

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION À FINALITÉ SPÉCIALISÉE

Analyse de l'évolution du taux d'épargne à l'aide de différents facteurs explicatifs

Pierre, Thibaut

Award date:
2021

Awarding institution:
Universite de Namur

[Link to publication](#)

General rights

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

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

Take down policy

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



Analyse de l'évolution
du taux d'épargne à l'aide
de différents facteurs explicatifs

Thibaut PIERRE

Directeur: Prof. C. Vandembem

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

ANNEE ACADEMIQUE 2020-2021

Avant-propos

Ce mémoire est l'aboutissement de mes études réalisées en horaire décalé à l'Université de Namur. Je souhaite remercier toutes les personnes ayant contribué de près ou de loin à la réalisation de ce travail.

Tout d'abord, je tiens à remercier mon promoteur, Monsieur Cédric Vandembem, pour son aide, son temps qu'il m'a octroyé et pour ses précieux conseils sans lesquels ce travail n'aurait pu être finalisé.

Je remercie également mon employeur professionnel qui m'a offert la possibilité de réaliser ces études et donc, ce mémoire

Finalement, j'adresse mes remerciements à toutes les personnes qui m'ont soutenu dans ce projet. Je porte une attention particulière à mes amis et à ma famille pour leur précieux soutien tout au long de l'année marqué par la crise de la Covid -19. Dans ce contexte difficile et sans leur aide, je n'aurais pu réaliser ce mémoire.

Table des matières

Introduction.....	4
Chapitre 1 : revues de la littérature	6
Chapitre 2 : modèle et données utilisées.....	10
2.1. Données	10
2.2. Modèle Moindres Carrés Ordinaires (MCO).....	15
Chapitre 3 : analyse de différents pays.....	19
3.1. La Belgique	19
3.1.1. Analyse de base et de la corrélation pour la Belgique	19
3.1.2. Application du modèle MCO aux données belges.....	19
3.2. L'Allemagne	22
3.2.1. Analyse de base de base et de la corrélation pour l'Allemagne	22
3.2.2. Application du modèle MCO aux données allemandes	23
3.3. L'Espagne	24
3.3.1. Analyse de base et de la corrélation pour l'Espagne.....	24
3.3.2. Application du modèle MCO pour l'Espagne	25
Conclusion	27
Bibliographie.....	28
Annexes	30

Introduction

Début d'année 2020, la Banque Nationale de Belgique annonçait que l'épargnant belge avait placé plus de 278,8 milliards d'euros sur des comptes d'épargne à fin 2019. Cela représentait une hausse de 12 milliards entre 2018 et 2019. À l'époque, ce montant avait constitué un nouveau record pour l'épargnant belge. Il était donc intéressant de remarquer que les ménages privés continuaient à énormément placer leur argent sur leur(s) compte(s) d'épargne alors que les taux proposés par les banques belges étaient inférieurs à l'inflation. Les gens préféraient donc perdre indirectement de l'argent en le laissant sur leur compte plutôt que de le consommer ou de l'investir.

Pour quelles raisons alors l'épargnant belge continue d'épargner alors que cela lui fait perdre de l'argent ? D'après Sylviane Delcuve, Senior Economist, chez BNP Paribas, cela était notamment dû à une habitude culturelle et à une fiscalité belge favorisant l'épargne.

Avec ce qu'il s'est passé en 2020 avec la crise de la Covid-19, il m'est donc paru intéressant d'essayer de comprendre les raisons qui poussent les ménages à épargner. Ce travail cherche donc à analyser la relation entre l'épargne avec des variables telles que l'inflation ou le taux de chômage. Des auteurs tels Mody, Sandri et Ohnsorge (2012) ont analysé spécifiquement la une courte période couvrant la crise 2008. Ils ont alors remarqué que les ménages épargnaient car ceux-ci ressentaient une incertitude au niveau de l'économie mondiale. Différents travaux comme celui Berger et Daubaire (2003) ont tenté de faire le lien entre l'épargne et des indicateurs tels que l'inflation.

Dans cette étude, nous allons donc analyser l'évolution du taux d'épargne entre 2000 et 2019 au travers de différents indicateurs d'incertitude comme l'inflation mais aussi le taux de chômage. Cette analyse va être axée sur 3 pays en particulier : la Belgique, l'Allemagne et l'Espagne. Le but est d'également comparer les résultats entre les pays afin de repérer des points de convergence ou alors, de divergence.

Une première analyse sera faite sur les différents travaux empiriques déjà réalisés à ce jour. Par la suite, une analyse sur les différentes données de base recueillies sera donc réalisée afin de mettre en évidence des premières différences ou similarités entre les pays. Nous continuerons le travail par une explication du modèle économétrique utilisé qui consiste à réaliser une régression linéaire à l'aide du modèle des moindres carrés ordinaires. Des hypothèses seront établies pour nous permettre de juger de la qualité du modèle et des données utilisées. Nous

terminerons alors par l'analyse en détails des données obtenues à l'aide du modèle pour chaque pays et nous analyserons si les résultats obtenus diffèrent d'un pays à l'autre.

Alors que le modèle semble être cohérent pour les données belges, il s'est avéré que les hypothèses établies pour le modèle nous ont permis de remarquer que celui-ci manquait de données explicatives pour justifier le comportement des épargnants en Espagne.

Chapitre 1 : revues de la littérature

Il est difficile de comprendre et d'anticiper comment les individus réagissent quand ils font face à un événement incertain. En effet, il a été prouvé que l'être humain n'est pas un être rationnel et que chacun réagit différemment en fonction du problème qu'il rencontre.

Généralement, l'épargne est un moyen de lisser la consommation intertemporelle et celui-ci dépend de différents facteurs objectifs et subjectifs tels que le salaire, l'appétit au risque, le contexte économique, etc.

Nze-Obame (2011) analysait ces facteurs et leurs impacts de manière globale sur l'épargne des ménages actifs et retraités. Il s'est basé sur les données obtenues grâce à l'enquête Patrimoine 2004 en France. Il en a conclu que les ménages actifs épargnent afin d'assurer un revenu supplémentaire à la pension. Quant aux personnes retraitées, ceux-ci continuent à épargner après leur retraite dans un but altruiste afin d'en faire bénéficier leur succession par la suite. Toutefois, les montants épargnés en compte d'épargne dépendent fortement des revenus du ménage mais aussi des mécanismes financiers déjà utilisés par le ménage pour préparer son avenir.

Dans un contexte économique incertain, les ménages pourraient avoir comme raison d'épargner le but de se constituer une épargne de précaution. Ce concept d'épargne de précaution a été initialement introduit pour la première fois dans la littérature par Leland (1968). Il a alors calculé les conditions pour que les préférences pour une épargne de précaution se manifestent lors d'un risque lié au revenu du travail. C'est à la suite des travaux d'Hahn (1970) sur l'impact d'un choc sur le patrimoine financier que la hausse de la demande en épargne a été liée à la convexité de la fonction d'utilité marginale u .

Il existe deux mesures permettant de quantifier l'importance de l'épargne. La première est la « prime de précaution » qui a été introduite par Kimball (1990) en se basant sur le risque de revenu du travail. Il l'a défini comme la réduction certaine du revenu entraînant le même effet sur le bien-être de l'individu que l'ajout de risque à l'utilité marginale. La deuxième manière de mesurer l'incertitude est en utilisant la variance ou l'écart-type. C'est cette seconde méthode qui est utilisée dans la plupart des travaux empiriques (Caballero, 1991 ; Miles, 1997 ; Lugilde, Bande et Riveiro, 2018). En effet, là où la prime de précaution ne peut être utilisée qu'avec le risque de revenu, la variance peut être utilisée avec d'autres risques comme le risque de taux, etc.

Différentes études empiriques ont déjà été réalisées sur l'évolution de l'épargne et ont amené des résultats très variés (Lugilde, Bande et Riveiro, 2018). En effet, les résultats découverts dépendent du type de données, du pays analysé mais aussi l'approche économétrique utilisée. Une première approche pour mesurer l'incertitude a été d'utiliser l'écart-type ou la variance des revenus pour estimer cette incertitude. Caballero (1991) et Kazarosian (1997) pour les Etats-Unis et Miles (1997) ou Guariglia et Rossi (2002) pour l'Angleterre sont tous arrivés à la conclusion qu'il y a une forte épargne dans les pays respectifs analysés. Une autre méthode consiste à estimer l'incertitude de revenus à l'aide de la variance de la croissance de consommation. Dynan (1993) a utilisé cette méthode pour analyser l'épargne aux Etats-Unis tandis que Lusardi (1997) l'a utilisé pour analyser les données en Italie. Contrairement à la première méthode, celle-ci ne leur a pas permis de confirmer qu'il existe une épargne de précaution. Une troisième méthode a alors été élaborée et consiste à se baser sur les données de performance du marché du travail. Par rapport aux deux autres méthodes qui permettaient d'arriver à des conclusions claires, cette méthode a montré des résultats très différents. En utilisant la probabilité subjective de perte de travail, Guariglia (2001) est arrivée à la conclusion que la précaution était notamment un très grand motif d'épargne. Cependant, Lusardi (1998) n'a pas réussi à prouver le lien entre l'épargne de précaution et l'accumulation de richesse en utilisant une mesure d'incertitude basée sur la probabilité subjective ex-ante d'être au chômage.

L'inflation est un autre facteur déterminant de l'épargne (Berger et Daubaire, 2003). La particularité de l'inflation est qu'une variation positive de celle-ci peut avoir comme conséquence deux effets opposés sur l'épargne. Le premier est un effet de revenu, appelé *de reconstitution de l'encaisse réelle*. À la suite de l'inflation, les épargnants doivent épargner plus pour compenser l'effet de l'inflation. Le deuxième effet est celui de substitution, appelé *effet de fuite devant la monnaie*. Les agents diminuent leur épargne car celle-ci est devenue moins intéressante à cause de la hausse de l'inflation. Ces deux effets ont d'ailleurs été analysés par Bonnet et Dubois (1995). Leur analyse économétrique s'est basée sur des modèles de consommation sur des données françaises. Ils en sont arrivés à la conclusion que l'effet d'encaisse réelle l'emporte sur l'effet de fuite devant la monnaie.

Carroll (1997) définissait la précaution comme étant la sensibilité à l'incertitude de revenus futurs et il en a conclu qu'elle est une des principales raisons pour les ménages d'épargner. En effet, en période d'incertitude, le revenu du travail n'est plus certain et cela représente un risque important pour les ménages. Ce risque est même accentué s'il n'est pas possible de souscrire à une assurance chômage dans le pays dans lequel les ménages se trouvent. Étant donné que la

plupart des ménages sont averses au risque, l'incertitude liée à leurs futurs revenus réduit leur bien-être. Afin de combler cette incertitude, les ménages ont alors tendance à augmenter leur épargne pour atteindre un niveau de richesse – et donc, de bien-être – plus élevé. Ce surplus d'épargne que je vais appeler 'buffer' permet de les assurer contre les différents chocs économiques pouvant impacter leurs revenus (Carroll et al.1992, Kazarosian 1997, Lusardi 1997, Carroll et Samwick 1998, Ventura et Eisenhauer 2006). L'épargne est donc la variable de contrôle que les ménages peuvent utiliser pour redistribuer une partie de leur richesse actuelle dans le futur, leur permettant d'être plus serein (Eeckhoudt et Schlesinger, 2006 ; Eeckhoudt et al., 2009).

Comme dit précédemment, en cas de période d'incertitude, les ménages ressentent une plus grande inquiétude s'il n'est pas possible de souscrire à une assurance chômage. Engen et Gruber (2001) ont donc étudié le lien entre cette assurance et l'épargne. Pour ce faire, ils se sont basés sur un pays où il est possible de souscrire à une assurance-chômage, les Etats-Unis. Ils en ont conclu que plus le système d'assurance est généreux - c'est-à-dire, plus l'indemnité de chômage fournie par l'assurance est grande -, moins les ménages ont tendance à réaliser une épargne. Cependant, leur modèle est à nuancer pour deux raisons principales. La première est qu'ils ont modélisé que l'effet de l'assurance chômage sur le total des avoirs financiers alors que les ménages contribuant à la plus grande partie des avoirs financiers sont les ménages à hauts revenus qui ont donc tendance à ne pas avoir besoin d'une assurance chômage. La deuxième raison est que seule l'épargne et l'assurance chômage sont pris en considération. En réalité, il existe d'autres moyens permettant de limiter le besoin en épargne de précaution. Par exemple, une personne peut demander de l'aide à sa famille ou à ses amis. Cette aide peut se faire sous forme de main d'œuvre ou sous forme de transferts d'argent.

En 2012, Mody, Sandri et Ohnsorge ont analysé l'épargne entre 2007 et 2009 afin de voir quel était l'impact de la crise mondiale. Pour cela, ils ont utilisé des données d'épargne des pays membres de l'OCDE¹. Ils en ont conclu que durant cette période, 40 % de l'augmentation du taux d'épargne privé des ménages était dû à l'incertitude de revenus futurs causées par la crise. À cause de la crise mondiale, leur incertitude est devenue plus grande et les ménages ont alors décidé d'augmenter leur épargne. Durant cette même année, Carroll, Slacalek et Sommer en sont venus à la même conclusion en analysant les données émanant des Etats-Unis.

¹ Organisation de coopération et de développement économiques

Broadway et Haisken-DeNew (2017) se sont aussi intéressés à l'épargne durant une période reprenant notamment la crise de 2008. Ils ont analysé et comparé la réactivité des ménages à la fois à l'incertitude qu'ils ont appelé « réelle » et « perçue ». Ils ont aussi analysé l'impact que la crise de 2008 a eu sur cette réactivité des ménages. Ils en sont arrivés à la conclusion que les ménages perçoivent une incertitude subjective plus importante que l'incertitude à laquelle ils sont réellement confrontés. Si cette incertitude subjective augmente de manière importante, cela impacte fortement leur comportement d'épargne. Cependant, cet effet n'est pas apparu durant une période de stabilité financière mais seulement après qu'une crise économique soit arrivée. Cette analyse leur a donc permis de mettre en évidence l'existence d'une épargne de « panique » qui est due à la perception plus importante d'une incertitude subjective.

Chapitre 2 : modèle et données utilisées

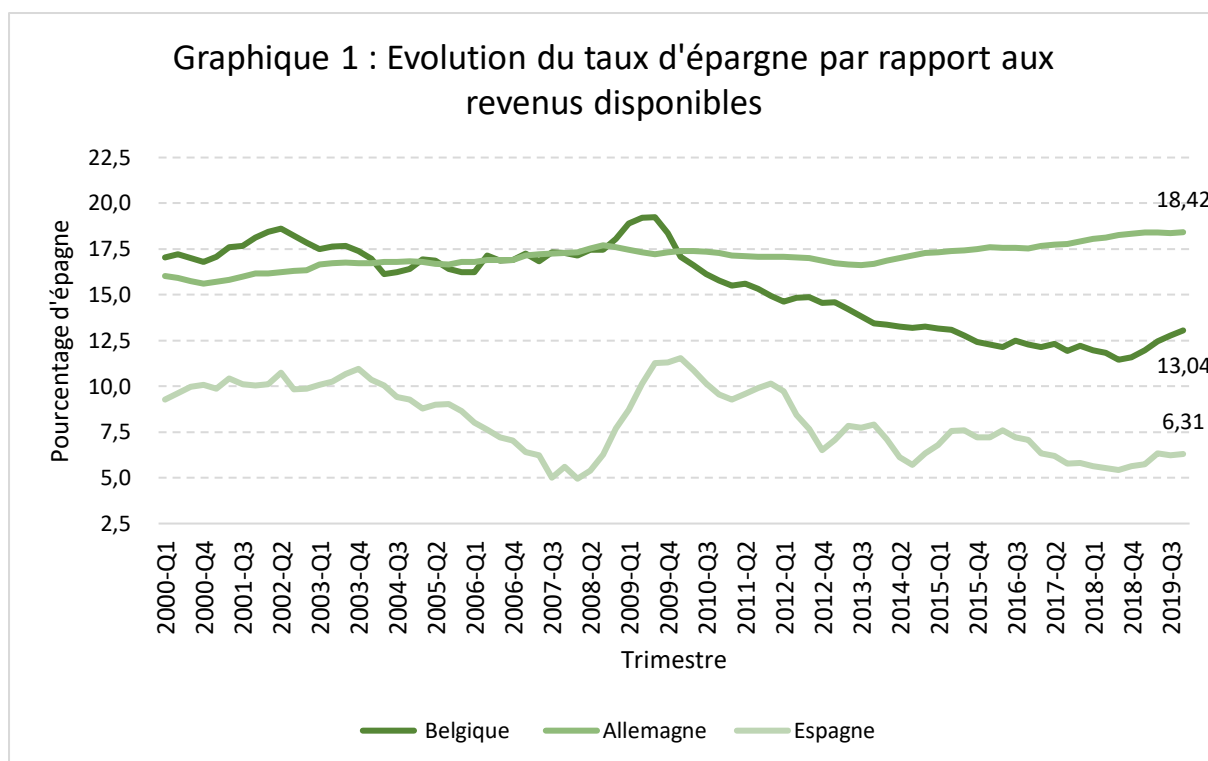
2.1. Données

L'objet de ce travail consistant à analyser l'évolution de l'épargne au sein de 3 pays européens centraux, la source principale des données provient de la Banque Centrale Européenne. De cette manière, cela permet d'avoir une homogénéité des définitions des données utilisées. L'analyse sera faite pays par pays afin de voir si les tendances sont identiques au sein des différents pays ou s'ils existent potentiellement d'autres facteurs expliquant le taux d'épargne. Étant donné que certaines données ne sont disponibles que de manière trimestrielle, les données mensuelles, voire journalières, seront recalculées sous forme trimestrielle. Il sera indiqué quand il a été nécessaire de transformer les données obtenues en données trimestrielles. Afin de couvrir plusieurs périodes économiques différentes, les données utilisées pour ce travail couvrent la période entre le premier trimestre 2000 et le quatrième trimestre 2019.

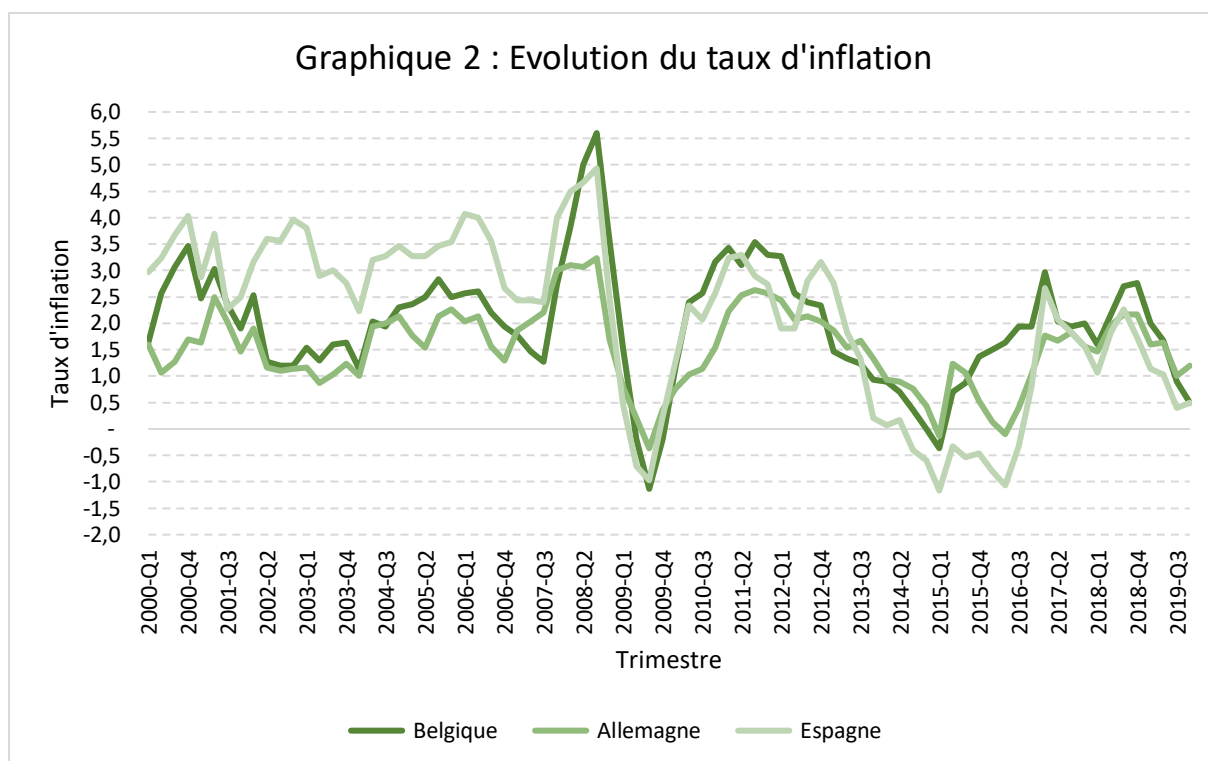
En plus de la Belgique, j'ai donc choisi d'analyser dans cette étude l'Allemagne et l'Espagne. Les raisons pour lesquelles j'ai choisi ces pays sont diverses et variées. La raison principale de mon choix pour l'Allemagne réside dans le fait que c'est une nation importante dans l'économie européenne et mondiale. Quant à l'Espagne, la raison s'explique essentiellement par le fait qu'il s'agit d'un pays qui a été plus durement touché par la crise de 2008 et j'ai donc estimé qu'il était intéressant d'analyser si les habitudes d'épargne des Espagnols avait changé à la suite de cette crise en particulier.

La première donnée utilisée est le pourcentage d'épargne par rapport aux revenus bruts disponibles². Comme le montre le graphique ci-dessous, la Belgique et l'Espagne ont connu une hausse du taux d'épargne à la suite de la crise de 2008 alors que cette hausse semble moins marquée pour l'Allemagne. Il est donc intéressant d'analyser les causes qui entraînent une différence de réaction entre les ménages privés des différents pays. Pour ce faire, plusieurs données seront utilisées dans ce travail afin de servir d'indicateurs.

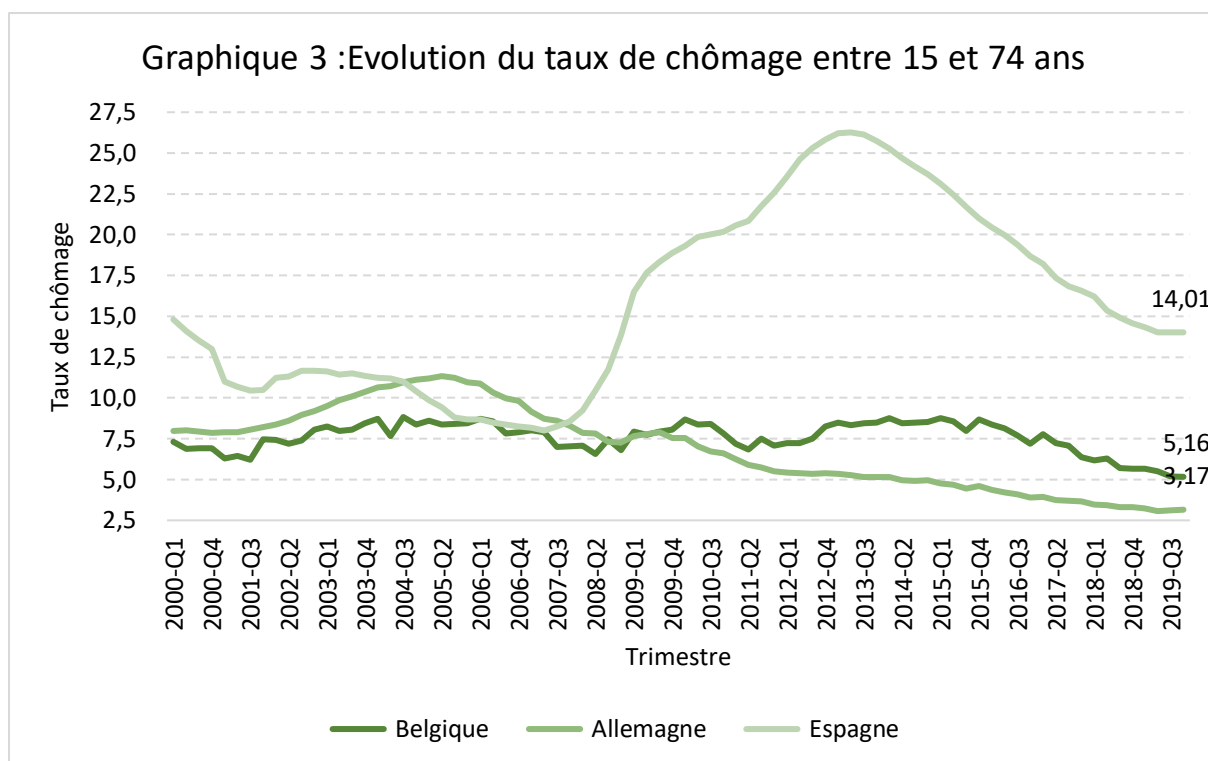
² On entend par revenus bruts disponibles, les revenus obtenus après déduction d'éventuels impôts, cotisations sociales et/ou prestations sociales de nature monétaires.



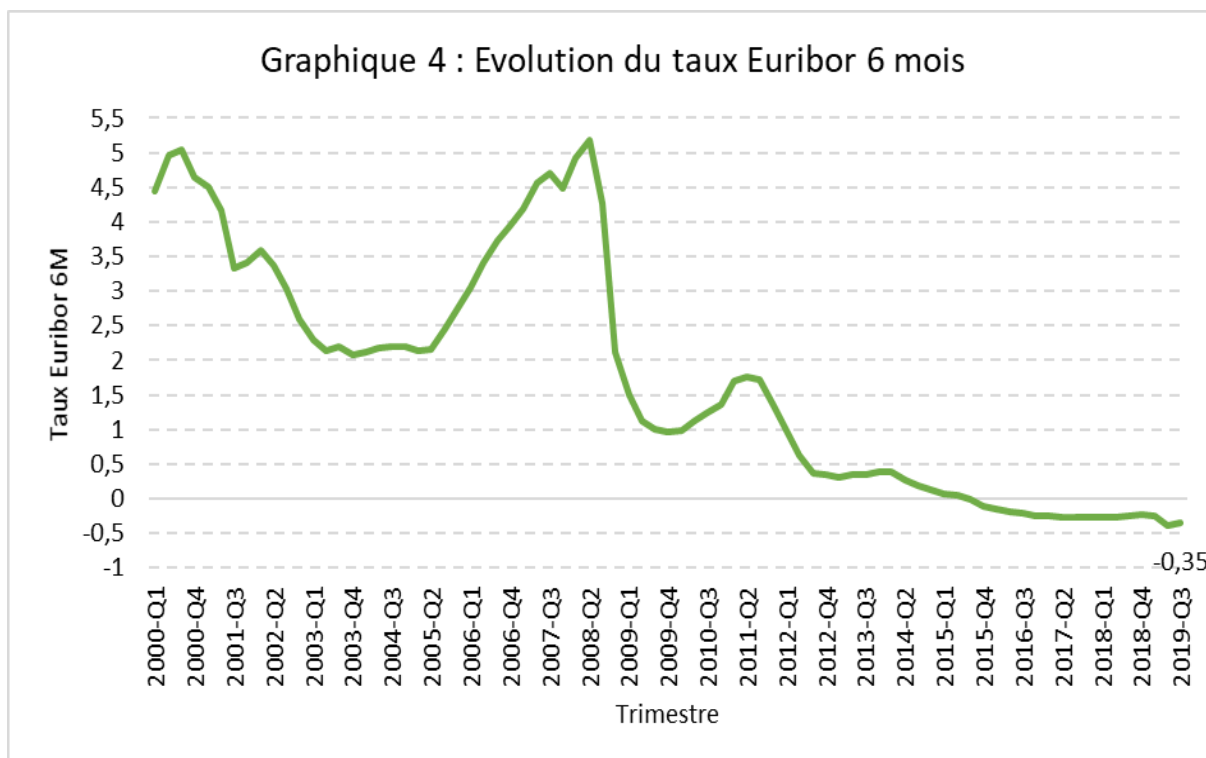
Le premier indicateur est le taux d'inflation. Réguler le taux d'inflation est une des missions principales suivies par la Banque Centrale Européenne mais également les Banques Nationales. Afin d'avoir une base commune de calcul entre les différents pays étudiés, le taux d'inflation utilisé dans cette étude est l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH). Avant 2020, l'objectif recherché par la Banque Centrale est de maintenir une inflation proche mais inférieure à 2% annuellement. L'avantage de maintenir une inflation à un taux relativement et prévisible permet de garder une stabilité de l'économie et il est, dès lors, plus facile pour les ménages d'anticiper et donc, de consommer. Une hausse de l'inflation peut indiquer une reprise économique où les ménages recommencent à privilégier la consommation que l'épargne. C'est donc un indicateur à suivre pour analyser l'épargne. L'intuition de base sur la relation entre le taux d'épargne et le taux d'inflation est que la hausse de l'inflation est un signe indiquant une augmentation de la consommation et donc, une baisse du taux d'épargne. Si l'inflation augmente, nous devrions remarquer une baisse du taux d'épargne. Cette première intuition sera donc vérifiée plus loin dans ce travail.



Le deuxième indicateur est le taux de chômage au sein de la population âgée entre 15 et 74 ans. Afin d'éviter l'effet saisonnier sur le taux de chômage, celui-ci est neutralisé. Si un pays connaît une forte hausse de son taux de chômage, cela est généralement signe d'une contraction économique. Nous pouvons le remarquer à l'aide du graphique 3 ci-dessous. L'Espagne est un pays qui a été durement touché par la crise financière de 2008. À fin 2019, le pays n'a d'ailleurs pas encore retrouvé son niveau de taux de chômage d'avant crise. Cette crise a entraîné une forte hausse du taux de chômage espagnol qui a, par la suite, été accentué par la crise de la dette en Europe. L'intuition de base est donc que si le taux de chômage augmente, les ménages vont adapter leur comportement et vont par précaution augmenter davantage leur taux d'épargne à cause du climat d'incertitude. En effet, à cause du climat de contraction économique, les ménages risquent de craindre pour leur travail et leur source principale de revenus, ils vont dès lors épargner plus pour éventuellement anticiper un risque de perte de revenu.

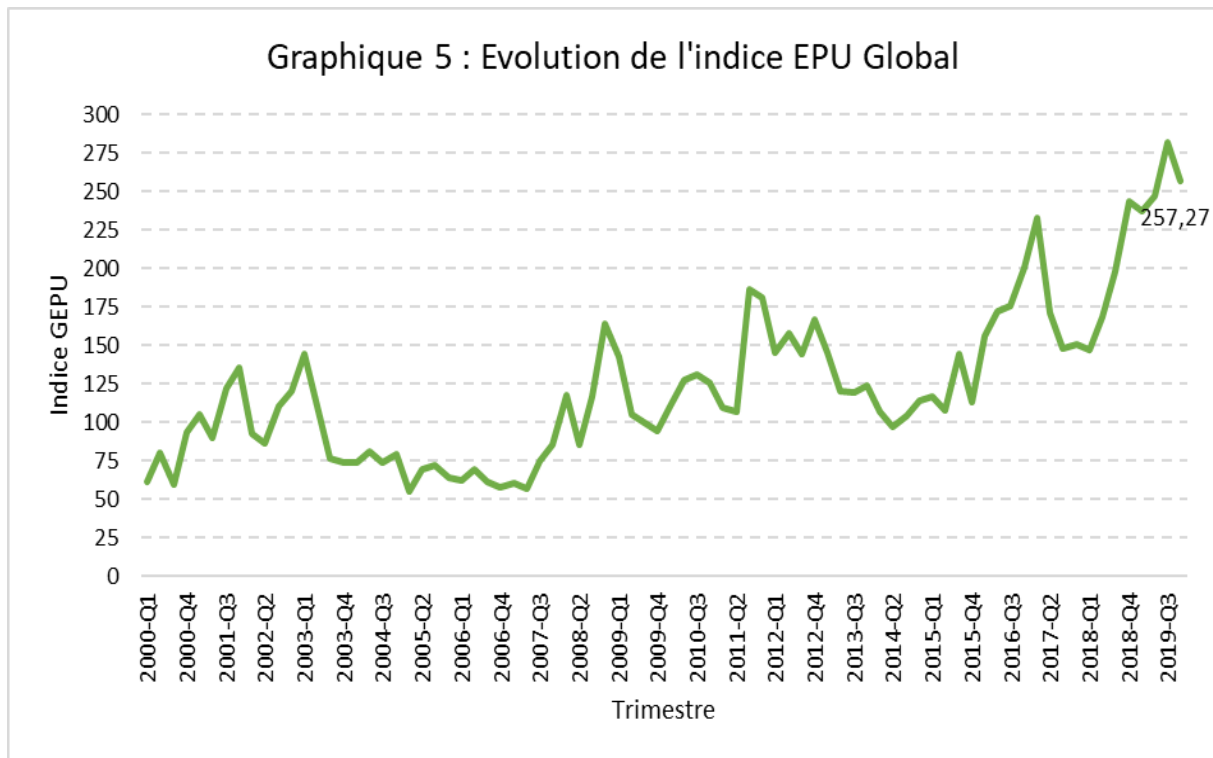


Le troisième indicateur ne provient pas de la Banque Centrale Européenne mais de Bloomberg. Il s'agit de l'indicateur financier, le taux Euribor 6 mois. En effet, l'Euribor étant un des taux d'intérêts interbancaires européens, celui-ci influence les taux d'intérêts proposés par les banques pour les crédits courts-termes et les comptes d'épargne. Si ce taux est bas, les banques offriront des taux d'intérêt également bas sur les comptes d'épargne. L'intuition de base est donc qu'une baisse du taux Euribor 6 mois entraîne également une baisse du taux d'épargne car les comptes d'épargne ne rapportent presque plus rien aux épargnants. Cette relation peut cependant présenter une limite en fonction des différentes législations des pays étudiés. En Belgique, étant donné que la Banque Nationale Belge oblige les banques à rémunérer les épargnants à un taux d'intérêt de 0,11%. De ce fait, alors que le taux Euribor se situe en territoire négatif depuis quelques années, les banques ont toujours dû offrir un taux d'intérêt de 0,11% aux ménages privés belges. Cette limite n'est pas présente en Allemagne où les banques ne sont pas tenues d'offrir un taux d'intérêt minimum à leurs clients privés. Les banques peuvent donc tarifier négativement les comptes privés. Cela est déjà le cas depuis le second semestre 2019 où une banque allemande sur quatre tarifie négativement leurs clients privés à partir d'un certain montant. Les données de cet indicateur étant disponibles journalièrement, une moyenne trimestrielle a été calculée en faisant la moyenne des données journalières.



Le quatrième indicateur utilisé pour vérifier la corrélation est l'indice EPU Global. Il s'agit de l'indice d'incertitude de la politique économique mondiale. Cet indice a été construit par des professionnels de la finance et de l'économie et existe depuis 1997. L'indice GEPU est une moyenne pondérée sur base du PIB de 21 indices EPU nationaux. Les pays pris en compte pour cet indice sont, par exemple, les Etats-Unis, la Corée du Sud, l'Allemagne, la France, le Brésil, etc. L'incertitude des indices nationaux est calculée sur base d'articles de journaux recensant la notion « d'incertitude de la politique économique » au cours du mois calculé. L'avantage de cet indice est que c'est un indice mondial. Les 3 pays analysés ayant tous une économie ouverte, il est donc possible qu'un évènement mondial impacte les ménages des pays analysés et leur comportement. C'est d'ailleurs ce qu'il s'est passé en 2008. Alors que la crise a initialement commencé aux Etats-Unis avec les crédits hypothécaires, cela s'est répandu dans le monde entier et a dès lors touché les pays européens étudiés dans ce travail. Cet indicateur permet donc de retranscrire sous forme d'indice une augmentation ou une baisse de l'instabilité économique. Par exemple, en regardant le graphique 5 ci-dessous, nous pouvons remarquer une hausse de l'indice entre 2008 et 2009. Cela est dû à la crise financière des subprimes. On peut aussi remarquer l'impact de l'élection du Président Trump en 2016 qui a entraîné une hausse de l'indice pour atteindre un niveau supérieur à 225. L'intuition de base derrière cet indicateur est

donc qu'en cas de hausse de l'indice, et donc, de l'instabilité mondiale, les ménages vont anticiper une période économique plus difficile et vont donc augmenter leur épargne.



2.2. *Modèle Moindres Carrés Ordinaires (MCO)*

Après avoir présenté les différentes données utilisées dans ce travail, nous allons aborder le modèle utilisé dans cette étude. Il s'agit du modèle des moindres carrés ordinaires (appelé MCO). C'est une méthode de régression linéaire multiple permettant alors de décrire les variations d'une variable endogène en fonction des variations de différentes variables explicatives dites également exogènes.

L'équation de ce modèle est donc la suivante :

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i1} + \dots + \alpha_p X_{ip} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

Où ε_i désigne le terme d'erreurs, aussi appelés résidus. y_i est donc la variable endogène et les variables explicatives sont représentées par x_i . Les coefficients α sont donc les paramètres à estimer via ce modèle.

Les hypothèses de ce modèle sont dès lors les suivantes :

- Hypothèse 1 : les différents x_i sont déterminés sans erreurs.
- Hypothèse 2 : il y a plus d'observations que de variables.
- Hypothèse 3 : il y a une absence de colinéarité entre les variables explicatives.
- Hypothèse 4 : $E(\varepsilon_i) = 0$, en moyenne le modèle est bien spécifié.
- Hypothèse 5 : $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 \forall i$, la variance de l'erreur est constante (homoscédasticité).
- Hypothèse 6 : $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \forall i \neq j$, les erreurs sont non-corrélés.
- Hypothèse 7 : $\text{Cov}(X_i, \varepsilon_j) = 0 \forall i \neq j$, il y a indépendance entre l'erreur et la variable explicative.
- Hypothèse 8 : $\varepsilon \sim N_n(0, \sigma^2 I_n)$, les valeurs des erreurs suivent une loi normale.

À l'aide des différentes données des pays étudiés, différentes analyses et différents tests vont être réalisés afin de vérifier les hypothèses établies ci-dessus.

Tout d'abord, une première analyse va être réalisée vis-à-vis du coefficient de détermination, appelé R^2 . Celui-ci est obtenu grâce à l'aide de la somme des carrés des résidus (SCR) et de la somme des carrés totaux (SCT) via la formule suivante : $R^2 = 1 - \frac{SCR}{SCT}$.

Ce coefficient de détermination est influencé par le nombre de variables explicatives présentes dans le modèle. En effet, plus il y a de variables explicatives, plus ce coefficient va être positivement impacté et va alors croître. C'est pour cette raison que nous allons utiliser dans ce travail le coefficient de détermination ajusté. Ce coefficient prend en considération le nombre de variables explicatives.

Ensuite, l'analyse du coefficient de détermination doit être complétée par un test de significativité, également appelé le test F. Ce test permet de comparer les ajustements des différents modèles linéaires en évaluant plusieurs coefficients simultanément. En pratique, une comparaison va avoir lieu entre le modèle spécifié dans ce travail et un modèle avec aucun prédicteur. Les hypothèses de ce test sont donc les suivantes :

- Hypothèse nulle (H_0) : le modèle n'est pas significatif car l'ajustement du modèle sans prédicteur est identique au modèle créé.
- Hypothèse alternative (H_1) : le modèle est significatif car l'ajustement du modèle créé est meilleur que le modèle sans prédicteur.

Après avoir prêté attention au coefficient de détermination et au test F, nous allons nous intéresser à la colinéarité des variables exogènes. La troisième hypothèse du modèle est qu'il n'y a aucune colinéarité entre les variables explicatives. Nous allons donc analyser la mesure

de cette colinéarité à l'aide des facteurs d'inflation de la variance (FIV). Ces facteurs permettent d'estimer de combien la variance d'un coefficient est augmentée à cause de la relation linéaire avec les autres prédicteurs.

Par la suite, nous réaliserons différents tests pour vérifier nos hypothèses liées aux résidus. Pour ce faire, un premier test sera réalisé pour vérifier l'hypothèse d'homoscédasticité. Une première analyse de cette hypothèse sera réalisée à l'aide de différents graphiques reprenant les résidus en ordonnée et les différentes variables en abscisse. Un test de White sera réalisé pour compléter cette analyse graphique. Celui-ci suit la loi de Khi-deux de la manière suivante :

$$W = TR_{RT}^2 \sim X_{[k(k+1)]/2}^2$$

Où T représente le nombre d'observations et k est le nombre de paramètres estimé dans la régression sans la constante. Les hypothèses du test de White sont donc les suivantes :

- Hypothèse nulle (H0) : les résidus sont homoscédastiques.
- Hypothèse alternative (H1) : les résidus sont hétéroscédastiques.

Après avoir vérifié l'homoscédasticité des résidus du modèle, nous allons nous intéresser à l'hypothèse d'autocorrélation. Nous réaliserons un test de Durbin – Watson afin de vérifier l'hypothèse qui cherche à analyser la significativité du coefficient p dans la formule à l'aide de la formule suivante :

$$\varepsilon_t = p\varepsilon_{t-1} + u_t$$

Où ε_t correspond au résidu estimé du modèle et u_t est un bruit blanc obtenu avec le test de Wald.

Le résultat du test Durbin – Watson est obtenu à l'aide de la formule suivante :

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}$$

Les deux hypothèses du test de Durbin – Watson sont les suivantes :

- Hypothèse nulle (H0) : il n'y a pas d'autocorrélation et donc $p = 0$.
- Hypothèse alternative (H1) : il y a une autocorrélation.

Le calcul de Durbin – Watson donnera une réponse comprise entre 0 et 4. L'hypothèse nulle est retenue si la valeur obtenue est proche de 2. Si le résultat est plus proche de 0, nous avons

alors une corrélation linéaire positive, tandis qu'un résultat plus proche de 4 indique une corrélation linéaire négative.

Enfin, si le test de Durbin – Watson ne nous permet pas de confirmer l'hypothèse nulle, nous allons tenter d'éliminer cette autocorrélation présente dans le modèle. Pour ce faire, plusieurs possibilités existent. Nous pouvons ajouter une ou plusieurs nouvelles variables explicatives telles que des tendances de prédiction linéaire ou exponentielle ou nous pouvons tenter de corriger la problématique d'autocorrélation en transformant les variables existantes.

Finalement, après avoir corrigé les éventuels problèmes d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation, nous allons devoir vérifier la normalité des résidus. Comme pour l'homoscédasticité, une première analyse graphique sera réalisée avant d'être confirmée par une analyse mathématique. Étant donné que le test de Jarque - Bera permet de mieux détecter l'écart à la loi normale, c'est ce test qui sera donc réalisé en complément de l'analyse graphique afin de vérifier la distribution normale des résidus.

La valeur de Jarque – Bera s'écrit de la manière suivante :

$$JB = \frac{n - k}{6} \left(s^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right)$$

Où n est le nombre d'observations, k correspond au nombre de variables explicatives. S correspond au coefficient d'asymétrie et K est la kurtosis de l'échantillon testé.

Les deux hypothèses du test de Jarque – Bera sont les suivantes :

- Hypothèse nulle (H0) : les résidus suivent une loi normale.
- Hypothèse alternative (H1) : les résidus ne suivent pas une loi normale de distribution.

Chapitre 3 : analyse de différents pays

3.1. La Belgique

3.1.1. Analyse de base et de la corrélation pour la Belgique

Le premier pays analysé est donc la Belgique. Nous pouvons remarquer à l'aide de l'annexe A-3.1.1 que le taux d'épargne belge a été en moyenne de 15,46% durant la période observée avec un minimum de 11,45% au 3^{ème} trimestre 2018 et un maximum de 19,24% au troisième trimestre 2009. À l'aide du graphique 1 ci-dessus, nous pouvons aussi remarquer que le taux d'épargne était particulièrement élevé en 2002 et 2009 qui correspondent à 2 années ayant suivi un krach boursier. L'année 2002 faisait suite à l'année de la crise de la bulle internet qui avait fait plonger les bourses mondiales et l'année 2009 faisait suite à l'année de la crise des « Subprimes » qui avait entraîné une crise économique mondiale.

Après avoir fait ressortir ces quelques points, nous allons donc nous intéresser à la corrélation entre notre variable endogène, le taux d'épargne, et les variables exogènes qui sont le taux de chômage, l'inflation, l'indice EPU Global et le taux Euribor 6 mois. Cette analyse de corrélation faite à l'aide du tableau A-3.2 nous permet de faire ressortir que le taux d'épargne est fortement corrélé de manière positive au taux Euribor 6 mois et est assez bien corrélé de manière négative à l'indice EPU Global.

Pour compléter l'analyse de corrélation, nous allons réaliser un graphique en « nuage de points » entre les différentes variables afin d'avoir une indication sur la forme de liaison entre la variable endogène et sa variable exogène. Vous trouverez les différents graphiques des variables analysées en annexe A-3.1.3. Ces graphiques nous permettent de confirmer l'absence de corrélation entre le taux d'épargne et les variables du taux de chômage et de l'inflation. Comme les données chiffrées, le graphique de la relation entre le taux d'épargne et l'indice EPU Global nous permet de confirmer qu'il existe une relation faible entre ces deux variables. Quant au graphique de relation entre le taux d'épargne et le taux Euribor 6 mois, celui-ci nous permet de confirmer l'existence d'une relation assez forte.

3.1.2. Application du modèle MCO aux données belges

Tout d'abord, nous allons nous intéresser aux différentes variables explicatives. Comme le montre le tableau de l'annexe A-3.1.4, la constante, l'inflation et le taux Euribor 6 mois sont

significatifs à 99%. Le taux de chômage est significatif à 95% alors que l'indice GEPU n'est pas significatif. Nous devons alors relancer la régression du modèle sans prendre en compte la variable GEPU. En faisant cela, la variable du taux de chômage devient également significative à 99%. Les nouvelles valeurs obtenues en l'enlevant la variable de l'indice GEPU sont visibles à l'annexe A-3.1.5. La régression linéaire de notre modèle s'écrit alors de la manière suivante :

$$Y_i = 11,27 + 0,398X_1 - 0,488X_2 + 1,194X_3 \quad (3.1)$$

Où X_1 correspond à la variable du taux de chômage, X_2 correspond au taux d'inflation et X_3 est le taux Euribor 6 mois.

Cette régression linéaire de l'équation 3.1 nous permet de dire que le taux d'épargne est positivement lié au taux de chômage, au taux Euribor 6 mois mais que celui-ci est négativement lié au taux d'inflation. Cela semble cohérent avec les intuitions de base sur les relations entre le taux d'épargne et ses différentes variables explicatives. Si le taux de chômage augmente, cela entraînerait une hausse du taux d'épargne. Le même raisonnement prévaut pour le taux Euribor 6 mois. Quant à l'inflation, une hausse du taux d'inflation entraînerait donc une baisse du taux d'épargne.

Le coefficient de détermination ajusté est d'environ 0,73. Cela veut donc dire que le modèle de régression permet de justifier 73% de la dispersion des données. Comme expliqué dans la partie 3.2 du travail, l'analyse de ce coefficient doit être complétée par l'analyse du test de significativité. Pour les données de la Belgique, la valeur de p. critique du test est extrêmement proche de 0 et est donc inférieur au niveau de signification qui est fixé à 5%. Dès lors, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle et conclure que le modèle est significatif. Maintenant que nous avons confirmé que le modèle est significatif, nous devons alors vérifier que le modèle n'est pas biaisé et que celui-ci est convenablement adapté à l'étude réalisée.

Nous allons donc regarder à la colinéarité entre les variables exogènes. Pour rappel, nous prenons comme troisième hypothèse qu'il n'y a pas de colinéarité entre les variables explicatives. Les résultats de ce test se trouvent à l'annexe A-3.1.6 et ceux-ci confirment qu'il n'y a pas de problème de colinéarité dans ce modèle. En effet, les valeurs des 3 variables explicatives sont toutes inférieures à 10. Nous pouvons dès lors confirmer l'hypothèse qu'il n'y a pas de colinéarité au sein des variables explicatives.

Après avoir analysé la colinéarité, nous allons vérifier les différentes hypothèses liées aux résidus. La première hypothèse vérifiée vis-à-vis des résidus correspond à l'hypothèse 5 de notre modèle, l'homoscédasticité. Pour ce faire, nous allons nous attarder aux différents

graphiques présentés à l'annexe A-3.1.8. Tout d'abord, le premier graphique avec la variable endogène en abscisse nous permet de remarquer 4 points en particulier qui sont atypiques. L'existence de ces points atypiques est également confirmée à l'aide des graphiques ayant en abscisse les différentes variables exogènes. Ces 4 observations correspondent au taux d'épargne observé durant les 4 trimestres de l'année 2009. D'après le modèle, ces 4 observations s'écartent résolument de toutes les autres observations obtenues. Afin de voir si ces points atypiques sont également influents, nous avons enlevé du modèle l'année 2009 pour voir si cela améliorerait le modèle de prédiction. Nous avons remarqué le coefficient de détermination ajusté passait alors de 73% à 81% et que la valeur de p. critique était toujours significative. Cependant, comme le but de ce travail est d'analyser l'évolution du taux d'épargne durant l'entièreté de la période calculée, nous garderons l'entièreté des données temporelles tout en mettant en évidence la problématique entraînée par ces 4 variables.

L'analyse des graphiques de résidus nous permet de remettre en question notre cinquième hypothèse de l'existence d'homoscédasticité. Nous avons donc réalisé un test de White pour savoir si nous devons définitivement rejeter l'hypothèse 5. Dans le cas de notre modèle, la probabilité (ou « p value ») obtenue lors de ce test est inférieure au degré d'erreur de 5%. Nous devons alors rejeter l'hypothèse nulle et en conclure que la variance des erreurs n'est donc pas constante et dépend d'une des variables exogènes. Les erreurs standards du modèle sont donc impactées par la présence de cette hétéroscédasticité.

Pour vérifier l'hypothèse 6 d'autocorrélation des erreurs, nous allons analyser la valeur obtenue lors du test de Durbin – Watson présent dans l'annexe A-3.1.4. Celui-ci possède une valeur de 0,19 et nous indique donc la présence d'autocorrélation entre les résidus. Nous devons alors rejeter l'hypothèse de non-corrélation des erreurs. Nous devons également rejeter l'hypothèse d'indépendance des erreurs. La présence d'autocorrélation nous permet de comprendre que les erreurs sont corrélées à travers le temps. Afin de corriger la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité, nous allons refaire tourner le modèle MCO. Cependant, le modèle sera retourné avec les écarts-types robustes afin de rendre le modèle plus robuste. Comme nous pouvons le voir à l'annexe A-3.1.9, en tentant de corriger l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation, la variable explicative du taux d'inflation perd en significativité et passe d'une significativité de 99% à 90%.

Finalement, nous pouvons confirmer que les résidus suivent une loi normale de distribution. D'une part, cela est confirmé à l'aide du graphique de l'annexe A-3.1.10 qui permet de démontrer une distribution normale. D'autre part, afin d'être plus complet dans l'analyse, le

test de Jarque-Bera a donc été réalisé. Le « p value » étant supérieur au seuil d'erreur de 0,05, nous ne rejetons donc pas l'hypothèse nulle.

3.2. *L'Allemagne*

3.2.1. *Analyse de base de base et de la corrélation pour l'Allemagne*

Après avoir analysé la Belgique, nous allons analyser l'Allemagne. Tout d'abord, nous pouvons remarquer que, contrairement à la Belgique, le taux d'épargne est plus homogène durant la période étudiée. En effet, à l'aide des annexes A-3.1.1 et A-3.2.1, nous pouvons remarquer que l'écart-type de la Belgique est d'environ 2,28 alors que celui de l'Allemagne est de 0,65.

Entre 2000 et 2009, le taux d'épargne allemand s'élevait donc en moyenne à 17%. Le taux d'épargne minimum n'a jamais été plus bas que 15,61% et le taux d'épargne maximum enregistré durant la période était de 18,42%.

Une autre différence peut également être remarquée avec la Belgique à l'aide du graphique. Là où la Belgique avait connu ses plus hauts taux d'épargne durant les trimestres suivant les crises économiques, cela n'est pas le cas pour l'Allemagne. L'Allemagne connaît une croissance continue de son taux d'épargne depuis le courant de l'année 2017.

Quand nous analysons les données de corrélation à l'aide de l'annexe A-3.2.2, nous pouvons également remarquer d'autres différences avec les données belges. Alors que le taux d'épargne belge ne semble être corrélé qu'avec le taux Euribor 6 mois et l'indice GEPU, l'épargne allemande semble être également impactée par le taux de chômage du pays. Tout comme la Belgique, le taux d'inflation ne semble pas être corrélé avec le taux d'épargne. Cependant, une particularité est à souligner par rapport à la corrélation avec l'indice GEPU et le taux Euribor. En effet, en comparaison avec les données belges, la corrélation pour les données allemandes sont inversées. Alors que le taux Euribor était positivement corrélé avec le taux d'épargne belge, celui-ci semble être négativement corrélé avec le taux d'épargne allemand. Tandis que pour l'indice GEPU, celui-ci était négativement corrélé au taux d'épargne belge alors que c'est l'inverse avec l'épargne des ménages allemands.

Les graphiques de l'annexe A-3.2.3 nous permettent de vérifier les chiffres de corrélation obtenus par le logiciel Gretl. Ceux-ci nous indiquent l'absence de corrélation entre l'inflation

et l'épargne. Nous pouvons également confirmer l'existence de corrélation négative entre le taux Euribor et le taux d'épargne. Comme les chiffres l'indiquaient déjà, les graphiques confirment que c'est l'indice GEPU qui semble avoir la plus forte corrélation avec le taux d'épargne.

3.2.2. *Application du modèle MCO aux données allemandes*

À l'aide de l'annexe A-3.2.4, nous pouvons commencer l'analyse des résultats obtenus via le modèle des moindres carrés ordinaires pour les données de l'Allemagne. Les vérifications réalisées pour modèle belge vont également être réalisées afin de vérifier la qualité du modèle utilisé.

Contrairement au modèle sur la Belgique, le taux de chômage et le taux d'inflation ne sont pas significatifs alors que l'indice d'instabilité GEPU est significatif à 99%. La variable du taux Euribor 6 mois est également significatif à 99%. Nous devons alors refaire tourner le modèle en enlevant les variables non-significatives afin qu'elles n'interfèrent pas avec les analyses des différentes hypothèses. La régression linéaire du modèle pour l'Allemagne (présent en annexe A-3.2.5) s'écrit alors de la manière suivante :

$$Y_i = 16,64 + 0,0056X_1 - 0,1339X_2 \quad (3.2)$$

Où X_1 correspond à la variable du l'indice GEPU et X_2 correspond au taux Euribor 6 mois.

D'après la régression linéaire de l'équation 3.2, nous pouvons remarquer que l'indice GEPU semble donc très légèrement impacter de manière positive le taux d'épargne. Cela est donc cohérent avec notre intuition de base où nous pensions avoir une hausse du taux d'épargne en cas de hausse de l'indice GEPU. Cependant, la relation entre le taux d'épargne et le taux Euribor 6 mois ne coïncide pas au cas de la Belgique et ne coïncide également pas avec l'intuition de base. Il semblerait que les ménages allemands baissent leur épargne en cas de hausse du taux Euribor 6 mois.

Quant au coefficient de détermination ajusté, celui n'est pas aussi élevé que pour le cas de la Belgique. En effet, seulement 50% de la dispersion est actuellement expliquée par le modèle. Toutefois, le test F d'importance globale est significatif avec une p value proche de 0.

Dans les hypothèses du modèle, nous indiquions comme troisième hypothèse qu'il devait y avoir absence de colinéarité entre les différentes variables explicatives. Cette hypothèse est donc vérifiée à l'aide de l'annexe A-3.2.6. Les valeurs des 2 variables choisies étant inférieures

à 10, nous pouvons déclarer que l'hypothèse 3 est respectée et qu'il n'y a pas de problème de colinéarité dans le modèle pour l'Allemagne.

Maintenant que nous avons démontré l'absence de colinéarité entre les variables explicatives, nous allons tenter de vérifier les différentes hypothèses liées aux résidus. Pour commencer, nous allons nous intéresser à l'hypothèse sur l'homoscédasticité. Pour ce faire, nous allons analyser les différents graphiques présents dans l'annexe A-3.2.8. Comme pour le modèle sur les données belges, les graphiques sur le modèle allemand nous permettent de remettre en question cette hypothèse.

Malheureusement, la situation est identique au cas de la Belgique. En effet, la valeur critique obtenue lors du test de White est inférieure au seuil critique de 5%. Nous devons alors rejeter l'hypothèse nulle car nous sommes en présence d'hétéroscédasticité.

Quant à l'hypothèse d'autocorrélation, nous pouvons constater via l'annexe A-3.2.5 que les variables du modèle sur l'Allemagne sont positivement auto-corrélées. En effet, le test de Durbin-Watson est largement inférieur à 2 et est très proche 0. Tout comme pour la Belgique, le modèle doit être retravaillé à l'aide des écarts-types robustes afin de corriger les problèmes d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation.

Alors que le modèle des moindres ordinaires considérait que les deux variables explicatives que sont l'indice GEPU et le taux Euribor 6 mois étaient significatifs à 99%, il s'avère que quand nous corrigeons le modèle avec la méthode HAC³, seule la variable de l'indice GEPU semble être significative à 99%.

Finalement, nous devons vérifier l'hypothèse liée à la distribution normale des résidus. Comme le démontre le graphique ainsi que le test de Jarque-Bera, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle. Les résidus suivent donc une loi normale de distribution.

3.3. L'Espagne

3.3.1. Analyse de base et de la corrélation pour l'Espagne

Le troisième et dernier pays analysé dans ce travail est donc l'Espagne. La première chose que nous pouvons constater par rapport aux deux autres pays européens analysés est que le taux d'épargne des ménages espagnols a pratiquement toujours été inférieur au taux d'épargne des

³ Erreurs types d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation cohérente

ménages belges et il a toujours été inférieur au taux d'épargne des ménages allemands. En effet, alors que le taux d'épargne maximum a été de 11,54% durant la période étudiée, le taux minimum d'épargne pour la Belgique et l'Allemagne était de respectivement 11,45% et de 15,61%.

La moyenne du taux d'épargne durant les années étudiées a été de 8,17%, ce qui est relativement faible comparé aux deux autres pays. Nous pouvons déjà nous interroger sur cette différence avec la Belgique et l'Allemagne. D'autant plus que les variables explicatives ne semblent pas être fortement corrélées avec le taux d'épargne. En effet, la plus grosse corrélation avec le taux d'épargne concerne l'indice GEPU qui a une corrélation négative d'environ 0,37. Cela est également confirmé par les différents graphiques à l'annexe A-3.3.3 où seul l'indice GEPU semble être légèrement corrélé au taux d'épargne.

Cette absence de forte corrélation entre la variable endogène et les variables exogènes peut déjà nous indiquer qu'il manque des variables explicatives au modèle. Cela est confirmé via les résultats obtenus via le modèle MCO présent à l'annexe A-3.3.4 et expliqué dans la partie suivante.

3.3.2. *Application du modèle MCO pour l'Espagne*

Comme déjà abordé au point précédent, l'absence de forte corrélation nous permet de remettre en doute les variables explicatives utilisées. Tout d'abord, seule la variable de l'indice GEPU est significative pour le modèle. Nous devons dès lors faire retourner le modèle en ne prenant en compte que la variable explicative significative. En opérant de cette manière, l'indice GEPU devient alors significatif à 99%.

La régression linéaire pour le modèle espagnol n'est alors pas une régression multiple mais une régression simple qui s'écrit de la manière suivante :

$$Y_i = 9,8 - 0,013X_1 \quad (3.3)$$

Où est X_1 la variable explicative indice GEPU.

L'équation 3.3 obtenue à l'aide de la régression linéaire nous permet de remarquer que l'épargne des ménages espagnols semble être simplement liée à l'indice GEPU. Contrairement à l'intuition de base, ceux-ci semblent moins épargner quand l'instabilité mondiale recensée par l'indice GEPU augmente. Cela peut donc induire que notre intuition de base est erronée

quant à l'Espagne ou cela peut déjà indiquer un manque de variables explicatives dans le modèle.

De plus, le coefficient de détermination ajusté est très faible. Seul 12% de la dispersion est justifiée par le modèle. Malgré le fait que le test de F nous indique que le modèle semble être significatif car la valeur critique est proche de 0, il semblerait donc que des variables explicatives choisies soient insuffisantes et que dès lors, il se pourrait que certaines variables soient manquantes dans le modèle.

Étant donné que le modèle de régression est simple, il n'y a pas lieu de vérifier l'hypothèse de colinéarité du modèle.

Contrairement au modèle sur les données belges et allemandes, le modèle espagnol ne semble pas souffrir de problème d'hétéroscédasticité en analysant le premier graphique de l'annexe A-3.3.7. En effet, la variance des erreurs semble être constante et ne souffre pas de l'interférence de la valeur explicative. Cela est confirmé par le test de White qui nous permet d'obtenir une valeur critique légèrement supérieur au seuil de 5%. Dès lors, nous ne pouvons pas réfuter l'hypothèse nulle. Il n'y a pas d'hétéroscédasticité dans le modèle lié aux données espagnoles.

Maintenant que nous avons pu confirmer que le modèle est homoscedastique, nous devons analyser l'autocorrélation des erreurs. En analysant la valeur de Durbin-Watson présente dans l'annexe A-3.3.5, nous remarquons que celle-ci est inférieure à 2 comme pour les deux autres pays. Nous devons alors rejeter l'hypothèse nulle car il existe une autocorrélation entre la variable explicative et l'erreur.

Alors que pour le modèle de la Belgique et de l'Allemagne, nous étions en présence à la fois d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation, nous ne sommes en présence que d'autocorrélation pour l'Espagne. C'est pour cette raison qu'il n'est pas nécessaire de retravailler le modèle des moindres carrés à partir des écarts-types robustes. Afin de corriger l'autocorrélation, nous allons utiliser la méthode de Hildreth-Lu. Grâce à cette méthode, la valeur de Durbin-Watson augmente à plus de 1. Cela nous permet donc de réduire l'autocorrélation. Cependant, la variable d'indice GEPU n'est alors plus significative.

Conclusion

Le but de ce travail était d'expliquer l'évolution du taux d'épargne dans 3 pays européens au travers de différentes valeurs explicatives. Le postulat de départ était que le taux d'épargne est dépendant de variables telles que le taux de chômage ou l'instabilité mondiale représentée dans ce travail par l'indice GEPU. Afin d'avoir une base de comparaison commune, les mêmes types de données ont à chaque fois été utilisées pour les trois pays et les différentes données ont été obtenues de la même manière. Un modèle des moindres carrés ordinaires a donc été réalisé avec les données de chaque pays afin d'analyser la relation entre les variables choisies et le taux d'épargne.

Finalement, le modèle utilisé pour les trois pays semble souffrir de la même problématique qui est l'absence de variables explicatives supplémentaires. En effet, le modèle sur les données belges et celui sur les données allemandes souffrent tous les deux d'un problème d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation alors que le modèle sur les données espagnoles souffre d'un problème d'autocorrélation. Alors que le problème d'autocorrélation est courant avec les données temporelles, la présence d'hétéroscédasticité pour la Belgique et l'Allemagne provient probablement d'un manque de variables explicatives significatives. De plus, vis-à-vis des variables explicatives choisies, une seule variable était significative pour expliquer le taux d'épargne en Espagne alors que ce pays présente le plus faible taux d'épargne des 3 pays analysés.

En essayant de corriger l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation, seul le modèle belge semblait permettre de tirer des conclusions plausibles et de conclure qu'il existe une relation entre le taux d'épargne et le taux de chômage, le taux Euribor 6 mois et dans une moindre mesure, l'inflation.

Il serait dès lors intéressant de poursuivre le travail réalisé dans cette étude en y incorporant d'autres variables telles que le niveau de richesse car la capacité d'un ménage à épargner pourrait dépendre de son niveau de richesse. En effet, plus une personne est riche, plus elle est capable d'épargner ou de dépenser. Dans la continuité des travaux empiriques existants, il serait également intéressant de combiner les variables explicatives dans ce modèle à un marqueur de la précaution calculé à l'aide de la variance des revenus.

Bibliographie

Articles et rapports

ANTONIN, C., PLANE, M. et SAMPOGNARO, R. (2017), « Les comportements de consommation des ménages ont-ils été affectés par la crise de 2008 ? », *Revue de l'OCDE*, 151, 177-225

BERGER, K., DAUBAIRE A. (2003), « L'évolution du taux d'épargne des ménages dans quelques pays de l'OCDE une interprétation basée sur les déterminants de moyen terme », *Revue d'économie politique*, 113, 829-849

BOMMIER, A. et LE GRAND, F. (2017), « Risk aversion and precautionary savings in dynamic settings »

BONNET, X. et DUBOIS, E. (1995), « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Economie & prévision*, 121, 39-58

BROADWAY, B. et HAIKEN-DENEW, J. (2017), « Keep calm and consume ? Subjective uncertainty and precautionary savings », *Melbourne Institute working paper*, 18/17

CHALLE, E. (2020), « Epargne de précaution, fluctuations macroéconomiques et politique monétaire », *Revue française d'économie*, XXXV, 19-49

ENGEN, E. et GRUBER, J. (2001), « Unemployment insurance and precautionary saving », *Journal of monetary economics*, 47, 545-579

HILDRETH, C. et LU, J. (1960), « Demand relations with autocorrelated disturbances », *Technical Bulletin. Michigan State University Agricultural Experiment Station* », 276

HILL, R., GRIFFITHS, W. et LIM, G. (2011), *Principles of Econometrics*, 4th edit., John Wiley and Sons

LEVENKO, N. (2020), « Perceived uncertainty as a key driver of household saving », *International review of Economics and Finance*, 65, 126-145

LINDQVIST, A. (1981), « A note on déterminants of household saving behavior », *Journal of Economic Psychology*, 1, 39-57

LUGILDE, A., BANDE, R. et RIVEIRO, D. (2018), « Precautionary saving in Spain during the great recession : evidence from a panel of uncertainty indicators », *Review of Economics of the Household*, 16, 1151-1179

NEWBY, W. et WEST, K. (1987), « A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, 3, 703-708

NZE-OBAME, J. (2011), « Les facteurs explicatifs de l'épargne des actifs et des retraités des secteurs privé et public », *Retraite et société*, 60, 69-109

RODRIGUEZ, A. (1999), « Precautionary saving and economic growth », *Journal of Macroeconomics*, 21/2, 219-239

SERRES, A. et DE PELGRIN, F. (2003), « La baisse des taux d'épargne privée durant les années 90 dans les pays de l'OCDE : La contribution des déterminants autres que la richesse », *Revue économique de l'OCDE*, 39, 129-167

WEST, K. (2010), « Heteroskedasticity and autocorrelation corrections », *Macroeconomics and time series analysis*, 135-144

Sites internet

ECB (2021) Gross saving of households as a ratio of adjusted gross disposable income (consulté le 5 janvier 2021)

ECB (2021) European Labour Force Survey : Unemployment rate (consulté le 5 janvier 2021)

ECB (2021) HICP – Overall index (consulté le 5 janvier 2021)

ECU (2021) Economic Policy Uncertainty Index (consulté le 14 février 2021)

Annexes

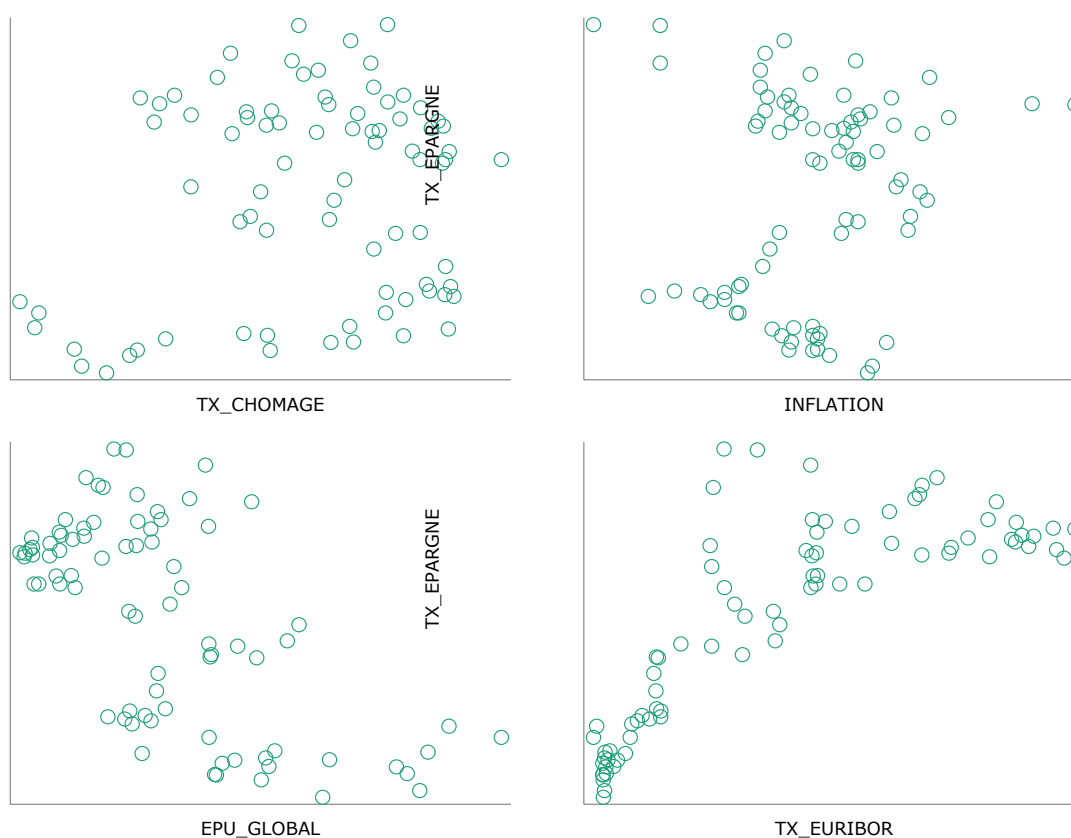
Annexe A-3.1.1 : tableau des statistiques descriptives pour la Belgique

Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
TX_EPARGNE	15,463	16,220	11,450	19,240
TX_CHOMAGE	7,581	7,756	5,193	9,140
INFLATION	1,973	1,933	-1,133	5,600
EPU_GLOBAL	123,620	113,640	55,432	281,930
TX_EURIBOR	1,788	1,602	-0,381	5,176
Variable	Éc. type	C.V.	Asymétrie	Ex. kurtosis
TX_EPARGNE	2,279	0,147	-0,295	-1,305
TX_CHOMAGE	0,949	0,125	-0,718	-0,282
INFLATION	1,121	0,568	0,173	1,182
EPU_GLOBAL	51,655	0,418	1,007	0,686
TX_EURIBOR	1,748	0,978	0,408	-1,141
Variable	PC. 5%	PC 95%	IQ	Obs. manq.
TX_EPARGNE	11,951	18,592	4,110	0
TX_CHOMAGE	5,642	8,712	1,303	0
INFLATION	-0,190	3,565	1,292	0
EPU_GLOBAL	60,177	243,230	65,252	0
TX_EURIBOR	-0,273	4,913	3,229	0

Annexe A-3.1.2 : tableau des coefficients de corrélation des données belges

TX_EPARGNE	TX_CHOMAGE	INFLATION	EPU_GLOBAL	TX_EURIBOR	
1,0000	0,2016	0,1192	-0,6417	0,8042	TX_EPARGNE
	1,0000	-0,2777	-0,5415	-0,0339	TX_CHOMAGE
		1,0000	0,0006	0,4426	INFLATION
			1,0000	-0,6185	EPU_GLOBAL
				1,0000	TX_EURIBOR

Annexe A-3.1.3 : graphiques en « nuage de points » des données sur la Belgique



Annexe A-3.1.4 : MCO des données belges

<i>Variables explicatives</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
Constante	10,421	2,136	4,878	<0,0001 ***
TX_CHOMAGE	0,465	0,202	2,304	0,0240 **
INFLATION	-0,507	0,144	-3,514	0,0008 ***
EPU_GLOBAL	0,002	0,005	0,4835	0,6302
TX_EURIBOR	1,244	0,134	9,285	<0,0001 ***

Moyenne var. dép.	15,463
Somme carrés résidus	105,658
R2	0,742
F (4, 75)	54,030
Log de vraisemblance	-124,642
Critère de Schwarz	271,195
rho	0,891

Éc. type var. dép.	2,278
Éc. type régression	1,187
R2 ajusté	0,729
P. critique (F)	2,36e-21
Critère d'Akaike	259,285
Hannan-Quinn	264,059
Durbin-Watson	0,213

Annexe A-3.1.5 : MCO des données belges sans la variable GEPU

<i>Variables explicatives</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
Constante	11,271	1,206	9,345	<0,0001 ***
TX_CHOMAGE	0,398	0,147	2,719	0,0081 ***
INFLATION	-0,488	0,138	-3,531	0,0007 ***
TX_EURIBOR	1,194	0,085	14,01	<0,0001 ***

Moyenne var. dép.	15,463
Somme carrés résidus	105,987
R2	0,742
F(3, 76)	72,695
Log de vraisemblance	-124,767
Critère de Schwarz	267,062
rho	0,901

Éc. type var. dép.	2,278
Éc. type régression	1,181
R2 ajusté	0,731
P. critique (F)	2,83e-22
Critère d'Akaike	257,534
Hannan-Quinn	261,354
Durbin-Watson	0,193

Annexe A-3.1.6 : test de colinéarité pour la Belgique

Facteurs d'inflation de variance

Valeur minimale possible = 1,0

Des valeurs > 10,0 peuvent indiquer un problème de colinéarité

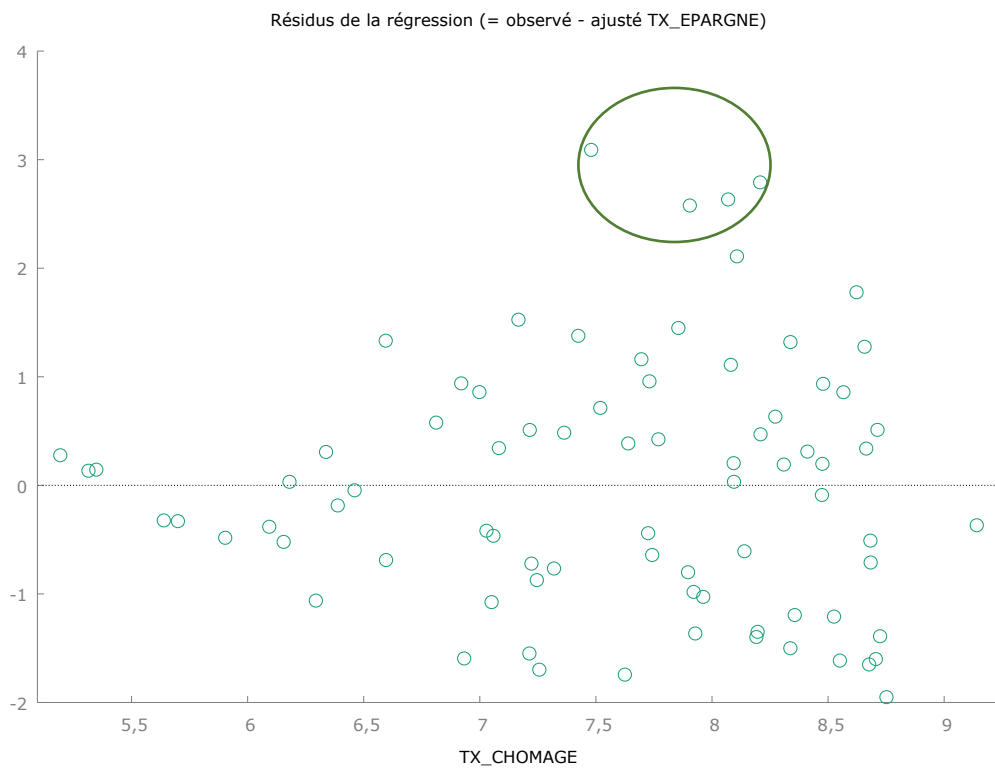
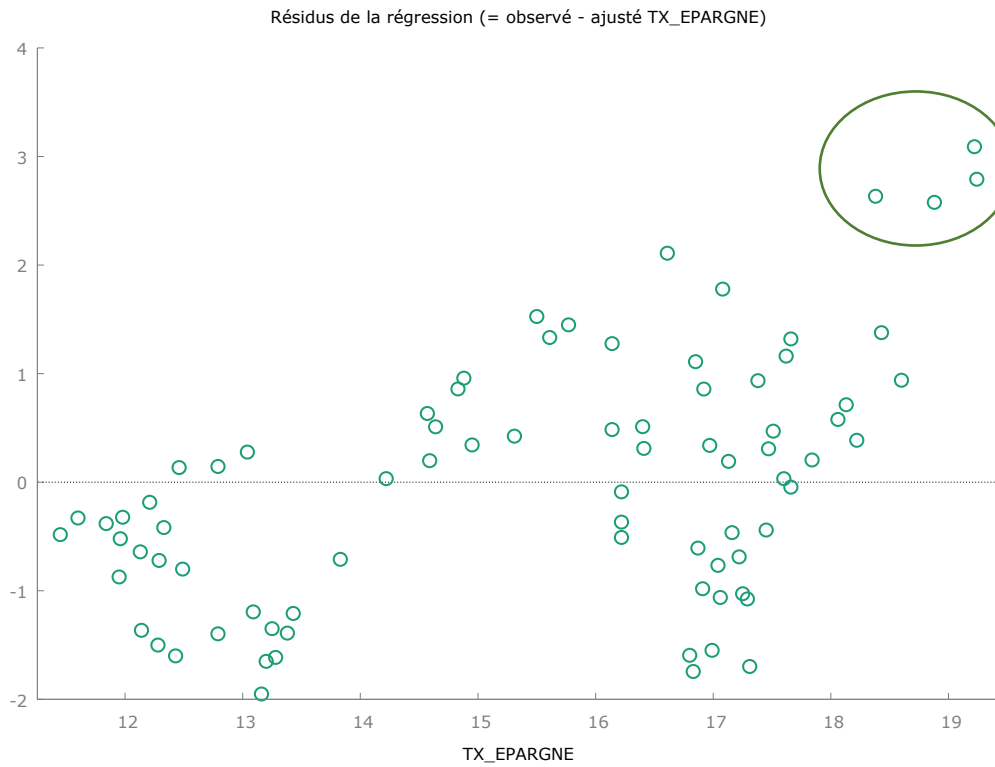
TX_CHOMAGE	1,095
INFLATION	1,361
TX_EURIBOR	1,257

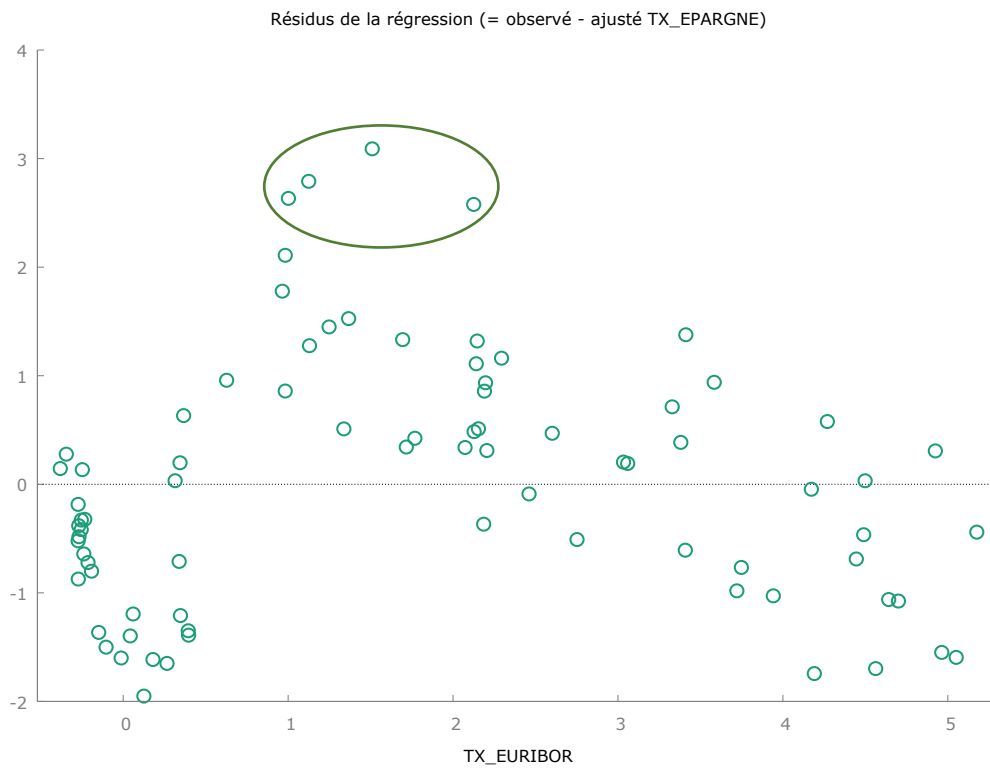
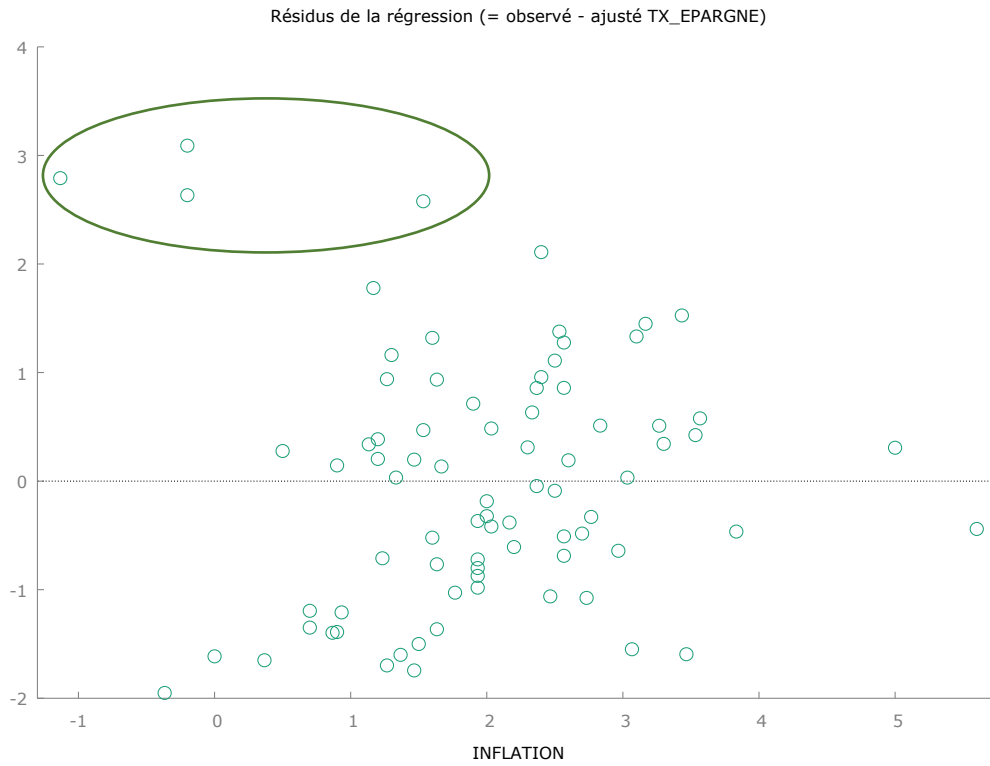
VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), où R(j) est un coefficient de corrélation multiple entre la variable j et les autres variables indépendantes

Annexe A-3.1.7 : tableau des statistiques descriptives des résidus des données belges

Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
-1,4211e-015	-0,019	-1,927	3,067
Éc. type	C.V.	Asymétrie	Ex. kurtosis
1,158	8,1507e+014	0,499	-0,149
PC. 5%	PC 95%	IQ	Obs. manq.
-1,665	2,575	1,672	0

Annexe A-3.1.8 : graphiques des résidus des données belges





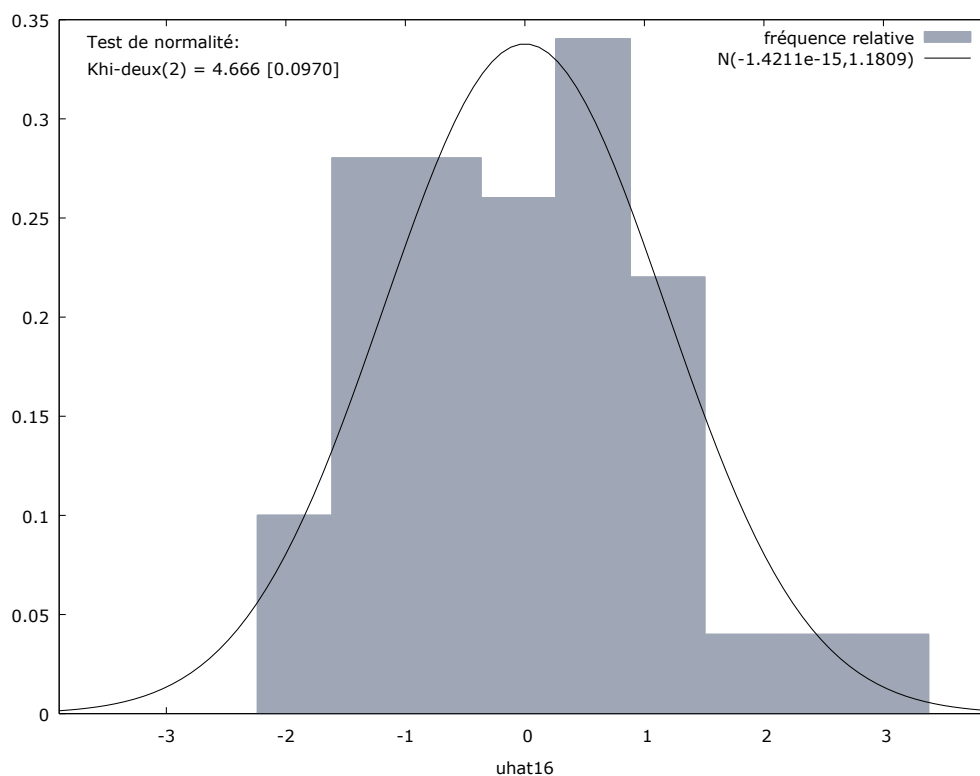
Annexe A-3.1.9 : modèle MCO avec écarts-types robustes pour les données belges (méthode HAC)

<i>Variabes explicatives</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
Constante	11,271	1,1534	9,768	<0,0001 ***
TX_CHOMAGE	0,398	0,148	2,698	0,0086 ***
INFLATION	-0,488	0,288	-1,696	0,0940 *
TX_EURIBOR	1,194	0,137	8,681	<0,0001 ***

Moyenne var. dép.	151463
Somme carrés résidus	105,987
R2	0,742
F(3, 76)	68,653
Log de vraisemblance	-124,767
Critère de Schwarz	267,062
rho	0,901

Éc. type var. dép.	2,278
Éc. type régression	1,181
R2 ajusté	0,731
P. critique (F)	1,39e-21
Critère d'Akaike	257,534
Hannan-Quinn	261,354
Durbin-Watson	0,193

Annexe A-3.1.10 : graphique de la distribution normale des résidus des données belges et résultat du test de Jarque-Bera



Test de Jarque-Bera = 3,39223, avec p. critique 0,183395

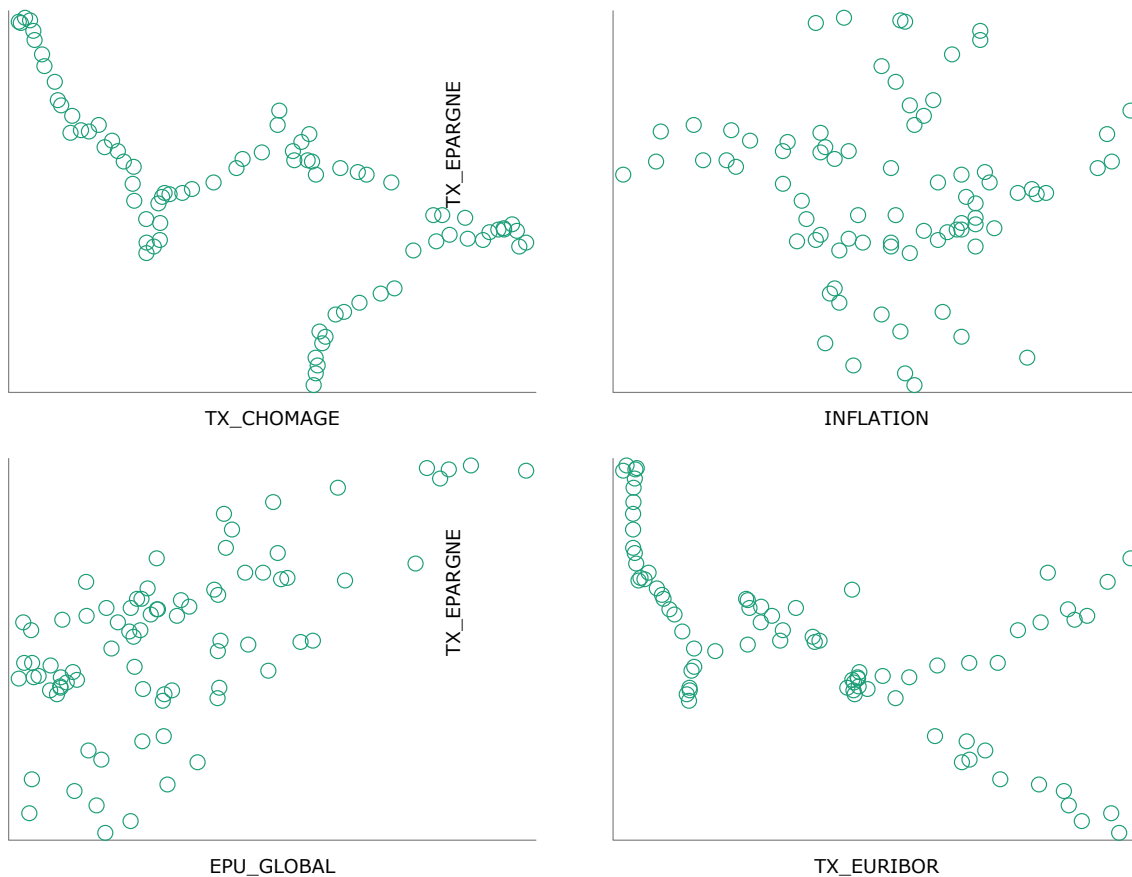
Annexe A-3.2.1 : statistiques descriptives pour l'Allemagne

Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
TX_EPARGNE	17,089	17,095	15,610	18,420
TX_CHOMAGE	6,923	7,297	3,065	11,334
INFLATION	1,532	1,583	-0,367	3,233
EPU_GLOBAL	123,620	113,640	55,432	281,930
TX_EURIBOR	1,788	1,602	-0,381	5,176
Variable	Éc. type	C.V.	Asymétrie	Ex. kurtosis
TX_EPARGNE	0,655	0,038	-0,060	-0,112
TX_CHOMAGE	2,512	0,363	0,133	-1,186
INFLATION	0,752	0,491	-0,165	-0,009
EPU_GLOBAL	51,655	0,418	1,007	0,686
TX_EURIBOR	1,748	0,978	0,408	-1,141
Variable	PC. 5%	PC 95%	IQ	Obs. manq.
TX_EPARGNE	15,826	18,377	0,757	0
TX_CHOMAGE	3,251	11,098	3,891	0
INFLATION	0,137	2,982	0,992	0
EPU_GLOBAL	60,177	243,230	65,252	0
TX_EURIBOR	-0,273	4,913	3,229	0

Annexe A-3.2.2 : coefficients de corrélation des données allemandes

TX_EPARG NE	TX_CHOM AGE	INFLATIO N	EPU_GLOB AL	TX_EURIB OR	
1,0000	-0,6206	-0,0538	0,6603	-0,6291	TX_EPARG NE
	1,0000	0,1585	-0,7849	0,7114	TX_CHOM AGE
		1,0000	-0,0527	0,4100	INFLATIO N
			1,0000	-0,6185	EPU_GLOB AL
				1,0000	TX_EURIB OR

Annexe A-3.2.3 : graphiques en « nuage de points » pour l'Allemagne



Annexe A-3.2.4 : MCO pour les données allemandes

<i>Variables explicatives</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
Constante	16,727	0,412	40,56	<0,0001 ***
TX_CHOMAGE	-0,0160	0,037	-0,426	0,6710
INFLATION	0,130	0,078	1,658	0,1015
EPU_GLOBAL	0,005	0,002	2,718	0,0082 ***
TX_EURIBOR	-0,160	0,048	-3,357	0,0012 ***

Moyenne var. dép.	17,089
Somme carrés résidus	15,796
R2	0,533
F(4, 75)	21,442
Log de vraisemblance	-48,625
Critère de Schwarz	119,161
rho	0,940

Éc. type var. dép.	0,655
Éc. type régression	0,459
R2 ajusté	0,509
P. critique (F)	8,03e-12
Critère d'Akaike	107,251
Hannan-Quinn	112,026
Durbin-Watson	0,114

Annexe A-3.2.5 : MCO des données allemandes sans les variables non-significatives

<i>Variables explicatives</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
Constante	16,641	0,213	77,98	<0,0001 ***
EPU_GLOBAL	0,006	0,001	4,348	<0,0001 ***
TX_EURIBOR	-0,134	0,038	-3,538	0,0007 ***

Moyenne var. dép.	17,089
Somme carrés résidus	16,428
R2	0,515
F(2, 77)	40,856
Log de vraisemblance	-50,1935
Critère de Schwarz	113,532
rho	0,929

Éc. type var. dép.	0,655
Éc. type régression	0,462
R2 ajusté	0,502
P. critique (F)	8,06e-13
Critère d'Akaike	106,387
Hannan-Quinn	109,251
Durbin-Watson	0,134

Annexe A-3.2.6 : test de colinéarité pour l'Allemagne

Facteurs d'inflation de variance

Valeur minimale possible = 1,0

Des valeurs > 10,0 peuvent indiquer un problème de colinéarité

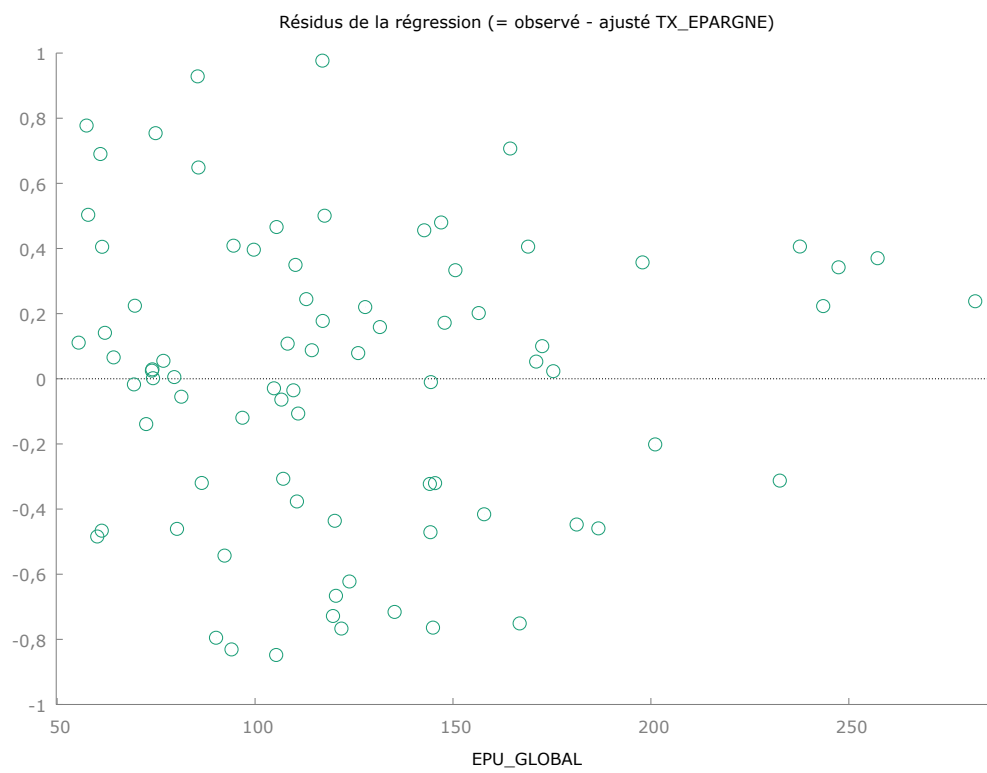
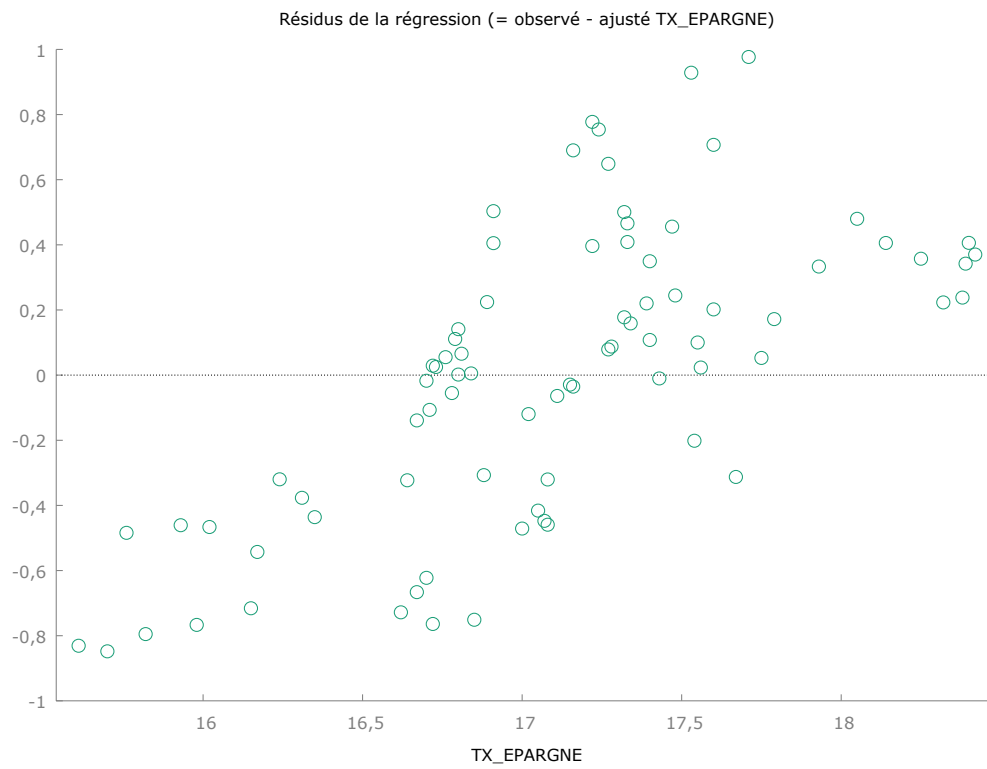
EPU_GLOBAL 1,620
TX_EURIBOR 1,620

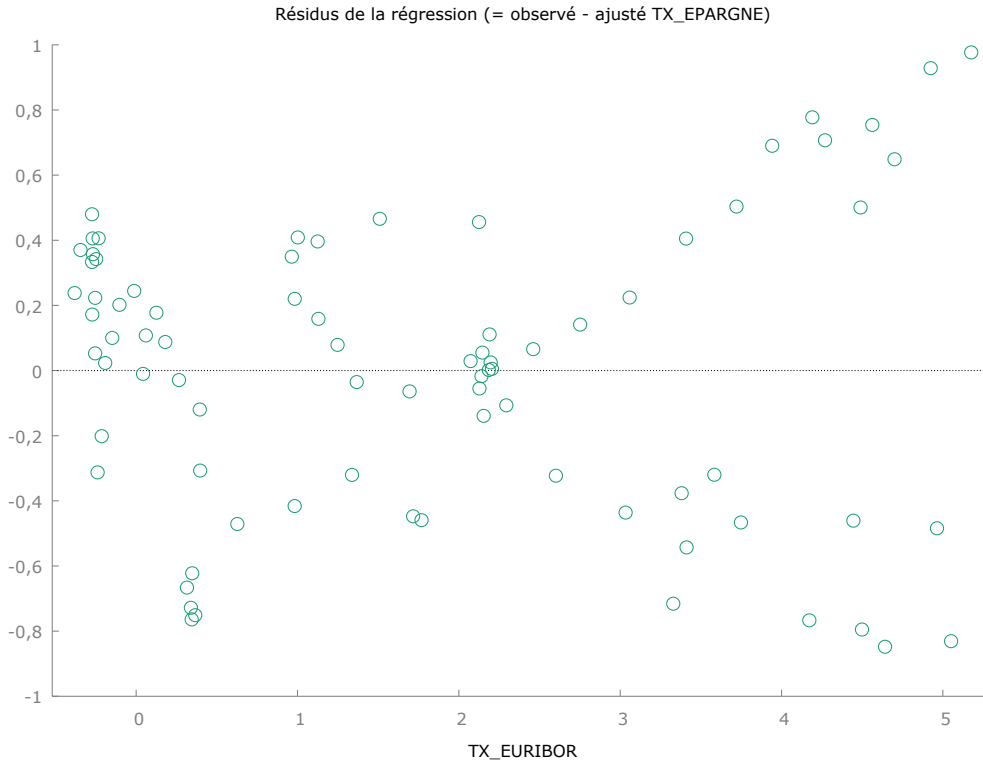
VIF(j) = $1/(1 - R(j)^2)$, où R(j) est un coefficient de corrélation multiple entre la variable j et les autres variables indépendantes

Annexe A-3.2.7 : tableau des statistiques descriptives des résidus pour les données allemandes

Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
-1,1480e-014	0,042	-0,905	1,111
Éc. type	C.V.	Asymétrie	Ex. kurtosis
0,456	3,9723e+013	0,081	-0,390
PC. 5%	PC 95%	IQ	Obs. manq.
-0,777	0,794	0,653	0

Annexe A-3.2.8 : graphiques des résidus des données allemandes





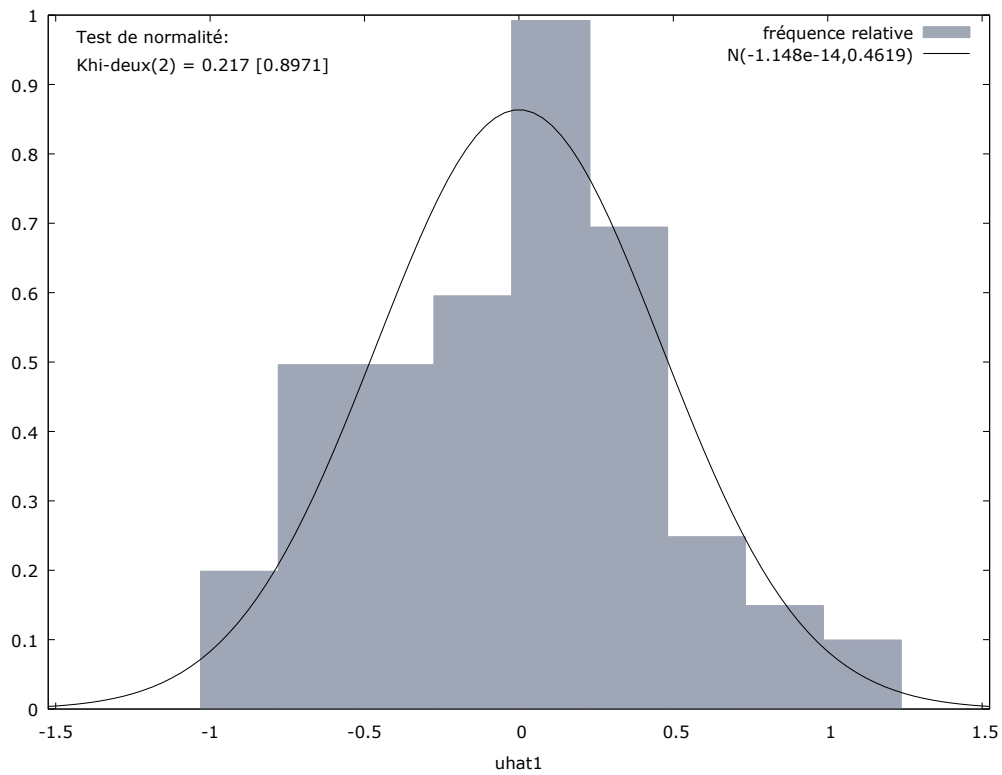
Annexe A-3.2.9 : modèle MCO avec écarts-types robustes pour les données allemandes (méthode HAC)

<i>Variables explicatives</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
Constante	16,640	0,314	53,02	<0,0001 ***
EPU_GLOBAL	0,006	0,005	3,124	0,0025 ***
TX_EURIBOR	-0,134	0,094	-1,424	0,1584

Moyenne var. dép.	17,089
Somme carrés résidus	16,428
R2	0,515
F(2, 77)	19,138
Log de vraisemblance	-50,193
Critère de Schwarz	113,532
rho	0,929

Éc. type var. dép.	0,655
Éc. type régression	0,462
R2 ajusté	0,502
P. critique (F)	1,79e-07
Critère d'Akaike	106,386
Hannan-Quinn	109,251
Durbin-Watson	0,134

Annexe A-3.2.10 : graphique de la distribution normale des résidus des données allemandes et résultat du test de Jarque-Bera



Test de Jarque-Bera = 0,596429, avec p. critique 0,742142

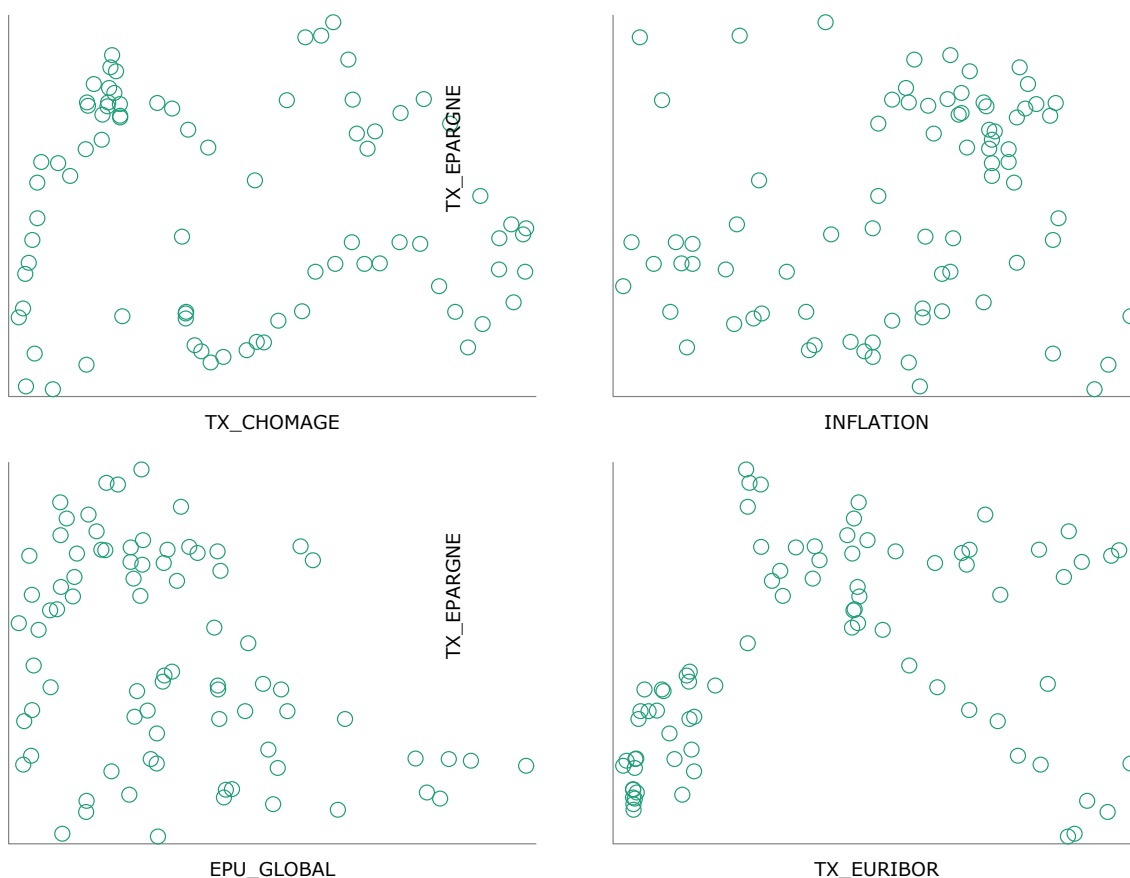
Annexe A-3.3.1 : statistiques descriptives pour l'Espagne

Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
TX_EPARGNE	8,167	7,875	4,950	11,540
TX_CHOMAGE	15,917	14,694	7,999	26,262
INFLATION	2,107	2,450	-1,168	4,933
EPU_GLOBAL	123,620	113,640	55,432	281,930
TX_EURIBOR	1,788	1,602	-0,381	5,176
Variable	Éc. type	C.V.	Asymétrie	Ex. kurtosis
TX_EPARGNE	1,862	0,228	-0,007	-1,335
TX_CHOMAGE	5,728	0,360	0,321	-1,203
INFLATION	1,561	0,741	-0,527	-0,728
EPU_GLOBAL	51,655	0,418	1,007	0,686
TX_EURIBOR	1,748	0,978	0,408	-1,141
Variable	PC. 5%	PC 95%	IQ	Obs. manq.
TX_EPARGNE	5,435	10,946	3,628	0
TX_CHOMAGE	8,262	25,806	9,470	0
INFLATION	-0,795	4,065	2,225	0
EPU_GLOBAL	60,177	243,230	65,252	0
TX_EURIBOR	-0,273	4,913	3,229	0

Annexe A-3.3.2 : coefficients de corrélation des données espagnoles

TX_EPARGNE	TX_CHOMAGE	INFLATION	EPU_GLOBAL	TX_EURIBOR	
1,0000	-0,0788	0,1939	-0,3658	0,2924	TX_EPARGNE
	1,0000	-0,5856	0,3595	-0,6717	TX_CHOMAGE
		1,0000	-0,3639	0,6982	INFLATION
			1,0000	-0,6185	EPU_GLOBAL
				1,0000	TX_EURIBOR

Annexe A-3.3.3 : graphiques en « nuage de points » pour l'Espagne



Annexe A-3.3.4 : MCO pour les données espagnoles

<i>Variables explicatives</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
Constante	7,884	1,320	5,974	<0,0001 ***
TX_CHOMAGE	0,064	0,048	1,352	0,1803
INFLATION	0,076	0,182	0,417	0,6778
EPU_GLOBAL	-0,010	0,005	-2,124	0,0370 **
TX_EURIBOR	0,216	0,207	1,042	0,3007

Moyenne var. dép.	8,170
Somme carrés résidus	229,706
R2	0,162
F(4, 75)	3,613
Log de vraisemblance	-155,706
Critère de Schwarz	333,322
rho	0,93138

Éc. type var. dép.	1,862
Éc. type régression	1,750
R2 ajusté	0,117
P. critique (F)	0,009
Critère d'Akaike	321,412
Hannan-Quinn	326,187
Durbin-Watson	0,137

Annexe A-3.3.5 : MCO des données espagnoles sans les variables non-significatives

<i>Variabes explicatives</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
Constante	9,800	0,508	19,270	<0,0001 ***
EPU_GLOBAL	-0,013	0,004	-3,472	0,0008 ***

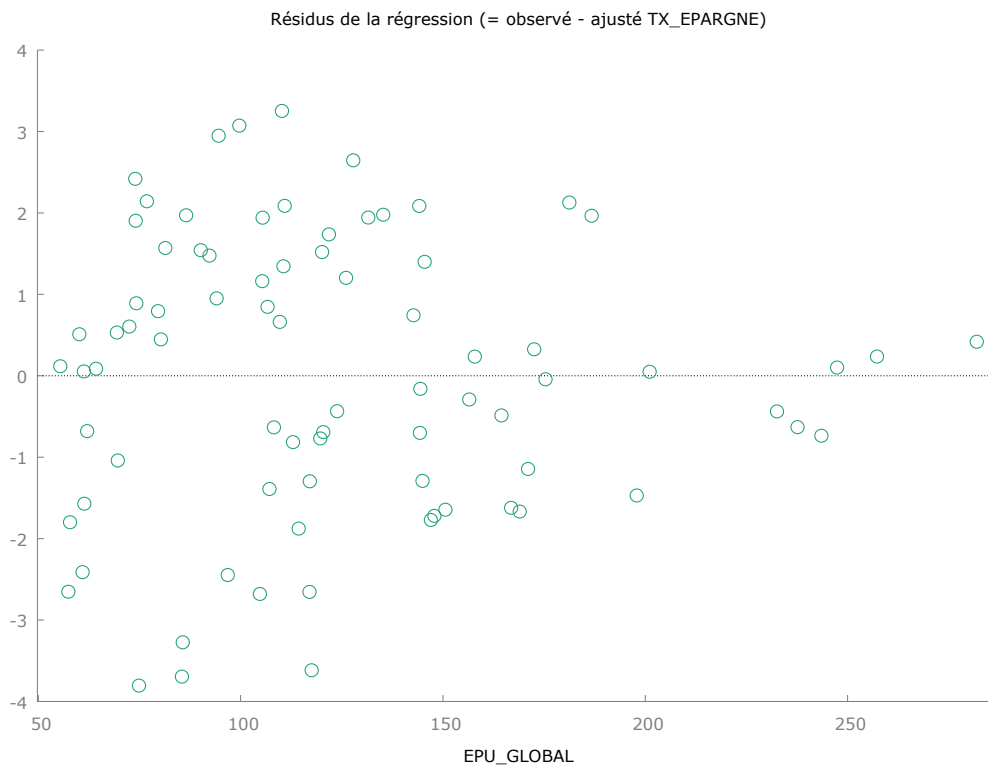
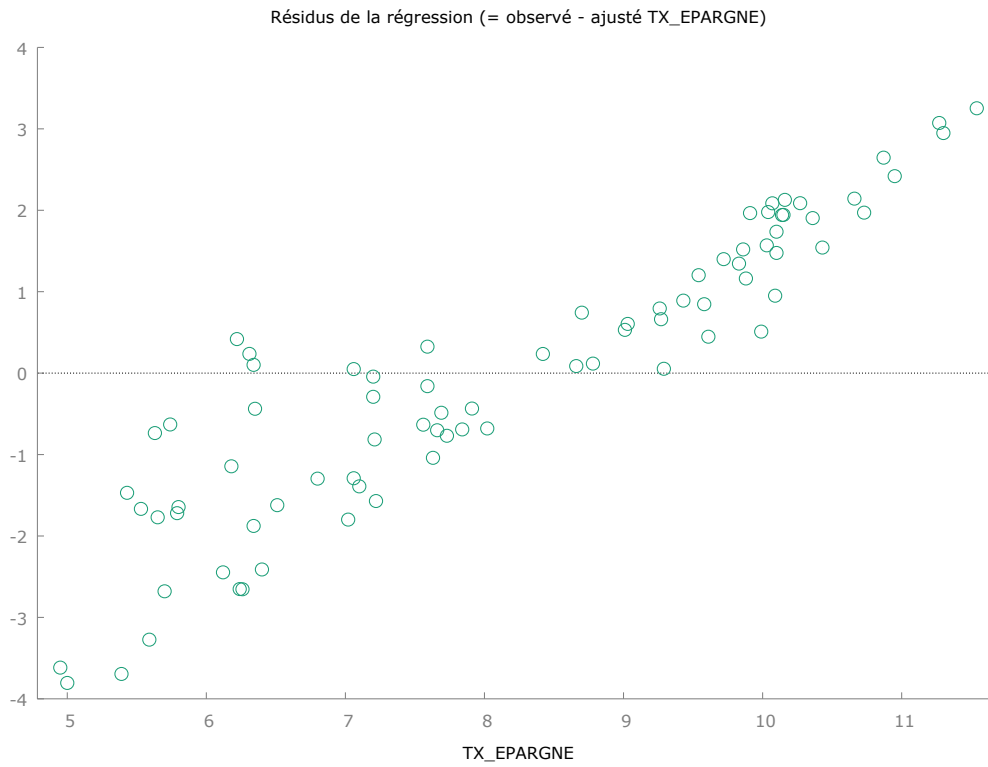
Moyenne var. dép.	8,170
Somme carrés résidus	237,303
R2	0,134
F(1, 78)	12,052
Log de vraisemblance	-157,007
Critère de Schwarz	322,779
rho	0,934

Éc. type var. dép.	1,862
Éc. type régression	1,744
R2 ajusté	0,123
P. critique (F)	0,001
Critère d'Akaike	318,015
Hannan-Quinn	319,925
Durbin-Watson	0,132

Annexe A-3.3.6 : tableau des statistiques descriptives des résidus pour les données espagnoles

Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
1,6764e-015	-0,092680	-3,8128	3,1932
Éc. type	C.V.	Asymétrie	Ex. kurtosis
1,7332	1,0338e+015	-0,16444	-0,89029
PC. 5%	PC 95%	IQ	Obs. manq.
-3,0662	2,7500	2,8055	0

Annexe A-3.3.7 : graphiques des résidus des données espagnoles



Annexe A-3.3.8 : modèle Hildreth-Lu pour les données espagnoles

<i>Variables explicatives</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
Constante	7,655	1,498	5,110	<0,0001 ***
EPU_GLOBAL	-0,002	0,003	-0,621	0,5362

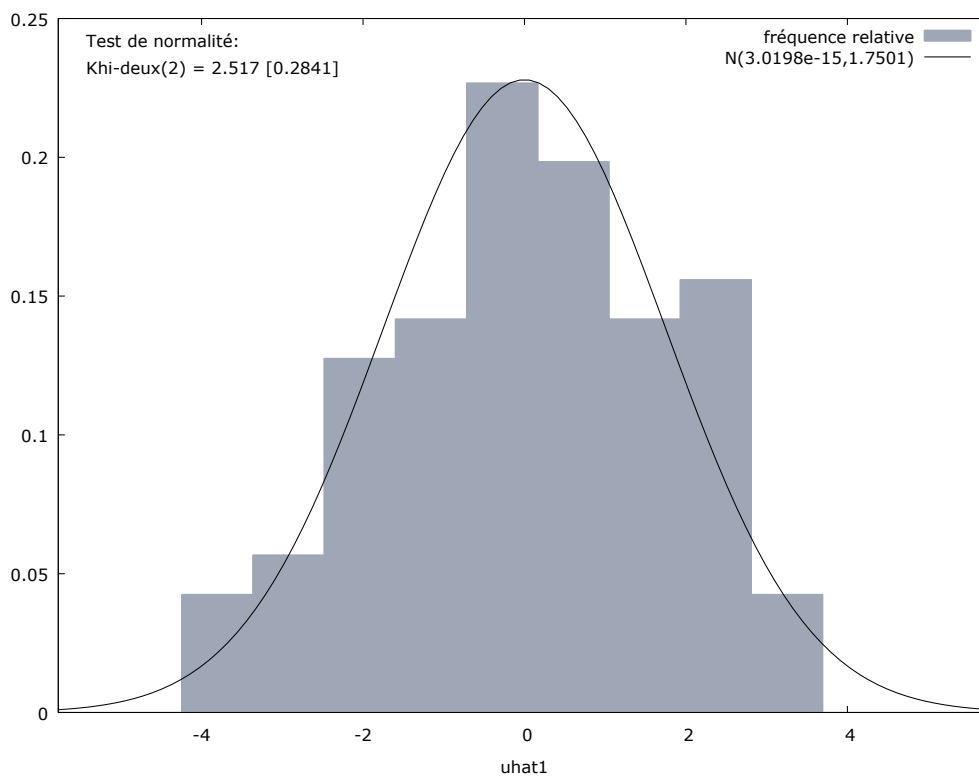
Statistiques basées sur les données rho-différenciées :

Somme carrés résidus	24,731	Éc. type régression	0,567
R2	0,909	R2 ajusté	0,908
F(1, 77)	0,386	P. critique (F)	0,536
rho	0,433	Durbin-Watson	1,127

Statistiques basées sur les données initiales :

Moyenne var. dép.	8,156	Éc. type var. dép.	1,870
-------------------	-------	--------------------	-------

Annexe A-3.3.9 : graphique de la distribution normale des résidus des données espagnoles et résultat du test de Jarque-Bera



Test de Jarque-Bera = 2,09804, avec p. critique 0,350281