

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

Le taux d'intérêt a-t-il une influence sur le taux d'épargne?

Parmentier, Muriel

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.



Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2020-2021

Le taux d'intérêt a-t-il une influence sur le taux d'épargne?

Parmentier Muriel

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusinza, Auguste Debroise, François-Xavier Ledru

Remerciement

Je tiens à remercier l'ensemble de l'équipe pédagogique qui m'a soutenu lors de l'élaboration de ce mémoire et plus particulièrement Monsieur Gnabo et Monsieur Ledru pour leurs conseils avisés et leurs disponibilités. J'aimerais également remercier l'ensemble des personnes qui ont relu ce mémoire et m'ont transmis des retours constructifs.

Table des matières

1. Introduction	4
2. Théorie	6
2.1. La théorie du cycle de vie et du revenu permanent	6
2.2. Les motivations à épargner	7
2.3. La hausse de la productivité.....	8
2.4. L'impact démographique	8
2.5. L'équivalence ricardienne.....	9
2.6. Le taux d'intérêt.....	9
2.7. Le taux d'inflation	10
2.8. Le taux de Chômage	10
2.9. La déréglementation financière.....	10
2.10. Le revenu.....	11
2.11. La persistance	11
2.12. Les termes de l'échange	12
3. Les données	13
4. Le modèle économétrique	20
5. Résultat.....	21
6. Conclusion.....	31

1. Introduction

Le point de départ de ma réflexion vient d'informations publiées dans la presse belge. Tout d'abord d'un article publié sur le site de la RTBF en date du 30 octobre 2020 concernant le nouveau record de l'épargne des belges (292,1 milliards d'Euros) selon les chiffres de la Banque Nationale Belge et ce malgré des taux d'intérêts très bas¹. Ensuite d'un article publié sur le même site daté du 20 octobre 2020 dans lequel on nous informe que la banque ING va introduire un taux d'intérêt négatif de 0,5% sur les dépôts supérieurs à 1 million d'euro². L'article du 20 octobre publié dans le journal l'écho, informe également que la banque ING appliquera un taux négatif au-delà d'un million d'euros précisant qu'il s'agit des comptes non réglementés. Les comptes réglementés continuant de bénéficier du taux d'intérêt minimum légale de 0,11%³. Pour ces banques, il s'agit de répercuter sur leur clients les effets que les décisions de la banque centrale ont sur elles. Les taux d'intérêts négatifs sont dus aux décisions de la banque centrale en réponse à la crise de 2008 et à la récession qui a suivi. En effet, parmi les réponses mises en place par la Banque centrale, il y a la baisse du taux d'intérêt appliqué sur les montants excédentaires que les banques commerciales placent sur la facilité de dépôt de la banque centrale. Ce taux devient même négatif en juin 2014. L'objectif de cette mesure était de stimuler la consommation et l'investissement en encourageant les consommateurs à dépenser maintenant et donc par conséquent à décourager l'épargne.

Dans un contexte de montant record sur les comptes épargnes et d'introduction d'un taux d'intérêt négatif sur certains comptes épargnes, il semble intéressant de se pencher sur la question suivante : le taux d'intérêt a-t-il une influence sur l'épargne et si oui quel est-il ?

L'ensemble des études sur l'épargne s'accorde pour dire qu'en théorie, la variation du taux d'intérêt influence l'arbitrage que font les ménages entre épargne et consommation mais que cette influence est ambiguë car il y a deux effets qui s'opposent. Le premier est l'effet de

¹https://www.rtbf.be/info/economie/detail_292-milliards-d-euros-c-est-le-montant-que-les-belges-ont-en-epargne-un-nouveau-record?id=10621118 (2/11/2020)

² https://www.rtbf.be/info/economie/detail_ing-introduit-un-taux-d-interet-negatif-sur-les-depots-a-partir-d-1-million-d-euros?id=10612810 (2/11/2020)

³ <https://www.lecho.be/entreprises/banques/ing-appliquera-des-taux-negatifs-sur-l-epargne-de-ses-clients-fortunes/10259087.html> (2/11/2020)

substitution qui implique qu'une hausse du taux d'intérêt a pour effet de rendre la consommation d'aujourd'hui plus chère que celle de demain et qui par conséquent pousse à l'épargne. Le deuxième est l'effet revenu qui implique qu'une hausse du taux d'intérêt a pour effet de rendre le montant total à épargner, pour atteindre son objectif, moins élevé et qui par conséquent pousse à moins épargner. Toute la question étant de savoir quel est l'effet qui l'emporte sur l'autre.

Les résultats des études empiriques concernant l'épargne sont contrastés. D'un côté, nous avons les travaux de Serres et De Pelgrin (2003) qui concluent que l'épargne est liée négativement au taux d'intérêt réel. D'un autre côté, nous avons les travaux de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) qui concluent que l'épargne est liée positivement au taux d'intérêt réel pour les pays industriels

Les études existantes diffèrent en ce qui concerne le nombre de pays étudié, la période étudiée et même le type de taux d'épargne étudié. Les travaux de Serres et De Pelgrin (2003) étudient le taux d'épargne brut pour 15 pays de l'OCDE sur une période de 1970 à 2000. Les travaux de Daubaire et Berger (2003) étudient le taux d'épargne des ménages pour 14 pays de l'OCDE sur une période de 1970 à 2001. Les travaux de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) étudient le ratio de l'épargne privée au PIB pour 61 pays dont 21 industrialisés et 40 en développement sur une période de 1971 à 1993. Les travaux de Callen et Thimann (1997) étudient le ratio de l'épargne des ménages au PIB pour 21 pays de l'OCDE sur une période de 1975 à 1995. Les travaux de Aizenman, Cheung et Ito (2017) étudient l'épargne privée en pourcentage du PIB pour 135 pays entre 1996 et 2014

Ma contribution dans ce document est d'étudier l'influence du taux d'intérêt sur l'épargne privée en utilisant des données récentes. Il s'agit d'étudier un panel de 20 pays membres de l'OCDE sur une période allant de 2002 à 2019 tout en contrôlant d'autres facteurs qui peuvent affecter le comportement d'épargne privée.

La section concernant la théorie aura pour objectif d'effectuer un passage en revue de la littérature et de pointer les différents déterminants de l'épargne. La section concernant les données servira à présenter et décrire les données utilisées lors de cette étude. La section concernant le modèle économétrique aura pour objet de présenter le modèle ainsi que la méthode que nous allons utiliser. La section concernant les résultats aura pour objet de décrire l'ensemble des résultats obtenus. La dernière section aura pour objet la conclusion.

2. Théorie

Si la littérature et les études concernant les déterminants de l'épargne est vaste et exhaustive, ces dernières diffèrent en ce qui concerne le nombre de pays étudié, la période étudiée et même le taux d'épargne étudié. Ces études ont fourni des examens complets de la théorie ainsi que des études empiriques relatives aux déterminants de l'épargne. Il est intéressant de constater que deux études récentes se concentrent sur l'impact des taux d'intérêts sur l'épargne. Il s'agit des travaux de Aizenman, Cheung et Ito (2017) sur l'effet des taux d'intérêt sur l'épargne privée et des travaux de Kwame Opoku (2019) sur les déterminants à court et à long terme de l'épargne des ménages pour des données provenant des pays de l'OCDE. Cela peut s'expliquer par la politique de taux bas de certaines banques centrales et par la nécessité d'analyser les conséquences de cette politique.

Par définition ⁴ l'épargne est la partie non consommée du revenu d'un agent économique employée pour constituer un capital. Les travaux de Sterdyniak (1987) mettent en exergue que l'épargne correspond à ce qui n'est pas consommé. En d'autres mots, il s'agit de ce qui reste une fois que la consommation a été soustraite au revenu. L'épargne est donc intrinsèquement liée à la consommation. Les deux théories les plus importantes concernant l'épargne reflètent bien ce lien entre consommation et épargne.

2.1. La théorie du cycle de vie et du revenu permanent

La théorie du cycle de vie de Modigliani (1963) et la théorie du revenu permanent de Friedman (1957) sont deux théories qui analysent l'arbitrage entre consommation et épargne. Si ces deux théories sont voisines, elles ont quelques différences.

Les deux théories ont en commun que les ménages lissent leur consommation sur un horizon intertemporel assez long et ce dans le but de maintenir leur consommation au même niveau tout au long de leur vie. L'hypothèse de base est que le niveau de consommation reste stable tout au long de la vie de l'individu alors que le niveau de revenu fluctue au cours de la vie. Le ménage va donc profiter des périodes où son revenu est plus important que sa consommation pour mettre de côté. Dans les deux théories, les ménages ne déterminent donc pas leur consommation sur base d'un revenu courant mais sur base de l'ensemble des revenus passés, présents et futurs. On peut alors considérer l'épargne comme de la consommation différée.

⁴ Le Larousse : <https://www.larousse.fr/dictionnaires/francais/%C3%A9pargne/30242>

La principale différence entre ces deux théories tient à l'horizon intertemporel. Dans l'hypothèse du cycle de vie, l'horizon du consommateur est limité à la fin de sa vie. Au début de sa vie, celui-ci emprunte pour financer sa vie courante. Une fois dans la vie active, son revenu doit servir à rembourser son emprunt et à épargner pour préparer la chute de revenu dû au départ à la retraite. Une fois à la retraite, il liquidera son patrimoine pour assurer sa consommation jusqu'à sa mort. Cette théorie a été remaniée au fil du temps pour prendre en compte des éléments que la théorie de base ne prenait pas en compte tel que l'incertitude des revenus, l'imperfection des marchés, l'incertitude de la durée de vie ou encore les motifs de transmission intergénérationnelle. Dans l'hypothèse du revenu permanent par contre, l'horizon intertemporel du ménage est en théorie infini et les ménages ne liquident pas nécessairement leur patrimoine au moment de la retraite afin d'assurer leur consommation. Dans cette théorie, des transferts intergénérationnels sont donc envisagés. Selon Friedman (1957), le revenu d'un ménage est composé d'un revenu permanent sur base duquel ils déterminent leur consommation et d'un revenu transitoire qui sera épargné dans sa totalité.

2.2. Les motivations à épargner

Si les motivations qui mènent à l'épargne sont plurielles, les travaux de Callen et Thimann (1997) regroupent ces différentes motivations en 4 catégories. La première motivation est de fournir des ressources pour la retraite et les legs. C'est une motivation que l'on peut retrouver au travers de la théorie du cycle de vie et du revenu permanent. La deuxième motivation est de financer les dépenses importantes prévues au cours de la vie tel que l'achat d'une habitation ou l'éducation des enfants. La troisième motivation est de financer les pertes de revenus imprévues mais également de financer les dépenses imprévues liées notamment à l'état de santé et à l'incertitude concernant la durée de l'existence. C'est ce que l'on appelle l'épargne de précaution. Cette dernière peut refléter le niveau d'incertitude des ménages. Cette incertitude peut théoriquement être appréhendée au travers de la variation du taux d'inflation et du taux de chômage notamment. La quatrième motivation est de lisser la disponibilité des ressources financières dans le temps pour maintenir un profil de consommation stable. C'est une motivation que l'on peut également retrouver au travers de la théorie du cycle de vie et du revenu permanent.

Si les motivations à épargner peuvent être regroupées en quatre catégories, les variables qui expliquent l'épargne sont multiples. Si certaines variables diffèrent d'une étude à l'autre selon la variable mise en lumière par l'étude, certaines variables peuvent être retrouvées au

travers des différentes études. C'est le cas notamment des variables explicatives que l'on va retrouver dans notre étude et dont on va s'entretenir ci-après.

2.3. La hausse de la productivité

De manière théorique, une hausse de la productivité qui entraîne une hausse du revenu peut influencer le taux d'épargne soit à la hausse si cette hausse de revenu est considérée comme transitoire soit à la baisse si cette hausse de revenu est considérée comme permanente car dans ce cas, les ménages vont ajuster leur consommation à la hausse et donc limiter leur épargne. Cette hausse de la productivité se reflète dans des indicateurs tel que le taux de croissance du PIB ou le taux de croissance de la productivité de la main d'œuvre.

De manière générale, les études mettent en évidence un lien positif entre augmentation de la productivité et augmentation du taux d'épargne. C'est le cas des travaux de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) qui identifient une association positive entre la croissance du PIB et la croissance de l'épargne privée et c'est le cas des travaux de Serres et De Pelgrin (2003) qui identifient un effet significatif du taux de croissance de la productivité de la main d'œuvre sur le taux d'épargne privée.

2.4. L'impact démographique

En ce qui concerne l'impact de la démographie sur le taux d'épargne, la théorie veut que le vieillissement de la population ait un impact sur le taux d'épargne. En effet, si le comportement des ménages suit la théorie du cycle de vie de Modigliani (1963), une augmentation de la part des personnes âgées dans la population entraîne une diminution du taux d'épargne vu que les personnes âgées puisent dans leur patrimoine pour maintenir leur niveau de vie. Inversement, une diminution de la part des personnes âgées dans la population entraîne une augmentation du taux d'épargne puisque les personnes actives en âge d'épargner sont plus importantes. Les études empiriques confirment l'impact du taux de dépendance des personnes âgées sur le taux d'épargne ainsi qu'une relation négative entre taux de dépendance et taux d'épargne. C'est le cas des travaux de Serres et De Pelgrin (2003) qui identifient une corrélation négative entre le taux d'épargne privé et le ratio de dépendance des personnes âgées. C'est aussi le cas des travaux de Berger et Daubaire (2003) et des travaux de Callen et Thimann (1997) qui identifient une corrélation négative entre le taux d'épargne privé et le ratio de dépendance des personnes âgées. C'est également le cas des travaux de Aizenman, Cheung et Ito (2017) qui constatent un effet négatif du ratio de dépendance des personnes âgées sur l'épargne privée.

2.5. L'équivalence ricardienne

Pour ce qui est de la théorie de l'équivalence ricardienne de Barro (1974), celle-ci considère que les ménages sont clairvoyants et raisonnés et qu'ils intègrent le fait que tout emprunt public implique un alourdissement futur des impôts afin de rembourser cette dette. Dans cette optique, les ménages souhaitant lisser leur consommation dans le temps vont augmenter leur épargne aujourd'hui à une hauteur tel qu'elle pourra compenser les impôts futurs nécessaire au remboursement de la dette. Si dans les faits, une équivalence stricte n'est pas rencontrée, les études empiriques mettent en lumière une équivalence partielle. Seul l'amplitude de cette équivalence partielle varie d'une étude à l'autre. Les travaux de Callen et Thimann (1997) montrent que les ménages agissent pour compenser les changements dans l'épargne publique de manière partielle avec un coefficient de 0,4. Les travaux de Serres et De Pelgrin (2003) concluent que le taux d'épargne réagit aux variations de l'épargne public de manière partielle avec un coefficient de 0,7.

2.6. Le taux d'intérêt

Par rapport à l'impact du taux d'intérêt sur le taux d'épargne, la théorie explique que l'effet net du taux d'intérêt sur l'épargne est plutôt ambigu. En effet, deux effets s'opposent. Il s'agit de l'effet revenu et de l'effet de substitution. La théorie veut que l'effet revenu traduise le fait qu'une baisse du taux d'intérêt réduit les revenus de l'épargne et augmente le montant de base nécessaire pour atteindre un certain niveau de revenu dans l'avenir et par conséquent, l'épargne augmente. Dans le même temps, la théorie veut que l'effet de substitution se traduise en termes de coût d'opportunité du transfert de la consommation d'aujourd'hui à demain. Dans ce cas, une baisse du taux d'intérêt va non seulement rendre l'épargne moins attractive mais également rendre le crédit moins cher ce qui aura pour conséquence d'inciter à consommer plus aujourd'hui et donc à moins épargner. Les études empiriques sur le sujet donnent des résultats contrastés. En effet certaines donnent des résultats positifs c'est-à-dire qu'il y a une corrélation positive entre le taux d'intérêt et le taux d'épargne. C'est le cas des travaux de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) qui concluent à une relation positive pour les pays industrialisés et à une relation négative mais non-significative pour les pays en voie de développement. C'est également le cas des travaux d'Aizenmann, Cheung et Ito (2017) qui montrent une relation positive entre taux d'intérêt et taux d'épargne. D'autres études donnent des résultats négatifs c'est-à-dire qu'il y a une corrélation négative entre le taux d'intérêt et le taux d'épargne. C'est le cas des travaux de Serres et De Pelgrin (2003).

2.7. Le taux d'inflation

Une autre variable explicative du taux d'épargne est l'inflation. D'après la théorie, l'effet de l'inflation sur l'épargne est également ambigu. En effet, une augmentation de l'inflation peut provoquer un effet d'encaisse réelle c'est-à-dire que si le ménage veut conserver la valeur réelle de son patrimoine, il doit épargner plus. Mais une augmentation du taux d'inflation peut également provoquer un effet contraire qu'on appelle l'effet de fuite devant la monnaie c'est-à-dire que l'achat de biens durables est accéléré diminuant dans un premier temps le taux d'épargne. Les travaux de Berger et Daubaire (2003) donnent une relation positive entre le taux d'inflation et le taux d'épargne de même que les travaux de Callen et Thimann (1997). Les travaux de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) quant à eux montrent que le taux d'inflation n'est pas corrélé de manière significative avec le taux d'épargne ce qui est également le cas des travaux de Serres et De Pelgrin (2003). De plus, le taux d'inflation peut être un indicateur reflétant l'incertitude des ménages.

2.8. Le taux de Chômage

Parmi les variables influençant le taux d'épargne, on retrouve le taux de chômage. En théorie, l'évolution du taux de chômage reflète l'évolution de l'incertitude et par conséquent, une augmentation du taux de chômage peut provoquer une épargne supplémentaire appelée épargne de précaution pour se prémunir des pertes de revenus futurs. Si les travaux de Berger et Daubaire (2003) confirment un lien positif mais peu significatif entre taux de chômage et taux d'épargne, les travaux de Callen et Thimann (1997) mettent en avant qu'un taux de chômage élevé entraîne une diminution du taux d'épargne à cause de revenu plus faible qui diminue la part allouée à l'épargne.

2.9. La déréglementation financière

Quand on parle de variable influençant le taux d'épargne, on peut citer la déréglementation financière. Théoriquement, celle-ci peut exercer une influence sur les taux d'épargne de 2 manières. La première manière est d'accroître les rendements de l'épargne ce qui aurait pour conséquence de baisser le taux d'épargne vu que le montant de base pour atteindre un certain revenu est moindre. La deuxième manière est d'agir sur la contrainte de liquidité en facilitant l'accès au crédit ce qui entraîne une diminution de l'épargne. En effet, l'accès plus facile au crédit permet d'augmenter la consommation ce qui entraîne une diminution du taux d'épargne. Les études empiriques montrent une relation négative entre l'accès au crédit et le

taux d'épargne. En d'autres mots, plus l'accès au crédit est élevé, plus le taux d'épargne diminue. C'est le cas des travaux d'Aizenman, Cheung et Ito (2017).

2.10. Le revenu

Une autre variable pouvant influencer le taux d'épargne est le revenu. Le revenu peut être étudié en termes de niveau de revenu et en termes de croissance du revenu. En ce qui concerne la croissance des revenus, la théorie du revenu permanent veut qu'une croissance du revenu, si elle représente une croissance future plus élevée, entraîne un taux d'épargne plus élevé. En ce qui concerne le niveau de revenu, la théorie du revenu permanent de Friedman et du cycle de vie de Modigliani nous indique que l'impact du revenu sur l'épargne dépend du caractère temporaire ou permanent de l'évolution du revenu. Si c'est temporaire, alors l'impact sur l'épargne sera positif mais si c'est permanent alors l'impact sur l'épargne sera négatif car le ménage ajustera sa consommation à son nouveau niveau de revenu entraînant une baisse de l'épargne. Si la théorie montre des résultats ambigus, les résultats empiriques sont également ambigus. Les travaux de Aizenman, Cheung et Ito (2017) montrent une relation positive entre le niveau de revenu et le taux d'épargne alors que les travaux de Callen et Thimann (1997) montrent une relation négative entre le niveau de revenu et le taux d'épargne. Ils expliquent cela par le fait que les ménages des pays moins prospères ont tendance à plus épargner que les ménages des pays plus prospères. Toujours concernant le revenu, certaines théories mettent en évidence une relation quadratique entre l'épargne et le revenu. On retrouve cette théorie dans les travaux de Masson, Bayoumi et Samiei (1998). Cette théorie stipule que si l'effet du revenu est positif sur l'épargne, plus le revenu augmente, plus l'effet diminue allant jusqu'à devenir négatif au-delà d'un certain montant.

2.11. La persistance

Une variable que l'on retrouve dans certaines études récentes, notamment celle d'Aizenman, Cheung et Ito (2017), est la persistance. Dans les travaux de Aizenman, Cheung et Ito (2017), ils expliquent que comme les ménages lissent leur consommation alors l'épargne devrait aussi être lissée et que par conséquent elle tend à être corrélée en série. De plus, ils expliquent que l'épargne privée a tendance à faire preuve d'inertie et peut donc avoir un impact avec un certain décalage. C'est pourquoi certaines études empiriques incluent la variable dépendante décalée comme variable explicative et que celle-ci a une relation positive avec le taux d'épargne. C'est le cas dans les travaux de Aizenman, Cheung et Ito (2017).

2.12. Les termes de l'échange

Parmi les variables influençant le taux d'épargne, on retrouve les termes de l'échange. Les termes de l'échange désignent le ratio de l'indice des prix à l'exportation à l'indice des prix à l'importation. Selon la théorie, une amélioration des termes de l'échange entraînerait une amélioration de la balance commerciale et une augmentation de l'épargne. En effet, toujours selon la théorie, une amélioration transitoire des termes de l'échange n'entraîne qu'une amélioration transitoire des revenus se traduisant par une augmentation de l'épargne et non par une augmentation de la consommation. Les études empiriques annoncent une relation positive entre les termes de l'échange et le taux d'épargne. C'est le cas des travaux de Serres et De Plegrin (2003). Les travaux de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) montrent une relation positive entre termes de l'échange et taux d'épargne pour les pays industrialisés.

3. Les données

Les données que l'on va utiliser sont des données de panels non cylindré pour 20 pays membres de l'OCDE⁵ et sur une période allant de 2002 à 2019. L'ensemble des données étant des données annuelles cela donne un total de 350 observations.

Les pays se trouvant dans le panel sont les suivants : Australie, Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Irlande, Israël, Italie, Luxembourg, Mexique, Pays-bas, Norvège, Pologne, Portugal, Espagne, Suède, Royaume-Unis, Etats-Unis. Pour le Mexique, nous n'avons pas de données en 2002 et 2003. Pour les pays suivants, nous n'avons pas de données pour 2019 : Danemark, Allemagne, Irlande, Israël, Luxembourg, Mexique, Norvège, Etats-Unis. Les données viennent des bases de données de l'OCDE et de la Banque Mondiale.

L'ensemble des données comprend la variable expliquée suivante :

- ✓ Le taux d'épargne privé en pourcentage du PIB est calculé selon la méthode utilisée dans les travaux d'Aizenmann, Cheung et Ito (2017) et est définie de la manière suivante : l'épargne intérieure en pourcentage du PIB – l'épargne publique. L'épargne publique est ici considérée comme le solde budgétaire des administrations publiques ou encore comme les capacités ou besoins en financement des administrations publiques en pourcentage du PIB selon la définition de l'OCDE⁶. L'épargne intérieure est ici considérée comme étant le PIB moins les dépenses en consommation finale (consommation totale) selon la banque mondiale.

L'ensemble des données comprend les variables explicatives suivantes :

- ✓ Le taux d'intérêt réel court terme est calculé de la manière suivante⁷ : $r = \ln\left(\frac{1+i}{1+\pi}\right)$ où i est le taux d'intérêt nominal à court terme et π est le taux d'inflation et r est le taux d'intérêt réel en pourcentage. Les taux d'intérêt réels à court terme sont les taux d'emprunt à court terme appliqués entre institutions financières ou les taux des titres

⁵ Organisation de coopération et de développement économique

⁶ On calcule le solde budgétaire des administrations publiques, également présenté comme leur capacité de financement (+) ou leur besoin de financement (-), en soustrayant les dépenses totales des administrations publiques de leurs recettes totales. (https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/gov_glance-2015-7-fr.pdf?expires=1617120385&id=id&accname=guest&checksum=44B540519AA6D8C0EBBCE869854D37F7)

⁷ Il s'agit de la manière dont le taux d'intérêts réel est calculé dans les travaux d'Aizenman, Cheung et Ito (2017)

d'État à court terme sur le marché primaire ou secondaire. Les taux d'intérêt à court terme sont les taux du marché monétaire à trois mois.

- ✓ Le taux d'épargne privé en pourcentage du PIB au temps T-1.
- ✓ Le taux d'inflation est un indicateur mesuré par son taux de croissance annuel en pourcentage et exprimé sous forme d'indice des prix à la consommation. L'indice des prix à la consommation (IPC) est la variation du coût d'un panier de biens et de services généralement achetés par des groupes spécifiques de ménages. Les données sont issues de l'OCDE.
- ✓ Le crédit intérieur fourni au secteur privé en pourcentage du PIB. Il s'agit d'un indicateur du développement financier. Le crédit intérieur au secteur privé par les banques fait référence aux ressources financières fournies au secteur privé par des institutions de dépôt (à l'exception des banques centrales), telles que des prêts, des achats de titres sans actions (obligations et options), des crédits commerciaux et autres comptes débiteurs qui établissent une demande de remboursement. Les données sont issues de la banque mondiale.
- ✓ Le taux de croissance du crédit intérieur. Il s'agit du taux de croissance du crédit intérieur fourni au secteur privé en pourcentage du PIB. Les données sont issues de la banque mondiale. Le taux de croissance est calculé de la manière suivante :

$$TxCrCredInt = \left(\frac{CredInt_t - CredInt_{t-1}}{CredInt_{t-1}} \right) \times 100$$

- ✓ Les capacités ou besoins en financement des administrations publiques en pourcentage du PIB. On calcule le solde budgétaire des administrations publiques, également présenté comme leur capacité de financement (+) ou leur besoin de financement (-), en soustrayant les dépenses totales des administrations publiques de leurs recettes totales. Les données sont issues de l'OCDE.
- ✓ Le revenu national brut par habitant en parité de pouvoir d'achat (dollars internationaux constants de 2011). Le revenu national brut en parité de pouvoir d'achat est le revenu national brut converti en dollars internationaux en utilisant les taux de parité du pouvoir d'achat. Un dollar international a le même pouvoir d'achat par rapport au revenu national brut qu'un dollar américain aux États-Unis. Les données sont issues de la banque mondiale.
- ✓ Le taux de croissance du revenu national brut par habitant en monnaie locale actuelle. Le revenu national brut par habitant est le revenu national brut divisé par la

population au milieu de l'année. Le revenu national brut est la somme de la valeur ajoutée produite par tous les résidents plus toutes les recettes fiscales (moins les subventions) non comprises dans la valorisation de la production plus les réceptions nettes de revenus (rémunérations des employés et revenus fonciers) provenant de l'étranger. Les données sont issues de la banque mondiale. Le taux de croissance est calculé de la manière suivante :

$$TxCrRNBHAbMLA = \left(\frac{RNBHAbMLA_t - RNBHAbMLA_{t-1}}{RNBHAbMLA_{t-1}} \right) \times 100$$

- ✓ Le taux de chômage en pourcentage de la population active total. Le taux de chômage fait référence à la part de la population active qui est sans emploi mais qui est disponible pour et à la recherche d'un emploi. Les données sont issues de la banque mondiale.
- ✓ Le taux de croissance du produit intérieur brut (PIB) en pourcentage. Le produit intérieur brut (PIB) est la mesure standard de la valeur ajoutée créée grâce à la production de biens et de services dans un pays pendant une période donnée. Il mesure également le revenu généré par cette production, ou encore le montant total dépensé pour les biens et les services finaux diminué des importations). Les données sont issues de l'OCDE.
- ✓ Le taux de dépendance des personnes âgées. Il s'agit de la population âgée de 65 et plus en pourcentage de la population total. Les données sont issues de la banque mondiale.
- ✓ Les termes de l'échange désignent le ratio de l'indice des prix à l'exportation à l'indice des prix à l'importation. Si les prix à l'exportation augmentent plus que les prix à l'importation, le pays a un terme de l'échange positif, puisque pour le même niveau d'exportation il peut acheter plus d'importation. Les données sont sous forme de ratio et sont issues de l'OCDE.

Une première observation des données est effectuée en utilisant les statistiques descriptives que vous retrouverez dans le tableau ci-dessous :

Tableau 1

Statistiques descriptives, utilisant les observations
(sans prendre en compte les valeurs manquantes)

Variable	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Éc. type	Obs. manq.
Yt	27,888	26,202	17,686	65,693	7,4622	10
Yt-1	27,723	26,176	15,937	65,693	7,2710	10
TxIntReCT	0,0019901	-0,00033038	-0,029566	0,064858	0,016724	10
CredInt	104,07	98,649	12,869	206,67	41,708	10
TxCrCredInt	1,2261	0,99703	-45,376	97,081	8,4468	10
CapBesFinAd mPub	-1,8790	-2,3745	-32,065	18,633	4,6413	10
Pop65	15,975	16,548	5,5134	23,012	3,5680	10
LTE	99,854	99,595	77,347	142,54	7,0367	10
TxCrPIB	1,9667	2,0690	-8,0744	25,176	2,5813	10
TxInf	1,8608	1,8403	-4,4781	6,0415	1,2953	10
TxChom	7,4221	6,5325	2,4930	26,094	3,7542	10
RNBHabPPA	46102,	46054,	16770,	1,0770e+005	13808,	10
TxCrRNBHab MLA	1,1305	1,2995	-27,078	17,968	3,1701	10

Comme indiqué précédemment, nous utilisons un panel non cylindré pour 20 pays de l'OCDE et dans ce panel, il y a un total de dix années manquantes que l'on retrouve bien dans les statistiques descriptives au niveau des observations manquantes.

On remarque la présence de minimum négatifs pour les variables suivantes : le taux d'intérêt réel à court terme, le taux de croissance du crédit intérieur, la capacité ou besoin en financement des administrations publiques, le taux de croissance du PIB, le taux d'inflation, le taux de croissance du revenu par habitant en monnaie locale actuelle. Cela est normal vu que ces variables sont présentées sous forme de pourcentage.

Il y a une forte différence entre minimum et maximum au niveau du taux de croissance du crédit intérieur. Cette forte différence concerne la Pologne et au niveau du maximum cela correspond à l'année d'entrée de la Pologne dans l'union européenne en 2004.

Les écart-types sont tous supérieurs à 1 excepté pour le taux d'intérêt. Un écart type élevé induit un modèle hétérogène et une dispersion plus élevée ce qui provoque une précision moins importante.

Nous nous penchons également sur les coefficients de corrélation dont vous trouverez le tableau ci-dessous :

Tableau 2

Coefficient de corrélation utilisant les observations 1 :1 – 20 :17 (sans prendre en compte les valeurs manquantes) valeur critique à 5% (bilatérale)
= 0,1049 pour n = 350

Yt	Yt-1	TxIntRe CT	CredInt	TxCrCr edInt	CapBes FinAdm Pub	Pop65	LTE	TxCrPI B	TxInf	TxCho m	RNBHa bPPA	TxCrR NBHab MLA	
1	0,958	-0,1364	-0,105	-0,1485	-0,0428	-0,218	0,109	0,1974	-0,122	-0,0366	0,5451	-0,0392	Yt
	1	-0,1882	-0,11	-0,1178	0,0213	-0,194	0,089	0,1821	-0,089	-0,0249	0,552	-0,0312	Yt-1
		1	-0,206	0,1797	0,094	-0,425	0,066	0,0875	-0,07	-0,0043	-0,2926	0,0417	TxIntRe CT
			1	-0,052	-0,1059	0,2249	-0,031	-0,2567	-0,076	-0,0085	0,3161	-0,036	CredInt
				1	0,1783	-0,172	0,0241	-0,0468	0,2629	-0,1423	-0,081	-0,036	TxCrCr edInt
					1	0,0696	0,1703	0,2055	0,0674	-0,4665	0,3892	0,1217	CapBes FinAdm Pub
						1	-0,101	-0,2458	-0,383	0,1827	0,2248	-0,0436	Pop65
							1	-0,0008	0,0635	-0,1828	0,0125	-0,0342	LTE
								1	0,0301	-0,1223	0,0327	0,7029	TxCrPI B

1	-0,2465	-0,1521	0,0026	TxInf
	1	-0,3735	-0,0168	TxCHo m
		1	-0,0667	RNBHa bPPA
			1	TxCrR NBHab MLA

On remarque une très forte corrélation (0,9579) entre l'épargne au temps t et l'épargne au temps $t-1$ ce qui est tout à fait normal.

On remarque également une forte corrélation (0,7029) entre le taux de croissance du revenu national brut par habitant en monnaie locale actuelle et le taux de croissance du PIB. Cela va dans le sens de la théorie que veut qu'une augmentation du taux de productivité entraîne une croissance du revenu.

On remarque également une corrélation de plus de 0,5 entre le revenu national brut en parité de pouvoir d'achat et l'épargne (0,5451) ou l'épargne en $t-1$ (0,552). Cela va dans le sens de la théorie qui veut que l'épargne soit la partie du revenu qui n'est pas consommée.

La théorie stipule que de fortes corrélations peuvent entraîner un problème de biais.

4. Le modèle économétrique

Nous allons estimer les déterminants de l'épargne en utilisant le modèle économétrique suivant :

$$\begin{aligned}
 y_{it} = & \alpha + \beta_0 y_{it-1} + \beta_1 TxIntReCt_{it} + \beta_2 CredInt_{it} + \beta_3 TxCrCredInt_{it} + \\
 & \beta_4 CapBesFinAdmPub_{it} + \beta_5 RNBHabPPA_{it} + \beta_6 TxCrRNBHabMLA_{it} + \\
 & \beta_7 TxChom_{it} + \beta_8 TxCrPIB_{it} + \beta_9 Pop65_{it} + \beta_{10} TxInf_{it} + \beta_{11} LTE_{it} + \\
 & \sum_{i=1}^{n-1} \theta_i D_{Pays_i} + \sum_{t=1}^{T-1} \delta_t D_{Temps_t} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

Où Y_{it} est la variable à expliquer c'est-à-dire l'épargne privée en pourcentage du PIB , $TxIntReCt$ est le taux d'intérêt réel de court terme, Y_{it-1} est l'épargne privée en pourcentage du PIB au temps $T-1$, $CredInt$ est le crédit intérieur fourni au secteur privé en pourcentage du PIB, $TxCrCredInt$ est le taux de croissance du crédit intérieur, $CapBesFinAdmPub$ est la capacité / besoin de financement des administrations publiques, $RNBHabPPA$ est le revenu national brut par habitant en parité de pouvoir d'achat, $TxCrRNBHabMLA$ est le taux de croissance du revenu national brut par habitant en monnaie locale actuelle, $TxChom$ est le taux de chômage, $TxCrPIB$ est le taux de croissance du produit intérieur brut (PIB) en pourcentage, $Pop65+$ est le taux de dépendance des personnes âgées, LTE sont les termes de l'échange sous forme de ratio, $\sum_{i=1}^{n-1} \theta_i D_{Pays_i}$ désigne les effets fixes spécifiques aux pays et $\sum_{t=1}^{T-1} \delta_t D_{Temps_t}$ désigne les effets fixes spécifiques au temps. β_0 à β_{11} représentent les paramètres des variables.

Le modèle de panel contient des effets fixes capturés sous la forme de variable binaire. Ce modèle est estimé au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires. L'approche des moindres carrés ordinaires va minimiser la somme des erreurs pour trouver la plus petite erreur globale. Une fois les résultats obtenus, on va se pencher sur l'hypothèse de stationnarité dans les séries temporelles. En effet, la théorie veut qu'une régression linéaire avec des variables non stationnaire soit non-valide. Nous faisons donc passer un test de racine unitaire à l'ensemble de nos variables. Le test unitaire que nous faisons passer est celui de Pesara & shin (2003) et révèle qu'un certain nombre de variable ont une racine unitaire et sont donc non stationnaires. Afin de régler ce problème de variables non stationnaires, on va modifier nos données en effectuant une différence entre l'année t et l'année $t - 1$. Une nouvelle estimation du panel contenant des effets fixes capturés sous la forme de variable binaire est réalisée avec les variables modifiées en appliquant les MCO.

5. Résultat

Nous allons commencer par vous présenter les résultats de notre première régression dont vous trouverez le tableau ci-dessous.

Tableau 3
Modèle 1: MCO empilés, utilisant 350 observations
20 processus individuels inclus
Dimension temporelle : minimum 15, maximum 18
Variable dépendante : Epargne Privée

	Coefficient	Erreur Std	t de Student	p. critique	
const	8,47921	2,76009	3,072	0,0023	***
Y t-1	0,489183	0,0338562	14,45	<0,0001	***
TxIntReCT	2,33386	11,4473	0,2039	0,8386	
CredInt	-0,0196405	0,00610305	-3,218	0,0014	***
TxCrCredInt	-0,0118900	0,0101301	-1,174	0,2414	
CapBesFinAdmPu	-0,569880	0,0371118	-15,36	<0,0001	***
b					
Pop65	-0,333960	0,141242	-2,364	0,0187	**
LTE	0,0667358	0,0130563	5,111	<0,0001	***
TxCrPIB	0,417535	0,0543825	7,678	<0,0001	***
TxInf	-0,219625	0,133279	-1,648	0,1004	
TxChom	-0,0996013	0,0382391	-2,605	0,0097	***
RNBHABPPA	2,76689e-05	2,51724e-05	1,099	0,2726	
TxCrRNBMLA	-0,00294413	0,0365535	-0,08054	0,9359	
Moyenne var. dép.	27,88790	Éc. type var. dép.		7,462183	
Somme carrés résidus	505,5690	Éc. type régression		1,296006	
R2	0,973985	R2 ajusté		0,969836	
F(48, 301)	234,7763	P. critique (F)		4,6e-211	
Log de vraisemblance	-560,9850	Critère d'Akaike		1219,970	
Critère de Schwarz	1409,009	Hannan-Quinn		1295,214	
rho	0,248394	Durbin-Watson		1,404805	

L'estimation a été réalisée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires.
***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives à un seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Le R^2 de cette régression est de 0,97. Ce résultat montre que le modèle à un grand pouvoir explicatif. Il est cependant important de rappeler que plus il y a de variable explicative, plus le R^2 sera important.

La F stat pour cette régression est de 234,77 et cette valeur est supérieure à la valeur critique au seuil de 1% qui est de 1,59. Par conséquent les variables explicatives sont conjointement significatives.

Les résultats de la régression donnent, selon le test de student, une significativité au seuil de 1% pour les variables suivantes : l'épargne privée en t-1, le crédit intérieur fourni au secteur privé, la capacité / besoin de financement des administrations publiques, les termes de l'échange, le taux de croissance du PIB et le taux de chômage.

En ce qui concerne **l'épargne privée en t-1**, les résultats donnent un paramètre positif de 0,49. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité de l'épargne privée au temps t-1 c'est-à-dire d'un point de pourcentage entraîne une augmentation de 0,49 point de pourcentage de l'épargne au temps t. Cette relation positive est tel qu'attendue par la théorie.

En ce qui concerne **les termes de l'échange**, les résultats donnent un paramètre positif de 0,07. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du ratio des termes de l'échange entraîne une augmentation de 0,07 de l'épargne au temps t. Cette relation positive est conforme à ce qui est attendu par la théorie.

Pour ce qui est de **la croissance du PIB**, les résultats donnent un paramètre positif de 0,42. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux de croissance du PIB entraîne une augmentation de 0,42 du taux d'épargne. Cette relation positive est conforme à ce qui est attendu dans la théorie.

En ce qui concerne **le crédit intérieur fourni au secteur privé** en pourcentage du PIB, les résultats donnent un paramètre négatif de -0,02. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du crédit intérieur fourni au secteur privé en pourcentage du PIB entraîne une diminution de 0,02 du taux d'épargne. Ce résultat négatif est conforme aux résultats attendus.

Pour ce qui est de **la capacité / besoin de financement des administrations publiques** en pourcentage du PIB, les résultats donnent un paramètre négatif de -0,57. Lorsque cette variable est positive cela montre la capacité de financement des administrations publiques ce qui a pour conséquence un recours moindre aux emprunts. Lorsque cette variable est négative cela montre un besoin de financement des administrations publiques et donc un recours plus important aux emprunts. Le modèle économétrique prédit qu'une augmentation d'une unité des capacités de financement des administrations publique entraîne une

diminution de 0,57 du taux d'épargne. Cela est conforme à ce qui est attendu. En effet, une augmentation de la capacité de financement entraîne une diminution du recours à la dette et cette diminution du recours à la dette entraîne une diminution du taux d'épargne nécessaire pour compenser les impôts futurs nécessaire au remboursement de la dette.

Pour ce qui est du **taux de chômage**, les résultats donnent un paramètre négatif de -0,10. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux de chômage entraîne une diminution de 0,10 du taux d'épargne. Ce résultat n'est pas conforme à ce qui est attendu. En effet, la relation attendue est une relation positive puisque l'augmentation du taux de chômage reflète théoriquement l'incertitude et que cette incertitude entraîne une épargne de précaution qui augmente le taux d'épargne. Cependant cela peut être expliqué par le fait qu'un taux de chômage élevé entraîne une diminution du taux d'épargne à cause de revenu plus faible qui diminue la part allouée à l'épargne. Cela est mis en lumière par les travaux de Callen et Thimann (1997).

Les résultats de la régression donnent, selon le test de Student, une significativité au seuil de 5% pour la variable suivante : **le taux de dépendance des personnes âgées**. Ce résultat donne un paramètre négatif de -0,33. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux de dépendance des personnes âgées entraîne une diminution de 0,33 du taux d'épargne. Cette relation négative est conforme à ce qui est attendu dans la théorie.

Les résultats de la régression donnent, selon le test de Student, une non-significativité pour les variables suivantes : taux d'intérêt réel, le taux de croissance du crédit intérieur, taux d'inflation, le taux de croissance du revenu et le revenu par habitant en parité pouvoir d'achat.

Pour ce qui est du **taux d'intérêt réel de court terme**, les résultats donnent un paramètre positif de 2,33. Le modèle prédit donc qu'une augmentation d'une unité du taux d'intérêt réel de court terme entraîne une augmentation de 2,33 du taux d'épargne. Ce serait donc l'effet de substitution qui l'emporte. Cependant le paramètre étant non-significatif au regard du test de student, on ne peut rejeter l'hypothèse que le paramètre soit égal à 0.

En ce qui concerne **le revenu par habitant en parité de pouvoir d'achat**, les résultats donnent un paramètre positif de $2,77 \cdot 10^{-5}$. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du revenu national brut entraîne une augmentation de $2,77 \cdot 10^{-5}$ du taux d'épargne. Il s'agit donc d'une relation positive conforme à ce qui est attendu dans la littérature.

Cependant le paramètre étant non-significatif au regard du test de student, on ne peut rejeter l'hypothèse que le paramètre soit égal à 0.

Pour ce qui est du **taux de croissance du crédit**, les résultats donnent un paramètre négatif de -0,01. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du crédit intérieur fourni au secteur privé en pourcentage du PIB entraîne une diminution de 0,01 du taux d'épargne. Ce résultat négatif est conforme aux résultats attendus. Cependant le paramètre étant non-significatif au regard du test de student, on ne peut rejeter l'hypothèse que le paramètre soit égal à 0.

Concernant le **taux de croissance du revenu par habitant en monnaie locale actuelle**, les résultats donnent un paramètre négatif de $-2,94 \cdot 10^{-3}$. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux de croissance du revenu entraîne une diminution de $2,94 \cdot 10^{-3}$ du taux d'épargne. Ce résultat négatif n'est pas conforme aux résultats attendus mais il peut être expliqué par la théorie de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) concernant la relation quadratique du revenu à l'épargne qui veut qu'au-delà d'un certain seuil, une croissance du revenu peut entraîner une diminution de l'épargne au lieu d'une augmentation. Cependant le paramètre étant non-significatif au regard du test de student, on ne peut rejeter l'hypothèse que le paramètre soit égal à 0.

Pour ce qui est du **taux d'inflation**, les résultats montrent un paramètre négatif de -0,22. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux d'inflation entraîne une diminution de 0,22 du taux d'épargne. Cependant le paramètre étant non-significatif au regard des test de student, on ne peut rejeter l'hypothèse que le paramètre soit égal à 0.

Au niveau des effets fixes pour les pays et selon le test de Student, la grande majorité des paramètres sont significatifs alors que pour les effets fixes pour les années les paramètres ne sont majoritairement pas significatifs.

Cependant, ces résultats ne peuvent être considéré comme robustes tant qu'on ne s'est pas penché sur l'hypothèse de stationnarité dans les séries temporelles. En effet, la théorie veut qu'une régression linéaire avec des variables non stationnaires soit non-valide. Nous faisons donc passer un test de racine unitaire à l'ensemble de nos variables. Le test unitaire que nous faisons passer est celui de Pesara & shin (2003) et révèle qu'un certain nombre de variable ont une racine unitaire et sont donc non stationnaires. Il s'agit des

variables suivantes : le taux d'intérêt réel de court terme, le crédit intérieur fourni au secteur privé, les capacités/besoins de financement des administrations publiques, le taux de dépendance des personnes âgées, les termes de l'échange, le taux de chômage et le revenu par habitant en parité de pouvoir d'achat.

Afin de régler ce problème de variables non stationnaires, on va modifier nos données en effectuant une différence entre l'année t et l'année $t - 1$. Ces données modifiées vont repasser un test unitaire et révèle qu'il reste une variable qui présente une racine unitaire. C'est le taux de dépendance des personnes âgées. Les résultats concernant cette variable ont donc probablement des problèmes de robustesse.

Nous allons poursuivre en vous présentant les résultats de la régression après le test de stationnarité et la correction des variables.

Tableau 4
Modèle 1: MCO empilés, utilisant 350 observations
20 processus individuels inclus
Dimension temporelle : minimum 15, maximum 18
Variable dépendante: Epargne Privée

	Coefficient	Erreur Std	t de Student	p. critique	
const	1,00952	0,607960	1,661	0,0979	*
Y t-1	0,910387	0,0215806	42,19	<0,0001	***
TxIntReCT	-6,40551	4,85306	-1,320	0,1879	
CredInt	-0,0698727	0,0111645	-6,258	<0,0001	***
TxCrCredInt	0,0148747	0,00806039	1,845	0,0660	*
CapBesFinAdmPub	-0,815095	0,0260804	-31,25	<0,0001	***
Pop65	0,574527	0,437992	1,312	0,1906	
LTE	0,0854779	0,0134731	6,344	<0,0001	***
TxCrPIB	0,452586	0,0348057	13,00	<0,0001	***
TxInf	-0,176590	0,0589297	-2,997	0,0030	***
TxChom	0,286597	0,0600476	4,773	<0,0001	***
RNBHabPPA	0,000105962	7,29249e-05	1,453	0,1473	
TxCrRNBMLA	-0,0906891	0,0678830	-1,336	0,1826	
Moyenne var. dép.	27,88790	Éc. type var. dép.	7,462183		
Somme carrés résidus	182,7145	Éc. type régression	0,779118		
R2	0,990598	R2 ajusté	0,989099		
F(48, 301)	660,7041	P. critique (F)	2,0e-277		
Log de vraisemblance	-382,8770	Critère d'Akaike	863,7540		
Critère de Schwarz	1052,793	Hannan-Quinn	938,9981		

L'estimation a été réalisée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires.
***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives à un seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Le R^2 de cette régression est de 0,99. Ce résultat montre que le modèle a un grand pouvoir explicatif. Il est cependant important de rappeler que plus il y a de variable explicative, plus le R^2 sera important.

La F stat pour cette régression est de 660,70 et cette valeur est supérieure à la valeur critique au seuil de 1% qui est de 1,59. Par conséquent les variables explicatives sont conjointement significatives.

Les résultats de la régression après le test de stationnarité donnent une significativité au seuil de 1%, selon le test de student, pour les variables suivantes : l'épargne privée en t-1, le crédit intérieur fourni au secteur privé, la capacité / besoin de financement des administrations publiques, les termes de l'échange, le taux de croissance du PIB, le taux de chômage et le taux d'inflation.

Pour ce qui est de l'épargne privée en t-1, du crédit intérieur fourni au secteur privé, de la capacité / besoin de financement des administrations publiques, des termes de l'échange et du taux de croissance du PIB, les résultats obtenus restent significatifs au seuil de 1% comme avant la correction. Seul l'ampleur de la relation évolue.

Pour ce qui est du **taux d'épargne privée au temps t-1**, le résultat passe d'un paramètre de 0,49 à un paramètre de 0,91. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité de l'épargne privée au temps t-1 entraîne une augmentation de 0,91 de l'épargne au temps t. Cette relation positive est tel qu'attendue par la théorie et tel que montrée par les travaux d'Aizenman, Cheung et Ito (2017).

En ce qui concerne **le crédit intérieur fourni au secteur privé** en pourcentage du PIB, le résultat passe d'un paramètre négatif de -0,02 à un paramètre de -0,07. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du crédit intérieur fourni au secteur privé en pourcentage du PIB entraîne une diminution de 0,07 du taux d'épargne. Ce résultat négatif est conforme aux résultats attendus. En effet, un plus grand accès au crédit augmente la consommation et diminue le taux d'épargne.

Pour ce qui est de **la capacité / besoin de financement des administrations publiques** en pourcentage du PIB, le résultat passe d'un paramètre négatif de -0,57 à un paramètre négatif de - 0,82. Lorsque cette variable est positive cela montre la capacité de financement des administrations publiques ce qui a pour conséquence un recours moindre aux emprunts.

Lorsque cette variable est négative cela montre un besoin de financement des administrations publiques et donc un recours plus important aux emprunts. Le modèle économétrique prédit qu'une augmentation d'une unité des capacités de financement des administrations publiques entraîne une diminution de 0,82 du taux d'épargne. Cela est conforme à ce qui est attendu dans la littérature c'est-à-dire une équivalence ricardienne non stricte. En effet, une augmentation de la capacité de financement entraîne une diminution du recours à la dette et cette diminution du recours à la dette entraîne une diminution du taux d'épargne nécessaire pour compenser les impôts futurs nécessaire au remboursement de la dette.

En ce qui concerne **les termes de l'échange**, le résultat passe d'un paramètre positif de 0,07 à un paramètre positif de 0,09. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du ratio des termes de l'échange entraîne une augmentation de 0,09 de l'épargne au temps t. Cette relation positive est conforme à ce qui est attendu par la théorie.

Pour ce qui est de **la croissance du PIB**, le résultat passe d'un paramètre positif de 0,42 à un paramètre positif de 0,45. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux de croissance du PIB entraîne une augmentation de 0,45 du taux d'épargne. Cette relation positive est conforme à ce qui est attendu dans la théorie.

Pour ce qui est du **taux de chômage**, le résultat passe d'un paramètre négatif de -0,10 et en contradiction avec la théorie à un paramètre positif de 0,29 et en adéquation avec la théorie. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux de chômage entraîne une augmentation de 0,29 du taux d'épargne. Ce résultat est conforme à ce qui est attendu par la théorie. En effet, la relation attendue est une relation positive puisque l'augmentation du taux de chômage reflète théoriquement l'incertitude et que cette incertitude entraîne une épargne de précaution qui augmente le taux d'épargne.

Pour ce qui est du **taux d'inflation**⁸, le résultat passe d'une non-significativité avec un paramètre négatif de -0,22 à une significativité au seuil de 1% avec un paramètre négatif de -0,18. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux d'inflation entraîne une diminution du 0,18 du taux d'épargne. Ces résultats sont en lien avec la théorie qui veut que l'inflation puisse avoir un effet de fuite devant la monnaie c'est-à-dire que l'achat de biens est accéléré diminuant le taux d'épargne. Par contre cela va à l'encontre des résultats

⁸ Il est intéressant de noter que lorsque l'on effectue la régression en enlevant les effets fixes pays et année, le taux d'inflation devient non significatif avec un paramètre égal à -0,05 ce qui montre une certaine hétérogénéité dans les données.

empiriques qui montrent soit des résultats positifs comme dans les études de Berger et Daubaire (2003) ou les travaux de Callen et Thimann (1997) soit une non significativité comme dans les travaux de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) ou dans les travaux de Serres et De Pelgrin (2003).

Les résultats de la régression après le test de stationnarité donnent une significativité au seuil de 10 %, selon le test de student, pour la variable suivante : **le taux de croissance du crédit intérieur** qui passe d'une non-significativité avec un paramètre de -0,01 à une significativité au seuil de 10% avec un paramètre de 0,01. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du crédit intérieur fourni au secteur privé en pourcentage du PIB entraîne une augmentation de 0,01 du taux d'épargne. Cette relation positive entre croissance du crédit et taux d'épargne n'est pas conforme à ce qui est attendu dans la théorie et à ce qu'on retrouve dans les travaux d'Aizenman, Cheung et Ito (2017). Ces résultats peuvent s'expliquer par les règles renforcées pour l'accès au crédit dans les pays de la zone euro suite à la crise de 2008 qui a entraîné une crise de la dette en zone euro à partir de 2010. En effet, parmi les règles mises en place pour lutter contre la crise, il y a une augmentation de l'apport personnel pour accéder au prêt ce qui entraîne une augmentation de l'épargne pour atteindre le niveau d'apport personnel requis.

Les résultats de la régression après le test de stationnarité donnent une non-significativité pour les variables suivantes : taux d'intérêt réel, le taux de croissance du revenu par habitant en monnaie locale actuelle, le revenu par habitant en parité pouvoir d'achat et le taux de dépendance des personnes âgées.

Pour ce qui est du **revenu par habitant en parité de pouvoir d'achat**⁹, les résultats restent non significatifs et on passe d'une non significativité avec un paramètre positif de $2,77*10^{-5}$ à une non significativité avec un paramètre positif de $10,60*10^{-5}$. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du revenu national brut entraîne une augmentation de $10,60*10^{-5}$ du taux d'épargne. Il s'agit donc d'une relation positive conforme à ce qui est attendu dans

⁹ Il est intéressant de noter que lorsque l'on effectue la régression en enlevant les effets fixes pays et année, le niveau de revenu devient significatif avec un paramètre égal à $15,45*10^{-5}$ ce qui montre une certaine hétérogénéité dans les données.

la littérature. Cependant le paramètre étant non-significatif au regard du test de student, on ne peut rejeter l'hypothèse que le paramètre soit égal à 0.

En ce qui concerne **le taux de croissance du revenu par habitant**¹⁰, les résultats obtenus restent non significatifs et on passe d'une non significativité avec un paramètre négatif de $-2,94 \cdot 10^{-3}$ à une non significativité avec un paramètre de -0,09. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux de croissance du revenu entraîne une diminution de 0,09 du taux d'épargne. Ce résultat négatif n'est pas conforme aux résultats attendus mais il peut être expliqué par la théorie de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) concernant la relation quadratique du revenu à l'épargne qui veut qu'au-delà d'un certain seuil, une croissance du revenu peut entraîner une diminution de l'épargne au lieu d'une augmentation. Cependant le paramètre étant non-significatif au regard du test de student, on ne peut rejeter l'hypothèse que le paramètre soit égal à 0.

Pour ce qui est du **taux d'intérêt réel**¹¹, les résultats restent non significatifs mais l'on passe d'un paramètre positif de 2,33 à un paramètre négatif de -6,41. Le modèle prédit donc qu'une augmentation d'une unité du taux d'intérêt réel de court terme entraîne une diminution de 6,41 du taux d'épargne. Ce serait donc l'effet de revenu qui l'emporte. Cependant le paramètre étant non-significatif au regard du test de student, on ne peut rejeter l'hypothèse que le paramètre soit égal à 0.

En ce qui concerne **le taux de dépendance des personnes âgées**¹², on passe d'une significativité au seuil de 5% avec un paramètre négatif de -0,33 à une non-significativité avec un paramètre positif de 0,57 ce qui est contraire aux résultats attendus. Le modèle prédit qu'une augmentation d'une unité du taux de dépendance des personnes âgées entraîne une augmentation de 0,57 du taux d'épargne. Cela est peut-être dû au fait que cette variable reste non-stationnaire malgré la correction de la variable par l'application des différences. De plus, bien que les travaux de Serres et De Pelgrin (2003) montrent une relation négative entre

¹⁰ Il est intéressant de noter que lorsque l'on effectue la régression en enlevant les effets fixes pays et année, le niveau de revenu devient significatif avec un paramètre égal à -0,15 ce qui montre une certaine hétérogénéité dans les données.

¹¹ Il est intéressant de noter que lorsque l'on effectue la régression en enlevant les effets fixes pays et année, le taux d'intérêt s'il reste non significatif redevient positif avec un paramètre égal à 4,60 ce qui montre une certaine hétérogénéité dans les données.

¹² Il est intéressant de noter que lorsque l'on effectue la régression en enlevant les effets fixes année, le taux de dépendance des personnes âgées redevient significatif avec un paramètre égal à 0,71 ce qui montre une certaine hétérogénéité dans les données.

taux de dépendance des personnes âgées, ils pointent dans la partie théorie de leurs travaux que les enquêtes auprès des ménages révèlent une accumulation de l'épargne qui persiste bien après le départ à la retraite.

Au niveau des variables muettes pour les pays et selon le test de Student, seule la moitié de celle-ci sont significatives alors qu'elles l'étaient majoritairement précédemment et en ce qui concerne les variables muettes pour les années, la moitié d'entre elle sont significatives.

6. Conclusion

Pour rappel, dans un environnement où les taux d'intérêts sont négatifs, la question qui nous occupe ici est de savoir si les taux d'intérêts ont une influence sur l'épargne et si oui, si cet effet est un effet revenu ou un effet de substitution. La théorie et la revue de la littérature est d'ailleurs très ambiguë sur l'influence du taux d'intérêt. L'effet de substitution implique qu'une hausse du taux d'intérêt a pour effet de rendre la consommation d'aujourd'hui plus chère que celle de demain et par conséquent pousse à l'épargne. L'effet revenu implique qu'une hausse du taux d'intérêt a pour effet de rendre le montant total à épargner, pour atteindre son objectif, moins élevé et par conséquent pousse à moins épargner.

La régression avec effet fixe par les moindres carrés ordinaires qui a été effectuée montre que les variables suivantes sont significatives et sont donc corrélées avec le taux d'épargne : le taux de l'épargne privée en T-1, le crédit intérieur en pourcentage du PIB, la capacité / besoin de financement, les termes de l'échange, du taux de croissance du PIB, du taux de chômage, du taux d'inflation et le taux de croissance du crédit intérieur.

Pour ce qui est de notre variable d'intérêt, c'est-à-dire le taux d'intérêt réel de court terme, le paramètre de celle-ci est négatif après correction des données suite au test de stationnarité. Ce serait donc l'effet revenu qui l'emporterait. Cependant, ce paramètre n'étant pas significatif, les données ne peuvent pas mettre en avant une relation significative entre le taux d'intérêt réel à court terme et le taux d'épargne. Des résultats non significatifs avaient déjà été soulevés par les travaux de Masson, Bayoumi et Samiei (1998) qui concluaient à une relation négative mais non-significative pour les pays en voie de développement.

Cependant ces résultats sont à interpréter en tenant compte des limites de ce travail.

Tout d'abord, si les études existantes diffèrent entre-elles en ce qui concerne le nombre de pays étudié, la période étudiée, le type de taux d'épargne étudié, le type de taux d'intérêt étudié et même le type d'estimateur utilisé, cette étude diffère également des études précédentes puisqu'il est impossible de tout étudier en une fois. Pour rappel, notre étude utilise des données de panels non cylindré pour 20 pays membres de l'OCDE et sur une période allant de 2002 à 2019 et pour des données annuelles. Par conséquent, la comparaison des résultats obtenus dans cette étude avec les résultats obtenus dans les différentes études précédentes est difficile car non seulement les variables prises en compte ne sont pas toutes les mêmes mais en plus le type d'estimateur utilisé diffère d'une étude à l'autre. En effet, il

existe différentes techniques pour estimer les paramètres et ces différentes techniques peuvent donner une estimation différente des paramètres.

De plus, il est parfois difficile de spécifier la variable la plus pertinente. Rien que pour le taux d'épargne, on peut le déterminer comme étant l'épargne privée ou l'épargne des ménages et mettre différentes définitions derrière. C'est également vrai pour le taux d'intérêt qui peut être défini comme la différence entre une moyenne mobile des taux d'inflation passé et le taux nominal de l'obligation d'état à long terme selon les travaux de Serres et De Pelgrin (2003) ou comme l'équation suivante $\ln((1+I)/(1+\pi))$ où I est le taux d'intérêt directeur ou du marché monétaire et π taux de croissance de l'indice des prix à la consommation selon les travaux de Aizenman, Cheung et Ito (2017).

Enfin, comme l'exclusion des effets fixes pays et année modifie le résultat de certaines variables, il y a tout lieu de penser qu'une certaine hétérogénéité de ces variables est présente et que cela peut avoir un impact sur la fiabilité des résultats.

Bibliographie

Aizenman, J. & Cheung, Y.W. & Ito, H. (2017) The interest rate effect on private saving : alternative perspectives. ADBI Working Paper Series, n°715. <https://www.worldscientific.com/doi/abs/10.1142/S1793993319500029>.

Allard, P. (1991). Le comportement d'épargne des ménages. *Revue Française d'économie*. Vol. 6, n°2, 177-232

Basselier, R. & Langenus, G. (2014). Changement récent dans le comportement d'épargne des ménages belges : l'incidence de l'incertitude. *Revue économique BNB*, 12/2014, 53-67

Baugnet, V. & Da Caju, P. & Zachary, M-D. L'incidence des taux d'intérêts bas sur les ménages belges. *Revue Economique BNB*, 06/2017, 45-63

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 termes. *Revue d'économie politique*, Vol. 113, 829-849

Bonnet, X. & Lecler, O. (1996). Les déterminants de l'arbitrage entre l'épargne et la consommation depuis 1990. Note de conjoncture. INSEE.

Callen, T. & Thimann C. (1997). Empirical Determinants of Household Saving : Evidence from OECD Countries. *International Monetary Fund Working Paper*, WP/97/181, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp97181.pdf>.

Kwame Opoku, P. (2020). The Short-Run and Long-Run Determinants of Household Saving: Evidence from OECD countries. *Comparative Economic Studies*, n°62, 430-464. Working Paper 0110-2019. <https://link.springer.com/article/10.1057/s41294-020-00123-2>.

Loayza, N. & Schmidt–Hebbel, K. & Servén, L. (2000). Saving in Developing Countries : An Overview. *The World Bank Economic Review*. Vol.14, n°3, 393–414.

Masson, P.R. & Bayoumi, T. & Samiei, H. (1998). International Evidence of the Determinants of Private Saving. *The World Bank Economic Review*, Vol. 12, N° 3, 483-501

Serres, A. & 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*, n° 36, 129-167

Service des études économiques, Caisse des dépôts et consignation. (1990). Les taux d'épargne des ménages. Revue d'économie financière, n° 12-13, 229-239

Sterdyniak, H. (1987). Le choix des ménages entre consommation et épargne en France de 1966 à 1986. Observations et diagnostics économique. Revue de l'OFCE, n°21, 191-210