



# Mémoire:

# Analyse empirique de la soutenabilité des finances publiques de l'Allemagne et de l'Italie

Directeur de Mémoire :

**Mme. Anna TYKHONENKO** 

14 juin 2024

**GARREAU Valentin** 

**Master 1 Economie:** 

Expertise et Analyse des Données Economiques

2023-2024

# Sommaire

Introduction	3
I – Les notions de soutenabilité	5
a.Discussion sur la définition de la soutenabilité de la dette	5
b. Equations d'évolution de la dette et critères de la soutenabilité	7
II – Revue de la littérature sur la soutenabilité des finances publiques et présentation de la	base de
données	11
a. Présentation du test de stationnarité de la dette publique	11
b.Présentation du test de cointégration des séries	14
c.Constitution de la base de données	15
III – Analyse de la stationnarité du solde primaire et de la dette de l'Allemagne et de l'Italie	· 16
a. Analyse graphique du solde primaire rapporté au PIB et de la dette rapporté	e au PIB de
l'Allemagne et de l'Italie	16
b. Test de stationnarité du solde primaire rapporté au PIB de l'Allemagne et de l'	Italie 19
c.Test de stationnarité de la dette rapporté au PIB de l'Allemagne et de l'Italie	21
IV – Analyse des dépenses et recettes publiques de l'Allemagne et de l'Italie	24
a. Tests de stationnarité des ratios dépenses-PIB et Recettes-PIB	24
b.Cointégration des dépenses et recettes publiques	26
Conclusion	28
Bibliographie	31
Bases de données	35
Annexes	36

#### Résumé

Ce mémoire analyse la soutenabilité des finances publiques de l'Allemagne, réputée pour sa gestion rigoureuse, et de l'Italie, deuxième pays le plus endetté de l'UE en 2022. En étudiant le solde primaire, la dette, les dépenses et les recettes de 1950 à 2022, nos analyses montrent que l'Allemagne maintient une gestion rigoureuse assurant une forte soutenabilité de ses finances publiques, tandis que l'Italie, bien que présentant une cointégration entre dépenses et recettes, suggère une soutenabilité faible. Ces résultats soulignent la nécessité pour les pays de l'UE de surveiller et d'ajuster leurs politiques fiscales pour garantir la viabilité de leurs finances publiques à long terme.

### **Abstract**

This thesis examines the sustainability of public finances in Germany, known for its rigorous fiscal management, and Italy, the second most indebted country in the EU in 2022. By analyzing the primary balance, debt, expenditures, and revenues from 1950 to 2022, our findings indicate that Germany maintains strong debt sustainability through rigorous financial management. In contrast, Italy, despite showing cointegration between expenditures and revenues, exhibits weak sustainability. These results underscore the necessity for EU countries to continuously monitor and adjust their fiscal policies to ensure the long-term viability of their public finances.

.

#### Introduction

La pandémie de la Covid-19 a amené de nombreuses économies mondiales à augmenter leurs dépenses publiques afin d'atténuer les effets dévastateurs de la crise. La nécessité d'emprunter pour subvenir à l'augmentation des dépenses a eu pour conséquence d'augmenter encore plus les dettes publiques. D'après les données du FMI (Fond Monétaire International) entre 2019 et 2020 la dette publique allemande est passée de 58,9% de son PIB (Produit Intérieur Brut) à 68%, la dette publique italienne a eu de son côté une augmentation encore plus importante en passant de 134,1% de son PIB à 154,9%. Cette nouvelle augmentation soudaine des dettes publiques met en lumière les disparités d'endettement entre l'Allemagne, modèle de gestion en Europe, et l'Italie, deuxième membre de l'UE (Union Européenne) le plus endetté après la Grèce. Toutefois, l'augmentation des dettes publiques n'est pas un événement nouveau, il est même récurrent depuis une cinquantaine d'années.

La première récession d'après-guerre qui a débuté par le premier choc pétrolier de 1973 marque le début de ce long essor des dettes publiques. Au cours de la crise, l'inflation augmente et la confiance des prêteurs est en chute, conduisant ainsi à une hausse des taux d'intérêt. Les États cherchent à stimuler l'économie en amplifiant leurs dépenses publiques, ce qui se traduit par un déficit budgétaire. Le FMI estime que l'Allemagne de l'Ouest a connu neuf années consécutives de déficit budgétaire de 1974 à 1983, avant de renouer avec un solde positif, atteignant 0,06 % de son PIB en 1984. La hausse des taux d'intérêt ajoutée à une accumulation de déficit budgétaire va entrainer une augmentation mécanique de la dette publique. Toujours selon le FMI, la dette publique en pourcentage du PIB de l'Allemagne de l'Ouest est passée de 18,1% en 1973 à 39,4% en 1983, soit une quasi-multiplication par deux de sa dette en une dizaine d'années.

Les membres de l'UE, conscients de l'augmentation constante des niveaux d'endettement partout en Europe, incluent au traité de Maastricht, signé en 1992, un volet sur les finances publiques. Un passage du texte est notamment dédié aux critères à respecter face aux déficits excessifs, trop récurrents sur les deux dernières décennies. Ses critères seront complétés par le PSC (Pacte de Stabilité et Croissance) signé à Amsterdam en 1997. « [Le PSC] comprend deux volets : un « volet préventif » qui s'applique, [...] aux Etats membres qui ne sont pas en situation de déficit public excessif et un « volet correctif » qui précise la procédure relative aux

déficits excessifs » (FIPECO. 2017. p. 3). Il impose un déficit budgétaire inférieur à 3% du PIB et une dette publique inférieure à 60% du PIB. Ce traité se verra vivement critiqué, notamment pour son manque de souplesse en matière de politique budgétaire. L'interdiction d'un déficit budgétaire inférieur à 3% du PIB, limite les Etats dans leurs possibilités de relance en périodes de ralentissement en mettant l'accent sur le court terme et non le long terme. Malgré des modifications et assouplissements de ce traité, les mesures mises en place au niveau européen ont été dans l'incapacité de diminuer l'endettement public des divers membres.

Ces échecs à réduire l'endettement nous conduisent à nous demander si prochainement certains Etats seront dans l'obligation d'annoncer leur faillite en raison d'une charge de la dette trop importante. Le non-respect de leurs engagements engendrerait alors une perte de confiance chez leurs prêteurs, qui pourraient se voir réticents à l'idée de prêter à nouveau à un Etat qui leur a fait défaut par le passé. Pour autant, actuellement la possibilité d'une faillite d'un membre de l'UE semble peu probable sur le court-terme, malgré la crise des dettes souveraines de la zone euro de 2010.

Les échecs à réduire les endentements publics nous amènent à nous poser la question de la soutenabilité de tels niveaux d'endettements. Notre objectif est de mener une comparaison entre deux pays aux antipodes en termes d'endettement et qui ont peu fait l'objet d'études comparatives. Aussi, pour cette analyse empirique, nous avons décidé de porter notre attention sur l'Allemagne et l'Italie, plutôt qu'une comparaison entre l'Allemagne et la Grèce pour lesquels de nombreuses productions sont déjà disponibles. Cette étude permettra ainsi d'apporter une comparaison moins répandue sur la soutenabilité de la dette, entre deux grandes puissances économiques européennes aux niveaux d'endettement inégaux. Ainsi, nous comparerons la soutenabilité des finances publiques en Italie et en Allemagne entre 1950 et 2022. Nous allons dans un premier temps définir les notions de soutenabilité, puis effectuer une revue de la littérature sur les tests de soutenabilité. Enfin, nous effectuerons pour l'Allemagne et l'Italie les tests de soutenabilité de la dette et de ses composantes.

## I – Les notions de soutenabilité

#### a. Discussion sur la définition de la soutenabilité de la dette

Contrairement à un emprunteur ordinaire, l'Etat a une durée de vie dite « infinie » par son pouvoir de lever des impôts (Brand, Poplawski-Ribeiro, 2009, p, 68). Ainsi, la notion de soutenabilité se voit être quasiment exclusive à l'Etat. « Une dette publique sera jugée soutenable si, compte tenu de la politique publique prévue ou prévisible, l'État ne risque pas de se trouver face à un problème d'insolvabilité ou face à une obligation d'ajustement irréaliste des finances publiques » (FMI, 2002, p, 3). L'Etat s'engage, comme tout emprunteur, à rembourser ses prêteurs selon les conditions du contrat. Il se doit de répondre aux besoins sociaux et de stimuler la croissance économique sans compromettre sa solvabilité « La solvabilité est la capacité de s'acquitter des obligations financières » (OCDE, 2009, p, 92). Ainsi, lorsque l'Etat organise ses dépenses pour l'année à venir, il se doit de tenir compte du remboursement des dettes en cours dont il doit s'acquitter.

Toutefois, la notion de soutenabilité est complexe et peut-être définie selon un sens budgétaire ou économique (FIPECO, 2020). L'analyse de la soutenabilité d'un point de vue budgétaire peut être expliquée de la façon suivante : « La programmation des dépenses d'un programme budgétaire est ainsi « soutenable » si les crédits attribués et prévus suffisent pour payer les dépenses déjà engagées et, plus généralement, les dépenses « obligatoires ou inéluctables » (FIPECO, 2020). Cependant, l'Allemagne a sa propre vision de soutenabilité budgétaire, avec « la règle d'or ». Il s'agit de la loi fondamentale allemande qui, d'après l'article 110 de sa Constitution, exige que les dépenses et les recettes soient équilibrées, hormis en situation de déséquilibre économique global (Chaudhuri, 2012, p, 1). Mais, à la suite de sa réunification et de la crise des subprimes, la dette s'est accrue en Allemagne. Pour y remédier, le Bundestag adopte en 2009 une nouvelle mesure pour veiller à sa soutenabilité budgétaire. « Aucune recette ne peut provenir de crédits. Exceptionnellement, un endettement structurel à hauteur de 0,35 % du PIB est autorisé au niveau fédéral [...] pour les Länder, l'objectif reste « 0% ». » (Chaudhuri, 2012, p, 1). Ces nouvelles mesures se verront être très efficaces sur les années à venir. De 2011 à 2019, l'Etat allemand est passé d'un endettement à hauteur de 79,5% de son PIB à 59,9% d'après le FMI, permettant au pays de respecter les objectifs fixés par le PSC. De son côté, l'Italie adopte une vision moins restrictive de la soutenabilité budgétaire. « Les administrations publiques doivent présenter un document intitulé « plan d'indicateurs et résultats budgétaires attendus » afin d'illustrer les objectifs de la dépense, mesurer les résultats et suivre l'évolution réelle en termes de services fournis » (MINISTERO DELL'ECONOMIA E DELLE FINANZE, 2015, p, 1). Contrairement au cas allemand, la volonté de réduire l'endettement est moins présente. Ces informations nous permettent de constater que chaque pays peut avoir sa propre vision de la soutenabilité au sens budgétaire. Mais, ces perceptions ont pour même défaut de ne pas tenir compte de la notion de long terme, en dépit du moyen terme. Ce qui occulte tous les emprunts réalisés dans l'optique d'un retour d'investissement (ex : l'éducation, la recherche).

Contrairement à la vision budgétaire, l'approche économique de la soutenabilité fait du long terme une de ses notions principales. Blanchard et al (1991) proposent une vision de la soutenabilité allant dans ce sens avec le « tax gap » (FIPECO, 2020, p, 2-3); Bouthevillain et Schalck (2007). Ils proposent d'évaluer la soutenabilité de la dette publique en considérant la relation entre le taux d'intérêt sur la dette, la croissance économique, et le solde primaire. « La dette publique est soutenable si elle peut être stabilisée en pourcentage du PIB, ou ramenée à un certain pourcentage du PIB à un horizon fini et ensuite stabilisée à ce niveau » (FIPECO, 2020, p, 2). Pour maintenir la stabilité de la dette publique en pourcentage du PIB, il est nécessaire que le solde primaire, exprimé en points de PIB, soit supérieur à un solde primaire stabilisant. Le solde primaire stabilisant est calculé en prenant le produit de la dette publique en pourcentage du PIB et de l'écart entre le taux d'intérêt apparent de la dette et le taux de croissance potentielle du PIB. L'écart entre le solde primaire effectif et le solde primaire stabilisant est alors appelé "tax gap". Il représente le supplément d'impôts nécessaires pour atteindre la stabilisation souhaitée de la dette. Toutefois, cette approche n'est pas sans défaut. Il est complexe de définir le seuil déclencheur d'une crise des finances publiques, en raison de nombreux paramètres propres à chaque pays, tels que la capacité à emprunter dans sa propre monnaie ou la crédibilité de la politique économique.

Ainsi, dans le cadre de cette étude nous allons conserver la définition de la soutenabilité donnée par le FMI. La soutenabilité des finances publiques est définie comme « la capacité à faire face à une contrainte budgétaire, en dehors de toute modification majeure des recettes ou des dépenses publiques, et à un coût de financement sur le marché donné » (FMI, 2002, p, 3). Cette définition a pour avantage de tenir compte des équations de la contrainte budgétaire qui sont plus faciles à mesurer que le solde stabilisant évoqué dans la vision économique. Par la suite, nous allons développer les équations d'évolution de la dette en montrant l'importance de

la comparaison entre le taux de croissance de l'économie et le taux d'intérêt de la dette. Puis nous présenterons les différents critères de soutenabilité de celle-ci.

## b. Equations d'évolution de la dette et critères de la soutenabilité

Nous allons commencer par définir les équations de la dette. Nous notons  $B_t$  la dette publique à la fin de l'année t, i le taux d'intérêt nominal (qui sera considéré comme constant pour simplifier le modèle),  $G_t$  les dépenses de l'Etat et  $T_t$  ses revenus (principalement les impôts et les cotisations sociales). L'équation suivante représente la contrainte budgétaire de l'Etat :

$$B_t = (1+i)B_{t-1} + G_t - T_t$$
 (1)

La charge de la dette est représentée par  $iB_{t-1}$  et notons  $D_t$  le déficit primaire (sans les charges de la dette). Nous pouvons donc réécrire l'équation comme suit :

$$B_t = (1+i)B_{t-1} + D_t \tag{2}$$

Ainsi, le niveau d'endettement de l'année t est égal à la charge de la dette de l'année  $t_{-1}$  additionnée au solde budgétaire de l'année en cours. Toutefois cette équation ne permet pas de comparer de manière satisfaisante les niveaux d'endettement des différents Etats. Nous pouvons la réécrire comme la contrainte budgétaire exprimée en pourcentage du PIB, noté  $Y_t$ .

$$\frac{B_t}{Y_t} = (1+i)\frac{B_{t-1}}{Y_t} + \frac{D_t}{Y_t}$$
 (3)

L'équation (3) tient compte de la taille de l'économie nationale en exprimant la dette en pourcentage du PIB. En utilisant le ratio de la dette au PIB, on peut comparer plus équitablement la situation de la dette entre les pays, cela permet de mettre en perspective la capacité d'un pays à rembourser sa dette par rapport à la taille de son économie. Nous pouvons noter que  $Y_t = (1+g)Y_{t-1}$  avec g le taux de croissance du PIB réel. Dans un souci de respect des conventions,

désormais toutes les variables exprimées en pourcentage du PIB réel seront écrites en minuscule.

$$b_t = \frac{(1+i)}{(1+g)}b_{t-1} + d_t \tag{4}$$

Enfin, en considérant l'approximation suivante  $\frac{(1+i)}{(1+g)} \approx 1 + i - g$ , nous obtenons l'équation d'accumulation dynamique de la dette en fonction du PIB réel :

$$b_t - b_{t-1} = (i - g)b_{t-1} + d_t$$
 (5)

L'équation (5) nous permet de comparer les niveaux d'endettement d'une année à l'autre et ainsi de suivre les dynamiques de l'endettement. De plus, la comparaison entre le taux d'intérêt et le taux de croissance de l'économie nous permet d'analyser la dynamique de l'endettement public :

- Si, i < g, l'économie croît à un rythme rapide, les revenus et les recettes fiscales augmentent. Si le taux de croissance économique est supérieur au taux d'intérêt sur la dette, le coût du service de la dette en pourcentage du PIB reste contenu. Par conséquent, même si le gouvernement continue d'avoir un déficit budgétaire, les intérêts sur la dette n'augmentent pas aussi rapidement que la croissance économique, ce qui contribue à maintenir b<sub>t</sub> égal b<sub>t-1</sub>. Dans ce cas, on peut alors affirmer que « la soutenabilité de la dette publique est compatible avec des déficits permanents » (Brand, 2012, p, 19).
- Si, i > g, le taux d'intérêt sur la dette d'un pays est plus élevé que le taux de croissance de son économie, le coût du service de la dette augmente plus rapidement que la capacité du pays à générer des revenus pour rembourser cette dette. À mesure que le gouvernement emprunte pour financer ses opérations courantes ou ses investissements, la dette accumulée commence à croître plus rapidement que l'économie dans son ensemble. Le gouvernement en place doit alors consacrer une part croissante de ses recettes fiscales au remboursement des intérêts sur la dette. Cela laisse moins de ressources disponibles pour les dépenses publiques. Ainsi, le pays peut se retrouver dans

une spirale négative où la dette continue de croître, entraînant une augmentation constante des paiements d'intérêts, on parle alors de « *l'effet de boule de neige* » (FIPECO, 2023, p, 3).

Comme énoncé précédemment, la soutenabilité est un concept théorique et il n'existe pas de définition unique. C'est pourquoi plusieurs approches visent à déterminer le caractère soutenable ou non des finances publiques. Il existe deux types d'approches axés chacun sur une temporalité déférente, l'un basé sur le passé et l'autre sur l'extrapolation de tendances. On parle alors d'approche actuarielle et comptable. L'autre différence majeure porte sur le référentiel utilisé, absolu ou relatif. Le tableau ci-dessous récapitule la classification des approches de la soutenabilité selon Bouthevillain et Schalck (2007).

Tableau 1 : Grille de lecture des indicateurs de soutenabilité

Référentiel / Temporalité	L'approche actuarielle (Sur le passé)	L'approche comptable (Extrapolation de tendances)
Objectif absolu	Cadre A	Cadre C
Objectif relatif	Cadre B	Cadre D

Les cadres A et B se basent sur une approche actuarielle, c'est-à-dire l'étude des évènements passés. Pour ce faire, cette approche s'appuie sur l'étude de séries temporelles des variables budgétaires. Telles que les recettes fiscales, les dépenses budgétaires et la charge de la dette. L'objectif est de mettre en lumière les tendances régulières des gouvernements dans divers contextes économiques afin d'évaluer si la politique budgétaire est soutenable. Le cadre A se base sur le respect strict de la contrainte budgétaire (objectif absolu). Le cadre B quant à lui concerne le lien entre surplus primaire et ratio de la dette publique (objectif relatif). Ces approches ont pour avantage de prendre en considération les aléas tels que les chocs économiques ou fiscaux.

Les cadres C et D sont basés sur une extrapolation de tendance, il s'agit d'une approche comptable. Contrairement à l'approche actuarielle, ici l'environnement est certain et les aléas ne sont pas pris en compte. Le principe est de projeter les finances publiques connues à la date « t » à partir d'hypothèses macroéconomiques (telles que la croissance ou l'inflation) et démographiques. Néanmoins, ces hypothèses macroéconomiques s'avèrent être fragiles et souvent erronées. Le cadre C va étudier les différentes évolutions possibles du déficit d'après la situation initiale et le cadre D, quant à lui, va estimer les ajustements à effectuer pour atteindre un objectif.

Pour cette étude, nous allons étudier la soutenabilité des finances publiques d'après le cadre A. C'est-à-dire selon une approche actuarielle et un objectif absolu. Dans notre revue de la littérature nous allons commenter la première génération de test avec le test de stationnarité initié par Halmiton et Flavin (1986). Puis, nous présenterons la deuxième génération de tests avec le test de cointégration Hakkio et Rush (1991). Enfin, nous présenterons la constitution de notre base de données qui sera utilisée pour mener à bien cette étude.

# II – Revue de la littérature sur la soutenabilité des finances publiques et présentation de la base de données

## a. Présentation du test de stationnarité de la dette publique

Hamilton et Flavin (1986) ont initié la première génération de tests portant sur la soutenabilité de la dette publique. L'objectif est de tester la stationnarité de la dette publique, afin de définir s'il y a ou il n'y a pas soutenabilité des finances publiques. En reprenant l'équation (1) et en résolvant un système par récurrence, nous obtenons la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat.

$$B_{t} = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{T_{t+s} - G_{t+s}}{\prod_{j=1}^{s} (1 + i_{t+j})} + \lim_{s \to \infty} \prod_{j=1}^{s} \frac{B_{t+s}}{(1 + i_{t+j})}$$
 (6)

L'équation (6) se décompose en deux membres. La partie de gauche représente l'actualisation des soldes primaires futurs. La part de droite quant à elle indique le stock de la dette publique. Wilcox (1989) étant le modèle en utilisant l'hypothèse d'un taux d'intérêt constant, ainsi nous pouvons simplifier l'équation (6).

$$B_{t} = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{T_{t+s} - G_{t+s}}{(1+i)^{s}} + \lim_{s \to \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+i)^{s}}$$

$$(7)$$

« Une politique budgétaire soutenable doit s'assurer que la valeur actualisée du stock de dette publique (le second terme dans la partie droite de l'équation) tend vers zéro, en contraignant la dette à ne pas croitre plus vite que le taux d'intérêt réel » (Brand. 2012. p. 18). La condition de transversalité est satisfaite dès lors que :

$$\lim_{s \to \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+i)^s} = 0 \tag{8}$$

Pour respecter la contrainte de transversalité, l'Etat doit afficher des excédents dont la somme actualisée soit équivalente au niveau de la dette et donc respecter la contrainte budgétaire intertemporelle. La satisfaction de cette condition revient à l'absence d'un jeu de Ponzi. C'est-à-dire à ce que les nouveaux emprunts ne servent pas à rembourser l'ancienne dette arrivée à son terme. Nous pouvons ainsi réécrire l'équation (8) comme suit :

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{T_{t+s} - G_{t+s}}{(1+i)^s}$$
 (9)

À partir de l'équation (9) Hamilton et Flavin (1986) vont tester la stationnarité de la dette publique. Une série temporelle stationnaire est une série dont les propriétés statistiques, telles que la moyenne et la variance, restent constantes au fil du temps. Pour ce faire, ils vont utiliser le test de racine unitaire de Dickey-Fuller (1981) sur le ratio de la Dette-PIB. Si l'hypothèse nulle est rejetée, alors la série temporelle est stationnaire. Dans le cas de stationnarité de la dette publique, les finances publiques seront jugées comme soutenables. En effet, la stationnarité de la dette est considérée comme une condition suffisante de la soutenabilité. En cas de rejet de la stationnarité, il convient de s'interroger sur les raisons du rejet de celle-ci. Soit la condition de transversalité n'est pas respectée, soit la somme actualisée des soldes primaires futurs n'est pas stationnaire.

Trehan et Walsh (1988, 1991) vont quant à eux analyser la soutenabilité des finances publiques à partir de la contrainte budgétaire exprimée en pourcentage du PIB. Ils vont montrer que le respect de la condition de transversalité sera vérifié dans le cas d'un ratio dette sur PIB stationnaire. Mais cette condition n'est pas nécessaire. En partant de l'équation (4), en faisant l'hypothèse que le taux d'intérêt réel est stationnaire et que le taux de croissance réel de l'économie est constant, la contrainte budgétaire exprimée en pourcentage du PIB s'écrit :

$$B_{t} = -\sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1+g}{1+i}\right)^{s} d_{t+s} + \lim_{s \to \infty} \left(\frac{1+g}{1+i}\right)^{s} b_{t-1}$$
 (10)

D'après la condition de transversalité :

$$\lim_{s \to \infty} (\frac{1+g}{1+i})^s b_{t-1} = 0 \tag{11}$$

L'équation (10) devient :

$$B_t = -\sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1+g}{1+i}\right)^s d_{t+s}$$
 (12)

Ainsi, sous le respect de la condition de transversalité, la dette publique est égale à la somme des soldes primaires futurs actualisés.

Sur la période 1950-2010 (Burret, Feld, Kohler, 2013) ont montré à partir du rejet de l'hypothèse de stationnarité que la dette publique allemande n'est pas soutenable. Du côté de la dette italienne, les résultats empiriques prennent aussi le chemin de la non-soutenabilité de celle-ci. Sur la période 1951-2002 (Sturm, 2008, p. 57) a montré la non-stationnarité de la dette, des dépenses et des recettes publiques italiennes à partir de test de racine unitaire type Dickey-Fuller (1981). Néanmoins, une non-stationnarité de la dette publique n'implique pas obligatoirement une insoutenabilité de celle-ci. C'est dans cette optique que nous allons présenter la deuxième génération de tests sur la soutenabilité des finances publiques.

# b. Présentation du test de cointégration des séries

La deuxième génération de tests sur la soutenabilité porte sur la cointégration des séries des dépenses et des recettes publiques. Cette nouvelle génération a été initiée par Hakkio et Rush (1991). Deux séries sont dites cointégrées si elles sont toutes deux non stationnaires et s'il existe une combinaison linéaire stationnaire entre elles. Autrement dit, deux séries sont cointégrées s'il existe une force de rappel pour les réunir dès lors qu'elles s'éloignent l'une de l'autre. Ils suggèrent que l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses est une condition nécessaire et suffisante à la soutenabilité des finances publiques. Quintos (1995) précise ce processus en distinguant plusieurs cas :

- Si le vecteur de cointégration est (1 ; -1), alors il existe une relation de long terme entre les recettes et les dépenses. Une augmentation des dépenses va entrainer une augmentation identique des recettes et le solde primaire va devenir stationnaire. Ainsi, la valeur actualisée de la dette va tendre vers zéro. On parle alors de soutenabilité forte.
- Si le vecteur de cointégration est (1, β), avec 0 < β < 1, alors les recettes augmentent moins vite que les dépenses, le solde primaire ne se stationnarise pas et la dette augmente. Toutefois tant que β > 0 la dette reste soutenable, on parle alors de soutenabilité faible.

Pour notre étude, nous utiliserons le test de cointégration usuel d'Engle et Granger (1987) qui s'effectue en deux étapes. Dans un premier temps nous allons estimer les résidus puis appliquer les tests de Dickey-Fuller augmentés sur ces résidus. Enfin, nous comparerons

les valeurs obtenues à celles de la table d'Engle et Yoo (1987) pour un test de Dickey-Fuller augmenté.

Sur la période 1960-2006 (Brand. 2012) a montré à l'aide de tests de cointégration que la dette allemande est soutenable. Cependant, il a aussi montré que les recettes et dépenses publiques italiennes ne sont pas cointégrées et donc non soutenables sur la même période. Cependant, il n'introduit pas d'indicateur sur le niveau de soutenabilité de la dette. Dans ce mémoire, nous proposons de différencier les cas de soutenabilité faible et forte selon le coefficient  $\beta$  obtenu.

#### c. Constitution de la base de données

Nous souhaitons analyser la soutenabilité des dettes publiques de l'Italie et l'Allemagne de 1950 à 2022. Pour cette étude, nous suivrons une approche actuarielle en objectif absolu. Nous allons effectuer des tests économétriques de stationnarité du solde primaire et de la dette publique d'après la méthodologie de Trehan et Walsh (1991). Avec des tests de racine unitaire sur les séries du solde primaire et de la dette publique rapportée aux PIB, nous souhaitons également étudier les recettes et les dépenses en fonction du PIB. Nous effectuerons des tests de racine unitaire sur les séries des dépenses et recettes publiques. Si elles venaient à ne pas être stationnaires, alors nous opérons des tests de cointégration sur les dépenses et les recettes publiques en respectant l'approche de Quintos (1995). Dans le cas d'une cointégration, nous devons distinguer les cas de soutenabilité forte et faible selon le vecteur de cointégration sélectionné. Pour nos données, nous utiliserons la base de données «Public Finance» <sup>1</sup> hébergée sur le site du FMI. Ces données couvrent l'entièreté de notre période d'étude.

-

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> FMI, https://www.imf.org/external/datamapper/datasets/FPP

# III – Analyse de la stationnarité du solde primaire et de la dette de l'Allemagne et de l'Italie

# a. Analyse graphique du solde primaire rapporté au PIB et de la dette rapportée au PIB de l'Allemagne et de l'Italie

Dans cette section, nous analysons l'évolution graphique du solde primaire rapporté au PIB et de la dette rapportée au PIB de 1950 à 2022. En plus de cette analyse quantitative, nous examinerons attentivement les fluctuations du solde primaire et de la dette à la lumière du contexte économique, en mettant en évidence les événements économiques qui ont influencé ces indicateurs. Cette approche contextuelle nous permettra de mieux comprendre les tendances observées et d'appréhender les facteurs sous-jacents qui ont façonné la trajectoire financière de l'Allemagne et de l'Italie au fil de cette période. Ainsi, nous pourrons également formuler une première hypothèse sur la stationnarité des séries.

Le graphique 1 (cf. Annexes) représente l'évolution du ratio Solde primaire-PIB et le graphique 2 (cf. Annexes) représente l'évolution du ratio Dette–PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022. Au fil des décennies, l'Allemagne a traversé différentes phases économiques, chacune marquée par des tendances distinctes en matière de solde primaire et de politiques fiscales. La période d'après-guerre (1950-1960) se caractérise par une reconstruction économique rapide, même si elle peut parfois s'accompagner de soldes primaires négatifs. À partir de 1958, l'amélioration économique est perceptible avec l'atteinte d'un solde primaire positif et les années suivantes sont caractérisées par une forte expansion économique, maintenue par un solde primaire positif bien que celui-ci ait progressivement diminué avec l'augmentation des dépenses publiques. Néanmoins, durant la période (1950-1973) la dette reste stable, ne dépassant jamais les 22% du PIB du pays. Cependant, le premier choc pétrolier de 1973 a entraîné une période d'inflation élevée et de ralentissement économique, « constituant ainsi le tournant majeur de l'endettement public en Allemagne fédérale en entraînant des baisses de recettes et des hausses de dépenses sociales qui légitimèrent le recours systématique à la dette pour éviter de faire peser le poids de la crise sur les contribuables et les cotisants » (Dubois, 2019). Cet évènement marque le début d'une augmentation presque constante de la dette allemande durant plusieurs années. Par la suite, la réunification allemande en 1990 a entraîné d'importants coûts économiques et sociaux, nécessitant d'importants investissements dans les infrastructures, les services publics et le développement des régions de l'ancienne Allemagne de l'Est. Les dépenses liées à cette intégration ont ainsi contribué à une augmentation des dépenses publiques, expliquant le fort déficit budgétaire observé en 1995. En 2002, le gouvernement allemand a mis en œuvre une série de réformes fiscales visant à réduire les impôts sur le revenu et sur les sociétés. L'impôt sur les sociétés est passé « d'un taux maximum de 40% en 1999 à 25% en 2001, entraînant ainsi une diminution majeure de l'imposition réelle » (Parlement Europeen, 2001, p, 64). Ces réformes ont entraîné une baisse des recettes fiscales à court terme, contribuant en partie à des déficits budgétaires entre 2002 et 2004. De plus, la crise mondiale des subprimes, suivie de la crise des dettes souveraines européennes en 2010, a conduit à des périodes de solde primaire négatif. Cependant, l'adoption de la « règle d'or » en 2009, alors que la dette avait dépassé 70% du PIB, a progressivement contribué à l'amélioration de la dette. Enfin, l'augmentation majeur des dépenses publiques déclenchée par la pandémie de la Covid-19 explique le déficit budgétaire et l'accroissement de la dette en 2020.

Par conséquent, d'un point de vue graphique, il semble que la série Solde Primaire-PIB ait une moyenne constante au fil du temps et une variance bornée, suggérant ainsi qu'il s'agit d'une série stationnaire. Cependant, la nette croissance de la dette allemande au cours du dernier demi-siècle semble entraîner une moyenne instable dans le temps et une variance non bornée du ratio Dette-PIB. Par conséquent, cela suggère une non stationnaire de la série, avec une non-stationnarité à la fois déterministe et stochastique.

Le graphique 3 (cf. Annexes) représente l'évolution du ratio Solde primaire–PIB et le graphique 4 (cf. Annexes) représente l'évolution du ratio dette–PIB de l'Italie entre 1950 et 2022. De manière similaire à l'Allemagne, les années 1950-1960 ont marqué une phase de reconstruction pour l'Italie, avec un solde primaire devenant positif à partir de 1957 et une dette relativement stable, restant bornée entre 30% et 36% du PIB du pays. À compter de 1968, les dépenses publiques augmentent fortement avec la mise au pouvoir du gouvernement de Mariano Rumor, qui introduit de fortes mesures sociales. Les années qui suivent et notamment « l'année 1969 représente un tournant pour l'Italie sur le plan social et économique » (Giacone, 2010). Comme d'autres pays en Europe ces années sont marquées par de fortes manifestations sociales. Durant cette période « le déficit public s'était creusé sous l'effet d'une augmentation rapide des dépenses et d'un ajustement insuffisant des recettes publiques » (Harasty, Le Cacheux, 1994). Par la suite, le choc pétrolier de 1973 a contribué à déséquilibrer davantage les

finances publiques italiennes. Ainsi, le solde budgétaire italien restera négatif jusqu'en 1991 et la dette qui était à hauteur de 36% du PIB en 1968 sera de 96% en 1991. « Face à ces évolutions insoutenables et prenant appui sur les nécessités de la convergence inscrite dans le traité de Maastricht, les autorités italiennes ont entrepris, à partir de 1992, un ambitieux programme d'assainissement des finances publiques et obtenu la désindexation des salaires » (Harasty, Le Cacheux, 1994). Ce programme de réforme des finances publiques a conduit à une augmentation des recettes tout en maintenant les dépenses stables, ce qui a permis à l'Italie d'enregistrer un solde primaire positif jusqu'en 2009. L'adoption de l'euro en tant que monnaie unique le 1<sup>er</sup> janvier 1999 contribue à une diminution de la dette qui avait presque atteint les 120% du PIB en 1995. Cependant, « la dette publique italienne a ensuite augmenté d'une trentaine de points de PIB de 2007 à 2014, à peu près comme dans l'ensemble de la zone euro » (FIPECO, 2018), et c'est finalement stabilisé autour de 135% de son PIB jusqu'à 2020. Enfin, comme pour la plupart des pays européens, la crise de la COVID-19 a entraîné un déficit budgétaire et une augmentation de la dette, atteignant un pic à 156% du PIB en 2020.

Le Solde Primaire-PIB et la Dette-PIB de l'Italie suivent par moment une dynamique commune avec celles de l'Allemagne en raison de faits historiques communs. Tout comme, la Dette-PIB de l'Allemagne celle de l'Italie semble suivre une tendance déterministe avec des perturbations. Nous pouvons donc suggérer que la Dette-PIB de l'Italie est une série non stationnaire de source déterministe et stochastique. Cependant contrairement au Solde Primaire-PIB de l'Allemagne, la série de l'Italie n'a pas de moyenne stable dans le temps ni de variance bornée. Nous supposons donc qu'il s'agit aussi d'une série non stationnaire.

Sur la base de nos hypothèses graphiques, la non-stationnarité du ratio Solde Primaire-PIB et du ratio Dette-PIB de l'Italie ne permettrait pas de conclure à une soutenabilité de la dette. Pour l'Allemagne, la stationnarité du ratio Solde Primaire-PIB suggérerait une soutenabilité des finances publiques. Cependant, cette hypothèse est contredite par la non-stationnarité du ratio Dette-PIB. Pour confirmer nos hypothèses, nous étudierons dans un premier temps le ratio Solde Primaire-PIB, puis nous examinerons le ratio Dette-PIB. Nous analyserons d'abord les corrélogrammes en niveau des séries, puis nous effectuerons un test de racine unitaire en utilisant les tests de Dickey et Fuller Augmentés (ADF, 1981).

# b. Test de stationnarité du solde primaire rapporté au PIB de l'Allemagne et de l'Italie

Dans cette section, nous nous concentrerons sur l'analyse du solde primaire rapporté au PIB de 1950 à 2022. Le ratio Solde Primaire-PIB mesure la capacité d'un État à générer des excédents budgétaires, indépendamment de la charge de la dette. En effet, un solde primaire positif montre que le pays peut couvrir ses dépenses courantes avec ses recettes fiscales, ce qui laisse une marge pour payer les intérêts de la dette. De plus, un solde primaire stationnaire indique que le gouvernement est capable et désireux d'ajuster ses politiques budgétaires afin d'empêcher une croissance incontrôlée de la dette.

Le corrélogramme en niveau du ratio Solde Primaire-PIB de l'Allemagne corrélogramme 1 (cf. Annexes) révèle un pic positif significatif au lag 1 pour les valeurs de la fonction d'autocorrélation, ce qui indique une forte corrélation entre les valeurs du ratio à une période donnée et celles de la période précédente. Par ailleurs, les autres valeurs d'autocorrélation ne sont pas significatives au seuil de 5 %, suggérant ainsi l'absence de corrélations notables audelà du premier lag. De plus, le graphique de l'autocorrélation partielle présente également un pic positif significatif au lag 1, confirmant que la corrélation observée au premier lag résulte d'une relation directe entre les observations successives, sans effets indirects d'ordre supérieur. En outre, l'absence de significativité au seuil de 5% pour les autres lags indique que, une fois l'effet du premier lag pris en compte, aucun autre lag n'ajoute d'information explicative supplémentaire. Ainsi, ces observations suggèrent que le ratio du Solde Primaire-PIB suit un modèle autorégressif stationnaire, potentiellement de type AR(1), confirmant ainsi notre hypothèse graphique.

Concernant le corrélogramme du ratio Solde Primaire-PIB de l'Italie, le corrélogramme 2 (cf. Annexes) met en évidence une autocorrélation positive pour les huit premières valeurs du ratio Solde Primaire-PIB, suivie d'une autocorrélation non significative pour les autres valeurs au seuil de 5 %. Cette observation suggère une forte dépendance temporelle des valeurs du ratio à moyen terme, mais une faible corrélation à plus long terme. De plus, la première valeur significative de l'autocorrélation partielle indique une relation directe entre les observations successives, tandis que les autres valeurs non significatives suggèrent qu'une fois l'effet du premier lag pris en compte, les lags suivants n'ajoutent pas d'information explicative supplémentaire.

Cependant, l'analyse du corrélogramme 2 ne fournit pas d'éléments permettant de conclure de façon définitive sur la stationnarité du processus.

Pour tester la stationnarité du ratio Solde Primaire-PIB en niveau, nous appliquons la stratégie de test de racine unitaire en utilisant les tests de Dickey et Fuller Augmentés (ADF, 1981). Après avoir déterminé le nombre optimal de retards en sélectionnant les valeurs minimales du critère de parcimonie Akaike Information Criterion (AIC) et de Schwarz, nous présentons nos résultats pour l'Allemagne dans le tableau 2 (cf. Annexes) et ceux de l'Italie dans le tableau 3 (cf. Annexes). Les trois équations de Dickey et Fuller sont les suivantes :

Le modèle (1) s'écrit : 
$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \alpha + \beta_t + \varepsilon_t$$
 (13)

avec  $\varepsilon_t \sim i.i.d$ 

Le modèle (2) s'écrit : 
$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \alpha + \varepsilon_t \text{ avec } \varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}$$
 (14)

Le modèle (3) s'écrit : 
$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ avec } \varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}$$
 (15)

Les résultats des tests pour l'Allemagne sont regroupés dans le tableau 4 *(cf. Annexes)*. La t-statistique du coefficient  $\rho$  est inférieure au trois valeurs critique de MacKinnon, les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  ne sont pas significatifs au seuil de 15% pour le modèle (1) et le coefficient  $\alpha$  n'est pas significatif pour le modèle (2). Nous pouvons donc en conclure que la série du ratio du Solde Primaire-PIB de l'Allemagne est une série stationnaire. Par conséquent, nous pouvons considérer que les finances publiques de l'Allemagne sont soutenables, comme l'indique la stationnarité du ratio du Solde Primaire-PIB, qui constitue une condition suffisante.

Les résultats des tests pour l'Italie sont synthétisés dans le tableau 5 (cf. Annexes). Ces résultats indiquent que la série du ratio solde primaire-PIB de l'Italie suit un processus de non-stationnarité de type stochastique, ce qui implique la présence d'au moins une racine unitaire. Pour déterminer l'ordre d'intégration, nous allons réaliser une série de tests de racine unitaire sur la série du ratio Solde Primaire-PIB en différence première. Les résultats indiquent que la série du Solde Primaire-PIB en différence première est I(0), ce qui signifie qu'elle est stationnaire. Par conséquent, nous pouvons conclure que la série du Solde Primaire-PIB en niveau est I(1). Étant donné que la série du ratio du Solde Primaire-PIB de l'Italie est I(1), c'est-à-dire non

stationnaire, nous ne pouvons pas en conclure, à partir de l'étude de la stationnarité du solde primaire sur la soutenabilité des finances publique de l'Italie.

Ainsi, l'analyse de la stationnarité du solde primaire rapporté au PIB par une série de tests de Dickey-Fuller augmentés (ADF, 1981) ne permet pas d'apporter les mêmes conclusions quant à la soutenabilité des finances publiques allemande et italienne. Après avoir testé la stationnarité du ratio Solde Primaire-PIB, une composante de la dette, nous allons maintenant tester la stationnarité du ratio Dette-PIB.

## c. Test de stationnarité de la dette rapporté au PIB de l'Allemagne et de l'Italie

Dans cette section, nous analysons la stationnarité des séries Dette-PIB de l'Allemagne et l'Italie de 1950 à 2022. Le corrélogramme du ratio Dette-PIB en niveau de l'Allemagne, corrélogramme 3 (cf. Annexes) révèle une autocorrélation qui décroît très lentement vers 0. De plus, les valeurs de l'autocorrélation partielle montrent que seule la première valeur est significativement différente de 0 au seuil de 5%. Ces caractéristiques sont typiques d'une série non stationnaire, confirmant nos hypothèses graphiques. Le corrélogramme de l'Italie corrélogramme 4 (cf. Annexes) présente les mêmes caractéristiques que celui de l'Allemagne, c'est-à-dire des valeurs de la fonction d'autocorrélation qui décroissent lentement vers 0, et seule la première valeur de la fonction d'autocorrélation partielle est significativement différente de 0 au seuil de 5%. Nous pouvons donc fortement supposer que la série du ratio Dette-PIB de l'Italie est non stationnaire. Pour confirmer nos conjectures, nous allons appliquer une série de tests de Dickey-Fuller Augmentés (ADF, 1981).

Pour l'Allemagne, nous regroupons le choix de retards optimaux dans le tableau 6 *(cf. Annexes)* et les résultats de l'analyse dans le tableau 7 *(cf. Annexes)*. Selon nos résultats, nous pouvons conclure que le ratio Dette-PIB de l'Allemagne est non stationnaire et suit un processus à tendance déterministe ainsi qu'un processus stochastique intégré d'ordre 1, noté I(1)+T. Pour stationnariser la série, nous utilisons les moindres carrés ordinaires pour régresser le ratio Dette-PIB sur le temps :

$$b_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t \tag{16}$$

 $\beta_0$  est l'ordonnée à l'origine,  $\beta_1$  le coefficient de la tendance déterministe et  $\epsilon_t$  le résidu. Pour cette régression nous obtenons un coefficient  $\widehat{\beta_0}$  égal à -18882.422, significatif au seuil de 1% et un coefficient  $\widehat{\beta_1}$  égal à 0.96874, significatif au seuil de 1%. Ensuite, nous exprimons  $\epsilon_t$  en fonction des autres paramètres, qui représente la série sans la tendance déterministe.

$$\epsilon_t = b_t - \beta_0 - \beta_1 t \tag{17}$$

Pour éliminer la tendance stochastique, nous différencions les résidus obtenus en calculant :

$$\Delta \epsilon_t = \epsilon_t - \epsilon_{t-1} \tag{18}$$

Enfin, nous appliquons une série de test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF, 1981) sur  $\Delta \epsilon_t$ , les résultats sont stockés dans le tableau 8 *(cf. Annexes)*. La série du résidu différencié suit un processus stationnaire, noté I(0). Ainsi, la série du ratio Dette-PIB en niveau de l'Allemagne est un processus non stationnaire de sources déterministes et stochastiques, noté I(1) + T. De ce fait, nous ne pouvons pas émettre de conclusion quant à la soutenabilité de la dette publique de l'Allemagne.

Nous regroupons le choix des retards optimaux pour la série du ratio Dette-PIB en niveau de l'Italie dans le tableau 9 (cf. Annexes) et nous observons une divergence entre les recommandations des critères d'Akaike et de Schwarz concernant le nombre optimal de retards. Les résultats de l'analyse en minimisant le critère d'Akaike sont stockés dans le tableau 10 (cf. Annexes), tandis que ceux tenant compte du critère de Schwarz se trouvent dans le tableau 11 (cf. Annexes). Nos résultats convergent tous vers la même conclusion, la série du ratio Dette-PIB en niveau de l'Italie est un processus non stationnaire de sources déterministes et stochastiques. Pour stationnariser le processus nous utilisons la même méthodologie qu'utilisé précédemment pour stationnariser le ratio Dette-PIB de l'Allemagne. Nous obtenons un coefficient  $\widehat{\beta_0}$  égal à – 3505.269, significatif au seuil de 1% et un coefficient  $\widehat{\beta_1}$  égal à 1.4055, significatif au seuil de 1%. Les résultats de la série de test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF, 1981) sur

 $\Delta \epsilon_t$ , sont regroupés dans le tableau 12 *(cf. Annexes)*, ce qui nous permet de conclure qu'il s'agit d'une série stationnaire. Nous pouvons donc affirmer que le ratio Dette-PIB en niveau de l'Italie est une série non stationnaire, noté I(1) + T. Ainsi, il nous est impossible de tirer une conclusion sur la soutenabilité de la dette publique de l'Italie.

Nous avions d'abord jugé les finances publiques de l'Allemagne soutenable en acceptant la stationnarité du ratio Solde Primaire-PIB, mais la non-stationnarité du ratio Dette-PIB semble être en contradiction de ces premiers résultats. De plus, nous ne pouvons pas conclure sur la soutenabilité italienne en raison de la non-stationnarité du ratio Solde Primaire-PIB et du ratio Dette-PIB. La stationnarité du ratio Dette-PIB étant une condition suffisante pour assurer la soutenabilité, mais pas nécessaire, nous allons utiliser la méthode de deuxième génération en analysant les recettes et les dépenses publiques rapportées au PIB.

# IV - Analyse des dépenses et recettes publiques de l'Allemagne et de l'Italie

## a. Tests de stationnarité des ratios dépenses-PIB et Recettes-PIB

Nous représentons l'évolution des dépenses et recettes publiques allemande en ratio du PIB de 1950 à 2020 sur le graphique 5 (cf. Annexes). Nous constatons que les séries du ratio dépenses-PIB et Recettes-PIB suivent une dynamique commune. De 1950 à 1970, les deux séries restent stables autour de 10% du PIB. Cependant, à partir de 1970, une forte augmentation des dépenses et des recettes publiques est observée, portant ces ratios à plus de 40% du PIB. Cette hausse s'explique par « augmentation régulière des dépenses de sécurité sociale, qui progressèrent de 14 % par an entre 1969 et 1974 » et qui ont « été largement financées par une augmentation rapide des impôts » (Dubois, 2019). Ces changements budgétaires entraînent une évolution de la moyenne des séries dans le temps, conduisant au rejet des hypothèses de stationnarité des séries.

Les variations des ratios dépenses-PIB et Recettes-PIB de l'Italie entre 1950 et 2020 sont représentées dans le graphique 6 (cf. Annexes). Comme pour l'Allemagne, nous observons une forte hausse des dépenses et des recettes publiques dans les années 1970, entraînant une modification de la moyenne des séries au fil du temps. Par conséquent, l'analyse graphique conduit également au rejet des hypothèses de stationnarité pour l'Italie.

Les corrélogrammes en niveau des ratios dépense-PIB et Recettes-PIB pour l'Allemagne corrélogrammes 5 et 6 (cf. Annexes) et pour l'Italie les corrélogrammes 7 et 8 (cf. Annexes) présentent des caractéristiques similaires. L'autocorrélation de ces séries décroît très lentement vers 0, tandis que l'autocorrélation partielle montre que seule la première valeur est significativement différente de 0 au seuil de 5%. Cette analyse des corrélogrammes indique donc une non-stationnarité des séries.

Nous regroupons les résultats du choix de retard optimum pour l'application d'une série de tests de Dickey et Fuller pour les séries du ratio Dépenses-PIB et du ratio Recettes-PIB de l'Allemagne dans le *tableau 13 (cf. Annexes)*. Les résultats de l'analyse en niveau des séries sont contenus dans le tableau 14 *(cf. Annexes)*. Les deux séries ne sont pas stationnaires, présentant une non-stationnarité de type stochastique et déterministe, notée I(1) + C. L'analyse des

corrélogrammes en différences premières du ratio dépenses-PIB corrélogramme 9 (cf. Annexes) et du ratio Recettes-PIB corrélogramme 10 (cf. Annexes) nous permet de conclure que les 2 séries en différence sont des Bruits Blancs car tous les termes de la fonction d'autocorrélation et de la fonction d'autocorrélation partielle appartiennent à l'intervalle de confiance et les probabilités critiques de la statistique Ljung-Box sont supérieur à 0,05. Ainsi, l'analyse des corrélogrammes en différences premières confirme la que les séries en niveau sont des marches aléatoires avec dérive.

Concernant les séries de l'Italie, les résultats du choix de retard optimal pour l'application des tests de Dickey-Fuller sont regroupés dans le tableau 15 (cf. Annexes). En ce qui concerne les résultats de l'analyse en niveau des séries, ils sont contenus dans le tableau 16 (cf. Annexes). De plus, comme dans le cas de l'Allemagne, les deux séries ne sont pas stationnaires et suivent un processus I(1)+C. Par ailleurs, l'étude des corrélogrammes en différences premières du ratio Dépenses-PIB corrélogramme 11 (cf. Annexes) et du ratio Recettes-PIB corrélogramme 12 (cf. Annexes) confirme que les séries en niveau sont des marches aléatoires avec dérive.

À la suite de la confirmation de la non-stationnarité des séries des ratios dépenses-PIB et recettes-PIB de l'Allemagne et de l'Italie, et de l'acceptation que ces séries présentent une non-stationnarité de type stochastique et déterministe, nous pouvons affirmer que ces séries sont persistantes aux chocs. C'est-à-dire qu'un choc sur l'une de ces séries à l'instant t aura un impact permanent sur les observations futures. Cela signifie que ces séries sont constituées de l'accumulation des chocs passés et présents. Ainsi, la notion de cointégration permettra de démontrer une relation entre les recettes et les dépenses publiques.

# b. Cointégration des dépenses et recettes publiques

Désormais, nous testons une méthode de deuxième génération de tests sur la soutenabilité, avec le test de cointégration des dépenses et recettes publiques Deux séries sont dites cointégrées si elles ont le même ordre d'intégration et s'il existe un vecteur co-intégrant  $\beta = (\beta_1; \beta_2)$  tel que  $\beta_1 Y_t + \beta_2 X_t \sim I(0)$ , ainsi, la notion de cointégration, grâce à la combinaison linéaire, permet de stationnariser un processus non stationnaire intégré d'ordre 1. Nous notons  $X_t$  le ratio Recettes-PIB et  $Y_t$  le ratio Dépenses-PIB. Nous avons démontré que :

- $Y_{Allemagne,t} \sim I(1)$  et que  $\Delta Y_{Allemagne,t} \sim I(0)$
- $X_{Allemagne,t} \sim I(1)$  et que  $\Delta X_{Allemagne,t} \sim I(0)$
- $Y_{Italie,t} \sim I(1)$  et que  $\Delta Y_{Italie,t} \sim I(0)$
- $X_{Italie,t} \sim I(1)$  et que  $\Delta X_{Italie,t} \sim I(0)$

Pour le cas de l'Allemagne, en régressant le ratio Dépenses-PIB par le ratio Recettes-PIB nous estimons le vecteur candidat  $\hat{\beta} = (1; -1,0757)$ . Nous passons à la deuxième étape qui consiste à tester la stationnarité de l'erreur en différence, nous représentons l'erreur en différence issue de la cointégration dans le graphique 7 *(cf. Annexes)*. Nous observons graphiquement que l'espérance est stable et que la variance et bornée. Nous supposons donc une stationnarité de celle-ci. Nous exécutons ainsi un test de racine unitaire sur l'équation selon le Modèle (2) de l'erreur en différence. La valeur de la statistique de test est de -5,8664 ce qui est inférieure à la valeur critique de -3,37 tabulée par la table de Engle et Yoo (1987), ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse de non-stationnarité. De ce fait, les ratio Dépenses-PIB et Recettes-PIB de l'Allemagne sont cointégrées, et d'après le coefficient  $\widehat{\beta}_2$  la dette est soutenable selon une soutenabilité forte. Ce qui indique qu'une augmentation des dépenses va entrainer une augmentation presque identique des recettes et le solde primaire tend à être stationnaire. Ainsi la valeur actualisée de la dette va tendre vers zéro.

Concernant l'Italie nous identifions le vecteur candidat  $\hat{\beta} = (1; -0.9163)$ . L'erreur en différence issue de la cointégration est représentée sur le graphique 8 (cf. Annexes). D'un point de vue graphique nous observons que comme pour l'Allemagne la série à une moyenne stable

et une variance bornée, supposant une stationnarité du résidu. La valeur statistique du test de racine unitaire est égale à -7,7667 et est inférieure à la valeur tabulée de -3,37 de la table de Engel et Yoo (1987). Il y a donc une cointégration entre les Recettes-PIB et Dépenses-PIB de l'Italie et la soutenabilité de la dette est jugée faible. Signifiant que les recettes augmentent moins vite que les dépenses amenant à une non-stationnarité du solde primaire et à une augmentation de la dette.

Ainsi, nous constatons une nuance quant à la soutenabilité de la dette de l'Allemagne et de l'Italie. Par sa soutenabilité forte, l'Allemagne réduit ses risques de défaut de paiement et renforce la confiance des investisseurs et des créanciers par rapport à l'Italie. D'un point de vue de la rationalité de nos résultats, les conclusions faites suite aux tests de cointégration sont cohérents avec l'acceptation de la stationnarité du Solde Primaire-PIB de l'Allemagne et le rejet de la stationnarité de celui de l'Italie.

#### Conclusion

Depuis près d'un demi-siècle, nous observons une hausse presque permanente du niveau d'endettement public rapporté au PIB des pays de l'UE. En raison de cette hausse qui ne semble pas prendre fin, nous pouvons nous demander si les finances publiques des États européens sont soutenables, c'est-à-dire si elles resteront solvables à long terme. Dans ce mémoire, nous avons décidé d'analyser la soutenabilité des finances publiques de deux cas opposés. Tout d'abord, l'Allemagne, qui dispose d'une réputation de bon gestionnaire de ses finances, et l'Italie, deuxième pays le plus endetté de l'Union en 2022. Pour juger de la soutenabilité d'une dette publique, nous avons concentré notre étude sur le solde primaire, la dette, les dépenses et les recettes de ces deux pays de 1950 à 2022. Pour mener à bien ce travail, nous avons utilisé la base de données du FMI « Public Finance » qui regroupe toutes les informations nécessaires sur l'ensemble de notre période d'étude. Nous avons aussi utilisé l'approche d'Hamilton et Flavin (1986) en suivant la méthodologie de Trehan et Walsh (1991) avec l'application d'une série de tests de racine unitaire de Dickey-Fuller (1981) pour l'analyse de la dette publique. Enfin, nous avons analysé la cointégration entre les séries des dépenses et des recettes selon Hakkio et Rush (1991) et Quintos (1995).

Nos analyses ont démontré que le solde primaire de l'Allemagne est stable, indiquant ainsi la soutenabilité des finances publiques. Cependant, bien que la stationnarité de la dette ne soit pas un critère nécessaire à la soutenabilité, nos résultats vont dans le sens de la non-stationnarité de celle-ci. Ces deux résultats apparaissent quelque peu contradictoires : si l'on accepte la stabilité du solde primaire comme indicateur de soutenabilité, il serait logique de s'attendre également à une dette stationnaire. Concernant l'Italie, nos études ont démontré que ni le solde primaire ni la dette ne sont stationnaires sur cette période. Nous ne pouvons donc pas conclure à ce stade sur la soutenabilité des finances publiques de l'Italie. Nous avons donc utilisé une méthode de la deuxième génération de tests de soutenabilité en étudiant les dépenses et les recettes publiques.

Tout comme les séries des dettes publiques, les dépenses et recettes de l'Allemagne et de l'Italie se sont toutes deux révélées être non stationnaires. Nous avons donc étudié la cointégration entre ces deux séries afin de déterminer s'il existe une relation entre les recettes et les dépenses publiques. Sur la période 1960 à 2006, Brand (2012) a démontré que les recettes et

dépenses de l'Allemagne sont cointégrées, ce qui implique une soutenabilité de ses finances publiques. Mais il a aussi démontré que les finances publiques de l'Italie ne sont pas soutenables en raison de la non-cointégration des dépenses et recettes publiques. Cependant, il n'introduit pas de degrés quant au niveau de soutenabilité. Dans ce mémoire, nous introduisons une distinction entre une dette faiblement et fortement soutenable à partir de l'interprétation du vecteur de cointégration. Un pays disposant d'une forte soutenabilité a une capacité de collecte des recettes fiscales plus importante en cas de hausses des dépenses qu'un pays avec une soutenabilité faible. Nos résultats révèlent que les dépenses et recettes de l'Allemagne et de l'Italie sont cointégrées, mais avec la nuance que la dette allemande est fortement soutenable contrairement à celle de l'Italie qui l'est faiblement. La différence entre nos résultats et ceux de Brand (2012) concernant la cointégration des séries pour le cas de l'Italie peut s'expliquer par le choix d'une période d'étude plus longue dans notre cas.

Enfin, nos conclusions soulignent la complexité de la soutenabilité des finances publiques. L'analyse des cas de l'Allemagne et de l'Italie révèle des dynamiques contrastées qui mettent en lumière les défis variés auxquels les pays de l'UE sont confrontés. L'Allemagne semble maintenir une gestion rigoureuse de ses finances publiques, ce qui se traduit par une soutenabilité forte de sa dette. Cette rigueur se reflète dans la stabilité de son solde primaire et la cointégration de ses dépenses et recettes publiques, ce qui indique une relation équilibrée entre les entrées et les sorties budgétaires. En revanche, l'Italie présente des défis plus importants. Bien que nos analyses aient révélé une cointégration entre les recettes et les dépenses, cette cointégration suggère une soutenabilité faible. La non-stationnarité de la dette italienne, associée à l'instabilité de son solde primaire, indique une gestion fiscale moins robuste, ce qui suggère une augmentation de la dette à long terme. Cette différence d'intensité de soutenabilité entre l'Allemagne et l'Italie peut s'expliquer par plusieurs facteurs, notamment la corruption, les disparités dans l'investissement en recherche et développement (R&D), ainsi que la gestion administrative et l'efficacité des politiques économiques.

Ces résultats mettent en exergue la nécessité pour les pays de l'UE de continuer à surveiller et à ajuster leurs politiques fiscales. La surveillance continue permet d'identifier rapidement les signes de dérive budgétaire et de prendre des mesures correctives avant que la situation ne devienne critique. L'ajustement des politiques fiscales doit être effectué de manière proactive, en tenant compte des spécificités économiques et des contraintes de chaque pays, afin de garantir la viabilité de leurs finances publiques à long terme.

En somme, la soutenabilité des finances publiques est un objectif complexe et multidimensionnel qui nécessite une gestion attentive et des ajustements continus. L'exemple de l'Allemagne montre qu'une gestion rigoureuse peut conduire à une forte soutenabilité, tandis que l'Italie illustre les défis que posent une gestion moins stricte et des déséquilibres structurels. Ces études de cas fournissent des leçons précieuses pour l'ensemble des pays de l'UE, soulignant l'importance d'une surveillance rigoureuse et d'une adaptation continue des politiques fiscales pour assurer une stabilité économique à long terme. Cette nécessité d'adaptation est d'autant plus évidente à la lumière des récentes révisions économiques. « L'OCDE a divisé par deux ses prévisions de croissance au titre de cette année. Le gouvernement devrait lui aussi revoir ses ambitions à la baisse : le PIB progresserait de 0,2 % en 2024, au lieu des 1,3 % annoncés jusqu'ici » (Steiwer, N, 2024). Cette situation démontre que même des pays réputés pour leur gestion rigoureuse, comme l'Allemagne, doivent faire face à des défis budgétaires complexes et à la nécessité de flexibiliser leurs règles pour s'adapter à de nouvelles réalités économiques. En conséquence, il est crucial pour tous les pays de maintenir une flexibilité dans leurs politiques fiscales afin de répondre efficacement aux évolutions économiques imprévues et d'assurer ainsi la soutenabilité des finances publiques. De plus, il serait intéressant d'élargir l'étude à d'autres pays de l'UE au-delà de l'Allemagne et de l'Italie afin d'obtenir une vue d'ensemble plus complète et diversifiée de la soutenabilité des finances publiques au sein de l'Union.

# **Bibliographie**

Bouthevillain, C., Schalck, C. (2007). « Quels indicateurs budgétaires pour quels objectifs de politique économique? ». *Bulletin de la Banque de France*. N°168, pp. 68-169. <a href="https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/bulletin-de-la-banque-de-france\_168\_2007-12.pdf#page=58">https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/bulletin-de-la-banque-de-france\_168\_2007-12.pdf#page=58</a>

Brand, T. (2012). « La soutenabilité de long terme des finances publiques : une évaluation économétrique », Centre d'analyse stratégique, Département Economie-Finance. Document de travail N°2012-08, novembre 2012.

Brand, T., et Poplawski-Ribeiro, M. (2009). « La soutenabilité des finances publiques », l'économie mondiale 2010. La Découverte. Paris, pp. 66-75. <a href="http://www.ce-pii.fr/PDF\_PUB/em/2010/em2010-04.pdf">http://www.ce-pii.fr/PDF\_PUB/em/2010/em2010-04.pdf</a>

Burret, Heiko T., Feld, Lars D. et Kohler, Ekkehard A. (2013). « Sustainability of Public Debt in Germany – Historical Considerations and Time Series Evidence ». *Jahrbu "cher f. Nationalo" konomie u. Statistik, (Lucius & Lucius, Stuttgart 2013).* Vol. 233/3. <a href="https://www.jbnst.de/dow-nload/233-3/291">https://www.jbnst.de/dow-nload/233-3/291</a> burret.pdf

Chaudhuri, M. (2012). « Qu'est-ce que la « règle d'or » ? ». Actualité de la veille en gestion publique, N°41. pp. 1-2. <a href="https://www.economie.gouv.fr/files/files/directions\_services/igpde-editions-publications/revuesGestionPublique/IGPDE\_Reactive\_Allemagne\_jan-vier\_2012.pdf?v=1671100218">https://www.economie.gouv.fr/files/files/directions\_services/igpde-editions-publications/revuesGestionPublique/IGPDE\_Reactive\_Allemagne\_jan-vier\_2012.pdf?v=1671100218</a>

Dickey, D. A., Fuller, W. (1981). « The likelihood ration statistics for autoregressive time series with a unit root ». *Econometrica*. vol 49, N°2. pp. 1057-1072

Dubois, M. (2019) « Le débat sur la dette publique en Allemagne fédérale dans les années 1970 : une crise politique fondatrice ? ». In Les crises de la dette publique. *Institut de la gestion publique et du développement économique*. <a href="https://doi.org/10.4000/books.igpde.6232">https://doi.org/10.4000/books.igpde.6232</a>.

Engle, R. F., Granger, C. W. (1987). « Cointegration and error correction : Representation, estimation, and testing ». *Econometrica*. Vol 55, N°2. pp. 251-276.

Engle, R., Yoo, B. (1987). «Forecasting ans testing in cointegration system». *Journal of Econometrics*. N°39. pp. 45-62.

FIPECO. (2023). « L'effet de boule de neige et le solde stabilisant ». *Les fiches de l'encyclopé-die*. pp. 1-6. <a href="https://www.fipeco.fr/pdf/SoldeStabilisant.pdf">https://www.fipeco.fr/pdf/SoldeStabilisant.pdf</a>

FIPECO. (2020). « La soutenabilité des finances publiques ». *Les fiches de l'encyclopédie*. pp. 1-7. <a href="https://www.fipeco.fr/pdf/Soutenabilit%C3%A9.pdf">https://www.fipeco.fr/pdf/Soutenabilit%C3%A9.pdf</a>

FIPECO. (2018). « Les finances publiques de l'Italie ». *Les fiches de l'encyclopédie*. https://fipeco.fr/commentaire/Les%20finances%20publiques%20de%20l%27ltalie

FIPECO (2017). « Le traité de Maastricht et le pacte de stabilité et de croissance ». *Les fiches de l'encyclopédie*. pp. 1-6. https://www.fipeco.fr/pdf/MaastrichtPSC.pdf

FMI. (2002). « Assessing sustainability ». *Policy Development and Review Department Report*. https://www.imf.org/external/np/pdr/sus/2002/eng/052802.pdf Giacone, A. (2010). « L'année 1969 en Italie : ruptures sociales et continuité politique ». 1969 en Europe. Année des relèves ou des ruptures? *Jean-Marc Guislin, Publications de l'Institut de recherches historiques du Septentrion*. https://doi.org/10.4000/books.irhis.2342

Hakkio, C. S., Rush, M. (1991). « Is the Budget deficit « Too Large »? ». *Economic Inquiry*, vol 29, N°3. Pp. 429-445.

Hamilton, J. D., Flavin, M. A. (1986). « On the Limitation of Gorvenment Borrowing : A Framework for Empirical Testing », *American economic Review*, vol 76, N°4, pp. 808-819.

Harasty, H. & Le Chaceux, J. (1994). « L'Italie : rigueur sans récession ? ». *Revue de l'OFCE*, 48, 107-129. https://doi.org/10.3917/reof.p1994.48n1.0107

MINISTERO DELL'ECONOMIA E DELLE FINANZE. (2015). « PROTOCOLLO DI INTESA RGS DFP ». pp. 1-4. <a href="https://www.rgs.mef.gov.it/">https://www.rgs.mef.gov.it/</a> Documenti/VERSIONE-I/attivita\_istituzionali/formazione\_e\_gestione\_del\_bilancio/bilancio\_di\_previsione/note\_integrative/il\_processo\_di\_programmazione\_per\_politiche\_pubbliche/Prot\_intesa\_IGB\_DFP.pdf

OCDE (2009) « Soutenabilité budgétaire ». *Government at a Glance 2009*. Éditions OCDE.

Paris. <a href="https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/9789264061675-21-fr.pdf?ex-pires=1705672988&id=id&accname=guest&check-sum=8D6FE2E3ACE93BBEAA857B2C1AAFC8B1">https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/9789264061675-21-fr.pdf?ex-pires=1705672988&id=id&accname=guest&check-sum=8D6FE2E3ACE93BBEAA857B2C1AAFC8B1</a>

Parlement Europeen. (2001). « La réforme fiscale dans les Etats membres de l'UE ». https://www.europarl.europa.eu/workingpapers/econ/pdf/127 fr.pdf Quintos, C. E. (1995). « Sustainability of the Deficit Process With Structural Shifts ». Journal of Business and Economic Statistics. Vol 13, N°4. pp. 409-417. https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524615

Steiwer, N (2024). « La situation de l'Allemagne est « dramatique », alerte le ministre de l'Economie ». *Les Echos*. <a href="https://www.lesechos.fr/monde/europe/la-situation-de-lallemagne-est-dramatique-alerte-le-ministre-de-leconomie-2076651">https://www.lesechos.fr/monde/europe/la-situation-de-lallemagne-est-dramatique-alerte-le-ministre-de-leconomie-2076651</a>

Sturm, J-E. (2008). « Sustainability of Public Debt ». pp. 52-57. <a href="https://books.google.fr/books?hl=fr&lr=&id=0\_5CKzOxD7kC&oi=fnd&pg=PR7&dq=sustainability+debt+italy&ots=ZuQaHYPdG4&sig=FXJQyOMjXwo5KZSXD28T5MsDyV4&re-dir esc=y#v=onepage&q&f=false</a>

Trehan, B., Walsh, C. E. (1991). « Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S federal budget and current account deficits ». *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol 23, N°2. pp. 206-223.

Trehan, B., Walsh, C. E. (1988). « Common trends, the government budget constraint, and revenue smoothing ». Journal of Economic Dynamics and Control. Vol 12, N°2/3. pp. 425-444.

Wilcox, D. (1989). « The Sustainability of Gorvernment Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint ». *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol 21, N°3, pp. 291-306

## Bases de données

FMI, « Gross public debt, percent of GPD», <a href="https://www.imf.org/exter-nal/datamapper/d@FPP/USA/FRA/JPN/GBR/SWE/ESP/ITA/ZAF/IND">https://www.imf.org/exter-nal/datamapper/d@FPP/USA/FRA/JPN/GBR/SWE/ESP/ITA/ZAF/IND</a>

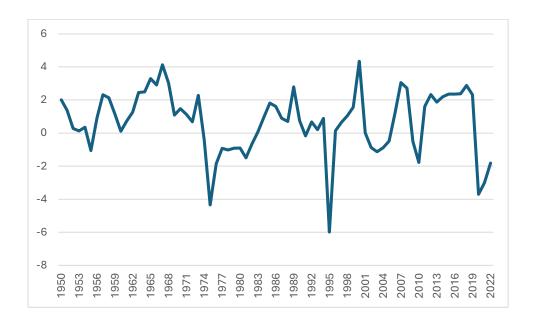
FMI, « Government revenue, percent of GDP », <a href="https://www.imf.org/exter-nal/datamapper/rev@FPP/USA/FRA/JPN/GBR/SWE/ESP/ITA/ZAF/IND">https://www.imf.org/exter-nal/datamapper/rev@FPP/USA/FRA/JPN/GBR/SWE/ESP/ITA/ZAF/IND</a>

FMI, « Government primary expenditure, percent of GDP », <a href="https://www.imf.org/exter-nal/datamapper/prim">https://www.imf.org/exter-nal/datamapper/prim</a> exp@FPP/USA/FRA/JPN/GBR/SWE/ESP/ITA/ZAF/IND

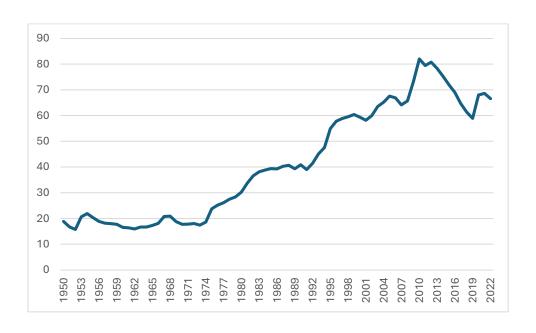
FMI, « Government primary balance, percent of GDP », <a href="https://www.imf.org/exter-nal/datamapper/pb@FPP/USA/FRA/JPN/GBR/SWE/ESP/ITA/ZAF/IND">https://www.imf.org/exter-nal/datamapper/pb@FPP/USA/FRA/JPN/GBR/SWE/ESP/ITA/ZAF/IND</a>

#### **Annexes**

Graphique 1: Evolution du solde primaire rapporté au PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022



Graphique 2: Evolution de la dette rapportée au PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022



Graphique 3: Evolution du solde primaire rapporté au PIB de l'Italie entre 1950 et 2022



Graphique 4: Evolution de la dette rapportée au PIB de l'Italie entre 1950 et 2022



Corrélogramme 1 : Ratio du Solde Primaire-PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022

Included observation	ns: 73					
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		1	0.498	0.498	18.875	0.000
ı 🛅 ı	[	2	0.173	-0.100	21.174	0.000
1 <b>j</b> 1		3	0.032	-0.017	21.254	0.000
( )	1 1 1	4	0.007	0.019	21.258	0.000
1 🗓 1		5	-0.081	-0.116	21.783	0.001
1 1		6	0.001	0.124	21.783	0.001
1 <b>j</b> i 1		7	0.023	-0.026	21.828	0.003
1 <b>[</b> ] 1	III	8	-0.067	-0.122	22.201	0.005
1 <u> </u>		9	-0.180	-0.115	24.978	0.003
ı <u> </u>	[	10	-0.174	-0.042	27.613	0.002
1 🗖 1	1 1	11	-0.106	0.025	28.597	0.003
1 <u> </u>		12	-0.191	-0.203	31.881	0.001
	[	13	-0.226	-0.097	36.544	0.000
1 🔲 1		14	-0.108	0.062	37.623	0.001
1 1 1		15	0.022	0.067	37.667	0.001

Corrélogramme 2 : Ratio du Solde Primaire-PIB de l'Italie entre 1950 et 2022

Included observation	ns: 73					
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	1	1	0.853	0.853	55.305	0.000
1	1 1	2	0.725	-0.009	95.834	0.000
ı		3	0.652	0.131	129.08	0.000
1	1 1	4	0.582	-0.013	155.95	0.000
1	[	5	0.495	-0.071	175.69	0.000
		6	0.439	0.059	191.41	0.000
ı	I	7	0.352	-0.157	201.68	0.000
	[	8	0.256	-0.073	207.20	0.000
ı 🗀		9	0.202	0.052	210.68	0.000
ı 🛅 ı		10	0.171	0.027	213.21	0.000
ı 🗖 ı		11	0.135	0.019	214.82	0.000
ı <b>j</b> ı ı	I	12	0.060	-0.175	215.15	0.000
( )	(	13	-0.005	-0.037	215.15	0.000
1 <b>[</b> ] 1	1 1	14	-0.049	-0.002	215.38	0.000
ı <b>(</b>		15	-0.063	0.059	215.76	0.000

Tableau 2 : Récapitulatif des critères AIC et de Schwarz pour la série en niveau du ratio Solde Primaire-PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022

Retards	AIC	Schwarz
p = 0	3,888283	3,983145
p = 1	3,923904	4,051379
p = 2	3,964478	4,125084
p = 3	4,008674	4,202944
p = 4	4,036971	4,265450
p = 5	4,0527781	4,316025

Tableau 3 : Récapitulatif des critères AIC et de Schwarz pour la série en niveau du ratio Solde Primaire-PIB de l'Italie entre 1950 et 2022

Retards	AIC	Schwarz
p = 0	3,778569	3,873430
p = 1	3,809157	3,936632
p = 2	3,819547	3,980153
p = 3	3,828133	4,022403
p = 4	3,856278	4,084757
p = 5	3,899156	4,162403

Tableau 4 : Analyse stratégie de test de racine unitaire sur le ratio Solde Primaire-PIB en niveau de l'Allemagne entre 1950 et 2022

					Valeurs crit	iques de Ma seuil de :	cKinnon au
Statis-	ρ	T-stat de	α	β	10%	5%	1%
tique de		ρ					
test							
Modèle	-0,4931	-4,7028	0,4075	-0,0048	-3,1639	-3,4734	-4,0906
(1)	***						
Modèle	-0,4890	-4,7020	0,2988		-2,5885	-2,9023	-3,5242
(2)	***						
Modèle	-0,4353	-4,4525			-1,6138	-1,9453	-2,5974
(3)	***						

Tableau 5 : Analyse stratégie de test de racine unitaire sur le ratio Solde Primaire-PIB en niveau de l'Italie entre 1950 et 2022

						rs critiques o	
Statistique de test	ρ	T-stat de	α	β	10%	5%	1%
		ρ					
Modèle (1)	-0,1427 **	-2,1422	-0,2176	0,0030	-3,1639	-3,4734	-4,0906
	**						
Modèle (2)	-0,1348 **	-2,1921	-0,1022		-2,5885	-2,9023	-3,5242
Modèle (3)	-0,1289 **	-2,1396			-1,6138	-1,9453	-2,5974

Corrélogramme 3 : Ratio de la Dette-PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022

Included observation	Mark Control of the Control					
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	ı	1	0.975	0.975	72.323	0.000
I	1 1	2	0.941	-0.196	140.68	0.000
I	1 1	3	0.906	-0.011	204.94	0.000
1	ı 🗀 ı	4	0.881	0.190	266.55	0.000
1	1 🔲 1	5	0.855	-0.111	325.38	0.000
	[	6	0.825	-0.080	381.02	0.000
1	1 ( 1	7	0.791	-0.027	432.99	0.000
1	1 🔲 1	8	0.755	-0.087	480.96	0.000
I	1 🔲 1	9	0.715	-0.089	524.68	0.000
1	1 ( 1	10	0.674	-0.037	564.12	0.000
I	1 🔲	11	0.627	-0.158	598.81	0.000
I	1 🛛 1	12	0.578	-0.051	628.76	0.000
1	I [ I	13	0.526	-0.072	653.98	0.000
1	<u> </u>	14	0.480	0.084	675.36	0.000
1	1 1	15	0.437	-0.001	693.40	0.000

### Corrélogramme 4 : Ratio de la Dette-PIB de l'Italie entre 1950 et 2022

Included observation						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	1	1	0.965	0.965	70.859	0.000
1	1 🔲 1	2	0.924	-0.111	136.73	0.000
1	I [ I	3	0.880	-0.065	197.26	0.000
1	I   II	4	0.844	0.122	253.82	0.000
I	I [ I	5	0.807	-0.065	306.31	0.000
I	[ [ ]	6	0.770	-0.043	354.72	0.000
	1 ( 1	7	0.730	-0.027	398.90	0.000
ı	I [ I	8	0.687	-0.068	438.67	0.000
1	1 [ 1	9	0.643	-0.041	474.04	0.000
ı	1 1	10	0.601	0.007	505.43	0.000
I	1 ( 1	11	0.560	-0.025	533.11	0.000
ı	1 1	12	0.520	-0.015	557.37	0.000
ı	1.1	13	0.480	-0.020	578.38	0.000
I	1 1	14	0.442	0.008	596.53	0.000
1	1   1   1	15	0.411	0.069	612.46	0.000

Tableau 6 : Récapitulatif des critères AIC et de Schwarz pour la série en niveau du ratio Dette-PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022

Retards	AIC	Schwarz
p = 0	4,8477	4,9426
p = 1	4,7315	4,8590
p = 2	4,7717	4,9323
p = 3	4,7328	4,9271
p = 4	4,7748	5,0033
p = 5	4,8215	5,0848

Tableau 7 : Analyse stratégie de test de racine unitaire sur le ratio Dette-PIB en niveau de l'Allemagne entre 1950 et 2022

							ritiques de n au seuil o	
Statistique	ρ	T-stat de	Φ <sub>1</sub>	α	β	10%	5%	1%
de test		ρ						
Modèle (1)	-0,0959	-2,1998	0,3768	0,9909	0,0926	-3,1644	-3,4743	-4,0925
	**		***		**			
Modèle (2)	-0,012	-0,8542	0,3447	0,9635		-2,5889	-2,9029	-3,525
			***					
Modèle (3)	-0,006	0,8902	0,3509			-1,6137	-1,9454	-2,5979
			***					

Tableau 8 : Analyse stratégie de test de racine unitaire sur le résidu de la régression du ratio Dette-PIB sur le temps de l'Allemagne en différence première entre 1951 et 2022

					Valeu	rs critiques o	
Statistique de test	ρ	T-stat de	α	β	10%	5%	1%
		ρ					
Modèle (1)	-0,6634 ***	-5,8042	-0,0786	0,0026	-3,1644	-3,4743	-4,0925
Modèle (2)	-0,6643 ***	-5,8601	-0,1774		-2,5889	-2,9029	-3,5256
Modèle (3)	-0,6578 ***	-5,8589			-1,6137	-1,9454	-2,5979

Tableau 9 : Récapitulatif des critères AIC et de Schwarz pour la série en niveau de la Dette-PIB de l'Italie entre 1950 et 2022

Retards	AIC	Schwarz
p = 0	5,6440	5,7389
p = 1	5,6383	5,7658
p = 2	5,6751	5,8357
p = 3	5,6469	5,8411
p = 4	5,6761	5,9049
p = 5	5,7224	5,9857

Tableau 10 : Analyse stratégie de test de racine unitaire sur le ratio Dette-PIB en niveau de l'Italie entre 1950 et 2022 selon la minimisation du critère de Akaike

						Valeurs critiques de Mackin- non au seuil de :			
Statistique	ρ	T-stat de	Φ <sub>1</sub>	α	β	10%	5%	1%	
de test		ρ							
Modèle (1)	-0,1040 ***	-2,2752	0,2195 **	2,2195 **	0,2004	-3,1644	-3,4743	-4,0925	
Modèle (2)	-0,0015 *	-0,1239	0,1239 ***	1,4011		-2,5889	-2,9029	-3,525	
Modèle (3)	-0,0124 **	2,0833	0,1931 ***			-1,6137	-1,9454	-2,5979	

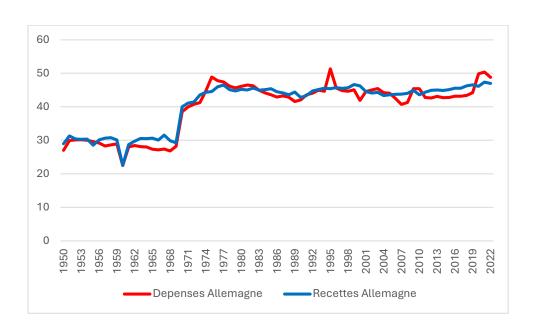
Tableau 11 : Analyse stratégie de test de racine unitaire sur le ratio Dette-PIB en niveau de l'Italie entre 1950 et 2022 selon la minimisation du critère de Schwarz

					Valeurs critiques de MacKin- non au seuil de :			
Statistique de test	ρ	T-stat de	α	β	10%	5%	1%	
Modèle (1)	-0,0895 **	-1,9941	2,1904	0,1786	-3,1639	-3,4734	-4,0906	
Modèle (2)	-0,0021	0,1767	1,4000		-2,5885	-2,9023	-3,5242	
Modèle (3)	-0,0163	3,0028			-1,6138	-1,9453	-2,5974	

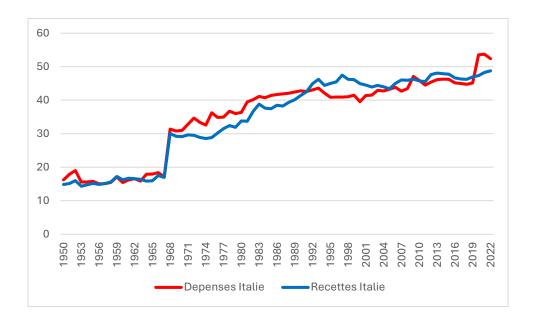
Tableau 12 : Analyse stratégie de test de racine unitaire sur le résidu de la régression du ratio Dette-PIB sur le temps de l'Italie en différence première entre 1951 et 2022

					Valeurs critiques de MacKin- non au seuil de :			
Statistique de test	ρ	T-stat de ρ	α	β	10%	5%	1%	
Modèle (1)	-0,8229 ***	-6,6987	-0,6176	0,0115	-3,1644	-3,4743	-4,0925	
Modèle (2)	-0,8142 ***	-6,7318	-0,1904		-2,5889	-2,9029	-3,5256	
Modèle (3)	-0,8126 ***	-6,7632			-1,6137	-1,9454	-2,5979	

Graphique 5: Evolution des dépenses et recettes publiques rapportées au PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022



Graphique 6: Evolution des dépenses et recettes publiques rapportées au PIB de l'Italie entre 1950 et 2022



Corrélogramme 5 : Ratio des Dépense-PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022

Sample: 1950 2022 Included observations: 73								
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob		
1	1	1	0.923	0.923	64.787	0.000		
1	t <b>]</b> t	2	0.857	0.034	121.43	0.000		
I	1 1	3	0.798	0.014	171.19	0.000		
I	ı <b>j</b> ı	4	0.750	0.050	215.78	0.000		
	1 🛮 1	5	0.689	-0.104	253.95	0.000		
	1 (	6	0.629	-0.030	286.27	0.000		
	1 🛛 1	7	0.569	-0.038	313.14	0.000		
1	1 <b>(</b> 1	8	0.507	-0.062	334.83	0.000		
I I	1 <b>[</b> ] (	9	0.443	-0.058	351.59	0.000		
ı	1 1	10	0.386	0.003	364.51	0.000		
1	1 🗖 1	11	0.318	-0.112	373.43	0.000		
1	1 1	12	0.258	-0.002	379.41	0.000		
1 🗔	1 1	13	0.200	-0.023	383.07	0.000		
, <b>5</b> ,	1 1	14		0.008	385.22	0.000		
, <b>F</b> ,	1 1	15	0.113		386.43	0.000		
	P.		0.110	0.541	000.40			

### Corrélogramme 6 : Ratio des Recettes-PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022

Sample: 1950 2022 Included observation	ns: 73					
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	1	1	0.936	0.936	66.683	0.000
ı		2	0.890	0.109	127.81	0.000
I		3	0.850	0.042	184.32	0.000
I I	[	4	0.799	-0.096	234.95	0.000
I		5	0.751	-0.021	280.35	0.000
ı	II	6	0.692	-0.119	319.52	0.000
1	[	7	0.634	-0.048	352.88	0.000
	1 1	8	0.580	-0.014	381.23	0.000
1	1 1	9	0.527	-0.008	404.97	0.000
ı <b>—</b>	I	10	0.457	-0.170	423.10	0.000
ı <b>—</b>	1 🗖 1	11	0.377	-0.170	435.62	0.000
		12	0.322	0.120	444.95	0.000
· 🗀	1 1 1	13	0.269	0.028	451.55	0.000
ı 🗀	1 1 1	14	0.218	0.026	455.98	0.000
	I   I	15	0.166	-0.057	458.57	0.000

# Corrélogramme 7 : Ratio des Dépenses-PIB de l'Italie entre 1950 et 2022

Sample: 1950 2022 Included observation Autocorrelation	s: 73 Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4 5 6 7	0.731	0.947 0.019 0.026 0.013 -0.058 0.006 -0.048	68.207 130.52 187.81 240.67 288.67 332.38 371.64	0.000 0.000 0.000 0.000 0.000 0.000 0.000
		8 9 10 11 12	0.585 0.540 0.489	-0.130 0.010 -0.010 -0.083 -0.025	405.52 434.84 460.16 481.26 498.46	0.000 0.000 0.000 0.000 0.000
-	[]     []	13 14 15		-0.061 -0.111 0.052	512.02 521.87 529.03	0.000 0.000 0.000

## Corrélogramme 8 : Ratio des Recettes-PIB de l'Italie entre 1950 et 2022

Included observation Autocorrelation	s: 73 Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.962	0.962	70.355	0.000
	1 1	2	0.926	0.008	136.45	0.000
	1   1	3	0.890	-0.011	198.43	0.000
	1 [ 1	4	0.851	-0.065	255.93	0.000
	1 1	5	0.814	0.001	309.28	0.000
	1 1	6	0.778	-0.010	358.68	0.000
	1 ( 1	7	0.739	-0.039	404.04	0.000
	[	8	0.699	-0.061	445.17	0.000
1	1 1	9	0.659	-0.013	482.31	0.000
1	[	10	0.618	-0.042	515.47	0.000
1	1 [ 1	11	0.572	-0.080	544.40	0.000
1	1 1	12	0.530	0.008	569.63	0.000
1	1 [ 1	13	0.486	-0.053	591.17	0.000
1	1 ( 1	14	0.441	-0.039	609.20	0.000
1	1 🗖 1	15	0.390	-0.114	623.55	0.000

Tableau 13 : Récapitulatif des critères AIC et de Schwarz pour les séries en niveau des Dépenses-PIB et Recettes-PIB de l'Allemagne entre 1950 et 2022

Séries :	Dépe	enses	Recettes		
Retards:	AIC	Schwarz	AIC	Schwarz	
p = 0	4,5597	4,6545	4,1284	4,2233	
p = 1	4,5894	4,7168	4,1469	4,2744	
p = 2	4,6328	4,7934	4,1754	4,3360	
p = 3	4,6771	4,8714	4,2069	4,4011	
p = 4	4,6821	4,9106	4,2493	4,4778	
p = 5	4,7201	4,9834	4,2559	4,5192	

Tableau 14 : Analyse stratégie de test de racine unitaire sur les ratios Dépenses-PIB et Recettes-PIB en niveau de l'Allemagne entre 1950 et 2022

					Valeurs critiques de MacKin- non au seuil de :			
Statistique	ρ	T-stat de	α	β	10%	5%	1%	
de test		ρ						
Dépenses-PIB								
Modèle (1)	-0,1091 **	-2,0232	3,7443	0,0246	-3,1639	-3,4734	-2,0232	
Modèle (2)	-0,0587 *	-1,6190	2,6400		-2,5885	-2,9023	-3,5242	
Modèle (3)	0,0068	0,7710			-1,6138	-1,9453	-2,5974	
Recettes-PIB								
Modèle (1)	-0,1018 *	-1,9082	3,6236	0,0206	-3,1639	-3,4734	-4,0906	
Modèle (2)	-0,918 *	-1,6104	1,3239		-2,5885	-2,9023	-3,5242	
Modèle (3)	0,0045	0,8354			-1,6138	-1,9453	-2,5974	

Corrélogramme 9 : Ratio des Dépenses-PIB en différence première de l'Allemagne entre 1951 et 2022

Sample (adjusted): 1951 2022

Included observations: 72 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
- <u>- [</u>		1	-0.071	-0.071	0.3772	0.539
1 🗓 1	1 [ 1	2	-0.068	-0.073	0.7280	0.695
1 1	1 1	3	-0.005	-0.015	0.7296	0.866
1 🛅 1	<u> </u>	4	0.140	0.135	2.2756	0.685
1 🚺 1	1 1	5	-0.036	-0.017	2.3763	0.795
1 1	1 1	6	-0.022	-0.008	2.4171	0.878
1 1	1 1 1	7	-0.014	-0.018	2.4320	0.932
1 1 1	1 1	8	0.033	0.010	2.5245	0.961
1 🗓 1	[	9	-0.096	-0.090	3.3051	0.951
1 🖺 1		10	-0.105	-0.117	4.2558	0.935
1 🗓 1	1 11 1	11	0.081	0.059	4.8269	0.939
1 🖺 1	[	12	-0.083	-0.098	5.4368	0.942
1 🔲 1		13	-0.132	-0.119	7.0139	0.901
( 1	1 1 1	14	-0.018	-0.023	7.0422	0.933
1 <b>[</b> ] 1		15	-0.105	-0.162	8.0766	0.921

Corrélogramme 10 : Ratio des Recettes-PIB en différence première de l'Allemagne entre 1951 et 2022

Sample (adjusted): 1951 2022

Included observation Autocorrelation	ns: 72 after adjustmer Partial Correlation	nts	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12	-0.105 0.114 -0.050 0.059 0.052 -0.038 -0.012 0.174 -0.231 -0.073 0.041 -0.056	-0.132 0.079 -0.034 0.071 0.057 0.000 -0.022 0.168 -0.195 -0.113	1.7577 2.6000 3.6074 3.8055 4.0815 4.2982 4.4195 4.4318 7.0013 11.579 12.048 12.198 12.485 12.596	0.185 0.273 0.307 0.433 0.538 0.636 0.730 0.816 0.637 0.314 0.360 0.430 0.488 0.559
1 4 1	'     '	15	-0.059	-0.051	12.918	0.609

Tableau 15 : Récapitulatif des critères AIC et de Schwarz pour les séries en niveau des Dépenses-PIB et Recettes-PIB de l'Italie entre 1950 et 2022

Séries:	Dépe	enses	Recettes		
Retards:	AIC	Schwarz	AIC	Schwarz	
p = 0	4,4800	4,5749	4,0355	4,1304	
p = 1	4,5092	4,6367	4,0728	4,2003	
p = 2	4,5395	4,7001	4,1126	4,2732	
p = 3	4,5323	4,7265	4,1314	4,3256	
p = 4	4,5385	4,7670	4,1725	4,4010	
p = 5	4,5761	4,8393	4,2138	4,4771	

Tableau 16 : Analyse stratégie de test de racine unitaire sur les ratios Dépenses-PIB et Recettes-PIB en niveau de l'Italie entre 1950 et 2022

					Valeurs critiques de MacKin- non au seuil de :			
Statistique	ρ	T-stat de	α	β	10%	5%	1%	
de test		ρ						
Dépenses-PIB								
Modèle (1)	-0,1144 **	-2,0460	2,4822	0,0055	-3,1639	-3,4734	-2,0232	
Modèle (2)	-0,0227	-0,9792	1,2979 **		-2,5885	-2,9023	-3,5242	
Modèle (3)	0,0107	1,4705			-1,6138	-1,9453	-2,5974	
Recettes-PIB								
Modèle (1)	-0,0862	-1,6190	1,9350 **	0,0413	-3,1639	-3,4734	-4,0906	
Modèle (2)	-0,0197 *	-1,1430	1,1518		-2,5885	-2,9023	-3,5242	
Modèle (3)	0,0058	1,6924			-1,6138	-1,9453	-2,5974	

Corrélogramme 11 : Ratio des Dépenses-PIB en différence première de l'Italie entre 1951 et 2022

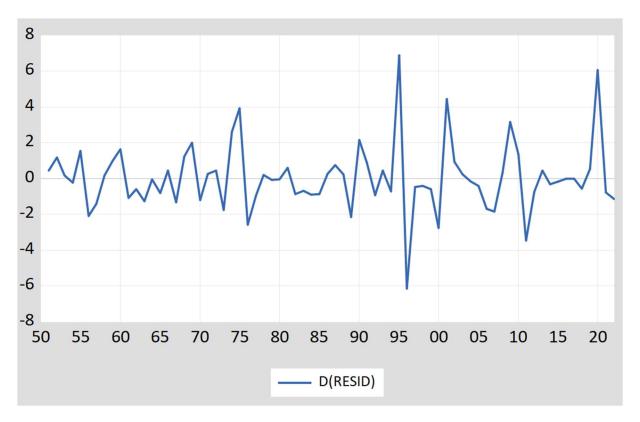
Sample (adjusted): 1951 2022

Included observations: 72 after adjustments Autocorrelation Partial Correlation AC PAC Q-Stat Prob ı 1 🔲 1 -0.155 -0.155 1.8051 0.179 1 🔲 1 1 🔲 1 2 -0.120 -0.148 2.9091 0.234 3 0.086 0.044 3.4861 0.323 4 0.091 0.101 4.1369 0.388 1 🛛 1 5 -0.133 -0.088 5.5511 0.352 6 -0.023 -0.045 5.5941 0.470 1 🔲 1 7 0.189 0.149 8.5176 0.289 I 1 🔲 8 -0.171 -0.127 10.951 0.205 9 -0.038 -0.029 11.071 0.271 10 0.044 -0.023 11.238 0.339 11 0.035 0.017 11.343 0.415 12 -0.056 0.014 11.619 0.477 13 0.047 0.033 11.816 0.543 14 -0.012 -0.054 11.829 0.620 I 🔲 15 -0.168 -0.142 14.459 0.491

Corrélogramme 12 : Ratio des Recettes-PIB en différence première de l'Italie entre 1951 et 2022

Included observation Autocorrelation	s: 72 after adjustmer Partial Correlation	nts	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		4 5	-0.023 -0.076 -0.075 -0.044 0.012 -0.088 0.130 0.061	-0.082 -0.092 -0.059 0.002	0.9289 1.0546 1.0967 1.5478 1.9899 2.1428 2.1546 2.7940 4.2130 4.5324 4.8148	0.335 0.590 0.778 0.818 0.851 0.906 0.951 0.947 0.897 0.920 0.940
		12 13 14 15	0.007	-0.023 -0.067 0.182	4.8190 5.3138 7.8791 7.9583	0.964 0.968 0.896 0.925

Graphique 7 : Représentation en différence premières de l'erreur issue de la cointégration entre les Dépenses-PIB et les Recettes-PIB de l'Allemagne entre 1951 et 2020



Graphique 8 : Représentation en différence premières de l'erreur issue de la cointégration entre les Dépenses-PIB et les Recettes-PIB de l'Italie entre 1951 et 2020

