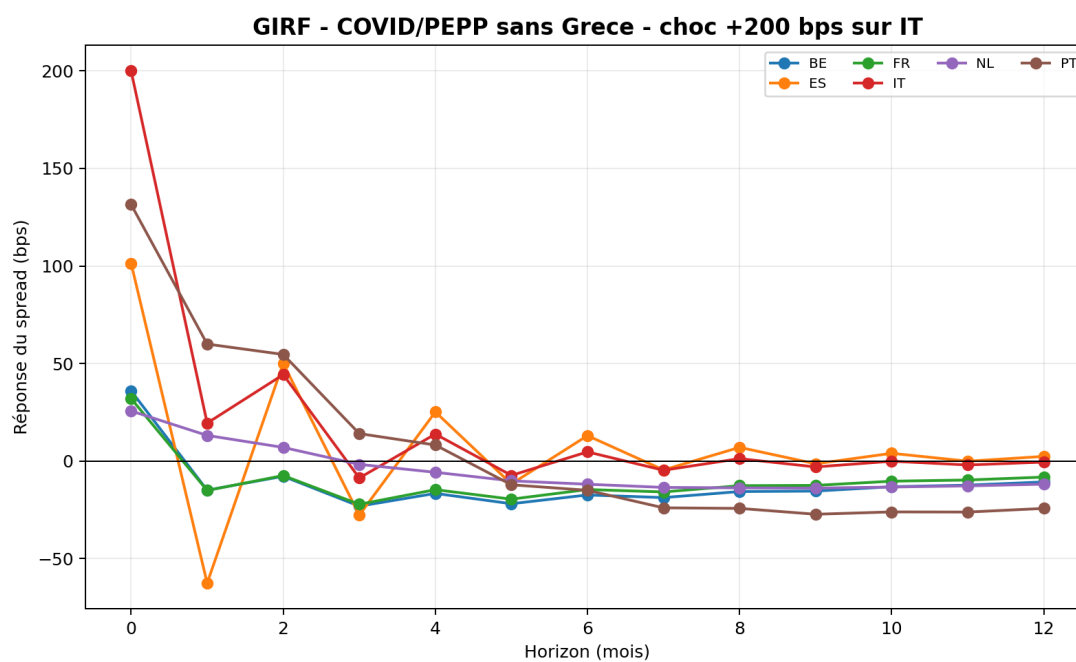
Source : estimations propres. Formule : $w_{ij} = \text{loading}_j(\text{PC2}) / \text{somme}_{k \neq i} |\text{loading}_k(\text{PC2})|$, avec $w_{ii} = 0$.

Annexe A.6. GIRF Post-TPI - choc italien



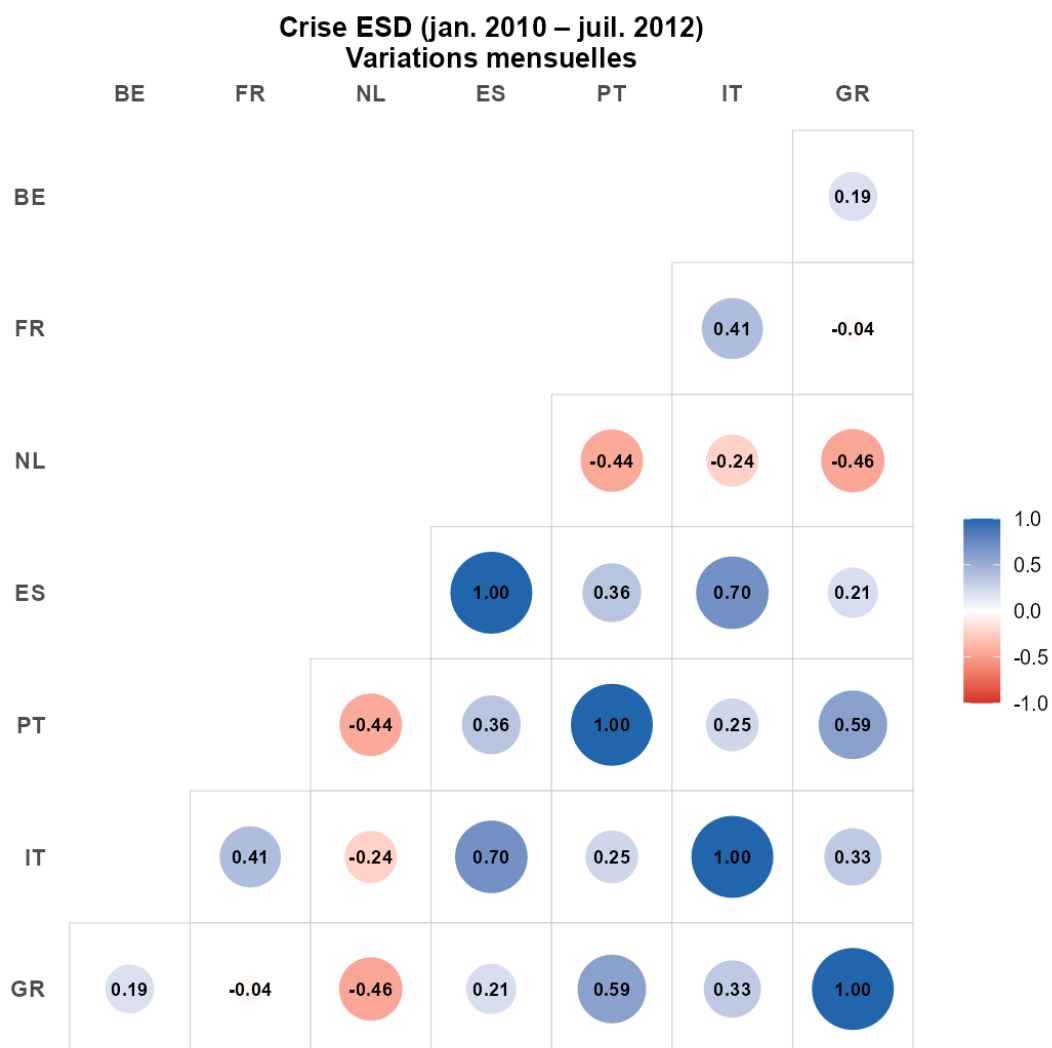
Source : estimations propres. $GIRF_i(h) = E[s_{i,t+h} | choc] - E[s_{i,t+h} | référence]$, avec choc italien de 200 points de base lorsque précisé.

Annexe A.7. GIRF COVID/PEPP sans Grèce - choc italien



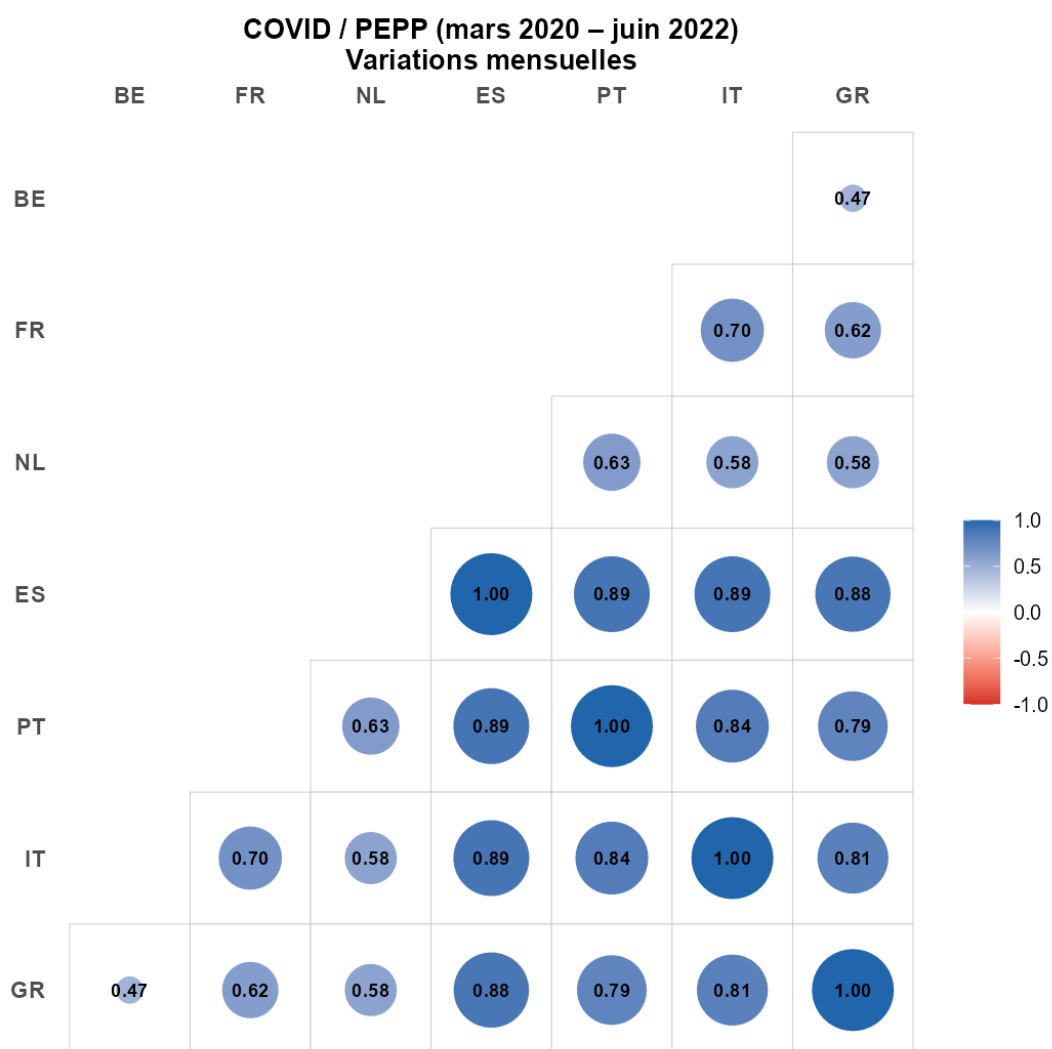
Source : estimations propres. $GIRF_i(h) = E[s_{i,t+h} | choc] - E[s_{i,t+h} | référence]$, avec choc italien de 200 points de base lorsque précisé.

Annexe A.8. Corrélations en variations mensuelles - crise ESD



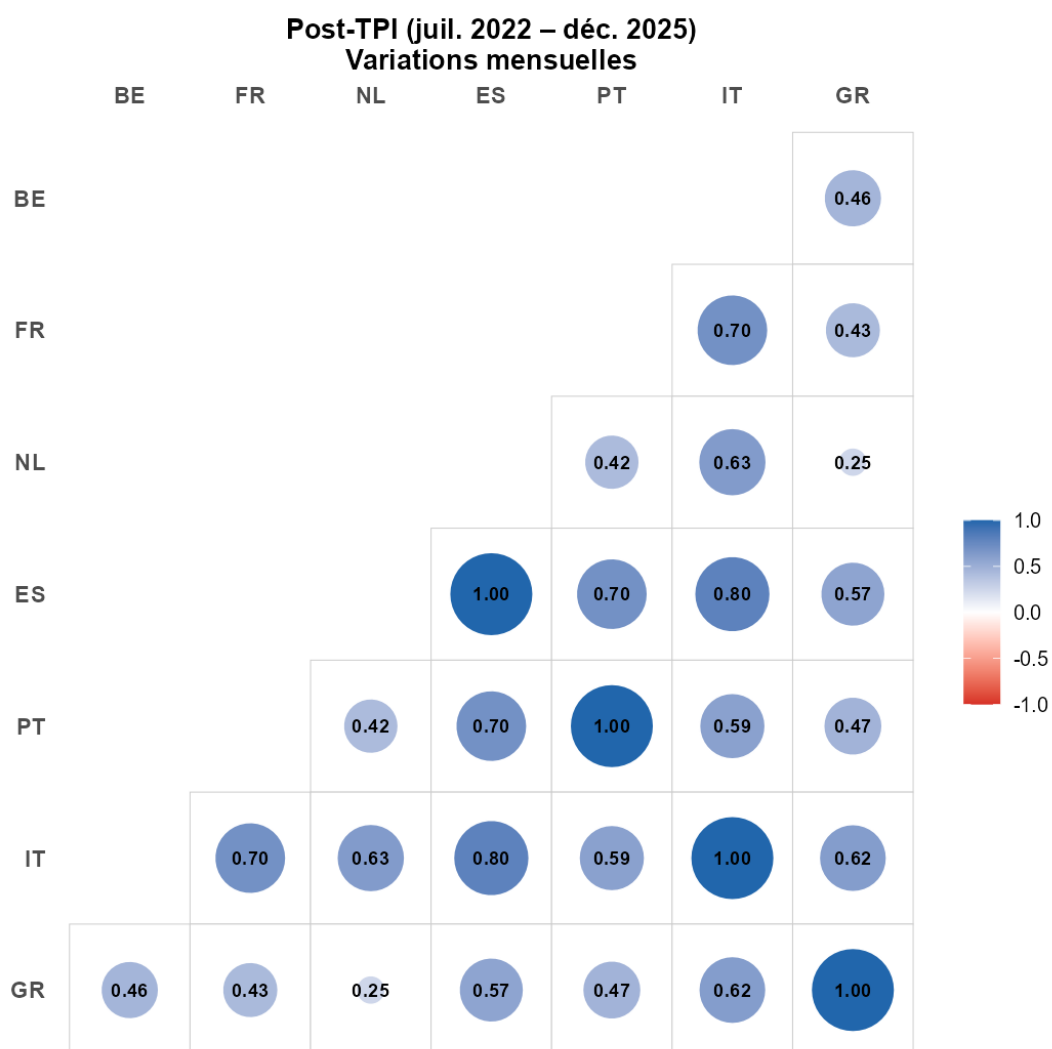
Source : estimations propres. Formules de calcul : $\text{Spread}_{i,t} = (\text{Yield}_{i,t} - \text{Yield}_{\text{DE},t}) \times 100$; $\Delta\text{Spread}_{i,t} = \text{Spread}_{i,t} - \text{Spread}_{i,t-1}$; corrélation de Pearson entre variations mensuelles.

Annexe A.9. Corrélations en variations mensuelles - COVID/PEPP



Source : estimations propres. Formules de calcul : $\text{Spread}_{i,t} = (\text{Yield}_{i,t} - \text{Yield}_{\text{DE},t}) \times 100$; $\Delta\text{Spread}_{i,t} = \text{Spread}_{i,t} - \text{Spread}_{i,t-1}$; corrélation de Pearson entre variations mensuelles.

Annexe A.10. Corrélations en variations mensuelles - post-TPI



Source : estimations propres. Formules de calcul : $\text{Spread}_{i,t} = (\text{Yield}_{i,t} - \text{Yield}_{\text{DE},t}) \times 100$; $\Delta\text{Spread}_{i,t} = \text{Spread}_{i,t} - \text{Spread}_{i,t-1}$; corrélation de Pearson entre variations mensuelles.

Annexe B. Code R utilisé pour les traitements empiriques

Cette annexe présente le code R consolidé permettant de reproduire les principales étapes empiriques : importation des données nettoyées, construction des spreads, statistiques descriptives, corrélations, PCA, matrices W, diagnostics GVAR/VARX* et GIRFs. Les chemins de fichiers doivent être adaptés au dossier de travail utilisé.

```
# Annexe B - Code R consolide
# Les fichiers utilises correspondent aux annexes empiriques du memoire.
# Adapter le chemin de travail avant execution.
```

```
library(readxl)
library(dplyr)
library(tidyr)
library(purrr)
library(ggplot2)
library(stringr)
library(tibble)
library(lmtest)
```

```
# 1. Importation des donnees nettoyees -----
file_data <- "donnees_memoire_bon_recheck_clean.xlsx"
```

```
spreads <- read_excel(file_data, sheet = "Spreads_Clean") %>%
  rename(
    Date = 1,
    BE = 2, FR = 3, NL = 4, ES = 5, PT = 6, IT = 7, GR = 8
  ) %>%
  mutate(Date = as.Date(Date))
```

```
pays <- c("BE", "FR", "NL", "ES", "PT", "IT", "GR")
core <- c("BE", "FR", "NL")
periphery <- c("ES", "PT", "IT", "GR")
```

```
periods <- tribble(
  ~Periode,      ~debut,      ~fin,
  "Pre-ESD",     "2006-07-01", "2009-12-31",
  "Crise-ESD",   "2010-01-01", "2012-07-31",
  "Post-ESD",    "2012-08-01", "2020-02-29",
  "COVID",       "2020-03-01", "2022-06-30",
  "Post-TPI",    "2022-07-01", "2025-12-31"
) %>%
  mutate(debut = as.Date(debut), fin = as.Date(fin))
```

```
# 2. Construction et verification des spreads -----
# Les spreads sont deja nettoyes dans Spreads_Clean. Si les rendements
# bruts sont utilises, la formule est :
# Spreadi,t = (Yieldi,t - YieldDE,t) * 100, en points de base.
```

```
yields_raw <- read_excel(file_data, sheet = "Yields_Raw")
```

```
# Exemple generique si reconstruction depuis les yields :
# spreads <- yields_raw %>%
#   transmute(
#     Date = as.Date(Date),
#     BE = (`BE` \nYield (%)` - `DE` \nYield (%)`) * 100,
#     FR = (`FR` \nYield (%)` - `DE` \nYield (%)`) * 100,
#     NL = (`NL` \nYield (%)` - `DE` \nYield (%)`) * 100,
#     ES = (`ES` \nYield (%)` - `DE` \nYield (%)`) * 100,
#     PT = (`PT` \nYield (%)` - `DE` \nYield (%)`) * 100,
#     IT = (`IT` \nYield (%)` - `DE` \nYield (%)`) * 100,
#     GR = (`GR` \nYield (%)` - `DE` \nYield (%)`) * 100
#   )
```

```
# 3. Statistiques descriptives -----
```

```

stats_desc <- spreads %>%
  summarise(across(all_of(pays),
    list(
      moyenne = ~mean(.x, na.rm = TRUE),
      mediane = ~median(.x, na.rm = TRUE),
      ecart_type = ~sd(.x, na.rm = TRUE),
      min = ~min(.x, na.rm = TRUE),
      max = ~max(.x, na.rm = TRUE),
      n = ~sum(!is.na(.x))
    ),
    .names = "{.col}_{.fn}"
  ))

# 4. Filtrage par sous-période -----
filter_period <- function(data, p_name) {
  p <- periods %>% filter(Période == p_name)
  data %>% filter(Date >= p$debut, Date <= p$fin)
}

# 5. Correlations en niveaux et variations mensuelles -----
cor_by_period <- function(data, p_name, diff = FALSE) {
  x <- filter_period(data, p_name) %>% select(all_of(pays))
  if (diff) x <- x %>% mutate(across(everything(), ~ .x - lag(.x))) %>% drop_na()
  cor(x, use = "pairwise.complete.obs", method = "pearson")
}

corr_levels <- map(periods$Période, ~ cor_by_period(spreads, .x, diff = FALSE))
names(corr_levels) <- periods$Période

corr_changes <- map(periods$Période, ~ cor_by_period(spreads, .x, diff = TRUE))
names(corr_changes) <- periods$Période

block_means <- function(cmat) {
  core_core <- cmat[core, core]
  per_per <- cmat[periphery, periphery]
  core_per <- cmat[core, periphery]
  tibble(
    coeur_coeur = mean(core_core[upper.tri(core_core)], na.rm = TRUE),
    peripherie_peripherie = mean(per_per[upper.tri(per_per)], na.rm = TRUE),
    coeur_peripherie = mean(core_per, na.rm = TRUE)
  )
}

corr_summary <- tibble(Période = periods$Période) %>%
  mutate(
    niveaux = map(corr_levels, block_means),
    variations = map(corr_changes, block_means)
  )

# 6. PCA sur spreads standardises -----
run_pca <- function(data, p_name, countries = pays) {
  x <- filter_period(data, p_name) %>% select(all_of(countries)) %>% drop_na()
  z <- scale(x)
  pca <- prcomp(z, center = FALSE, scale. = FALSE)
  variance <- (pca$sdev^2) / sum(pca$sdev^2)
  loadings <- as.data.frame(pca$rotation[, 1:2]) %>%
    rownames_to_column("Pays") %>%
    rename(PC1 = PC1, PC2 = PC2) %>%
    mutate(Période = p_name, .before = 1)
  list(pca = pca, variance = variance, loadings = loadings)
}

pca_all <- map(periods$Période, ~ run_pca(spreads, .x, pays))
names(pca_all) <- periods$Période

pca_variance <- map2_dfr(pca_all, names(pca_all), function(res, nm) {
  tibble(
    Période = nm,
    PC1_pct = 100 * res$variance[1],
    PC2_pct = 100 * res$variance[2],

```

```

    PC1_PC2_cumul = 100 * sum(res$variance[1:2])
  )
})

pca_loadings <- map_dfr(pca_all, "loadings")

# 7. Construction des matrices W -----
# w_ij = loading_j(PC2) / sum_{k != i} abs(loading_k(PC2)), avec w_ii = 0.

build_W <- function(loadings_df, countries = pays) {
  pc2 <- loadings_df %>% select(Pays, PC2) %>% deframe()
  W <- matrix(0, nrow = length(countries), ncol = length(countries),
             dimnames = list(countries, countries))
  for (i in countries) {
    denom <- sum(abs(pc2[setdiff(countries, i)]), na.rm = TRUE)
    for (j in countries) {
      if (i != j) W[i, j] <- pc2[j] / denom
    }
  }
  W
}

W_list <- pca_loadings %>%
  group_split(Periode) %>%
  set_names(unique(pca_loadings$Periode)) %>%
  map(~ build_W(.x, pays))

# 8. Variable etrangere ponderee -----
make_foreign_star <- function(data, W, countries = pays) {
  X <- as.matrix(data[, countries])
  S_star <- X %*% t(W)
  colnames(S_star) <- paste0(countries, "_star")
  bind_cols(data %>% select(Date), as_tibble(S_star))
}

# 9. VARX* parcimonieux par pays -----
estimate_varx_country <- function(data, W, country) {
  foreign <- make_foreign_star(data, W, pays)
  df <- data %>%
    select(Date, y = all_of(country)) %>%
    bind_cols(foreign %>% select(y_star = paste0(country, "_star"))) %>%
    mutate(y_lag = lag(y), y_star_lag = lag(y_star)) %>%
    drop_na()
  lm(y ~ y_lag + y_star_lag, data = df)
}

estimate_period_models <- function(p_name) {
  data_p <- filter_period(spreads, p_name)
  W <- W_list[[p_name]]
  map(pays, ~ estimate_varx_country(data_p, W, .x)) %>% set_names(pays)
}

models_by_period <- map( periods$Periode, estimate_period_models )
names(models_by_period) <- periods$Periode

# 10. Diagnostics de residus -----
# Breusch-Godfrey sur les residus de chaque equation.
bg_results <- imap_dfr(models_by_period, function(mods, p_name) {
  imap_dfr(mods, function(m, country) {
    test <- bgtest(m, order = 1)
    tibble(
      Periode = p_name,
      Pays = country,
      BG_stat = as.numeric(test$statistic),
      BG_pval = as.numeric(test$p.value),
      Decision = if_else(BG_pval > 0.05, "OK", "Autocorrelation")
    )
  })
})
})

```

```

# 11. GIRFs - logique de simulation -----
# Les GIRFs comparent une trajectoire avec choc et une trajectoire de reference.
# Dans le memoire, le choc principal est un choc italien de +200 bps.

simulate_girf_simple <- function(A, shock_country = "IT", shock = 200,
                                H = 12, countries = pays) {
  n <- length(countries)
  shock_vec <- rep(0, n)
  names(shock_vec) <- countries
  shock_vec[shock_country] <- shock
  responses <- matrix(0, nrow = H + 1, ncol = n,
                     dimnames = list(0:H, countries))
  responses[1, ] <- shock_vec
  for (h in 2:(H + 1)) {
    responses[h, ] <- A %*% responses[h - 1, ]
  }
  as_tibble(responses, rownames = "Horizon") %>%
    pivot_longer(-Horizon, names_to = "Pays", values_to = "Response_bps")
}

# Dans l'application finale, la matrice dynamique A est construite a partir
# des coefficients GVAR/VARX* et des matrices W retenues. Les GIRFs sont
# interpretees uniquement lorsque le module maximal des racines est inferieur a 1.

# 12. Robustesse sans Grece -----
pays_sans_gr <- c("BE", "FR", "NL", "ES", "PT", "IT")

pca_sans_gr <- map( periods$Periode, ~ run_pca(spreads, .x, pays_sans_gr))
names(pca_sans_gr) <- periods$Periode

# Cette robustesse est utilisee pour COVID/PEPP lorsque le modele a sept pays
# est dynamiquement instable. Elle ne remplace pas l'analyse descriptive a sept
# pays, mais evite d'interpreter des GIRFs issues d'un systeme non stable.

```