UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

PAUVRETÉ CHEZ LES AÎNÉS : LE RÔLE DES RÉGIMES DE RETRAITE PUBLICS

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

PHILIPPE JACQUES

AOÛT 2017

REMERCIEMENTS

Avant tout, je tiens à remercier M. Dalibor Stevanovic et Mme Marie-Louise Leroux, tous deux professeurs au département des sciences économiques de l'UQAM. Leur engagement et leur flexibilité, en tant que directeur et directrice, m'ont grandement aidé à mener ce projet à terme. Les multiples rencontres avec eux auront été très enrichissantes.

D'autre part, je dois aussi attribuer une part de cet accomplissement à plusieurs organismes qui m'ont appuyé financièrement au courant de ma maîtrise. Les bourses du Conseil de recherches en sciences humaines, du Groupe d'analyse, ainsi que de la Chaire de recherche Industrielle Alliance sur les enjeux économiques des changements démographiques m'ont permis de me concentrer sur mon mémoire sans me soucier de l'aspect financier.

Je tiens aussi à remercier mes collègues de maîtrise à l'UQAM et ceux du baccalauréat à l'Université de Sherbrooke. Mon parcours universitaire a été parsemé de rencontres stimulantes qui m'ont donné envie de me dépasser. Enfin, j'ai une pensée toute spéciale pour ma famille et pour ma copine Mariane. Ils ont su m'encourager et m'aider à trouver la motivation dans les moments plus difficiles.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX v

LISTE DES FIGURES vii

RÉSUMÉ viii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
REVUE DE LA LITTÉRATURE 5

1.1 Histoire des régimes de retraite 6

1.2 Analyse théorique des régimes de retraite 9

1.3 Études empiriques sur les régimes de retraite 15

CHAPITRE II
MÉTHODOLOGIE 20

2.1 Les données 20

2.2 Statistiques descriptives 24

2.3 Le modèle 28

2.4 L'élasticité 33

CHAPITRE III
RÉSULTATS ET TESTS DE ROBUSTESSES 36

3.1 Résultats 37

3.1.1 Modèle 1 - Modèle de référence 37

3.1.2 Modèle 2 - Modèle avec indice de redistribution 42

3.1.3 Modèle 3 - Modèle incluant la composante ciblée 47

3.1.4 Modèle 4 - Modèle incluant la composante minimum 51

3.1.5 Modèle 5 - Modèle incluant la composante de base 55

3.2 L'endogénéité 58

3.2.1 Modèle 1 - Doubles moindres carrés 60

CONCLUSION 66

ANNEXE A
DÉFINITION ET SOURCE DES VARIABLES 68

ANNEXE B
LISTE DES PAYS 70

ANNEXE C
STATISTIQUES DESCRIPTIVES 71

ANNEXE D
ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 1 75

ANNEXE E
ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 2 77

ANNEXE F
ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 3 79

ANNEXE G
ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 4 81

ANNEXE H
ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 5 83

ANNEXE I
ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 1 - DOUBLES MOINDRES CARRÉS 85

RÉFÉRENCES 87

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

1.1 Structure des régimes de retraite 14

2.1 Statistiques descriptives 26

3.1 Résultats modèle 1 - Modèle de référence 39

3.2 Élasticité à la moyenne - Modèle 1 42

3.3 Résultats modèle 2 - Modèle avec indice de redistribution 44

3.4 Élasticité à la moyenne - Modèle 2 47

3.5 Résultats modèle 3 - Modèle incluant la composante ciblée 48

3.6 Élasticité à la moyenne - Modèle 3 51

3.7 Résultats modèle 4 - Modèle incluant la composante minimum . . 52

3.8 Élasticité à la moyenne - Modèle 4 54

3.9 Résultats modèle 5 - Modèle incluant la composante de base . . . 55

3.10 Élasticité à la moyenne - Modèle 5 57

3.11 Résultats modèle 1 - Doubles moindres carrés 62

3.12 Élasticité à la moyenne - Modèle 1 - Doubles moindres carrés . . . 64

A.1 Définition et source des variables (1) 68

A.2 Définition et source des variables (2) 69

B.1 Liste des pays 70

C.1 Statistiques descriptives 1 72

C.2 Statistiques descriptives 2 73

C.3 Statistiques descriptives 3 74

D.1 Résultats modèle 1 - Robustesse 75

E.1 Résultats modèle 2 - Robustesse 77

F.1 Résultats modèle 3 - Robustesse 79

G.1 Résultats modèle 4 - Robustesse 81

H.1 Résultats modèle 5 - Robustesse 83

I.1 Résultats modèle 1 - Doubles moindres carrés - Robustesse 85

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
0.1	Dépenses publiques pour les régimes de retraite et taux de pauvreté	4
2.1	Dépenses publiques pour les régimes de retraite et taux de pauvreté par année	27
2.2	Hétérogénéité à la moyenne	29
2.3	L'hétérogénéité dans les paramètres	31
3.1	Élasticité du modèle 1	40
3.2	Élasticité du modèle 2	45
3.3	Élasticité du modèle 3	50
3.4	Élasticité du modèle 4	53
3.5	Élasticité du Modèle 5	56
3.6	Élasticité du modèle 1 - Doubles moindres carrés	63
D.1	Élasticité du modèle 1 - Robustesse	76
E.1	Élasticité du modèle 2 - Robustesse	78
F.1	Élasticité du modèle 3 - Robustesse	80
G.1	Élasticité du modèle 4 - Robustesse	82
H.1	Élasticité du modèle 5 - Robustesse	84
I.1	Élasticité du modèle 1- Doubles moindres carrés - Robustesse	86

RÉSUMÉ

L'objectif de ce mémoire est de mesurer l'impact des dépenses publiques engagées pour les retraites sur la prévalence de la pauvreté chez les personnes âgées. Plus spécifiquement, nous estimons l'élasticité du taux de pauvreté parmi les individus âgés de plus de 65 ans par rapport aux dépenses publiques par habitant consacrées aux régimes de retraite. Trois résultats d'intérêt émanent de ce mémoire. Premièrement, nous montrons l'existence d'une relation non linéaire dans l'élasticité du taux de pauvreté par rapport aux dépenses publiques allouées aux régimes de retraite. L'élasticité est négative et statistiquement différente de 0 seulement à partir d'un ratio de dépenses de 320 euros par habitant. À la valeur moyenne de 2 819 euros, nous estimins que l'élasticité est environ de -1,45 %. La relation non linéaire est robuste à l'utilisation de différentes définitions du taux de pauvreté et à une technique économétrique tenant compte d'un potentiel problème d'endogénéité. Deuxièmement, l'utilisation de différentes définitions du taux de pauvreté a permis d'observer que l'élasticité de la pauvreté est plus fortement négative lorsque l'on considère un seuil de pauvreté plus faible. Troisièmement, bien que la théorie économique semble indiquer que les différences structurelles entre les régimes de retraite sont en mesure d'affecter grandement leur potentiel redistributif, il a été impossible de refléter cet aspect dans les élasticités calculées.

Mots clefs : Vieillissement de la population, Pauvreté, Régime de retraite, Données en panel

INTRODUCTION

Depuis quelques années, la recherche sur les régimes de retraite publics est devenue un champ d'intérêt majeur en économie, mais aussi un enjeu de premier ordre pour plusieurs gouvernements. La raison qui explique ce fait est bien simple : plusieurs régimes de retraite publics dans les pays développés se trouvent dans une situation de sous-financement, ce qui met en danger leur soutenabilité. La structure de ces régimes de retraite, à laquelle s'ajoute le phénomène du vieillissement de la population, fait en sorte qu'une pression financière importante pèse maintenant sur ces programmes publics. En effet, la hausse de l'espérance de vie et la baisse de la fertilité font en sorte que le taux de dépendance atteindra 28 % en 2060 dans les pays de l'Union européenne, alors qu'il était de 18 % en 1975 (Comission européenne, 2015). [1] Il y a donc de plus en plus de prestataires et de moins en moins de cotisants. Cela a pour conséquence que plusieurs régimes de retraite financés par répartition se trouvent dorénavant dans une situation financière précaire, mettant ainsi en péril leur viabilité financière. [2] Ce mode de financement est le plus répandu parmi les régimes de retraite publics (Ponds et al., 2011).

Cette pression financière sur les régimes de retraite publics a incité plusieurs pays à adopter des réformes profondes de ces systèmes dans le but d'atténuer l'impact

---

1. Le taux de dépendance représente ici le ratio des personnes âgées de plus de 64 ans par rapport à la population en âge de travailler, soit les individus de 15 à 64 ans.

2. Un régime de retraite par répartition indique qu'il est financé par les cotisations de la population active. Ainsi, la génération qui travaille paie pour la génération qui est à la retraite.

du vieillissement de la population. Parmi ces réformes, on a assisté à la privatisation de plusieurs régimes de retraite publics, mais aussi à plusieurs réformes paramétriques. En effet, certains pays ont plutôt opté pour des modifications des taux de cotisation, des taux de prestations ou de l'âge minimal d'admissibilité pour ses régimes (OECD 2009 ; Orenstein 2011). [3] De telles réformes modifiant la générosité et le potentiel redistributif des régimes de retraite publics peuvent avoir un impact important sur la distribution du revenu et le taux de pauvreté dans l'économie, et ce, particulièrement chez les personnes âgées.

Ainsi, l'objectif de ce mémoire est de mesurer l'impact des dépenses publiques engagées pour les retraites sur la prévalence de la pauvreté chez les personnes âgées. Plus spécifiquement, nous estimons l'élasticité du taux de pauvreté parmi les individus âgés de plus de 65 ans par rapport aux dépenses publiques par habitant consacrées aux régimes de retraite. En effet, la théorie économique, comme les recherches empiriques montrent qu'il y a un équilibre à respecter entre l'atténuation de la pression sur les finances publiques, d'une part, et la prévalence de la pauvreté des personnes âgées, d'autre part. La nécessité d'en arriver à un tel compromis mène au besoin de quantifier celui-ci de manière à atteindre un double but : une redistribution du revenu et une prévention de la pauvreté, d'un côté, et un régime de retraite soutenable à long terme, de l'autre côté. Cette recherche fournira une contribution importante à la littérature puisqu'aucun article répertorié ne traite de cette question de l'élasticité du taux de pauvreté chez les personnes âgées en fonction des dépenses publiques consacrées aux retraites. Pour

---

3. Il est notamment mentionné que sur la période 2004 à 2008, la France, la Hongrie, la Pologne et le Portugal ont introduit des régimes de retraite privés. Sur la même période, on remarque aussi que la Finlande et le Portugal ont modifié les prestations futures des retraités pour tenir compte de la hausse de l'espérance de vie.

atteindre cet objectif, nous utiliserons des données annuelles colligées des pays de l'Union européenne.

Une telle étude est toujours pertinente aujourd'hui, car d'autres réformes continueront à voir le jour dans le futur puisque la transition démographique n'est pas complétée dans plusieurs pays industrialisés. De plus, comme le démontrent Bissonnette et van Soest (2012), il existe une inquiétude palpable chez les plus de 25 ans à propos de la générosité dont seront en mesure de faire preuve à leur égard les régimes de retraite publics quand ce sera à leur tour d'en bénéficier. La figure 0.1 représente la relation entre les dépenses publiques liées à la retraite et le taux de pauvreté chez les individus de plus de 65 ans. À première vue, il semble y exister une relation négative et non linéaire entre les deux variables. Une analyse approfondie est nécessaire pour bien comprendre les interactions entre ces deux variables. La suite de ce mémoire fera l'examen de ces interactions.

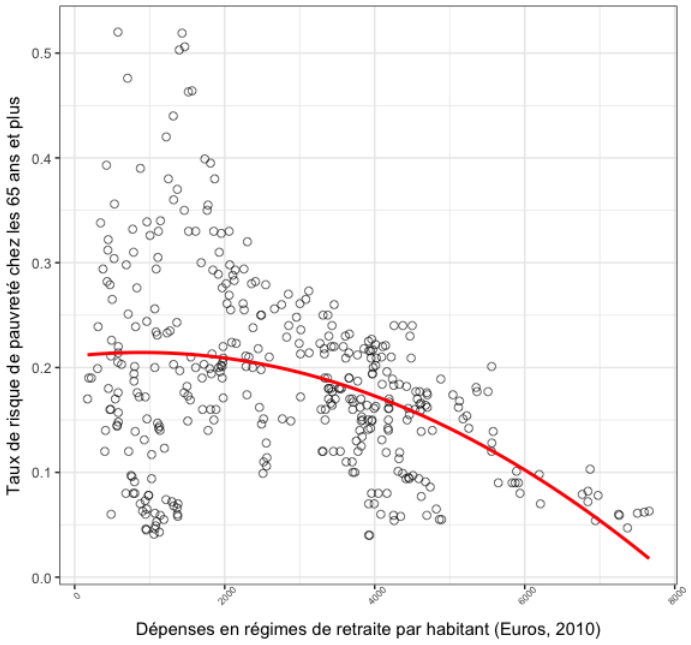

Figure 0.1: Dépenses publiques pour les régimes de retraite et taux de pauvreté

Note : Ce graphique met en relation les dépenses publiques en retraite et le taux de pauvreté des individus de 65 ans et plus. Chaque point représente un pays de l'Union européenne à un certain moment dans le temps (1995-2014). La courbe rouge est le résultat d'une régression linéaire avec les dépenses et les dépenses au carré comme variables explicatives. La source et une description exhaustive des variables sont fournies au tableau A.1 de l'annexe A.

Le reste du document est constitué de la manière suivante ; le premier chapitre est constitué d'une revue de la littérature. Un bref historique des régimes de retraite publics sera d'abord dressé. Cela nous conduira à examiner une façon théorique de modéliser les régimes de retraite. Après avoir établi les composantes importantes selon la théorie économique, nous survolerons quelques études empiriques dans le but de cadrer l'analyse. Ensuite, un second chapitre sera consacré à la description des variables d'intérêt et à la méthodologie utilisée. Puis, un troisième chapitre présentera les résultats, ainsi qu'un bilan des tests de robustesse. Enfin, le tout sera suivi d'une conclusion qui rappellera l'objectif du mémoire et les résultats obtenus.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans le présent mémoire, nous nous intéresserons aux dépenses publiques liées à la retraite. Il est donc important de définir ce concept. Eurostat, l'organisme colligeant les données socio-économiques des pays de l'Union européenne, définit ce poste de dépenses comme étant *toute prestation de vieillesse dont les flux financiers correspondants sont contrôlés par des administrations publiques*. Cela couvre donc les prestations sociales suivantes : pension d'invalidité, retraite anticipée en raison d'une incapacité de travail, retraite, retraite anticipée, pension de retraite partielle, pension de survie (aussi appelé la pension de réversion) et retraite anticipée pour des raisons dues au marché du travail. [1]

Évidemment, les régimes de retraite publics n'ont pas toujours existé. Comprendre le contexte dans lequel ces programmes publics ont été mis en place est essentiel pour mieux relever les défis socio-économiques que ceux-ci nous posent aujourd'hui. Ce chapitre vise à contextualiser l'émergence et l'évolution des régimes de retraite publics. Par la suite, nous ferons un survol de la littérature récente sur ce

---

1. Eurostat (2014). Glossaire : Dépenses consacrées aux pensions. *Eurostats : statistics explained*. [En ligne] Récupéré de : http ://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary :Expenditure_on_pensions/fr, consulté le 23 décembre 2016.

thème afin de cerner les composantes importantes qui régissent la relation entre le taux de pauvreté chez les personnes âgées et les dépenses publiques consacrées aux régimes de retraite aux yeux de la théorie économique. De plus, nous porterons un regard sur les recherches empiriques en lien avec le sujet traité.

1.1 Histoire des régimes de retraite

Avant l'instauration des régimes de retraite publics, vers la fin du 18e et le début du 19e siècle, aucun filet social ne garantissait un revenu à la retraite. La plupart des gens travaillaient tant et aussi longtemps qu'ils en étaient capables (Thane, 2006). Parfois, la décision de cesser de travailler n'était pas la leur. Leur productivité étant à la baisse avec l'âge, le salaire des travailleurs diminuait au fur et à mesure que ceux-ci vieillissaient. Dans ce contexte, les premiers types de régimes de retraite étaient principalement offerts sur une base discrétionnaire. Souvent, on considérait cette offre comme un acte paternaliste de l'employeur visant à remercier un employé fidèle. D'autres fois, elle visait à inciter un employé en baisse de productivité à quitter son poste. Ce type de retraite informel s'est d'abord popularisé en France, en Prusse et en Angleterre. Au fil du temps, les régimes de retraite ont lentement été systématisés dans l'appareil bureaucratique gouvernemental de ces pays au cours du 19e siècle.

Parallèlement, l'émergence d'institutions bancaires et la croissance des revenus durant la période d'industrialisation ont fait en sorte que l'épargne privée s'est démocratisée peu à peu. Ceci permettant alors à une partie de la population d'épargner pour ses vieux jours. En revanche, Haber et Gratton (1993) soulignent qu'il y a aussi une fraction importante de la population qui bénéficie peu ou pas du tout de cette croissance des revenus et n'est pas en mesure d'épargner. À cette époque, la pauvreté chez les aînés était monnaie courante, et ce, particulièrement

dans les zones industrielles. Ces inégalités croissantes et marquées entre les personnes âgées qui ont été en mesure d'épargner et celles qui en ont été incapables sont l'une des raisons principales de l'émergence des régimes de retraite publics. C'est en Allemagne qu'émergera le premier régime de retraite gouverné par l'état.

En 1884, le chancelier allemand, Otto von Bismarck, introduit le premier régime de retraite obligatoire couvrant les revenus des personnes âgées ainsi que ceux des individus inaptes au travail. L'objectif principal de ce régime était de maintenir le statut économique après la retraite. [2] Ainsi, les prestations étaient hautement liées au revenu de l'individu et à la durée de ses cotisations. Suivant l'initiative de l'Allemagne, d'autres pays ont suivi le pas. Le Danemark, en 1891, est le second pays à introduire ce genre de régime de retraite. Le régime danois divergeait passablement de celui instauré en Allemagne. D'un côté, il était complètement financé par la taxation et non par des cotisations et couvrait l'ensemble de la population ; d'un autre côté, comme le système allemand, les prestations étaient déterminées en fonction du revenu d'avant la retraite des individus. À cette époque, les régimes de retraite étaient modestes en matière de couverture et de prestation. Arza et Johnson (2006) rapportent qu'à son instauration, le régime de retraite allemand couvrait moins de la moitié de la population active, alors qu'il couvrait plus des deux tiers de la population 60 ans plus tard. Parallèlement, on a aussi vu apparaître les régimes de retraite de type Beveridge en Angleterre. Ce type de régime de retraite est caractérisé par des prestations uniformes pour tous les individus, peu importe le montant de leur cotisation.

---

2. DICE Database (2013), Bismarckian Factor - A Measure of Intra-generational Redistribution in International Pension Systems, *CESifo DICE Report*, Ifo Institute, Munich, [En ligne] Récupéré de : http ://www.cesifo-group.de/DICE/fb/M9H33Ye3, consulté le 20 novembre 2016.

On remarque ainsi que deux grands types de régimes de retraite émergent : les régimes de retraite de type Bismarck et les régimes de retraite de type Beveridge. D'une part, les systèmes de type Bismarck, du nom du chancelier allemand, sont caractérisés par le fait que les prestations sont fortement liées au revenu du travail des cotisants au cours de leur vie active. Le but de ce type de régime est de garantir un certain taux de remplacement à tous les travailleurs. Ils ont aussi la particularité d'avoir un mode de financement qui est davantage dit par répartition, ce qui veut dire que les travailleurs courants paient pour les retraités courants. Ce genre de régime de retraite est normalement accompagné d'une condition nécessaire pour avoir droit à la couverture ; il est nécessaire d'avoir cotisé au régime un nombre minimal d'années. [3]

D'autre part, les régimes de retraite dits de type Beveridge font référence à William Beveridge, un homme politique d'importance en Grande-Bretagne au début du 20e siècle et qui fut à la base de plusieurs réformes du système de sécurité sociale anglais. Ce type de régime de retraite diffère du précédent par le fait qu'il a pour objectif de réduire la pauvreté grâce à des montants de prestation plus uniforme entre les retraités. Contrairement à ce qui en est pour le type de régimes précédent, le financement d'un tel système se fait par le biais de la taxation et non par une contribution à proprement dit. Aussi, l'ensemble de la population considérée comme assez âgée pour se retirer du marché du travail est admissible aux prestations. [4] Même si les deux systèmes diffèrent dans leur approche, Purton (1996) y discerne deux objectifs communs : le premier est de prévenir la pauvreté des

---

3. DICE Database (2008), Bismarck versus Beveridge : A Comparison of Social Insurance Systems in Europe, *CESifo DICE Report*, Ifo Institute, Munich, [En ligne] Récupéré de : http ://www.cesifo-group.de/DICE/fb/oRRgmC6c, consulté le 23 novembre 2016.

4. Ibid.

individus à la retraite, et le secu ond, de réduire les inégalités de revenu chez les aînés. Cependant, les deux systèmes diffèrent quant à la méthode pour y arriver et quant à leur degré de redistribution effectif entre les individus à la retraite. Les systèmes beveridgiens sont plus redistributifs que les systèmes bismarckiens.

S'il existe un fossé clair entre les deux types de régimes de manière théorique, il en est autrement en réalité. Il est en effet souvent impossible de catégoriser un régime de retraite dans l'un ou l'autre des deux types. Il est même documenté qu'il y a une convergence dans la structure des régimes de retraite en matière de cotisation et de prestation dans les pays de l'Union européenne. [5] Chaque régime de retraite public intègre des aspects de l'un ou l'autre de ces deux systèmes. Il est donc nécessaire de réfléchir aux régimes de retraite d'une manière plus approfondie et de ne pas considérer seulement deux cas de figure. La prochaine section nous aidera à mieux conceptualiser le tout.

1.2 Analyse théorique des régimes de retraite

La modélisation théorique des régimes de retraite nous permet d'étudier précisément le potentiel redistributif des régimes de retraite publics. Une étude menée sous cet angle peut aussi nous aider à mieux comprendre les mécanismes de transmission et la structure de ces systèmes. Dans le but de théoriser les régimes de retraite, Cremer et Pestieau (1998) ont développé une formule permettant de prendre en compte à la fois le caractère bismarckien et beveridgien des régimes de retraite publics. De plus, le modèle permet d'établir une continuité entre les deux types de régimes de retraite. C'est une variante importante par rapport à d'autres modèles, étant donné qu'il n'existe pas de régime de retraite purement

5. Ibid.

bismarckien ou purement beveridgien. Analyser le cadre théorique proposé par ces auteurs nous permettra de mieux cerner les paramètres d'importance régissant les régimes de retraite.

Il consiste en un modèle d'une période où la population active d'aujourd'hui cotise pour les retraités actuels. Il considère ainsi un régime de retraite par répartition. Établissons que le salaire moyen et le revenu de pension moyen du quintile i de la distribution du revenu comme étant respectivement Y_i et P_i, ou $i \in \{1, 2, 3, 4, 5\}$ (1 représente le quintile le mieux nanti et 5 le quintile le plus pauvre). L'équation suivante décrit la relation qui existe entre les prestations et le salaire d'un individu du quintile i de la manière suivante :

$$P_i = \tau(\alpha Y_i + (1 - \alpha)\mu). \tag{1.1}$$

Où τ est le taux de cotisation, aussi appelé l'indice de générosité, α est le facteur bismarckien et $\mu = \Sigma_1^5 Y_i/5$ est le revenu moyen dans l'économie. De plus, la formule (1.1) assure l'équilibre des régimes de retraite. C'est-à-dire que les prestations et les cotisations seront égales de manière agrégée. Il est possible de dériver les dépenses totales en prenant la sommation :

$$P_{pub} = \sum_{i=1}^{5} P_i, \tag{1.2}$$

$$P_{pub} = \tau \sum_{i=1}^{5} (\alpha Y_i + (1 - \alpha)\mu). \tag{1.3}$$

Pour bonifier le revenu de retraite des individus, le gouvernement pourrait donc jouer sur deux paramètres distincts. D'abord, il peut faire varier τ. Ce paramètre est celui qui va nous indiquer le degré de générosité du système. τ est un facteur qui affectera à la fois les dépenses publiques liées à la retraite, mais aussi les

prestations pour tous les individus. On s'attend donc à ce qu'un pays avec τ élevé tende à avoir des dépenses publiques liées à la retraite élevées et un taux de pauvreté relativement plus faible, étant donné des prestations plus importantes pour les individus. Le second paramètre important dans ce modèle est α. Dans un régime de retraite purement bismarckien, on a que $\alpha = 0$, alors que dans un régime de retraite purement beveridgien on a que $\alpha = 1$. Étant donné cette observation, on remarque que si le régime de retraite est purement bismarckien alors $\frac{P_1}{Y_1} = \frac{P_5}{Y_5}$, alors qu'avec un régime de retraite purement beveridgien, on a que $P_1 = P_5$. Ainsi, les régimes de type Bismarck impliquent que la prestation est fortement représentative du revenu de l'individu alors que les régimes de type Beveridge impliquent des prestations uniformes. Un autre fait à noter est qu'il est possible d'avoir des valeurs négatives pour α. Dans ce cas, on dit qu'un régime de retraite est basé sur les moyens financiers des individus (means-tested en anglais). En d'autres termes, cela signifie que les prestations des individus moins fortunés seront plus importantes que celles des individus mieux nantis. Ainsi, on pourra voir que :

$$P_i < P_j, \text{si } i < j \tag{1.4}$$

Ce paramètre est important, car bien qu'il n'affecte les dépenses totales, P_{pub}, il affectera grandement la distribution des prestations. Ainsi, nous remarquons qu'il sera important de prendre en compte des différentes composantes des régimes de retraite pour être en mesure d'apprécier leur potentiel redistributif.

Bien que le facteur bismarckien soit intéressant sur le plan théorique, c'est un paramètre que nous n'observons pas et donc qu'il est difficile à prendre en considération. Ainsi, pour tenter de différencier le potentiel redistributif des régimes de retraite, la terminologie des piliers est couramment utilisée dans la littérature (Holzmann et Hinz, 2005). Elle permet de capturer différents éléments du système

de retraite d'un pays. Plus précisément, depuis la publication par la Banque mondiale, *Averting the old age crisis : policies to protect the old and promote growth* (Pordes, 1994), les systèmes de retraite sont souvent décomposés en trois piliers. Le premier pilier a comme objectif de prévenir la pauvreté chez les aînés et est financé par l'état ; le second pilier est composé d'un système obligatoire souvent lié à l'emploi, qui peut être public comme privé ; et le dernier représente les plans privés d'épargne qui se font sur une base volontaire. Le premier pilier est ici celui qui nous intéresse. C'est ce dernier qui décrit les méthodes de redistribution de revenu qui sont souvent incluses dans les régimes de retraite publics. C'est aussi dans les paramètres de ce pilier que le gouvernement peut directement agir pour modifier le revenu de retraite des personnes âgées. Trois composantes distinctes peuvent être identifiées dans ce premier pilier qui agit sur le risque de pauvreté chez les aînés (OECD, 2013) :

— Ciblée : ce type de structure fait référence à des dispositions conditionnelles qui dépendent des besoins de particuliers spécifiques. Selon cette composante, le régime paie de plus importantes prestations aux individus pauvres qu'aux individus mieux nantis. La valeur des prestations peut dépendre à la fois du revenu de l'individu (pension de travail, pension du gouvernement, etc.) ou de ses actifs accumulés ;

— Minimum assuré : ce type de composante est le moyen le plus courant d'aborder la répartition des prestations. Les pensions minimales garantissent un revenu de pension minimum à la retraite ;

— De base : si un régime de retraite possède une composante de base, les prestations sont forfaitaires. Cela indique que les prestations sont égales pour tous les prestataires ou dépendent seulement du nombre d'années de cotisation. Ainsi, même si un individu a cotisé davantage à cause d'un revenu avant retraite plus important, ses prestations ne seront pas bonifiées.

Cette composante récompense pour le nombre d'années de travail, mais n'assure pas un taux de remplacement (revenu de retraite par rapport au revenu de travail) représentatif.

Il est important de comprendre que les trois composantes énumérées peuvent coexister dans un seul et même système de retraite. Par exemple, un pays peut offrir d'une disposition de base pour tous et d'un supplément ciblé qui est conditionnel aux ressources des individus. De plus, chaque composante implique une certaine redistribution du revenu. Le parlement de l'Union européenne a publié un article qui nous indique quelles composantes possèdent chacun des pays de celle-ci. Le tableau 1.1 nous montre quelles composantes qui peut être observé dans chacun des 27 pays membres. Bien sûr, même si deux pays sont classés de la même manière dans ce tableau suivant, cela ne signifie pas que leurs régimes de retraite soient exactement pareils. En revanche, cela indique qu'il y a certaines similitudes dans les caractéristiques du régime de retraite. Ceci amène potentiellement à une relation comparable entre le taux de pauvreté chez les 65 ans et plus et les dépenses publiques liées aux retraites.

Tableau 1.1: Structure des régimes de retraite

Country	Ciblée	Base	Minimum
Autriche			
Belgique	✓		✓
Bulgarie	✓		✓
Croatie		✓	✓
Chypre	✓		✓
République tchèque		✓	✓
Danmark	✓	✓	
Estonie		✓	
Finlande			✓
France			✓
Allemagne	✓		
Grèce			✓
Hongrie			
Irlande		✓	
Italie	✓		
Lettonie	✓		✓
Lithuanie			
Luxembourg	✓	✓	✓
Malte	✓	✓	✓
Pays-Bas		✓	
Pologe			✓
Portugal			✓
Roumanie			✓
Slovaquie			✓
Slovénie			✓
Espagne			✓
Suède			✓

Source : Parlement européen (2014). Study on Pension Schemes. *Employment and Social affairs*. [En ligne] Récupéré de : http ://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2014/536281/IPOL_STU(2014)536281_EN.pdf, consulté le 20 décembre 2016.

Les différentes composantes ont assurément un impact sur le pouvoir redistributif d'un régime de retraite. Ces composantes seront utiles lorsque viendra le moment de modéliser comment la pauvreté chez les aînés est affectée par les dépenses publiques dédiées aux retraites. Plus particulièrement, cela nous aidera à quantifier l'amplitude de l'élasticité de la pauvreté par rapport aux dépenses publiques permettant de financer les régimes de retraite. La prochaine section fait état de recherches qui aideront à cadrer l'analyse.

1.3 Études empiriques sur les régimes de retraite

Étant donné que ce mémoire tente de combler un vide dans la littérature, en établissant la relation entre le taux de pauvreté chez les aînés et les dépenses publiques engagées pour les retraites, il va sans dire qu'il n'existe pas d'étude qui aborde directement le sujet sous l'angle présenté ici. En effet, aucune étude répertoriée ne tente explicitement d'évaluer l'impact macroéconomique des dépenses publiques affectées aux régimes de retraite sur la prévalence de la pauvreté chez les personnes âgées. Plusieurs études sur les régimes de retraite se concentrent sur un seul pays et utilisent des enquêtes qui fournissent des microdonnées afin d'étudier l'impact de différents types de régimes de retraite sur la pauvreté, l'épargne des individus ou la décision de travailler ou de prendre sa retraite rapidement (Milligan, 2008). Dans le même ordre d'idée, Engelhardt et Gurber (2004) montrent que l'augentation des prestations de la sécurité sociale aux États-Unis explique principalement la réduction de la pauvreté chez les personnes âgées sur la période 1968-2001. D'autres abordent le sujet sous un angle plutôt macroéconomique, mais s'intéressent à la manière dont se présente la situation à un moment fixe dans le temps. Il y a peu d'études qui exploitent les variations temporelles et les variations entre pays pour analyser l'impact des régimes de retraite publics sur la pauvreté des aînés. Ici, on se concentrera sur les études qui abordent la problématique sous un angle macroéconomique. Ce type d'étude constitue un meilleur guide pour la présente recherche.

Une grande part de la littérature s'intéresse au lien entre les programmes de sécurité sociale et la pauvreté ou les inégalités de revenu. D'abord, Smeeding (2006) montre que les dépenses du gouvernement sont un déterminant important de la réduction de la pauvreté à travers les pays du *Luxembourg Income Study*. Aussi,

en utilisant des données transnationales et en étudiant la composition du revenu des personnes âgées, Smeeding et Williamson (2001) montrent que davantage de dépenses publiques dans des programmes sociaux est associé à moins de pauvreté et d'inégalités de revenu chez ceux-ci. En revanche, cette étude n'est pas en mesure de nous renseigner sur les déterminants macroéconomiques du taux de pauvreté chez les personnes âgées. De plus, on voudrait se pencher sur des papiers qui étudient explicitement sur l'impact des dépenses publiques consacrées aux retraites. D'autres études se concentrent davantage sur ce poste budgétaire. Notamment, celle de van Vliet et al. (2012) qui explore l'impact de la privatisation des régimes de retraite publics. Leur prémice de base est que les régimes de retraite publics ont tendance à être plus redistributifs que les régimes de retraite privés. Ce qui ferait en sorte qu'une vague de privatisation pourrait avoir pour effet d'augmenter la pauvreté et les inégalités de revenu chez les aînés. Ils utilisent des données de l'OCDE et d'Eurostat pour analyser l'impact qu'aura la privatisation des régimes de retraite publics sur la pauvreté des aînés. Leur échantillon porte sur une quinzaine de pays sur la période 1995 à 2007. Leur variable qui représente la privatisation des régimes de retraite est la part des dépenses en retraite qui provient du secteur privé par rapport aux dépenses totales. Les résultats de leur étude montrent qu'il n'existe pas de relation macroéconomique robuste entre la part des dépenses engagées pour les retraites considérées comme privées et les inégalités de revenu chez les personnes de 65 ans et plus. Ils ne relèvent pas non plus de relation à cet effet en utilisant un indice de pauvreté plutôt qu'un indice d'inégalités. Les auteurs montrent qu'il n'existe aucune relation significative entre les inégalités de revenu chez les plus de 65 ans et les dépenses totales en régime de retraite, lorsque mesurées en pourcentage du produit intérieur brut (PIB). Ils montrent également l'existence d'une relation linéaire négative avec le taux de pauvreté, mais cette relation s'avère peu robuste. L'une des raisons pouvant expliquer que les auteurs arrivent à des résultats semblables est que peu de variables de contrôles

sont incluses dans les régressions. Les seules variables de contrôle incluses dans ces régressions sont les effets fixes de pays et d'années, le PIB par habitant et le ratio de dépendance. Dans l'article, les régressions présentées ne tiennent pas compte d'une multitude de facteurs pouvant biaiser leurs résultats. En effet, on ne retrouve pas des variables comme les autres dépenses engagées par le gouvernement. De plus, étant donné que le taux de pauvreté est mesuré par rapport au revenu médian de l'ensemble de l'économie, il faut tenir compte des facteurs faisant varier le revenu médian. Tel que discuté par Barro (2000), plusieurs variables peuvent avoir un impact sur la distribution du revenu dans une économie. Il est notamment important d'inclure certaines variables qui capteront la maturité économique du pays, comme l'endettement et les dépenses totales du gouvernement. En effet, il semblerait que les inégalités de revenu peuvent être représentées par une courbe de Kuznetz, où l'on remarque que les inégalités augmentent dans la phase de croissance importante d'un pays pour ensuite s'amoindrir. Comme le montrent Smeeding et Williamson (2001), les dépenses totales du gouvernement semblent avoir un impact ; il est donc nécessaire de tenir compte de ce facteur. Enfin, Parker et Vissing-Jorgensen (2010) montrent aussi que les inégalités de revenu et la pauvreté relative tendent à augmenter en période de croissance alors qu'elles diminuent en période de contraction. Les auteurs expliquent le phénomène par le fait que le revenu du décile le plus riche est beaucoup plus volatile et plus relié au cycle économique que le revenu des moins nantis. Cette procyclicité nous indique qu'il faudra aussi inclure des variables qui représentent le cycle économique, comme le PIB et le taux de chômage, pour limiter les problèmes de biais de nos estimateurs.

Évidemment, utiliser une approche macroéconomique et estimer des paramètres à l'aide de données en panel concernant plusieurs pays peut s'avérer avoir des limites importantes quant à l'interprétation des résultats. Comme l'indique van Viet

(2010), les indicateurs macroéconomiques qui nous informent sur les dépenses sociales des différents gouvernements ont plusieurs limites. D'une part, puisque les dépenses sont hautement agrégées, il est difficile de réellement savoir pour quelle raison on observe des variations annuelles des indicateurs ; d'autre part, si ce sont des indicateurs relatifs, il faut tenir compte des variations potentielles du nominateur et du dénominateur. Par exemple, en utilisant les dépenses publiques effectuées pour les retraites exprimées en pourcentage du PIB, il peut s'avérer qu'une variation de cet indicateur est due à une variation des dépenses consenties aux retraites, tout comme à une variation de la production dans le pays. Il en va de même pour les variables qui mesurent la pauvreté ainsi que les inégalités de revenu : ce sont des variables composées, qui contiennent, en fait, plusieurs variables. Pour être en mesure de pallier cet effet, il est important d'inclure des variables de contrôle pertinentes dans les régressions. Une dernière limitation est qu'une variation des dépenses publiques dédiées aux retraites captée par un indicateur agrégé peut avoir un impact différent à travers les pays étudiés. Bien qu'une convergence des systèmes publics soit documentée dans les pays européens, il existe des différences profondes dans les régimes de retraite des pays de l'Union européenne. [6] Ces différences peuvent faire en sorte qu'une dépense semblable ait des résultats différents dans des pays différents. Encore une fois, il sera nécessaire d'inclure des variables de contrôle pertinentes pour être en mesure de limiter les effets qui pourraient biaiser nos analyses.

Bien que quelques articles étudient l'impact des régimes de retraite publics sur la pauvreté, il ne semble pas exister d'études qui tentent explicitement d'estimer

---

6. DICE Database (2008), Bismarck versus Beveridge : A Comparison of Social Insurance Systems in Europe, *CESifo DICE Report*, Ifo Institute, Munich, [En ligne] Récupéré de : http ://www.cesifo-group.de/DICE/fb/oRRgmC6c, consulté le 23 novembre 2016.

l'élasticité de la pauvreté chez les aînés par rapport aux dépenses du gouvernement consacrées aux régimes de retraite publics. La plupart des études qui abordent le thème de l'élasticité de la pauvreté l'examinent par rapport au revenu par habitant (Lenagala et Ram, 2010 ; Heltberg, 2004 ; Bourguignon, 2003). Ceux-ci envisagent l'impact d'une croissance du PIB par habitant par rapport à la proportion d'individus vivant sous le seuil de la pauvreté absolue (un seuil constant à travers les pays et le temps). Bourguignon (2003) souligne cependant qu'il est beaucoup plus intéressant de considérer l'évolution de la pauvreté de manière relative (un seuil défini par rapport au revenu médian ou moyen de chaque pays pour une année donnée). En effet, selon ses explications, étudier l'effet d'un changement du revenu moyen sur la pauvreté absolue est pratiquement tautologique. C'est ce que Dollar et Kray (2002) ont tenté de démontrer. À cet égard, ils analysent la manière dont la croissance du revenu moyen affecte la part du revenu total attribué au quintile le plus pauvre de la distribution. Ils trouvent que la croissance du revenu national moyen est proportionnelle à la croissance du revenu du quintile inférieur. Ceci motive l'utilisation d'un taux de pauvreté relatif plutôt qu'un taux de pauvreté absolu. En effet, dans le cadre de ce mémoire on voudra voir comment les dépenses publiques engagées pour les régimes de retraite feront varier le revenu des individus de 65 et plus les moins nantis par rapport au reste de la population.

De manière générale, on remarque qu'il faudra tenir compte de plusieurs facteurs pour être en mesure d'estimer une relation sans biais. De plus, il sera primordial d'utiliser les différentes composantes des régimes de retraite publics qui ont le potentiel d'affecter significativement la relation de la pauvreté par rapport à aux dépenses publiques pour les retraites. Les cadres théorique et empirique étant mis en place, il est maintenant nécessaire de définir la méthodologie propre à ce mémoire. Le prochain chapitre remplit ce rôle.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

Cette section a comme objectif de décrire ainsi que de justifier la méthodologie utilisée pour arriver aux résultats qui seront présentés subséquemment. Dans un premier temps, nous présenterons les données utilisées dans ce mémoire ; dans la même foulée, nous fournirons une justification des indicateurs clefs. Nous postulerons ensuite le modèle économétrique en nous basant sur la théorie économique explorée jusqu'à maintenant, tout en gardant en perspective l'angle d'analyse de ce mémoire. Nous parcourrons les méthodes économétriques permettant d'estimer les paramètres régissant le modèle. Nous passerons aussi en revue les hypothèses nécessaires afin de garantir la validité du modèle économétrique développé. Dans le but d'assurer la validité des paramètres estimés, les hypothèses clefs des méthodes d'estimations seront présentées. Enfin, nous dériverons différentes élasticités afin de bien comprendre leurs implications.

2.1 Les données

Les données utilisées proviennent d'une seule source, Eurostat. Le site des statistiques de l'Union européenne offre une base de données unique offrant une multitude d'indicateurs économiques standardisés de tous les pays membres. L'échantillon utilisé dans ce projet rassemble un total de 27 pays (la liste de ces pays est disponible au tableau B.1 en annexe B) et couvre une période variant de 5 à 19

années selon les pays. Les observations s'étalent sur la période 1995 à 2014. Les indicateurs qui seront plus tard utilisés peuvent être catégorisés en deux types. D'abord, il y a des séries macroéconomiques annuelles traditionnelles comme :

— le PIB par habitant (voir tableau C.2 en annexe C) ;
— le taux de chômage (voir tableau C.2 en annexe C) ;
— le ratio des dépenses gouvernementales totales par rapport au PIB (voir tableau C.2 en annexe C) ;
— le ratio de la dette par rapport au PIB (voir tableau C.3 en annexe C) ;
— les dépenses publiques consacrées aux régimes de retraite au courant d'une année (voir tableau 2.1 à la page 25).

Le dernier indicateur se définit comme toute prestation de la Sécurité de la vieillesse dont les flux financiers correspondants sont contrôlés par des administrations publiques. Ceci couvre donc les prestations sociales suivantes : pension d'invalidité, retraite anticipée en raison d'une incapacité de travail, retraite, retraite anticipée, pension de retraite partielle, pension de survie (aussi appelé la pension de réversion) et retraite anticipée pour des raisons dues au marché du travail. [1]. Les dépenses consacrées aux régimes de retraite publics sont présentées relativement à la population totale. Une telle transformation de la variable permet de mieux capter la générosité des régimes de retraite. La variable est mesurée en Euros constants de 2010, comme les autres variables monétaires.

Par ailleurs, ce travail inclut aussi des séries annuelles dérivées d'enquêtes sur microdonnées. Ces indicateurs permettent d'apprécier le taux de pauvreté relatif

1. EU (2014). Glossaire : Dépenses consacrées aux pensions. *Eurostats : statistics explained*. Récupéré de http ://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary :Expenditure_on_pensions/fr

des pays, la distribution du revenu ainsi que d'autres aspects de la population. Il est particulièrement difficile d'obtenir ce genre de données mesurées de manière comparable pour plusieurs pays. C'est pourquoi l'information offerte par la base de données d'Eurostat offre de l'information de choix. Pour mesurer la pauvreté, il est important d'avoir un indicateur standard pour tous les pays. L'indicateur de pauvreté utilisé sera le taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans. [2] C'est un indice relatif qui indiquera le risque pour un individu de plus de 65 ans de vivre dans la pauvreté, soit de vivre sous un certain seuil de revenu variant entre les pays et à travers le temps. Il existe plusieurs définitions de ce seuil. Selon Eurostat, le seuil à partir duquel une personne est considérée comme à risque de devenir pauvre est 60 % du revenu national médian. Le revenu médian représente une bonne mesure de la tendance centrale de la distribution du revenu. Effectivement, la médiane est moins sensible aux distributions non symétriques comparativement à la moyenne. Ceci pourra pallier pour le fait que la queue droite de la distribution du revenu tant à être plus longue et plus grosse que celle de gauche. [3] Ceci étant dit, il est quand même intéressant de considérer plusieurs seuils.

Même si le revenu médian semble un meilleur indicateur de la tendance centrale du revenu, nous présenterons aussi des résultats en considérant le revenu moyen

---

2. Le taux de risque de pauvreté mesuré par Eurostat se définit comme la part des individus ayant un revenu disponible équivalent (après transfert) sous le seuil de pauvreté. Ici, ce seuil correspond à 60 % du revenu disponible équivalent (après transfert) national médian. Le revenu disponible équivalent quant à lui correspond au revenu total d'un ménage disponible pour consommer ou épargner, après les taxes et les transferts, divisé par le nombre d'individus dans le ménage. Chaque individus est transformé en adulte équivalent.

3. Dans la distribution du revenu, on peut observer des individus très riches qui représentent des valeurs extrêmes. En revanche, un individu ne peut avoir un revenu plus faible que 0. Les valeurs extrêmes affectent beaucoup la moyenne, mais pas la médiane de la distribution.

comme estimateur de cette tendance centrale. Cette variation dans la définition du seuil de pauvreté servira de test de robustesse, et permettra aussi de voir si l'élasticité de la pauvreté chez les aînés, par rapport aux dépenses publiques dans les retraites, varie si on considère une définition qui inclut plus d'individus. De surcroît, les analysent seront produites avec des seuils de 50 % et 40 %. Comme le souligne Marchand et Smeeding (2016), un indicateur agrégé de la sorte n'est pas en mesure de tenir compte de toutes les dimensions de la pauvreté. Par exemple, il ne nous renseigne pas sur la profondeur de la pauvreté, ni sur la durée de celle-ci. En revanche, un tel indicateur reste intéressant pour notre recherche étant donnée qu'il permet de mesurer l'impact de la générosité des régimes de retraite sur le revenu des personnes âgées.

Une autre variable d'importance qui se doit d'être présentée est la variable du ratio des dépenses en retraite qui ciblent les individus les moins nantis sur les dépenses totales dédiées aux retraites (voir tableau C.3 en annexe C). Cette variable a été construite pour être en mesure de tenir compte du fait que les régimes de retraite ne sont pas tous pareils et que certains concentrent les dépenses sur les personnes âgées les plus pauvres. Pour cette variable, une valeur faible indique que les dépenses sont moins redistributives. Par le fait même, une valeur s'approchant de 1 pour cette variable indiquera que le régime de retraite tend à redistribuer davantage le revenu vers les individus dans le besoin. Dorénavant, cette variable sera nommée l'indice de redistribution.

Afin d'estimer la relation entre les dépenses publiques en retraite et la distribution du revenu chez les aînés, il est essentiel d'inclure d'autres variables qui peuvent influencer le revenu en fin de vie. À cet effet, les régressions qui seront présentées dans la prochaine section incluront les variables de contrôle suivantes :

— le PIB par habitant (voir tableau C.2 en annexe C) ;
— le taux de dépendance (voir tableau C.2 en annexe C) ;
— le taux de chômage (voir tableau C.2 en annexe C) ;
— le ratio des dépenses gouvernementales totales par rapport au PIB (voir tableau C.2 en annexe C) ;
— le ratio de la dette par rapport au PIB (voir tableau C.3 en annexe C) ;
— l'indice de Gini (voir tableau C.3 en annexe C) ;
— le ratio de redistribution (voir tableau C.3 en annexe C).

Ici, le taux de dépendance représente le nombre d'individus de 65 ans et plus par rapport à la population en âge de travailler. [4] Ces variables auront un rôle important pour éviter les biais potentiels. Notamment, l'indice de Gini, un indice nous renseignant sur le degré des inégalités de revenu dans une économie, sera utilisé pour tenir compte de la structure générale des revenus dans l'économie. Une définition exhaustive ainsi que la source de ces variables sont fournies au tableau A.1 de l'annexe A.

2.2 Statistiques descriptives

Cette section présente quelques statistiques descriptives et des représentations graphiques qui aideront le lecteur à visualiser la structure de l'échantillon. Le tableau 2.1 représente bien l'échantillon pour les variables qui nous intéressent principalement dans ce mémoire. D'abord, il nous montre que les données collectées s'étalent sur 19 années, soit de 1995 à 2014. Chaque pays possède au minimum 5 observations et au maximum 19 observations annuelles. Le tableau nous renseigne aussi sur la distribution des dépenses publiques engagées pour les individus à la retraite par habitant, sur le taux de pauvreté mesuré à l'aide du seuil de 60 % du revenu

4. La population en âge de travailler est la population âgée de 15 à 64 ans.

médian et du seuil de 60 % du revenu moyen. Il y a une importante hétérogénéité entre les pays, et ce, pour les trois variables. Ainsi, en considérant le taux de pauvreté mesuré par 60 % du revenu médian, le Portugal compte un taux de pauvreté moyen des 65 ans et plus de 27 % sur sa période d'observation, alors que cette moyenne est de 6 % en Czechoslovakie. Aussi, on peut aisément confirmer l'hypothèse selon laquelle utiliser le revenu moyen au lieu du revenu médian pour calculer le seuil de pauvreté fait en sorte que l'on considère une part significativement plus importante de la population comme étant pauvre. Par exemple, la France à un taux de pauvreté moyen de 14 % sur la période en utilisant la médiane, alors que ce taux moyen est de 23 % en utilisant le revenu moyen pour calculer le taux de pauvreté. Enfin, on peut également remarquer que le nombre d'observations par pays varie selon la définition de pauvreté utilisée. Des statistiques descriptives concernant les indicateurs de pauvreté alternatifs sont disponibles au tableau C.1 en annexe C. Ces tableaux nous renseignent que plus le seuil de pauvreté, qui est le seuil de revenu à partir duquel une personne est considérée comme pauvre, est faible moins il y a d'individus considérés comme étant pauvre. C'est une observation triviale qui nous indique qu'un seuil de revenu plus faible va mener à un taux de pauvreté plus faible, mais va identifier une part de la population d'autant plus pauvre.

Tableau 2.1: Statistiques descriptives

	Années		*Dépenses en retraite par habitant*			*Taux de pauvreté à 60 % du revenu méd.*				*Taux de pauvreté à 60 % du revenu moy.*			
Pays	Minimum	Maximum	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type
AUT	1995	2014	4678.58	4620.16	408.76	19	0.18	0.17	0.03	19	0.24	0.23	0.03
BEL	1995	2014	3679.05	3614.21	273.01	19	0.22	0.22	0.02	19	0.32	0.32	0.04
BGR	2006	2014	408.52	433.07	69.28	9	0.29	0.28	0.06	9	0.42	0.42	0.07
CRO	2010	2014	1090.34	1087.22	15.93	5	0.26	0.26	0.03	5	0.34	0.34	0.03
CYP	2005	2014	1679.14	1650.57	240.11	10	0.39	0.43	0.12	10	0.54	0.55	0.06
CZE	2001	2014	1244.83	1296.51	141.51	11	0.06	0.06	0.01	10	0.15	0.15	0.02
DEU	1995	2014	3753.41	3820.06	212.91	17	0.14	0.14	0.02	16	0.20	0.21	0.03
DNK	2001	2014	5209.14	5363.53	599.25	13	0.17	0.18	0.04	12	0.25	0.25	0.02
ESP	1995	2011	2070.94	2043.30	240.70	16	0.22	0.22	0.06	15	0.32	0.32	0.04
EST	2000	2014	766.71	825.37	209.47	14	0.23	0.20	0.08	11	0.46	0.45	0.07
FIN	1996	2014	3815.34	3815.21	433.35	18	0.18	0.18	0.03	16	0.28	0.28	0.05
FRA	1995	2014	3987.99	3897.80	447.34	19	0.14	0.13	0.04	17	0.23	0.24	0.03
GBR	1995	2014	2947.68	2980.43	383.79	18	0.24	0.25	0.04	16	0.37	0.37	0.06
GRC	1998	2014	2570.05	2716.39	464.95	16	0.25	0.25	0.06	16	0.34	0.35	0.08
HUN	2000	2014	953.09	962.99	144.34	13	0.06	0.06	0.02	10	0.10	0.10	0.03
IRL	1998	2014	2004.28	2094.41	543.27	16	0.26	0.28	0.12	16	0.40	0.49	0.13
ITA	1995	2014	3925.35	3966.89	247.78	18	0.18	0.17	0.03	18	0.25	0.25	0.03
LTU	2000	2014	676.88	757.83	153.28	12	0.19	0.19	0.07	10	0.37	0.38	0.09
LUX	1995	2014	6676.24	6842.54	703.78	19	0.08	0.08	0.02	19	0.14	0.14	0.03
LVA	2000	2014	676.02	705.89	155.50	11	0.25	0.21	0.15	10	0.46	0.44	0.11
MLT	2000	2014	1379.32	1401.61	146.31	11	0.20	0.20	0.03	10	0.30	0.29	0.04
NLD	1995	2014	4315.30	4255.25	344.23	18	0.07	0.06	0.02	15	0.16	0.14	0.04
POL	2000	2013	1027.63	1026.56	123.19	11	0.11	0.12	0.03	9	0.21	0.22	0.04
PRT	1995	2014	1925.16	1998.96	423.99	18	0.27	0.27	0.08	18	0.43	0.46	0.07
ROU	2000	2014	447.12	565.05	173.28	11	0.19	0.18	0.05	8	0.28	0.25	0.08
SVK	2000	2014	1829.77	1830.67	145.94	13	0.20	0.20	0.01	10	0.24	0.24	0.01
SWE	2001	2014	4344.91	4425.42	289.52	13	0.15	0.16	0.03	11	0.21	0.22	0.04

Note : N indique le nombre d'années observées pour un certain pays, méd. signifie la médiane et moy. signifie la moyenne. Pour la liste des acronymes, voir le tableau B.1 de l'annexe B. La définition complète des variables se trouve dans les tableaux A.1 et A.2 de l'annexe A.

La figure 2.1 exhibe bien la relation entre les deux variables qui nous intéressent principalement, soit le taux de pauvreté des plus de 65 ans (variable dépendante) et les dépenses publiques engagées pour les régimes de retraite (variable explicative). Chaque graphique à l'intérieur de la figure représente une année distincte et met en relation le logarithme népérien du taux de pauvreté chez les plus de 65 ans, mesuré à l'aide du seuil de 60 % du revenu médian, et le logarithme népérien des dépenses publiques dédiées aux retraites par habitant.

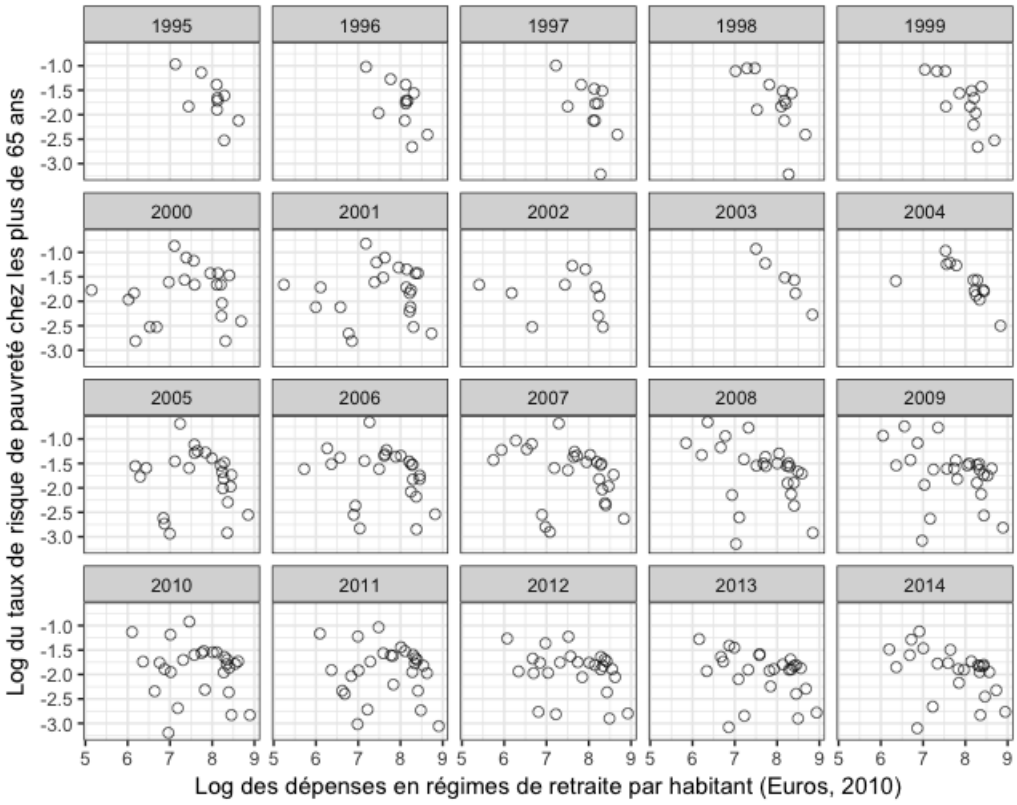

Figure 2.1: Dépenses publiques pour les régimes de retraite et taux de pauvreté par année

Note : Ce graphique met en relation le logarithme du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans et le logarithme des dépenses consacrées aux régimes de retraite publics. Chaque graphique représente une année distincte. Étant donné que l'on expose le logarithme népérien du taux de pauvreté, celui-ci est devenu négatif après la transformation. Il était inclus entre 0 et 1 avant la transformation. La transformation est monotone, ce qui fait qu'une hausse du taux de pauvreté est associée à une hausse de son logarithme.

On remarque que la relation négative entre les deux variables est présente pour presque toutes les années, même si elle varie en termes de taille. Ce graphique exhibe aussi que la relation quadratique semble importante pour décrire la relation entre les deux variables. Le nombre d'observations augmente à travers le temps, car de plus en plus de données sont disponibles. Cette tendance s'explique par le fait que plusieurs pays ont fait leur entrée dans l'Union européenne durant la période d'observation.

2.3 Le modèle

Pour faciliter l'obtention d'une élasticité, la première étape est de transformer certaines variables d'intérêt. En effet, en appliquant le logarithme népérien au taux de risque de pauvreté et aux dépenses publiques par habitant engagées pour les pensions, nous pourrons directement interpréter le coefficient des dépenses par habitant comme étant une élasticité. Cette transformation était déjà appliquée dans les figures présentées précédemment.

D'autre part, étant donné que l'on utilise un panel de pays pour estimer notre relation, le choix d'appliquer un modèle à effets fixes semble être une évidence. L'image suivante montre bien comment l'hétérogénéité à la moyenne peut faire en sorte que nos estimateurs soient biaisés si l'on ne tient pas compte de celle-ci et qu'on utilise plutôt les moindres carrés ordinaires.

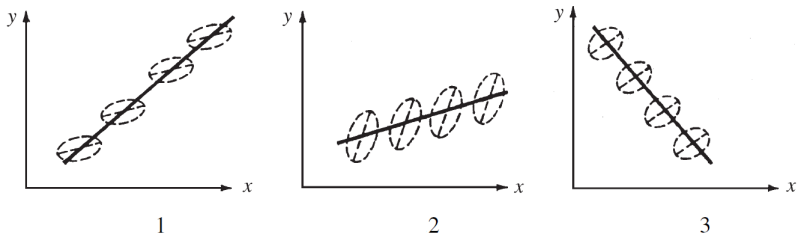

Figure 2.2: Hétérogénéité à la moyenne

Note : Même si la pente définissant la relation entre deux variables est la même pour plusieurs groupes d'observations, l'estimation par moindres carrés ordinaires va être biaisée si nous n'avons pas l'indépendance conditionnelle à la moyenne. Dans ce cas, il faut utiliser un modèle à effets aléatoires ou à effets fixes. Ici chaque petite pente encerclée représenterait un pays. Si on ne tient pas compte de leur différence à la moyenne, la pente estimée est biaisée.
Source : Hsiao (2014) p. 12

L'estimateur à effets fixes est en mesure d'éliminer cette hétérogénéité à la moyenne afin d'obtenir des coefficients sans biais et convergents. Outre l'utilisation d'effets fixes, la convergence de cet estimateur nécessite que nos variables explicatives soient strictement exogènes. Bien que l'endogénéité soit un problème récurrent en économie, il ne semble pas que ce soit un problème ici. Une section est consacrée à cet aspect dans le chapitre suivant. En utilisant le modèle à effets fixes, on peut postuler que la prévalence de la pauvreté chez les individus de plus de 65 ans est définie par :

$$log(y_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 log(x_{i,t}) + \beta_2 log^2(x_{i,t}) + Z_{i,t}\delta + \lambda_i + u_{i,t} \tag{2.1}$$

Où $y_{i,t}$ représente l'indice du taux de pauvreté et $x_{i,t}$ représente les dépenses publiques engagées pour les retraites pour un certain pays i au temps t. $Z_{i,t}$ est un vecteur de variables de contrôles incluant le taux de dépendance, le log du PIB par habitant, les dépenses totales de l'état par rapport au PIB, l'endettement du gouvernement par rapport au PIB, l'indice de Gini et le taux de chômage. λ_i est un effet fixe par pays et $u_{i,t}$ est notre terme d'erreur idiosyncrasique. Ceci repré-

sente notre première spécification. On remarque d'ores et déjà qu'un terme non linéaire est introduit pour approximer la relation non linéaire entre les dépenses par habitant et le taux de pauvreté (une relation observée à la figure 2.1). Les résultats des régressions utilisant cette paramétrisation se trouvent à la section suivante. Ce dernier constituera notre modèle 1.

Comme il a été évoqué dans la revue de la littérature, un niveau de dépense en régime de retraite équivalent peut mener à un impact significativement différent sur le revenu des personnes âgées selon les composantes redistributives des régimes de retraite. L'effet fixe enlève l'hétérogénéité entre les pays qui ne varie pas à travers le temps. Cependant, il est aussi possible que les paramètres régissant la relation entre les dépenses publiques pour les régimes de retraite et la pauvreté diffèrent entre les pays. Il y aurait alors présence d'hétérogénéité dans les paramètres. Le modèle à effets fixes présenté par l'équation (2.1) n'est pas assez sophistiqué pour prendre en compte ces différences entre les pays. La figure (2.3) à la page suivante montre intuitivement comment l'hétérogénéité dans les paramètres peut faire en sorte qu'un coefficient est biaisé si on ne tient pas compte de celle-ci.

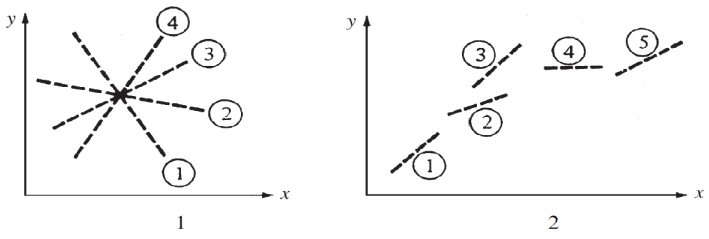

Figure 2.3: L'hétérogénéité dans les paramètres

Note : La figure montre comment nous pourrions être en présence d'hétérogénéité dans les paramètres. Si chaque chiffre représentait un pays, il serait possible que la relation entre les deux variables change dans chaque pays. Ici, chaque pente numérotée pourrait représenter la relation pour un pays, ou un régime de retraite particulier. Si on ne tient pas compte de leur différence, on estimera une pente moyenne qui ne représente pas la relation de chacun des pays ou régime de retraite.
Source : Hsiao (2014) p. 12

Explorer une telle possibilité est important dans le cas où l'on tente d'expliquer une relation entre plusieurs pays. Une première façon de modéliser cette hétérogénéité entre les pays est d'inclure l'indice de redistribution des dépenses publiques en retraite. Cette variable sera croisée avec $log(x_{i,t})$ et avec $log^2(x_{i,t})$. De cette façon, on permettra une forme d'hétérogénéité dans l'effet marginal des dépenses publiques dédiées aux retraites. Désignons cette variable comme étant $w_{i,t}$; nous aurons alors un modèle qui ressemblera à ceci :

$$\begin{aligned} log(y_{i,t}) = \beta_0 &+ \beta_1 log(x_{i,t}) + \beta_2 log^2(x_{i,t}) + \beta_3 w_{i,t} \\ &+ \beta_4 w_{i,t} * log(x_{i,t}) + \beta_5 w_{i,t} * log^2(x_{i,t}) \\ &+ Z_{i,t}\delta + \lambda_i + u_{i,t} \end{aligned} \tag{2.2}$$

Nous désignerons maintenant ce modèle comme étant le modèle 2.

Une autre manière de considérer l'hétérogénéité dans les paramètres est d'utiliser la classification du Parlement européen présentée dans la revue de la littérature afin que l'élasticité puisse varier selon les composantes présentes dans les régimes

de retraite. Dans ce cas, on peut considérer trois équations différentes. D'abord, pour les prestations de type ciblé (c.-à-d., un régime de retraite disposant de prestations qui dépend du revenu ou des actifs de l'individu, voir tableau 1.1 p. 14) :

$$\begin{aligned} log(y_{i,t}) = \beta_0 &+ \beta_1 log(x_{i,t}) + \beta_2 log^2(x_{i,t}) \\ &+ \beta_3 CIB_i * log(x_{i,t}) + \beta_4 CIB_i * log^2(x_{i,t}) \\ &+ Z_{i,t}\delta + \lambda_i + u_{i,t} \end{aligned} \tag{2.3}$$

Pour les prestations de type minimum (c.-à-d., un régime de retraite garantissant un revenu de pension minimum, voir tableau 1.1 p. 14) :

$$\begin{aligned} log(y_{i,t}) = \beta_0 &+ \beta_1 log(x_{i,t}) + \beta_2 log^2(x_{i,t}) \\ &+ \beta_3 MIN_i * log(x_{i,t}) + \beta_4 MIN_i * log^2(x_{i,t}) \\ &+ Z_{i,t}\delta + \lambda_i + u_{i,t} \end{aligned} \tag{2.4}$$

Et, enfin, pour le régime avec prestations dites de base (c.-à-d., un régime de retraite disposant de prestations uniformes pour tous les individus, voir tableau 1.1 p. 14) :

$$\begin{aligned} log(y_{i,t}) = \beta_0 &+ \beta_1 log(x_{i,t}) + \beta_2 log^2(x_{i,t}) \\ &+ \beta_3 BASE_i * log(x_{i,t}) + \beta_4 BASE_i * log^2(x_{i,t}) \\ &+ Z_{i,t}\delta + \lambda_i + u_{i,t} \end{aligned} \tag{2.5}$$

Les variables CIB_i, MIN_i, et $BASE_i$ sont des variables dichotomiques qui prennent la valeur de 1 si le régime de retraite du pays i contient cette composante particulière. Étant donné qu'il est possible qu'un régime de retraite possède les trois composantes, deux des trois, une seule ou même aucune de celles-ci, les régressions sont toutes produites séparément. De cette manière, on interprétera une certaine élasticité en considérant un régime de retraite qui possède la composante par rapport à un régime de retraite qui ne la possède pas. La prochaine section présente la

manière dont sera dérivée l'élasticité, et montre que celle-ci variera grâce aux différentes spécifications incluses dans nos régressions. Ces modèles seront maintenant identifiés comme les modèles 3, 4 et 5.

2.4 L'élasticité

Étant donné la transformation logarithmique de $x_{i,t}$ et de $y_{i,t}$, on peut interpréter directement le coefficient de $x_{i,t}$ comme une élasticité. Cependant, puisque nous avons complexifié la relation entre $x_{i,t}$ et $y_{i,t}$, notamment en incluant un terme quadratique et en incluant des variables pour capter le potentiel redistributif de chaque régime de retraite, on observera mieux la relation entre les variables en considérant la dérivé de nos modèles par rapport à $log(x_{i,t})$. De cette manière, on obtiendra une fonction qui définit l'élasticité de chacune des spécifications présentées préalablement.

Si on considère la spécification (2.1) : $\frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} \equiv \varepsilon_1(x_{i,t})$,

$$\text{avec } \frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} = \beta_1 + 2\beta_2 log(x_{i,t}). \tag{2.6}$$

Dans ce cas, l'élasticité est seulement fonction de $x_{i,t}$.

Si on considère la spécification (2.2) : $\frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} \equiv \varepsilon_2(x_{i,t}, w_{i,t})$,

$$\frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} = \beta_1 + 2\beta_2 log(x_{i,t}) + \beta_4 w_{i,t} + 2\beta_5 w_{i,t} * log(x_{i,t}). \tag{2.7}$$

Ici, l'élasticité est fonction de $x_{i,t}$, mais elle est aussi fonction de $w_{i,t}$, qui représente l'indice de redistribution.

Si on considère la spécification (2.3) : $\frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} \equiv \varepsilon_3(x_{i,t}, CIB_i)$,

$$\frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} = \beta_1 + 2\beta_2 log(x_{i,t}) + \beta_3 CIB_i + 2\beta_4 CIB_i * log(x_{i,t}). \tag{2.8}$$

Si on considère la spécification (2.4) : $\frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} \equiv \varepsilon_4(x_{i,t}, MIN_i)$,

$$\frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} = \beta_1 + 2\beta_2 log(x_{i,t}) + \beta_3 MIN_i + 2\beta_4 MIN_i * log(x_{i,t}). \tag{2.9}$$

Si on considère la spécification (2.5) : $\frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} \equiv \varepsilon_5(x_{i,t}, BASE_i)$,

$$\frac{\partial log(y_{i,t})}{\partial log(x_{i,t})} = \beta_1 + 2\beta_2 log(x_{i,t}) + \beta_3 BASE_i + 2\beta_4 BASE_i * log(x_{i,t}). \tag{2.10}$$

En ce qui concerne les trois derniers modèles, l'élasticité est fonction de $x_{i,t}$ et de la présence des composantes CIB_i, MIN_i et $BASE_i$.

Ainsi, les élasticités seront fonction des dépenses publiques dédiées aux retraites par habitant et de certaines composantes des régimes de retraite, selon les différents modèles. Ces fonctions seront paramétrisées à l'aide des coefficients que l'on estimera dans la prochaine section. Par ailleurs, étant donné que les élasticités sont des fonctions des paramètres utilisés, on ne pourra utiliser directement les écarts-types de nos coefficients pour obtenir un intervalle de confiance pour nos élasticités. Pour obtenir les écarts-types des élasticités puis construire nos intervalles de confiance, on peut utiliser la méthode delta. C'est une méthode qui

utilise une approximation de Taylor du premier ordre. Si on considère que $g(\theta)$ est une fonction monotone et différentiable de paramètres θ, alors il suit que :

$$\widehat{var}(g(\widehat{\theta})) = \nabla_\theta g(\widehat{\theta}) \widehat{var}(\widehat{\theta}) \nabla_\theta g(\widehat{\theta})' \tag{2.11}$$

où $\widehat{\theta}$ est un vecteur de coefficient estimé. La détermination de ces intervalles de confiance nous permettra de mieux comparer les élasticités entre elles. Cela nous permettra aussi d'aller au-delà de la simple significativité d'un seul coefficient, puisque l'élasticité en emploiera plusieurs.

CHAPITRE III

RÉSULTATS ET TESTS DE ROBUSTESSES

Comme il a déjà été mentionné, ce mémoire tente de caractériser l'impact des dépenses publiques engagées pour les retraites sur la prévalence de la pauvreté chez les aînés. Plus spécifiquement, nous tentons d'estimer l'élasticité du taux de pauvreté parmi les individus âgés de plus de 65 ans par rapport aux dépenses publiques par habitant consacrées aux régimes de retraite. Cette section présente les résultats des différentes estimations en utilisant plusieurs spécifications. Le but principal de cette section est de montrer à quel point les résultats sont sensibles aux hypothèses des différentes méthodes d'estimation utilisées.

Dans ce chapitre, nous présenterons les résultats des régressions pour les différentes spécifications. Nous expliquerons ensuite ces résultats dans le but de déterminer le modèle le plus adéquat pour représenter la relation et qui nous permet de tirer des conclusions intéressantes. Quelques hypothèses importantes seront testées pour évaluer la robustesse des résultats. Dans cette section, les résultats présentés seront ceux obtenus à la suite de l'utilisation du taux de pauvreté mesuré à l'aide du seuil de 60 % du revenu médian. En revanche, il est possible de voir les résultats pour les indicateurs alternatifs en annexe. Des références y seront faites en temps et lieu. De manière générale, nous observons que la variation de la définition du

taux de pauvreté ne modifie pas la forme de la fonction d'élasticité. Néanmoins, on remarque un effet de niveau. Plus la définition du taux de pauvreté est laxiste (seuil de pauvreté plus faible par rapport au revenu médian ou moyen), plus l'élasticité estimée semble importante. Ceci indiquerait donc que les individus les plus pauvres sont les plus sensibles aux dépenses du gouvernement dans les régimes de retraite publics.

3.1 Résultats

3.1.1 Modèle 1 - Modèle de référence

Le tableau de résultats 3.1 est celui qui représente l'équation 2.1 du chapitre précédent. Les variables de contrôle sont introduites de manière progressive dans le but d'être en mesure d'apprécier la manière dont varient les coefficients d'intérêt lors de leur introduction.

D'abord, l'introduction du terme non linéaire du logarithme des dépenses en retraite par habitant fait augmenter significativement le R^2 ajusté avec un paramètre significativement différent de 0. De plus, cette introduction fait en sorte que le coefficient des dépenses dédiées aux retraites par habitant devient positif. Cette relation entre les dépenses et le taux de pauvreté reste stable et significativement différentes de zéro malgré l'ajout de plusieurs variables de contrôle. Parmi les autres variables importantes pour le modèle, les résultats indiquent que le logarithme du PIB par habitant, le ratio de dépendance, l'indice de Gini et les dépenses gouvernementales par rapport au PIB ont un impact positif sur le taux de pauvreté, alors que le taux de chômage et le ratio de la dette sur le PIB ont un impact négatif. En revanche, certaines de ces corrélations partielles sont non significativement différentes de 0.

La relation entre le logarithme du taux de pauvreté et le logarithme du PIB par habitant peut s'expliquer par le fait que le seuil de pauvreté augmente via une croissance du salaire médian dans l'économie. Par le fait même, on verrait plus d'individus sous ce seuil, particulièrement si on considère que la croissance du revenu est plus importante pour les individus occupant un emploi que pour ceux à la retraite. D'autre part, la valeur positive du coefficient associé au taux de dépendance peut refléter le fait que plus le nombre de personnes âgées est important, plus il est nécessaire d'avoir un ratio de dépenses publiques pour les retraites par habitant important pour réduire la pauvreté. D'une autre part, nous avançons que le signe positif des dépenses totales du gouvernement s'explique par le fait qu'elles ont un impact plus important sur le revenu médian que le revenu des personnes âgées. Le taux de chômage qui a comme but de représenter le cycle économique va en sens inverse par rapport au logarithme de la pauvreté chez les aînés. Cette relation peut représenter l'idée que le revenu de la population active est plus fortement corrélé avec le cycle économique que les individus à la retraite. Dans cas, comme avec le PIB le taux chômage augmenterait la pauvreté via une croissance du revenu médian. La variable chômage a été retirée de la spécification (5). Ce changement est justifié par le fait que l'inclusion des variables dichotomiques d'années faisait en sorte que le coefficient associé à la variable chômage n'était plus significatif. Ainsi, nous avons conclu que ces variables dichotomiques étaient en mesure de tenir compte du cycle économique, qui est fortement corrélé entre les pays de l'Union européenne.

Tableau 3.1: Résultats modèle 1 - Modèle de référence

	Variable dépendante :				
	Taux de pauvreté (Seuil de 60 % du revenu médian)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
log(pen_exp)	-0.46^{**}	3.64^{***}	2.90^{***}	2.83^{***}	1.14
	(0.23)	(1.10)	(1.10)	(0.98)	(1.14)
$\log^2$(pen_exp)		-0.30^{***}	-0.30^{***}	-0.27^{***}	-0.16^{*}
		(0.08)	(0.08)	(0.07)	(0.08)
log(gdp_capita)			1.64^{***}	0.79	1.70^{***}
			(0.30)	(0.52)	(0.52)
old_dep			0.69	2.30^{**}	5.10^{***}
			(1.13)	(0.95)	(1.66)
gini_net			1.16	1.41	0.91
			(1.15)	(0.92)	(1.03)
unemp				-3.38^{***}	
				(1.09)	
gov_exp				1.86^{*}	0.95
				(1.10)	(1.06)
debt_to_gdp				-0.39^{**}	-0.52^{**}
				(0.19)	(0.21)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Oui*
Observations	388	388	388	388	388
R^2	0.08	0.19	0.41	0.52	0.54
R^2 ajusté	0.01	0.12	0.36	0.47	0.46
Statistique F	31.73^{***}	40.79^{***}	49.39^{***}	47.55^{***}	14.86^{***}

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987).
*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

Afin de dériver l'élasticité du taux de pauvreté envers les dépenses publiques engagées pour les retraites, nous utiliserons la spécification (4) du modèle 1. C'est cette spécification qui représente le mieux la relation en termes de R^2 ajusté. L'inclusion de variables dichotomiques pour chacune des années agit davantage comme un test de robustesse des coefficients. Nous observons que la relation d'intérêt est constante, mais moins forte. Les écarts-types relativement plus importants montrent que l'estimation des paramètres est moins précise. La figure 3.1 montre comment varie l'élasticité du taux de pauvreté à mesure que l'on fait varier le ratio de dépenses par habitant. Nous faisons varier les dépenses par habitant de 100

euros à 8 000 euros, ce qui représente plus ou moins le minimum (171,75 euros) et le maximum (7 658,28 euros) observés parmi les observations colligées.

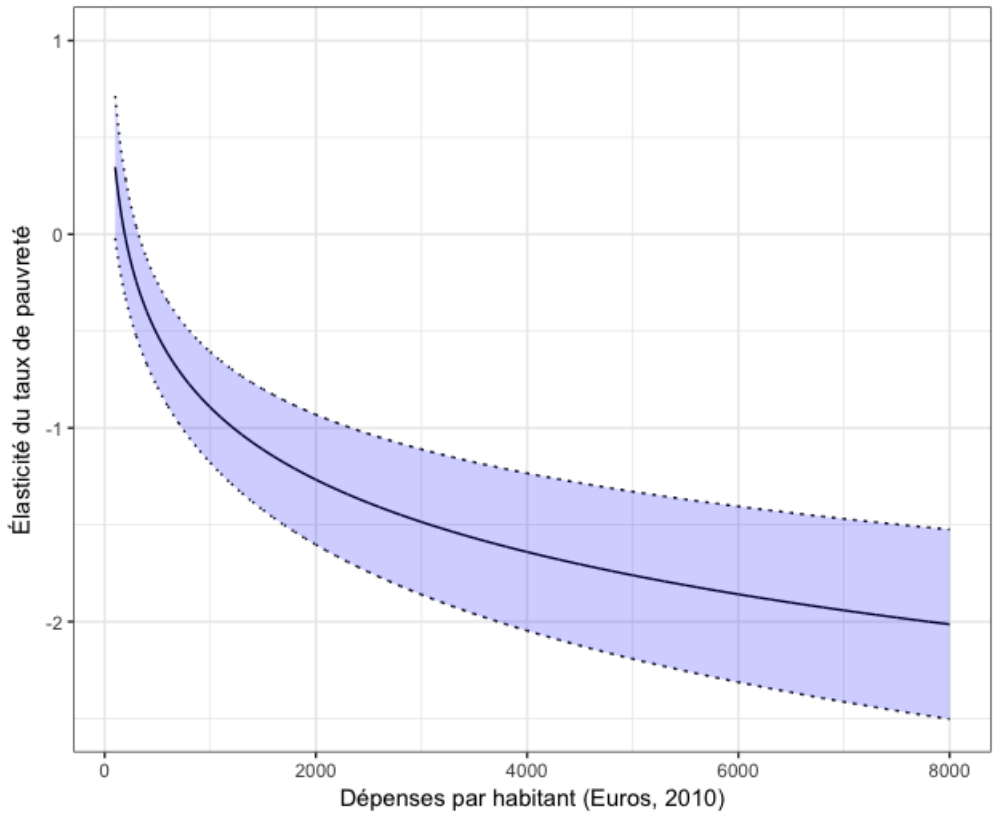

Figure 3.1: Élasticité du modèle 1

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics. Le seuil de pauvreté considéré ici est 60 % du revenu médian. La courbe représente plusieurs valeurs de ε_1, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. La zone ombragée représente un intervalle de confiance à 95 % qui a été dérivé à l'aide de la méthode delta.

On remarque que l'élasticité de la pauvreté des aînés par rapport aux dépenses par habitant est seulement significativement différente de 0 à partir d'un ratio de dépense par habitant d'environ 320 euros. C'est un seuil assez faible, puisque la moyenne de cette variable pour l'ensemble des pays, toutes années confondues est de 2 819,45 euros. Ceci indique que pour des valeurs très faibles de dépenses en régime de retraite par habitant, augmenter les dépenses de 1 % n'aura pas

d'impact significatif sur le taux de pauvreté. À partir du seuil de 320 euros par habitant, plus un pays est généreux, plus l'impact d'une augmentation de ces dépenses de 1 % sera important sur la baisse de la pauvreté. Cet effet diminue cependant et l'élasticité semble se stabiliser à plus ou moins 2 % pour des valeurs relativement élevées de dépenses en régime de retraite par habitant. Il est plutôt difficile de juger où se stabilise exactement l'élasticité étant donné que les écarts-types sont assez importants pour des valeurs élevées des dépenses publiques engagées pour les retraites. À la valeur moyenne de 2 819,45 euros, l'élasticité est de -1,45 % (voir tableau 3.2). Ceci indique qu'à cette valeur, une variation de 1 % des dépenses consacrées aux retraites diminuerait le taux de pauvreté de 1,45 %.

L'annexe D présente les régressions de la spécification (4) en utilisant les différents indicateurs de pauvreté, soit les seuils de 40, 50 et 60 % du revenu médian ou moyen. On remarque d'abord que la relation non linéaire est présente dans toutes les régressions. Seule celle utilisant le seuil de pauvreté définie comme étant 40 % du revenu médian présente des coefficients sur les dépenses publiques en retraites et son carré non significativement différent de 0. Cette imprécision dans l'estimation se reflète aussi dans la fonction d'élasticité, où on remarque que celle-ci est à peine différente de 0 peu importe la valeur du ratio des dépenses par habitant pour les retraites. De manière générale, pour des valeurs faibles du ratio des dépenses, l'élasticité est nulle, voire positive. À mesure que les dépenses augmentent, l'élasticité augmente elle aussi, puis tend à se stabiliser. Un fait intéressant à soulever est qu'il semble que plus l'indicateur de pauvreté utilise un seuil de pauvreté qui est faible, qui inclut donc moins d'individus, mais des individus plus pauvres, plus l'élasticité semble être importante. Cela représente un résultat majeur montrant que les dépenses pour les régimes de retraite publics sont particulièrement importantes pour les individus les plus pauvres. Effectivement, on peut identifier ce

résultat en consultant le tableau 3.2. Le seul indicateur pour lequel on n'observe pas cette relation est celui qui utilise 40 % du revenu médian comme seuil de pauvreté. Ce tableau présente l'élasticité prédite à la valeur moyenne des dépenses publiques consacrées aux retraites.

Tableau 3.2: Élasticité à la moyenne - Modèle 1

Taux de pauvreté avec seuil	Élasticité à la moyenne	I.C. à 95 %
60 % du revenu médian	-1.45	(-1.82 ; -1.08)
50 % du revenu médian	-1.67	(-2.30 ; -1.04)
40 % du revenu médian	-1.08	(-2.01 ; -0.15)
60 % du revenu moyen	-0.49	(-0.75 ; -0.23)
50 % du revenu moyen	-0.98	(-1.39 ; -0.57)
40 % du revenu moyen	-1.30	(-1.99 ; -0.62)

Note : I.C. signifie intervalle de confiance. L'élasticité a été calculée à la valeur moyenne des dépenses engagées pour le régime de retraite public, soit 2 819,45 euros. Les intervalles de confiance ont été calculés à l'aide de la méthode delta.

3.1.2 Modèle 2 - Modèle avec indice de redistribution

La dernière section a montré que la forme quadratique est importante pour décrire l'élasticité de la pauvreté des aînés par rapport aux dépenses publiques consacrées aux retraites par habitant. L'élasticité varie en fonction du niveau de dépenses, mais nous avons aussi identifié qu'elle varie dans son ampleur selon la définition du seuil de pauvreté.

On veut maintenant introduire un terme qui va tenir compte du potentiel redistributif des régimes de retraite. Le tableau 3.3 utilise le modèle 2, soit l'équation (2.2) de la section précédente. La nouvelle variable ajoutée est l'indice de redistribution des dépenses en retraite. Cet indice est défini comme le ratio des dépenses en retraite qui sont spécifiquement dirigées vers les individus pauvres, par rap-

port aux dépenses en retraite totales. D'abord, on peut voir que les variables qui étaient déjà incluses dans le modèle 1 ne changent pas de signe. La relation non linéaire entre les deux variables d'intérêt demeure significative. D'autre part, les nouveaux termes ne sont pas significativement différents de 0. Cela nous indique que nous ne sommes pas en mesure d'estimer les coefficients avec précision. De manière générale, l'introduction du ratio de dépenses n'améliore pas le pouvoir explicatif du modèle 2 par rapport au modèle 1. Effectivement, l' R^2 ajusté n'est pas plus élevé en considérant les spécifications (4) du modèle 2 vis-à-vis le modèle 1.

Tableau 3.3: Résultats modèle 2 - Modèle avec indice de redistribution

	Variable dépendante :				
	Taux de pauvreté (Seuil de 60 % du revenu médian)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
log(pen_exp)	3.64***	3.59***	3.23***	2.85***	1.14
	(1.10)	(0.98)	(1.10)	(0.97)	(1.28)
$\log^2$(pen_exp)	−0.30***	−0.29***	−0.33***	−0.27***	−0.16
	(0.08)	(0.07)	(0.08)	(0.08)	(0.10)
ratio_means		106.08	−1.77	−16.73	8.49
		(103.29)	(70.37)	(67.62)	(74.02)
log(pen_exp)*ratio_means		−27.35	−0.55	3.99	−2.78
		(27.23)	(18.17)	(17.56)	(19.17)
$\log^2$(pen_exp)*ratio_means		1.74	0.09	−0.24	0.21
		(1.77)	(1.16)	(1.13)	(1.23)
log(gdp_capita)			1.66***	0.77	1.67***
			(0.29)	(0.56)	(0.52)
old_dep			0.85	2.50**	5.26***
			(1.22)	(1.02)	(1.73)
gini_net			1.04	1.53	0.98
			(1.22)	(0.94)	(1.09)
unemp				−3.38***	
				(1.13)	
gov_exp				1.86*	0.97
				(1.11)	(1.07)
debt_to_gdp				−0.41**	−0.55**
				(0.20)	(0.22)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Oui*
Observations	388	388	388	388	388
R^2	0.19	0.20	0.41	0.52	0.54
R^2 ajusté	0.12	0.13	0.36	0.47	0.46
Statistique F	40.79***	17.31***	30.92***	34.50***	13.35***

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987). Les variables en gras sont les variables qui ont été ajoutées par rapport au modèle 1. La variable *ratio_means* représente l'indice de redistribution.

*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

Étant donné cette imprécision, on remarque à la figure 3.2 que l'élasticité de la pauvreté des personnes âgées n'est pas statistiquement différente que l'on considère un indice de redistribution à 15 % ou à 0 %. Nous utilisons ces valeurs de l'indice de redistribution pour avoir un écart suffisant pour observer une différence. 0 % représente la borne inférieure et 15 % représente environ la moyenne (4,4 %) plus un écart-type (10,3 %) de la variable de l'indice de redistribution. De

manière générale, on retrouve la même relation qu'avec le modèle 1. À la valeur moyenne de 2 819,45 euros, l'élasticité est de -1,46 % pour un ratio à 0 % et est de -1,43 % pour un ratio à 15 % (voir tableau 3.4).

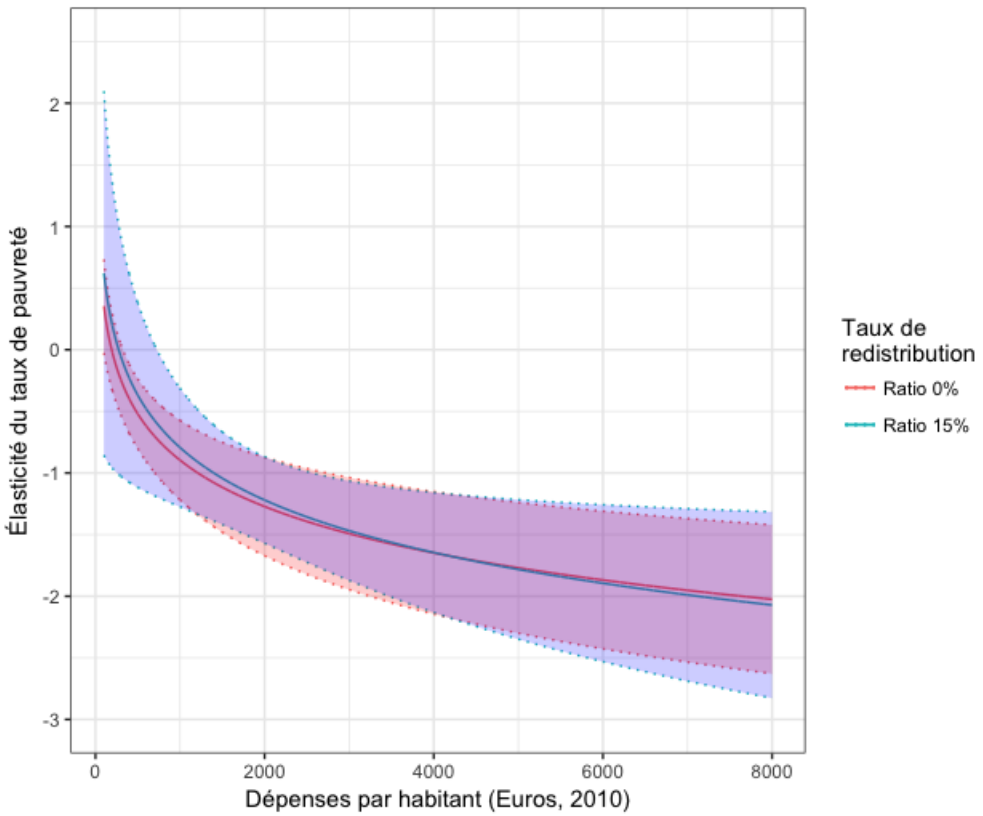

Figure 3.2: Élasticité du modèle 2

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics. Le seuil de pauvreté considéré ici est 60 % du revenu médian. Les courbes représentent plusieurs valeurs de ε_2, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent des intervalles de confiance à 95 % qui ont été dérivés à l'aide de la méthode delta.

L'annexe E présente les résultats obtenus avec les autres indicateurs de pauvreté. L'indice de redistribution semble être une variable importante seulement lorsque l'on considère le taux de pauvreté calculé avec un seuil de 50 % et 40 % du revenu moyen. Pour ces régressions, on a que le coefficient de l'indice de redistribution et les coefficients des variables croisés avec celui-ci sont parfois significativement

différents de 0. En considérant maintenant les élasticités de la figure E.1, on a que lorsque les deux élasticités sont différentes, c'est celle avec l'indice de redistribution le plus faible qui présente une élasticité plus importante. D'abord, on pourrait croire que ce type de prestations n'est pas en mesure d'accomplir son rôle, c'est-à-dire celui de réduire la pauvreté et les inégalités de revenu chez les personnes âgées ; outre cette explication, on peut aussi penser que nous ne sommes tout simplement pas en mesure de discerner l'effet redistributif en utilisant un point de vue macroéconomique. Pour cette raison, nous avons omis leur présentation dans ce mémoire. À la moyenne, le tableau 3.4 exhibe que l'élasticité est plus modérée lorsque l'on considère un ratio de redistribution à 15 % par rapport à un ratio à 0 %. Pour nous assurer que nous n'étions pas en mesure de capter l'impact d'un régime plus ciblé avec l'indice de redistribution, nous avons aussi essayé de faire les mêmes régressions en retirant le terme des dépenses publiques pour les retraites par habitant. Les résultats n'étaient pas plus concluants.

Tableau 3.4: Élasticité à la moyenne - Modèle 2

Taux de pauvreté avec seuil	Ratio de redistribution	Élasticité à la moyenne	I.C. à 95 %
60 % du revenu médian	0 %	-1.46	(-1.90 ; -1.01)
	15 %	-1.43	(-1.82 ; -1.04)
50 % du revenu médian	0 %	-2.43	(-3.15 ; -1.72)
	15 %	-1.69	(-2.33 ; -1.04)
40 % du revenu médian	0 %	-2.62	(-3.65 ; -1.60)
	15 %	-1.11	(-2.03 ; -0.19)
60 % du revenu moyen	0 %	-0.53	(-0.83 ; -0.22)
	15 %	-0.44	(-0.71 ; -0.16)
50 % du revenu moyen	0 %	-1.12	(-1.60 ; -0.64)
	15 %	-0.91	(-1.34 ; -0.48)
40 % du revenu moyen	0 %	-2.31	(-3.07 ; -1.56)
	15 %	-1.20	(-1.88 ; -0.52)

Note : I.C. signifie intervalle de confiance. L'élasticité a été calculée à la valeur moyenne des dépenses engagées pour le régime de retraite public, soit 2 819,45 euros. Les intervalles de confiance ont été calculés à l'aide de la méthode delta.

3.1.3 Modèle 3 - Modèle incluant la composante ciblée

Comme il a été mentionné auparavant, nous avons présenté d'autres approches pour tenter de mieux tenir compte de l'hétérogénéité des régimes de retraite. D'abord, on considère le modèle qui utilise la variable d'interaction nous indiquant si un régime de retraite possède une composante prestation ciblée. Dans un régime de retraite avec cette composante, le régime paie de plus importantes prestations aux individus pauvres qu'aux individus mieux nantis. La valeur des prestations peut dépendre à la fois du revenu de l'individu (pension de travail, pension du gouvernement, etc.) ou de ses actifs accumulés. Le tableau 3.5 montre les résultats des régressions du modèle 3 qui tente de tenir compte de l'hétérogénéité dans

l'élasticité.

Tableau 3.5: Résultats modèle 3 - Modèle incluant la composante ciblée

	Variable dépendante :				
	Taux de pauvreté (Seuil de 60 % du revenu médian)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
log(pen_exp)	3.64^{***}	3.45^{**}	1.97^{*}	1.74^{*}	0.63
	(1.10)	(1.47)	(1.15)	(0.97)	(0.99)
$\log^2$(pen_exp)	-0.30^{***}	-0.28^{**}	-0.24^{***}	-0.19^{***}	-0.13^{*}
	(0.08)	(0.11)	(0.08)	(0.07)	(0.07)
log(pen_exp)*CIB		0.49	3.55^{**}	4.43^{***}	3.08^{**}
		(1.63)	(1.57)	(1.38)	(1.21)
$\log^2$(pen_exp)*CIB		−0.04	-0.25^{**}	-0.31^{***}	-0.21^{**}
		(0.12)	(0.12)	(0.10)	(0.09)
log(gdp_capita)			1.71^{***}	0.85^{*}	1.70^{***}
			(0.28)	(0.48)	(0.49)
old_dep			0.45	2.04^{**}	4.55^{***}
			(1.12)	(1.00)	(1.69)
gini_net			1.56	1.86^{*}	1.21
			(1.25)	(1.03)	(1.05)
unemp				-3.46^{***}	
				(1.07)	
gov_exp				1.90^{*}	1.00
				(1.10)	(1.08)
debt_to_gdp				-0.40^{**}	-0.55^{***}
				(0.17)	(0.20)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Oui*
Observations	388	388	388	388	388
R^2	0.19	0.19	0.42	0.54	0.54
R^2 ajusté	0.12	0.12	0.37	0.49	0.47
Statistique F	40.79^{***}	20.42^{***}	36.95^{***}	40.63^{***}	14.18^{***}

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987). Les variables en gras sont les variables qui ont été ajoutées par rapport au modèle 1.
*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

On remarque que le fait d'introduire cette composante accentue l'aspect non linéaire déjà présent. En effet, l'interaction avec le logarithme des dépenses publiques en retraite par habitant donne un coefficient positif, alors que l'interaction avec son carré donne un coefficient qui est négatif. Lorsqu'un régime de retraite ne possède pas de composante ciblée, le seuil à partir duquel l'élasticité est négative est d'environ 223 euros, alors qu'il avoisine les 753 euros lorsque l'on considère un

régime qui inclut cette composante. Ainsi, il est nécessaire d'avoir des dépenses par habitant plus généreuses pour espérer qu'une augmentation de ces dépenses puisse réduire le taux de pauvreté. Une explication plausible à ce phénomène est que les dépenses ciblées sont souvent dirigées vers des individus extrêmement pauvres. Il est donc possible qu'il faille engager un ratio de dépense par habitant substantiel pour voir se concrétiser cet effort sur un indice de pauvreté comme le taux de pauvreté mesuré à l'aide du seuil de 60 % du revenu médian. Un régime de retraite avec des prestations moins ciblées pourrait ainsi réduire le taux de pauvreté en faisant sortant de la pauvreté les individus qui ont une revenu sous le seuil relatif de pauvreté. À la valeur moyenne de 2 819,45 euros, l'élasticité est de -1,73 % pour un régime avec la composante ciblée et est de -1,29 % pour un régime sans la composante ciblée (voir tableau 3.6).

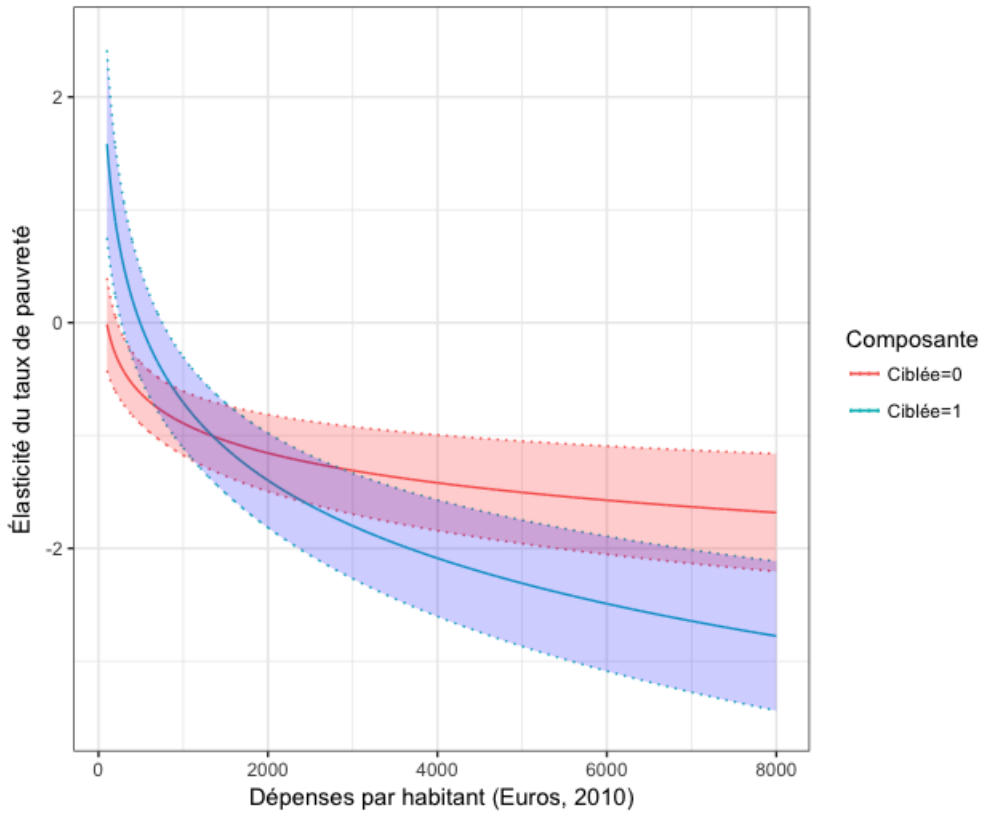

Figure 3.3: Élasticité du modèle 3

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics. Le seuil de pauvreté considéré ici est 60 % du revenu médian. Les courbes représentent plusieurs valeurs de ε_3, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent des intervalles de confiance à 95 % qui ont été dérivés à l'aide de la méthode delta.

L'annexe F inclut les régressions et les tableaux présentant les élasticités calculées à l'aide des autres indices de pauvreté, soit les seuils de 40, 50 et 60 % du revenu médian et moyen. Les deux coefficients qui croisent la variable dichotomique avec le logarithme des dépenses en retraite, ainsi que le carré du logarithme des dépenses en retraite ne sont pas significativement différents de 0 pour l'ensemble des indicateurs alternatifs. Ceci fait en sorte qu'il est difficile de confirmer ou d'infirmer l'hypothèse émise dans le dernier paragraphe. De manière générale, on observe une relation quadratique semblable à ce que nous avons observé jusqu'à

maintenant. Le tableau 3.6 présente la valeur de l'élasticité à la moyenne pour les différents indicateurs. L'élasticité est toujours plus importante en valeur absolue lorsque l'on considère un régime de retraite avec la composante ciblée. Toutefois, les intervalles de confiance relativement importantes font en sorte qu'il est difficile de conclure.

Tableau 3.6: Élasticité à la moyenne - Modèle 3

Taux de pauvreté avec seuil	Composante ciblée	Élasticité à la moyenne	I.C. à 95 %
60 % du revenu médian	Non	-1.29	(-1.67 ; -0.91)
	Oui	-1.74	(-2.20 ; -1.28)
50 % du revenu médian	Non	-1.51	(-2.17 ; -0.84)
	Oui	-2.06	(-2.82 ; -1.30)
40 % du revenu médian	Non	-1.03	(-2.02 ; -0.05)
	Oui	-1.22	(-2.35 ; -0.09)
60 % du revenu moyen	Non	-0.46	(-0.73 ; -0.19)
	Oui	-0.68	(-1.00 ; -0.37)
50 % du revenu moyen	Non	-0.90	(-1.33 ; -0.46)
	Oui	-1.33	(-1.83 ; -0.83)
40 % du revenu moyen	Non	-1.19	(-1.91 ; -0.47)
	Oui	-1.78	(-2.62 ; -0.94)

Note : I.C. signifie intervalle de confiance. L'élasticité a été calculée à la valeur moyenne des dépenses engagées pour le régime de retraite public, soit 2 819,45 euros. Les intervalles de confiance ont été calculés à l'aide de la méthode delta.

3.1.4 Modèle 4 - Modèle incluant la composante minimum

On veut maintenant vérifier s'il existe une différence palpable entre les régimes de retraite avec une composante de type minimum. Comme il a été mentionné auparavant, ce type de composante garantit un revenu de pension minimum à la retraite. Ces prestations peuvent seulement être une fonction du revenu et non

pas de la richesse. Le tableau 3.7 présente les résultats de ce modèle.

Tableau 3.7: Résultats modèle 4 - Modèle incluant la composante minimum

	Variable dépendante :				
	Taux de pauvreté (Seuil de 60 % du revenu médian)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
log(pen_exp)	3.64***	6.70***	4.55**	4.84***	2.42
	(1.10)	(2.35)	(2.14)	(1.51)	(2.52)
$\log^2$(pen_exp)	−0.30***	−0.51***	−0.42***	−0.41***	−0.25
	(0.08)	(0.17)	(0.14)	(0.09)	(0.17)
log(pen_exp)*MIN		−3.93	−2.07	−2.61	−1.77
		(2.50)	(2.20)	(1.97)	(2.09)
$\log^2$(pen_exp)*MIN		0.28	0.14	0.19	0.14
		(0.19)	(0.15)	(0.14)	(0.14)
log(gdp_capita)			1.59***	0.67	1.62***
			(0.31)	(0.60)	(0.59)
old_dep			0.86	2.55**	5.35***
			(1.24)	(1.01)	(1.68)
gini_net			1.39	1.68**	1.04
			(1.02)	(0.77)	(0.93)
unemp				−3.41***	
				(1.11)	
gov_exp				1.70	0.84
				(1.13)	(1.07)
debt_to_gdp				−0.41**	−0.55***
				(0.19)	(0.21)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Oui*
Observations	388	388	388	388	388
R^2	0.19	0.20	0.41	0.53	0.54
R^2 ajusté	0.12	0.13	0.36	0.48	0.47
Statistique F	40.79***	22.51***	35.68***	38.83***	14.02***

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987). Les variables en gras sont les variables qui ont été ajoutées par rapport au modèle 1.
*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

Ce modèle semble ajouter peu d'information par rapport aux modèles explorés jusqu'à présent. Les deux coefficients croisés avec la variable indicatrice d'un système contenant une composante de minimum ne sont pas significativement différents de 0. La figure 3.4 présente les élasticités de la pauvreté par rapport aux dépenses publiques en retraite par habitant calculée pour un système de retraite contenant la composante minimum et l'autre ne la contenant pas. Les deux élasticités ne

sont pas significativement différentes l'une pas rapport à l'autre. En revanche, la relation inverse de ce qu'on observait en considérant la composante ciblée semble s'établir ici. Bien que les élasticités ne sont pas différentes, l'élasticité lorsque le régime de retraite contient une composante minimum tend à être plus importante pour les valeurs faibles du ratio de dépenses dédiées aux retraites par habitant. À la valeur moyenne de 2 819,45 euros, l'élasticité est de -1,27 % pour un régime avec la composante minimum et est de -1,64 % pour un régime sans la composante minimum (voir le tableau 3.8).

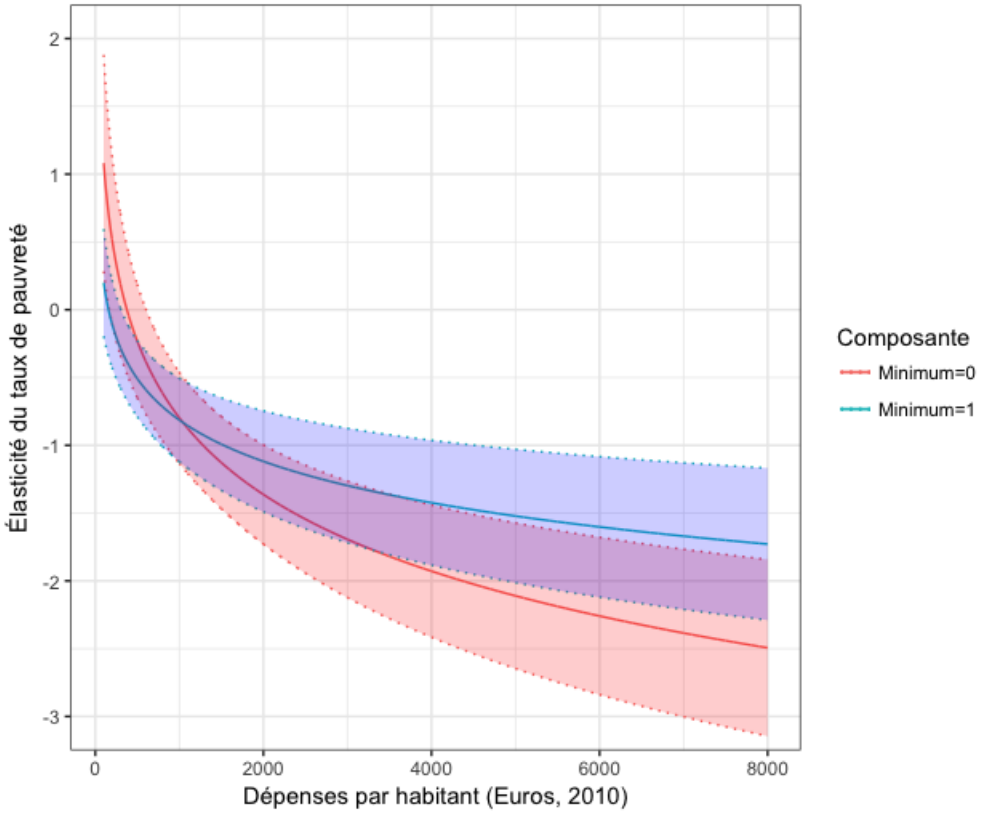

Figure 3.4: Élasticité du modèle 4

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics. Le seuil de pauvreté considéré ici est 60 % du revenu médian. Les courbes représentent plusieurs valeurs de ε_4, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent des intervalles de confiance à 95 % qui ont été dérivés à l'aide de la méthode delta.

L'annexe G présente les résultats obtenus avec les autres indicateurs de pauvreté. Aucune relation claire ne semble se dessiner. Les deux coefficients croisés avec la variable indicatrice d'un système contenant une composante de minimum sont seulement significativement différents de 0 dans la régression utilisant 60 % du revenu moyen comme seuil de pauvreté. En comparant les élasticités avec les différentes définitions du taux de pauvreté, on remarque que plus le seuil de pauvreté est faible, plus l'élasticité avec la composante minimum semble importante. On pourrait ainsi croire que cette composante est principalement importante pour les individus au plus bas de la distribution. Le tableau 3.8 indique que l'élasticité est parfois plus importante à la moyenne en considérant un régime avec une composante minimum, et parfois moins importante.

Tableau 3.8: Élasticité à la moyenne - Modèle 4

Taux de pauvreté avec seuil	Composante minimum	Élasticité à la moyenne	I.C. à 95 %
60 % du revenu médian	Non	-1.64	(-2.06 ; -1.22)
	Oui	-1.27	(-1.68 ; -0.86)
50 % du revenu médian	Non	-1.25	(-1.95 ; -0.55)
	Oui	-2.05	(-2.74 ; -1.36)
40 % du revenu médian	Non	-0.30	(-1.33 ; 0.73)
	Oui	-1.77	(-2.78 ; -0.77)
60 % du revenu moyen	Non	-0.66	(-0.94 ; -0.37)
	Oui	-0.35	(-0.64 ; -0.07)
50 % du revenu moyen	Non	-1.06	(-1.52 ; -0.60)
	Oui	-0.92	(-1.37 ; -0.46)
40 % du revenu moyen	Non	-0.80	(-1.55 ; -0.05)
	Oui	-1.84	(-2.58 ; -1.09)

Note : I.C. signifie intervalle de confiance. L'élasticité a été calculée à la valeur moyenne des dépenses engagées pour le régime de retraite public, soit 2 819,45 euros. Les intervalles de confiance ont été calculés à l'aide de la méthode delta.

3.1.5 Modèle 5 - Modèle incluant la composante de base

La dernière composante utilisée est la composante de base. On l'a plus tôt défini comme un régime avec des prestations qui sont forfaitaires. Cela indique que les prestations sont égales pour tous les prestataires ou dépendent seulement du nombre d'années de cotisation. Le tableau 3.9 dresse les résultats de ce modèle.

Tableau 3.9: Résultats modèle 5 - Modèle incluant la composante de base

	Variable dépendante :				
	Taux de pauvreté (Seuil de 60 % du revenu médian)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
log(pen_exp)	3.64^{***}	2.70^{**}	1.61	1.88^{*}	0.46
	(1.10)	(1.08)	(0.98)	(1.03)	(0.96)
$\log^2$(pen_exp)	-0.30^{***}	-0.23^{***}	-0.21^{***}	-0.20^{**}	-0.11
	(0.08)	(0.09)	(0.07)	(0.08)	(0.08)
log(pen_exp)*BASE		4.55^{**}	6.17^{***}	4.31^{***}	4.42^{***}
		(2.20)	(1.62)	(1.36)	(1.25)
$\log^2$(pen_exp)*BASE		-0.32^{*}	-0.42^{***}	-0.30^{***}	-0.30^{***}
		(0.16)	(0.12)	(0.10)	(0.09)
log(gdp_capita)			1.67^{***}	0.90^{*}	1.72^{***}
			(0.27)	(0.51)	(0.49)
old_dep			-0.06	1.62^{*}	3.95^{**}
			(0.97)	(0.96)	(1.71)
gini_net			2.20^{**}	2.07^{**}	1.69^{*}
			(1.02)	(0.85)	(0.98)
unemp				-3.10^{***}	
				(1.10)	
gov_exp				1.82^{*}	0.94
				(1.05)	(1.02)
debt_to_gdp				-0.37^{**}	-0.50^{**}
				(0.19)	(0.21)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Oui*
Observations	388	388	388	388	388
R^2	0.19	0.20	0.44	0.53	0.55
R^2 ajusté	0.12	0.14	0.39	0.49	0.48
Statistique F	40.79^{***}	22.85^{***}	39.81^{***}	40.06^{***}	14.54^{***}

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987). Les variables en gras sont les variables qui ont été ajoutées par rapport au modèle 1.
*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

Ici, la composante de base semble avoir un effet similaire à l'introduction de la composante ciblée. En effet, l'interaction de la variable dichotomique avec le loga-

rithme des dépenses publiques en retraite par habitant donne un coefficient positif, alors que l'interaction avec son carré donne un coefficient qui est négatif. Selon un régime de retraite, un régime de retraite avec cette composante aura donc tendance à être plus efficace lorsque le ratio de dépense est plus élevé par rapport aux régimes sans cette composante. À la valeur moyenne de 2 819,45 euros, l'élasticité est de -1,72 % pour un régime avec la composante de base et est de -1,32 % pour un régime sans la composante de base (voir tableau 3.10).

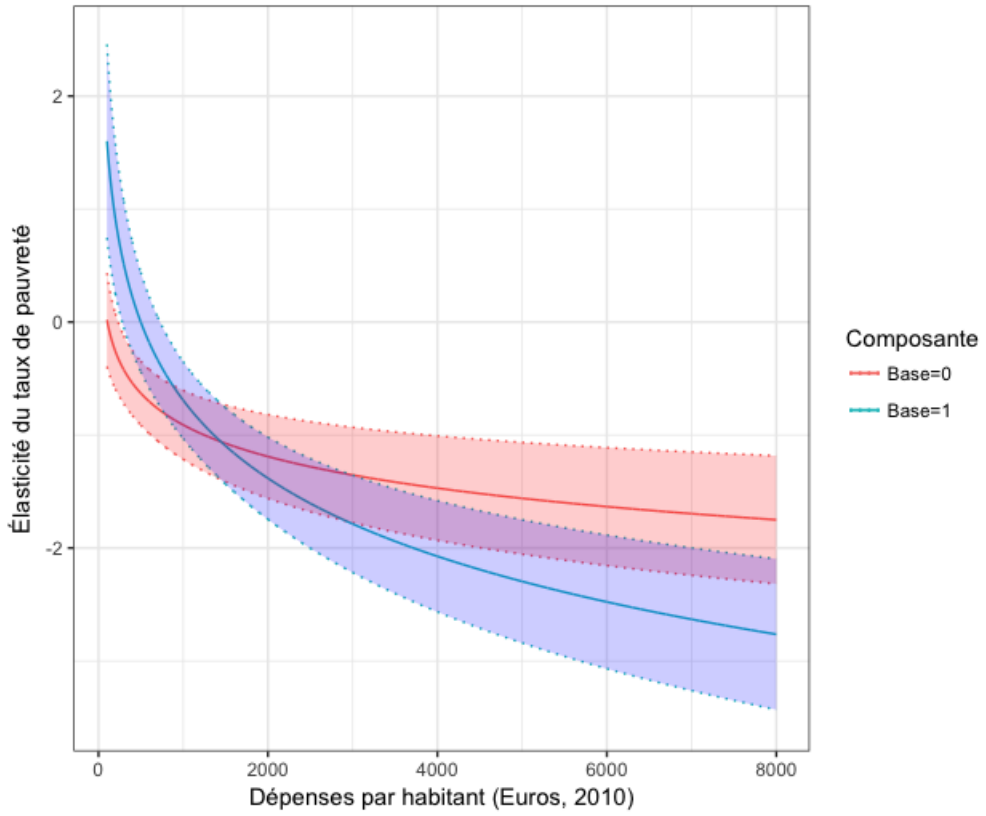

Figure 3.5: Élasticité du Modèle 5

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics. Le seuil de pauvreté considéré ici est 60 % du revenu médian. Les courbes représentent plusieurs valeurs de ε_5, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent des intervalles de confiance à 95 % qui ont été dérivés à l'aide de la méthode delta.

Il est possible de consulter les résultats des régressions en annexe H. Les para-

mètres des variables contenant l'indice indiquant la présence de la composante de base sont significatifs et de même signe si on considère les spécifications utilisant les seuils de 60 % du revenu moyen ou médian. Concernant les régressions utilisant les autres seuils, les coefficients d'intérêt ne sont pas significatifs et tendent à changer de signe. Ceci pourrait indiquer que cette composante est moins efficiente pour baisser le taux de pauvreté si on considère des seuils de pauvreté plus faible. Comme pour la composante minimum, le tableau 3.10 nous montre que l'impact de la composante de base n'est pas stable.

Tableau 3.10: Élasticité à la moyenne - Modèle 5

Taux de pauvreté avec seuil	Composante de base	Élasticité à la moyenne	I.C. à 95 %
60 % du revenu médian	Non	-1.33	(-1.74 ; -0.91)
	Oui	-1.72	(-2.14 ; -1.31)
50 % du revenu médian	Non	-1.94	(-2.63 ; -1.25)
	Oui	-1.40	(-2.12 ; -0.67)
40 % du revenu médian	Non	-2.15	(-3.13 ; -1.18)
	Oui	0.14	(-0.89 ; 1.17)
60 % du revenu moyen	Non	-0.33	(-0.61 ; -0.05)
	Oui	-0.75	(-1.04 ; -0.45)
50 % du revenu moyen	Non	-0.88	(-1.33 ; -0.42)
	Oui	-1.09	(-1.57 ; -0.62)
40 % du revenu moyen	Non	-1.73	(-2.47 ; -0.98)
	Oui	-0.83	(-1.61 ; -0.05)

Note : I.C. signifie intervalle de confiance. L'élasticité a été calculée à la valeur moyenne des dépenses engagées pour le régime de retraite public, soit 2 819,45 euros. Les intervalles de confiance ont été calculés à l'aide de la méthode delta.

De manière générale, on remarque qu'il est difficile de tenir compte du potentiel différent des régimes de retraite à distribuer le revenu. En revanche, un résultat

important émane de notre analyse jusqu'à maintenant. La fonction de l'élasticité du taux de pauvreté des aînées par rapport aux dépenses par habitant semble être non linéaire. Une dépense minimum par habitant est nécessaire pour qu'une variation des dépenses ait un impact sur le taux de pauvreté. D'autre part, il est difficile de conclure par rapport à l'hétérogénéité dans l'élasticité de la pauvreté par rapport aux dépenses publiques en retraite. Les coefficients sont souvent non significatifs et varient beaucoup avec la définition du taux de pauvreté utilisée. Un fait intéressant à soulever est que plus le seuil de pauvreté utilisé est faible (par exemple, utiliser un seuil de 50 % du revenu médian au lieu de 60 % du revenu médian), plus l'élasticité semble être fortement négative. Ainsi, en se concentrant sur une part plus restreinte de la population, une part de la population plus pauvre, l'impact des dépenses publiques pour les régimes de retraite est d'autant plus significatif.

Il a été mentionné au chapitre 2 que le nombre d'observations tend à augmenter à travers le temps. L'explication logique de ce phénomène était en fait qu'à travers le temps on observait l'entré de nouveaux pays dans l'Union européenne. Afin de vérifier que les résultats des régressions étaient robustes à ce phénomène, les mêmes régressions ont été exécutées en utilisant seulement les observations à partir des années 2000, 2001, 2002 et 2003. Les résultats montrent que la relation est robuste et que les paramêtres d'intérêt pour l'élasticité ne sont pas sensibles à la période d'échantillonage.

3.2 L'endogénéité

L'endogénéité est un problème inhérent à la recherche empirique. Selon Teuling et van Rens (2008), la causalité est toujours un problème dans la recherche empirique. Si l'équation que l'on tente d'estimer souffre d'endogénéité et que l'on n'utilise pas

une méthode d'estimation qui tienne compte de ce fait, cela aura pour effet que nos paramètres estimés seront biaisés et ne convergeront pas. D'autre part, bien que les régressions présentées jusqu'à maintenant tiennent compte d'une multitude de facteurs, on ne peut jamais affirmer avoir inclu toutes les variables pertinentes dans les régressions. En effet, il est toujours possible de souffrir d'un biais de variable omise.

Dans le cas qui nous concerne, on veut mesurer comment une hausse des dépenses engagées pour les régimes de retraite publics par habitant va affecter la prévalence de la pauvreté chez les aînés. Cependant, on sait que cette hausse peut faire en sorte de diminuer les incitatifs des personnes âgées de recourir à un revenu autonome. En effet, comme le montrent Gruber et Wise (2005), les prestations de retraite venant des régimes publics sont des désincitatifs au travail. Ils font en sorte que le coût de renonciation du travail augmente. Plus les prestations sont généreuses, plus le désincitatif est grand. À partir du moment où un individu atteint l'âge de la retraite minimal, il est souvent à son avantage personnel de quitter immédiatement le marché du travail plutôt que d'y rester, même s'il est toujours apte à travailler.

Par ailleurs, un autre effet pourrait faire en sorte que notre relation souffre d'endogénéité. Panizza et Presbitero (2014) expliquent que l'endogénéité dans la relation entre la croissance et l'endettement peut notamment s'expliquer par la présence de stabilisateurs automatiques dans l'économie. Leur présence fait en sorte qu'un choc contemporain sur le PIB fait aussi varier les dépenses budgétaires et donc, potentiellement, l'endettement aussi de manière contemporaine. On pourrait ainsi croire qu'il existe le même genre de relation entre le taux de pauvreté et le ratio de dépenses pour les régimes de retraite. Un choc de pauvreté pourrait faire di-

minuer le revenu des individus à la retraite, ce qui par le fait même aurait pour conséquence qu'ils se qualifieraient maintenant pour des prestations plus importantes, ce qui ferait alors augmenter les dépenses du gouvernement. Il y aurait alors un problème de simultanéité. Si un de ces effets est réellement présent dans la relation, cela peut faire en sorte que l'on capte aussi l'effet de simultanéité dans le coefficient estimé de l'impact de la dépense publique par habitant pour les retraites.

D'autre part, bien que les régressions présentées jusqu'à maintenant tiennent compte d'une multitude de facteurs, on ne peut jamais affirmer avoir inclu toutes les variables pertinentes dans les régressions. En effet, si une variable d'importance a été exclus de notre modèle par mégarde et que celle-ci est corrélée avec les variables explicatives présentes, alors les coefficients estimés seront biaisés. Utilisé la technique des variables instrumentales peut répondre à ces deux problèmes potentiels.

3.2.1 Modèle 1 - Doubles moindres carrés

Pour corriger l'endogénéité, il faut éliminer l'effet de rétroaction sur les variables de droite. Plusieurs techniques économétriques ont été développées pour atteindre cet objectif. [1] Pour répondre à ce problème potentiel, nous utiliserons la technique

1. Par exemple, dans le but d'estimer l'impact de l'éducation sur les inégalités, Teuling et van Rens (2008) utilisent la méthode des variables instrumentales, ainsi que l'estimateur de Blundell et Bond, lequel correspond à une certaine spécification de la méthode des moments généralisés. Le problème d'endogénéité survient aussi lorsque l'on tente de mesurer l'impact de l'endettement sur la croissance économique. Pour remédier à ce problème, Baum et collab. (2012), Gosh et collab. (2012) et Checherita-Westphal et Rother (2013) utilisent la méthode des moindres carrés en deux étapes. Dans tous les cas, les auteurs utilisent certains retards des variables dans le modèle comme instruments.

des moindres carrées en deux étapes. La régression de première étape vise donc à régresser les dépenses par habitant, la variable potentiellement endogène, sur la valeur retardée de celle-ci, du PIB par habitant, du taux de dépendance, de l'indice de Gini, du taux de chômage, du ratio de dépense totale du gouvernement, et de la dette par rapport au PIB. Nous pouvons par la suite utiliser la valeur prédite de cette régression comme variable explicative dans la régression de deuxième étape. Cette variable sera alors exogène par construction. Étant donné que la statistique F est plus grande que 10 pour l'ensemble des régressions de première étape, nous n'avons pas à nous soucier du potentiel problème des instruments faibles (Staiger et Stock, 1997).

Le tableau 3.6 rend compte des résultats des régressions de seconde étape. On utilise les valeurs prédites pour obtenir $\widehat{log(pen_exp)}$ et $\widehat{log^2(pen_exp)}$.

Tableau 3.11: Résultats modèle 1 - Doubles moindres carrés

	Variable dépendante :				
	Taux de pauvreté (Seuil de 60 % du revenu médian)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\widehat{log(pen_exp)}$	-0.57^{**}	2.87^{***}	2.08^{*}	1.74^{*}	-0.05
	(0.24)	(1.08)	(1.14)	(0.95)	(1.00)
$\widehat{log^2(pen_exp)}$		-0.24^{***}	-0.22^{***}	-0.14^{**}	-0.04
		(0.08)	(0.08)	(0.06)	(0.07)
log(gdp_capita)			1.36^{***}	-0.04	1.20^{**}
			(0.32)	(0.30)	(0.49)
old_dep_1			-1.16	1.44	4.63^{***}
			(1.26)	(1.27)	(1.67)
gini_net			1.10	1.43	0.95
			(1.24)	(0.97)	(1.05)
unemp				-4.02^{***}	
				(1.06)	
gov_exp				0.98	0.43
				(0.92)	(1.06)
debt_to_gdp				-0.55^{***}	-0.69^{***}
				(0.20)	(0.20)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Oui*
Observations	361	361	361	361	361
R^2	0.11	0.18	0.31	0.49	0.49
R^2 ajusté	0.04	0.11	0.25	0.43	0.40
Statistique F	41.63^{***}	35.28^{***}	29.83^{***}	38.74^{***}	11.71^{***}

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987).
*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

Il est peu probable qu'il y ait un problème d'endogénéité. Les coefficients obtenus montrent que nos résultats ne varient pas beaucoup par rapport à notre modèle 1, et ce, même en utilisant une autre technique d'estimation. L'interprétation générale des résultats ne change pas. En revanche, on remarque que les coefficients sont un peu plus faibles que les résultats obtenus sans utiliser les moindres carrés en deux étapes. Une autre raison qui mine l'hypothèse voulant que l'on ait un problème d'endogénéité est que cette technique n'a pas été utilisée dans la littérature pour estimer la relation entre ces deux variables économiques. En effet, van Vliet et al. (2012) ne font jamais mention d'un potentiel problème d'endogé-

néité entre les dépenses publiques en pensions et le revenu des personnes âgées. La figure 3.6 met en relation cette nouvelle élasticité estimée. L'élasticité semble se stabiliser à moins de 1 % avec l'indicateur utilisant le seuil de 60 % du revenu médian. L'élasticité est ainsi moins importante par rapport à ce qui prévalait dans le modèle 1. À la valeur moyenne de 2 819,45 euros, l'élasticité est de -0,56 %. Ceci indique qu'à cette valeur, une variation de 1 % des dépenses consacrées aux retraites diminuerait le taux de pauvreté de 0,56 %.

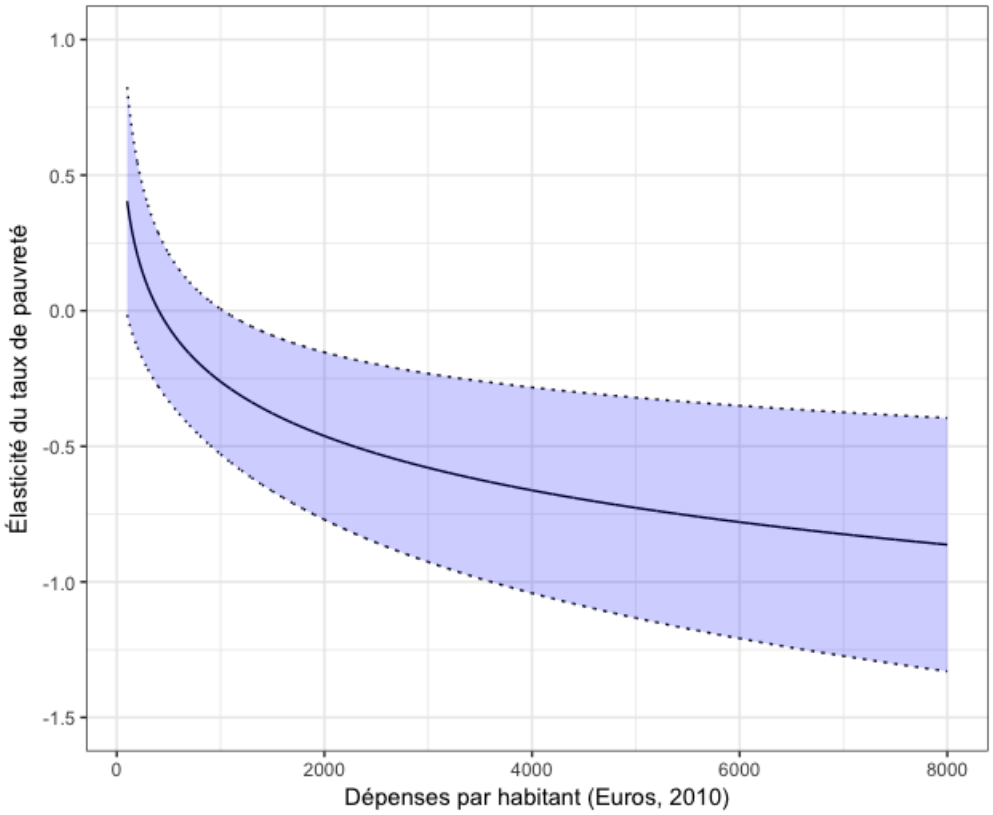

Figure 3.6: Élasticité du modèle 1 - Doubles moindres carrés

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics. Le seuil de pauvreté considéré ici est 60 % du revenu médian. Les courbes représentent plusieurs valeurs de ε_1, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent des intervalles de confiance à 95 % qui ont été dérivés à l'aide de la méthode delta.

De manière générale, en consultant l'annexe I, il est montré que l'élasticité est

plus faible en utilisant les doubles moindres carrés pour estimer la relation que par l'approche qui ne tient pas compte de l'endogénéité. Cette observation prévaut pour les élasticités calculées sur chacun des indicateurs de pauvreté. L'élasticité n'est pas significativement différente de 0 en utilisant le seuil de 40 % du revenu médian. Ici, on remarque qu'à la moyenne, l'élasticité est un peu plus modérée en considérant les résultats provenant du modèle estimé par doubles moindres carrés. L'interprétation et les relations restent cependant les mêmes.

Tableau 3.12: Élasticité à la moyenne - Modèle 1 - Doubles moindres carrés

Taux de pauvreté avec seuil	Élasticité à la moyenne	I.C. à 95 %
60 % du revenu médian	-0.56	(-0.90 ; -0.22)
50 % du revenu médian	-0.98	(-1.51 ; -0.46)
40 % du revenu médian	-0.75	(-1.49 ; -0.00)
60 % du revenu moyen	-0.32	(-0.53 ; -0.10)
50 % du revenu moyen	-0.59	(-0.94 ; -0.25)
40 % du revenu moyen	-1.06	(-1.63 ; -0.49)

Note : I.C. signifie intervalle de confiance. L'élasticité a été calculée à la valeur moyenne des dépenses engagées pour le régime de retraite public, soit 2 819,45 euros. Les intervalles de confiance ont été calculés à l'aide de la méthode delta.

Pour récapituler, on remarque qu'il est difficile de tenir compte du potentiel différent des régimes de retraite à distribuer le revenu de manière macroéconomique. En revanche, un résultat important émane de notre analyse jusqu'à maintenant. Il est difficile de conclure par rapport à l'hétérogénéité dans l'élasticité de la pauvreté par rapport aux dépenses publiques en retraite. Les coefficients sont souvent non significatifs et varient beaucoup avec la définition du taux de pauvreté utilisée. La fonction d'élasticité du taux de pauvreté des aînées par rapport aux dépenses par habitant semble être non linéaire. Une dépense minimum par habitant est nécessaire pour qu'une variation des dépenses ait un impact sur le taux de pauvreté.

Un des résultats pertinents est que plus le seuil de pauvreté utilisé est faible (par exemple, utiliser un seuil de 50 % du revenu médian au lieu de 60 % du revenu médian), plus l'élasticité semble être fortement négative. Ainsi, en se concentrant sur une part plus restreinte de la population, une part de la population plus pauvre, l'impact des dépenses publiques pour les régimes de retraite est d'autant plus significatif. Nous avons aussi exploré la présence d'un potentiel problème d'endogénéité. Ce problème, s'il existe, ne modifie pas significativement nos résultats. Cela va de pair avec la littérature (van Vliet et al., 2012), qui n'utilise pas de méthode robuste à l'endogénéité pour estimer la relation entre les dépenses publiques en retraite et la pauvreté ou les inégalités de revenu chez les personnes âgées.

CONCLUSION

L'objectif de ce mémoire était de mesurer l'impact des dépenses publiques engagées pour les retraites sur le taux de pauvreté chez les individus âgés de plus de 65 ans. Plus spécifiquement, nous avons estimé l'élasticité du taux de pauvreté des individus âgés de plus de 65 ans par rapport aux dépenses publiques par habitant consacrées aux régimes de retraite. Pour être en mesure de calculer cette élasticité, nous avons eu recours à un panel regroupant 27 pays de l'Union européenne.

Trois résultats d'inttsérêt émanent de ce mémoire. Premièrement, les régressions présentées démontrent l'existence d'une relation non linéaire entre les dépenses publiques allouées aux régimes de retraite et l'élasticité de la pauvreté chez les aînés. L'élasticité est négative et statistiquement différente de 0 seulement à partir d'un ratio de dépenses en retraite de 320 euros par habitant. Au fur et à mesure que le ratio augmente, l'élasticité devient plus fortement négative pour se stabiliser à plus ou moins -2 %. À la valeur moyenne des dépenses publiques en retraite, on estime que l'élasticité est d'environ de -1,45 %. La relation non linéaire est robuste à l'utilisation de différents indicateurs de pauvreté et à une technique économétrique tenant compte d'un potentiel problème d'endogénéité. Deuxièmement, l'utilisation de différents indicateurs de pauvreté a permis d'observer qu'il semble que l'élasticité de la pauvreté soit plus fortement négative lorsque l'on considère un seuil de pauvreté plus faible. Ainsi, les dépenses publiques des régimes de retraite aideraient particulièrement les individus les plus pauvres. Troisièmement, bien que la théorie économique semble indiquer que les différences structurelles entre les régimes de retraite sont en mesure d'affecter grandement leur potentiel

redistributif, il a été impossible de refléter cet aspect dans les élasticités calculées, et ce malgré l'utilisation de deux approches différentes.

Pour expliquer ce phénomène, on pourrait croire qu'il n'existe pas de différence entre les régimes de retraite mesurables de manière macroéconomique et que d'utiliser simplement les dépenses par habitant permet de percevoir la générosité d'un régime de retraite. Cependant, une recherche plus poussée sur le sujet et l'évaluation d'autres modèles qui tentent de discerner l'hétérogénéité des régimes de retraite serait nécessaire pour pouvoir affirmer que l'élasticité de la pauvreté chez les aînés par rapport aux dépenses publiques allouées aux régimes de retraite est invariante aux différentes composantes propres à chaque régime de retraite.

ANNEXE A

DÉFINITION ET SOURCE DES VARIABLES

Tableau A.1: Définition et source des variables (1)

Nom de la variable	**Étiquette de la variable**	**Description**	**Source**
Dépense en pension par habitant	pen_exp	Somme des paiements de pension provenant du gouvernement en dépense par habitant. (Euros constants de 2010)	Eurostat
Taux de pauvreté (Médiane 60)	pov_median_60	Le taux de risque de pauvreté est défini comme la part des personnes ayant un revenu disponible équivalent (après transfert social) inférieur au seuil de pauvreté, fixée à 60 pour cent du revenu disponible équivalent médian national après transferts sociaux. Compilé pour les individus de 65 ans et plus.	Eurostat
Taux de pauvreté (Médiane 50)	pov_median_50	Le taux de risque de pauvreté est défini comme la part des personnes ayant un revenu disponible équivalent (après transfert social) inférieur au seuil de pauvreté, fixée à 50 pour cent du revenu disponible équivalent médian national après transferts sociaux. Compilé pour les individus de 65 ans et plus.	Eurostat
Taux de pauvreté (Médiane 40)	pov_median_40	Le taux de risque de pauvreté est défini comme la part des personnes ayant un revenu disponible équivalent (après transfert social) inférieur au seuil de pauvreté, fixée à 40 pour cent du revenu disponible équivalent médian national après transferts sociaux. Compilé pour les individus de 65 ans et plus.	Eurostat

Tableau A.2: Définition et source des variables (2)

Nom de la variable	Étiquette de la variable	Description	Source
Taux de pauvreté (Moyenne 60)	pov_mean_60	Le taux de risque de pauvreté est défini comme la part des personnes ayant un revenu disponible équivalent (après transfert social) inférieur au seuil de pauvreté, fixée à 60 pour cent du revenu disponible équivalent moyen national après transferts sociaux. Compilé pour les individus de 65 ans et plus.	Eurostat
Taux de pauvreté (Moyenne 50)	pov_mean_50	Le taux de risque de pauvreté est défini comme la part des personnes ayant un revenu disponible équivalent (après transfert sociaux) inférieur au seuil de pauvreté, fixé à 50 pour cent du revenu disponible équivalent moyen national après transferts sociaux. Compilé pour les individus de 65 ans et plus.	Eurostat
Taux de pauvreté (Moyenne 40)	pov_mean_40	Le taux de risque de pauvreté est défini comme la part des personnes ayant un revenu disponible équivalent (après transfert social) inférieur au seuil de pauvreté, fixée à 40 pour cent du revenu disponible équivalent moyen national après transferts sociaux. Compilé pour les individus de 65 ans et plus.	Eurostat
PIB par habitant	gdp_capita	PIB par habitant. (Euros constants de 2010)	Eurostat
Taux de dépendance	old_dep	Taux de dépendance. Ratio de la population de plus de 65 ans sur la population entre 15 et 64 ans.	Eurostat
Taux de chômage	unemp	Moyenne annuelle de la population sans emploi en pourcentage de la population active.	Eurostat
Dette par rapport au PIB	debt_to_gdp	Ratio de l'endettement par rapport au PIB.	Eurostat
Indice de Gini net	gini_net	Coefficient de Gini calculé sur le revenu net des individus.	Eurostat
Dépenses totales du gouv. sur PIB	gov_exp	Les dépenses totales du gouvernement sont exprimées en pourcentage du PIB. Les principaux postes de dépenses comprennent, quant à eux, la rémunération des fonctionnaires, les prestations sociales (prestations sociales et transferts sociaux en nature pour la production marchande achetée par les administrations publiques et les institutions sans but lucratif au service des ménages), les intérêts de la dette publique, les subventions et la formation brute de capital fixe.	Eurostat
Indice de redistribution	ratio_means	Part des dépenses publiques en pension basée sur le revenu et/ou la richesse sur les dépenses totales.	Calculs de l'auteur

ANNEXE B

LISTE DES PAYS

Tableau B.1: Liste des pays

Pays	Classification Alpha-3
Italie	ITA
Irlande	IRL
Grèce	GRC
Danemark	DNK
France	FRA
République tchèque	CZE
Espagne	ESP
Autriche	AUT
Belgique	BEL
Portugal	PRT
Lettonie	LVA
Hongrie	HUN
Luxembourg	LUX
Allemagne	DEU
Lituanie	LTU
Pays-Bas	NLD
Slovaquie	SVK
Roumanie	ROU
Bulgarie	BGR
Malte	MLT
Pologne	POL
Chypre	CYP
Estonie	EST
Croatie	CRO
Finlande	FIN
Suède	SWE
Royaume-Uni	GBR

Source : Statistique Canada (2017), List of countries - European Union (EU) 2013, *Statistical classification*, [En ligne] Récupéré de : http ://www23.statcan.gc.ca/imdb/p3VD.pl ?Function=getVD&TVD=141329, consulté le 20 février 2017.

ANNEXE C

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Les prochains tableaux présentent des statistiques descriptives pour l'ensemble des variables qui n'étaient pas incluses dans le tableau présenté dans le coprs du mémoire. Les tableaux commencent à la page suivante.

Tableau C.1: Statistiques descriptives 1

	Taux de pauv. 50 % revenu méd.				*Taux de pauv. 50 % revenu moy.*				*Taux de pau. 40 % revenu méd.*				*Taux de pauv. 40 % revenu moy.*			
Pays	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type
AUT	18	0.09	0.09	0.02	19	0.14	0.13	0.02	18	0.04	0.05	0.01	19	0.06	0.06	0.02
BEL	18	0.10	0.10	0.03	19	0.16	0.16	0.04	18	0.04	0.04	0.01	19	0.06	0.06	0.02
BGR	9	0.17	0.17	0.05	9	0.27	0.28	0.07	9	0.07	0.06	0.03	9	0.14	0.14	0.04
CRO	5	0.16	0.16	0.02	5	0.23	0.22	0.04	5	0.10	0.10	0.02	5	0.13	0.12	0.02
CYP	10	0.22	0.23	0.10	10	0.37	0.40	0.09	10	0.08	0.09	0.04	10	0.17	0.17	0.06
CZE	10	0.01	0.01	0.00	10	0.04	0.04	0.01	10	0.00	0.00	0.00	10	0.01	0.01	0.00
DEU	16	0.08	0.07	0.02	16	0.11	0.12	0.02	16	0.04	0.03	0.02	16	0.05	0.05	0.01
DNK	12	0.04	0.04	0.01	12	0.06	0.06	0.01	12	0.02	0.01	0.01	12	0.02	0.02	0.01
ESP	14	0.11	0.11	0.05	15	0.20	0.20	0.04	14	0.04	0.05	0.02	15	0.08	0.08	0.03
EST	11	0.08	0.07	0.04	11	0.25	0.24	0.08	11	0.02	0.02	0.01	11	0.06	0.06	0.02
FIN	16	0.05	0.06	0.01	16	0.11	0.11	0.03	16	0.01	0.01	0.00	16	0.02	0.02	0.01
FRA	17	0.07	0.07	0.03	17	0.12	0.12	0.03	17	0.03	0.03	0.02	17	0.05	0.04	0.02
GBR	16	0.13	0.13	0.02	16	0.22	0.22	0.04	16	0.05	0.05	0.01	16	0.10	0.10	0.02
GRC	15	0.15	0.15	0.07	16	0.24	0.24	0.07	15	0.08	0.07	0.05	16	0.13	0.13	0.07
HUN	12	0.03	0.02	0.01	10	0.04	0.03	0.02	12	0.01	0.01	0.01	10	0.01	0.01	0.01
IRL	15	0.10	0.08	0.04	16	0.22	0.26	0.10	15	0.04	0.04	0.02	16	0.07	0.07	0.02
ITA	17	0.09	0.10	0.02	18	0.15	0.14	0.03	17	0.04	0.04	0.01	18	0.06	0.06	0.01
LTU	10	0.08	0.08	0.04	10	0.21	0.21	0.07	10	0.03	0.03	0.01	10	0.07	0.07	0.03
LUX	18	0.03	0.03	0.01	19	0.06	0.06	0.02	18	0.01	0.01	0.01	19	0.02	0.02	0.01
LVA	10	0.14	0.09	0.12	10	0.29	0.26	0.14	10	0.05	0.04	0.05	10	0.14	0.08	0.11
MLT	10	0.10	0.10	0.02	10	0.15	0.14	0.03	10	0.05	0.05	0.02	10	0.07	0.07	0.02
NLD	15	0.03	0.03	0.01	15	0.05	0.04	0.02	15	0.02	0.02	0.01	15	0.02	0.02	0.01
POL	9	0.05	0.06	0.02	9	0.11	0.11	0.03	9	0.02	0.02	0.00	9	0.04	0.04	0.01
PRT	17	0.15	0.13	0.07	18	0.30	0.34	0.09	17	0.06	0.06	0.03	18	0.15	0.16	0.06
ROU	8	0.12	0.10	0.05	8	0.18	0.15	0.07	8	0.06	0.04	0.04	8	0.09	0.07	0.05
SVK	10	0.11	0.11	0.01	10	0.15	0.15	0.01	10	0.03	0.03	0.01	10	0.05	0.05	0.01
SWE	11	0.05	0.05	0.01	11	0.07	0.07	0.01	11	0.02	0.02	0.00	11	0.02	0.02	0.00

Note : N mesure le nombre d'années observées par pays pour chacun des indicateurs. Pour la liste des acronymes, voir le tableau B.1 en annexe B. La définition complète des variables se trouvent dans les tableaux A.1 et A.2 de l'annexe A.

Tableau C.2: Statistiques descriptives 2

	PIB par habitant				*Taux de dépendance*				*Taux de chômage*				*Dépense du gouv. sur PIB*			
Pays	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type
AUT	19	33052.63	33600.00	2953.60	19	0.24	0.24	0.02	19	0.05	0.05	0.01	19	0.52	0.52	0.02
BEL	19	31489.47	32500.00	2534.41	19	0.26	0.26	0.01	19	0.08	0.08	0.01	19	0.52	0.51	0.03
BGR	9	5155.56	5200.00	300.46	9	0.27	0.26	0.01	9	0.10	0.10	0.03	9	0.37	0.37	0.03
CRO	5	10340.00	10300.00	151.66	5	0.27	0.27	0.00	5	0.15	0.16	0.02	5	0.48	0.48	0.01
CYP	10	22810.00	23200.00	1487.32	10	0.18	0.18	0.01	10	0.08	0.06	0.05	10	0.41	0.42	0.03
CZE	11	14563.64	15000.00	1155.23	11	0.22	0.21	0.02	11	0.07	0.07	0.01	11	0.42	0.42	0.01
DEU	17	30376.47	30800.00	2612.36	17	0.28	0.29	0.04	17	0.08	0.08	0.02	17	0.46	0.46	0.03
DNK	13	44261.54	44200.00	1217.61	13	0.24	0.24	0.02	13	0.06	0.06	0.02	13	0.54	0.54	0.03
ESP	16	21875.00	22650.00	2198.94	16	0.24	0.24	0.01	16	0.14	0.13	0.05	16	0.41	0.40	0.03
EST	14	11121.43	11500.00	1881.15	14	0.25	0.26	0.02	14	0.10	0.10	0.04	14	0.37	0.37	0.03
FIN	18	32627.78	34050.00	3608.46	18	0.24	0.24	0.03	18	0.09	0.09	0.02	18	0.52	0.52	0.04
FRA	19	29615.79	30300.00	1894.22	19	0.25	0.25	0.01	19	0.09	0.09	0.01	19	0.54	0.53	0.02
GBR	18	27916.67	29050.00	2596.66	18	0.25	0.24	0.01	18	0.06	0.06	0.01	18	0.41	0.41	0.04
GRC	16	19343.75	19200.00	2229.19	16	0.28	0.28	0.02	16	0.14	0.11	0.07	16	0.50	0.47	0.05
HUN	13	9661.54	9900.00	865.58	13	0.24	0.24	0.01	13	0.08	0.08	0.02	13	0.49	0.50	0.01
IRL	16	36162.50	36400.00	3593.86	16	0.17	0.17	0.01	16	0.08	0.06	0.04	16	0.39	0.35	0.09
ITA	18	26733.33	26650.00	1244.28	18	0.29	0.30	0.03	18	0.09	0.10	0.02	18	0.49	0.49	0.02
LTU	12	8941.67	9400.00	1903.33	12	0.25	0.25	0.02	12	0.12	0.13	0.05	12	0.38	0.37	0.04
LUX	19	71484.21	75800.00	9728.67	19	0.21	0.21	0.00	19	0.04	0.05	0.01	19	0.42	0.43	0.02
LVA	11	8990.91	9200.00	1454.96	11	0.26	0.26	0.02	11	0.12	0.12	0.04	11	0.38	0.37	0.03
MLT	11	15836.36	15900.00	1162.13	11	0.22	0.20	0.03	11	0.07	0.06	0.00	11	0.42	0.42	0.01
NLD	18	35627.78	36950.00	3218.66	18	0.22	0.21	0.02	18	0.05	0.05	0.02	18	0.45	0.45	0.03
POL	11	8590.91	8900.00	1346.44	11	0.19	0.19	0.01	11	0.12	0.10	0.04	11	0.44	0.44	0.01
PRT	18	16066.67	16350.00	1020.96	18	0.26	0.26	0.03	18	0.09	0.09	0.03	18	0.46	0.45	0.03
ROU	11	5790.91	6300.00	1200.38	11	0.22	0.24	0.02	11	0.07	0.07	0.01	11	0.38	0.38	0.02
SVK	13	16938.46	17500.00	1575.09	13	0.23	0.23	0.02	13	0.07	0.06	0.02	13	0.48	0.47	0.05
SWE	13	38469.23	39400.00	2098.96	13	0.28	0.27	0.01	13	0.07	0.08	0.01	13	0.52	0.52	0.01

Note : N mesure le nombre d'années observées par pays pour chacun des indicateurs. Pour la liste des acronymes, voir le tableau B.1 en annexe B. La définition complète des variables se trouvent dans les tableaux A.1 et A.2 de l'annexe A.

Tableau C.3: Statistiques descriptives 3

	Dette sur PIB				*Gini net*				*Ratio de redistribution*			
Pays	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type	N	Moyenne	Médiane	Écart-type
AUT	19	0.71	0.68	0.08	19	0.26	0.26	0.01	19	0.03	0.02	0.00
BEL	19	1.06	1.04	0.12	19	0.27	0.27	0.01	19	0.05	0.05	0.00
BGR	9	0.17	0.16	0.04	9	0.34	0.35	0.02	9	0.00	0.00	0.00
CRO	5	0.73	0.71	0.12	5	0.31	0.31	0.01	5	0.00	0.00	0.00
CYP	10	0.68	0.61	0.21	10	0.30	0.30	0.02	10	0.00	0.00	0.00
CZE	11	0.34	0.34	0.08	11	0.25	0.25	0.00	11	0.00	0.00	0.00
DEU	17	0.67	0.65	0.09	17	0.28	0.28	0.02	17	0.00	0.00	0.00
DNK	13	0.41	0.44	0.07	13	0.25	0.25	0.02	13	0.42	0.66	0.34
ESP	16	0.54	0.56	0.11	16	0.33	0.33	0.01	16	0.09	0.09	0.01
EST	14	0.06	0.05	0.02	14	0.34	0.33	0.02	14	0.00	0.00	0.00
FIN	18	0.45	0.43	0.08	18	0.25	0.26	0.02	18	0.04	0.02	0.08
FRA	19	0.70	0.64	0.13	19	0.29	0.29	0.01	19	0.06	0.06	0.00
GBR	18	0.54	0.44	0.20	18	0.32	0.32	0.01	18	0.08	0.08	0.01
GRC	16	1.25	1.07	0.31	16	0.34	0.34	0.01	16	0.03	0.04	0.01
HUN	13	0.69	0.72	0.11	13	0.27	0.26	0.03	13	0.00	0.00	0.00
IRL	16	0.59	0.44	0.36	16	0.31	0.31	0.01	16	0.19	0.19	0.02
ITA	18	1.12	1.12	0.10	18	0.32	0.32	0.01	18	0.03	0.03	0.00
LTU	12	0.28	0.26	0.10	12	0.34	0.35	0.02	12	0.00	0.00	0.00
LUX	19	0.12	0.08	0.06	19	0.28	0.28	0.01	19	0.00	0.00	0.01
LVA	11	0.28	0.37	0.16	11	0.36	0.36	0.01	11	0.00	0.00	0.00
MLT	11	0.66	0.68	0.03	11	0.28	0.27	0.01	11	0.05	0.05	0.00
NLD	18	0.59	0.59	0.09	18	0.27	0.27	0.01	18	0.01	0.00	0.00
POL	11	0.48	0.47	0.07	11	0.32	0.31	0.02	11	0.00	0.00	0.00
PRT	18	0.78	0.68	0.28	18	0.36	0.36	0.01	18	0.02	0.02	0.01
ROU	11	0.27	0.26	0.09	11	0.33	0.34	0.03	11	0.01	0.01	0.01
SVK	13	0.39	0.27	0.19	13	0.23	0.24	0.01	13	0.01	0.01	0.01
SWE	13	0.43	0.41	0.05	13	0.24	0.24	0.01	13	0.00	0.00	0.01

Note : N mesure le nombre d'années observées par pays pour chacun des indicateurs. Pour la liste des acronymes, voir le tableau B.1 en annexe B. La définition complète des variables se trouvent dans les tableaux A.1 et A.2 de l'annexe A.

ANNEXE D

ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 1

Tableau D.1: Résultats modèle 1 - Robustesse

	Variable dépendante :					
	Médiane 60	Médiane 50	Médiane 40	Moyenne 60	Moyenne 50	Moyenne 40
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(pen_exp)	2.83***	5.36***	3.40	3.87***	5.27***	5.92***
	(0.98)	(1.97)	(3.42)	(0.89)	(1.20)	(2.03)
$\log^2$(pen_exp)	−0.27***	−0.44***	−0.28	−0.27***	−0.39***	−0.45***
	(0.07)	(0.14)	(0.26)	(0.06)	(0.08)	(0.14)
log(gdp_capita)	0.79	0.65	0.74	−0.16	−0.01	0.55
	(0.52)	(0.49)	(0.77)	(0.20)	(0.33)	(0.50)
old_dep	2.30**	−0.48	−5.84*	0.52	1.26	−3.87**
	(0.95)	(1.21)	(3.26)	(0.82)	(0.98)	(1.87)
gini_net	1.41	4.35**	5.27*	5.35***	8.19***	10.18***
	(0.92)	(1.76)	(2.83)	(0.96)	(1.18)	(2.04)
unemp	−3.38***	−5.81***	−4.82**	−3.29***	−5.19***	−6.33***
	(1.09)	(1.34)	(1.95)	(0.52)	(0.93)	(1.24)
gov_exp	1.86*	2.12*	2.49	0.46	1.06	1.86*
	(1.10)	(1.17)	(1.62)	(0.42)	(0.89)	(1.11)
debt_to_gdp	−0.39**	0.03	−0.0004	−0.29**	−0.29	0.18
	(0.19)	(0.37)	(0.55)	(0.14)	(0.20)	(0.41)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*
Observations	388	349	349	355	355	355
R^2	0.52	0.42	0.23	0.63	0.61	0.41
R^2 ajusté	0.47	0.35	0.15	0.60	0.56	0.35
Statistique F	47.55***	28.10***	11.81***	69.34***	61.48***	28.07***

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987).

*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

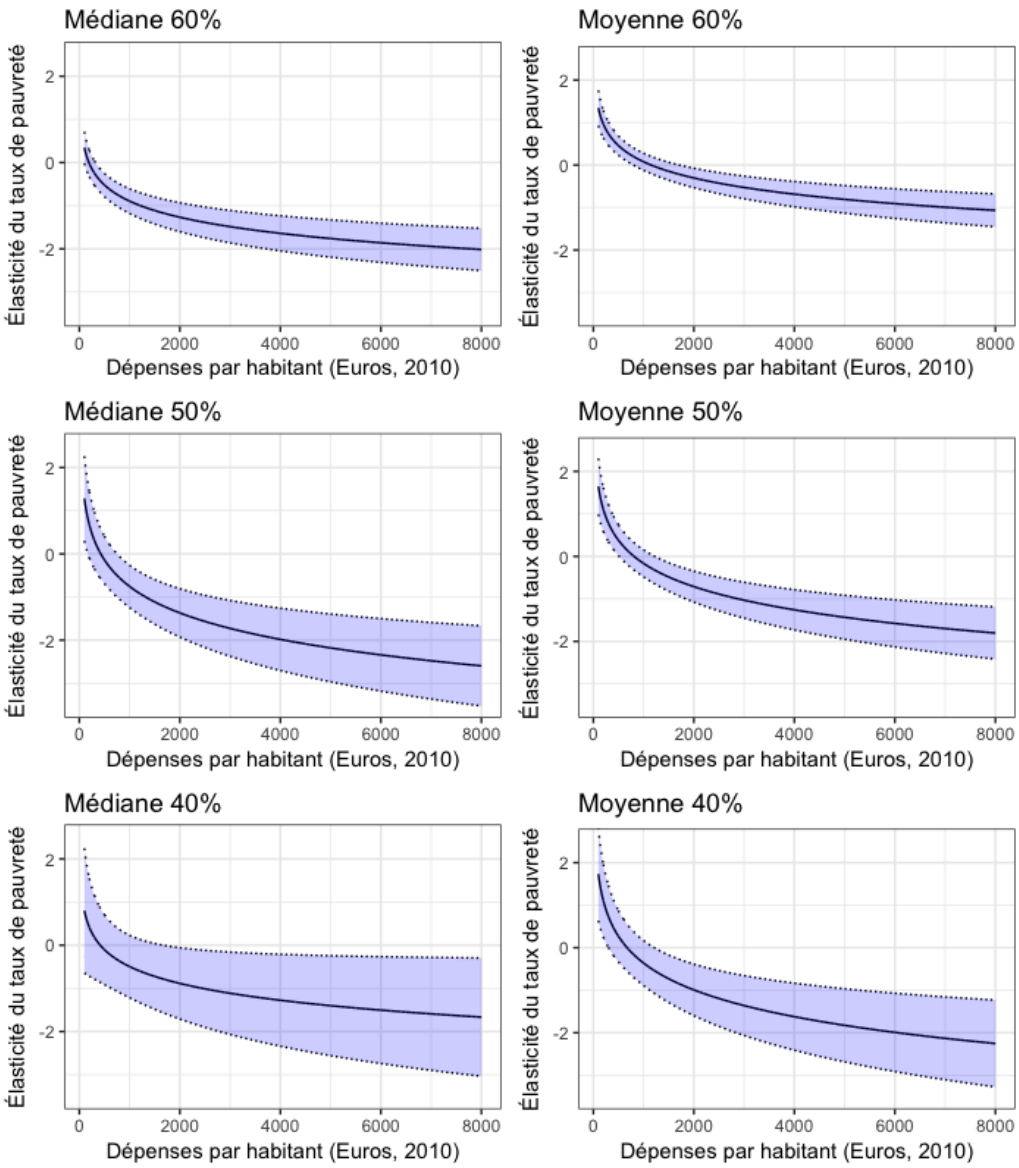

Figure D.1: Élasticité du modèle 1 - Robustesse

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics, selon plusieurs définitions du taux de pauvreté. Chaque courbe représente plusieurs valeurs de ε_1, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent un intervalle de confiance à 95 % qui a été dérivé à l'aide de la méthode delta.

ANNEXE E

ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 2

Tableau E.1: Résultats modèle 2 - Robustesse

	Variable dépendante :					
	Médiane 60	Médiane 50	Médiane 40	Moyenne 60	Moyenne 50	Moyenne 40
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(pen_exp)	2.85***	7.11***	6.44	3.93***	5.86***	8.06***
	(0.97)	(2.05)	(4.33)	(0.93)	(1.30)	(2.26)
$\log^2$(pen_exp)	−0.27***	−0.60***	−0.57*	−0.28***	−0.44***	−0.65***
	(0.08)	(0.15)	(0.33)	(0.06)	(0.09)	(0.17)
ratio_means	−16.73	57.26	−10.79	21.78	101.59	132.57**
	(67.62)	(77.22)	(84.83)	(47.38)	(61.83)	(64.80)
log(pen_exp)*r_m	3.99	−20.33	−9.10	−6.26	−27.39*	−42.35***
	(17.56)	(19.41)	(20.33)	(12.15)	(15.77)	(15.96)
$\log^2$(pen_exp)*r_m	−0.24	1.59	1.21	0.43	1.81*	3.13***
	(1.13)	(1.22)	(1.23)	(0.77)	(1.00)	(0.99)
log(gdp_capita)	0.77	0.94**	1.23*	−0.18	0.07	0.86*
	(0.56)	(0.48)	(0.67)	(0.22)	(0.35)	(0.45)
old_dep	2.50**	−0.10	−4.13	0.54	0.82	−3.26*
	(1.02)	(1.36)	(3.53)	(0.97)	(1.13)	(1.87)
gini_net	1.53	3.67**	4.25	5.25***	7.82***	8.94***
	(0.94)	(1.57)	(2.63)	(0.93)	(1.04)	(1.67)
unemp	−3.38***	−5.26***	−3.72**	−3.22***	−5.03***	−5.49***
	(1.13)	(1.29)	(1.73)	(0.53)	(0.96)	(1.19)
gov_exp	1.86*	2.38**	2.95**	0.49	1.16	2.27**
	(1.11)	(1.11)	(1.41)	(0.43)	(0.91)	(1.02)
debt_to_gdp	−0.41**	0.07	0.04	−0.31**	−0.27	0.19
	(0.20)	(0.35)	(0.50)	(0.15)	(0.21)	(0.39)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*
Observations	388	349	349	355	355	355
R^2	0.52	0.46	0.33	0.64	0.62	0.49
R^2 ajusté	0.47	0.39	0.25	0.60	0.57	0.43
Statistique F	34.50***	23.87***	14.01***	50.90***	46.27***	27.92***

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987). Les variables en gras sont les variables qui ont été ajoutées par rapport au modèle 1. Les variables *ratio_means* et *r_m* représentent l'indice de redistribution.

*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

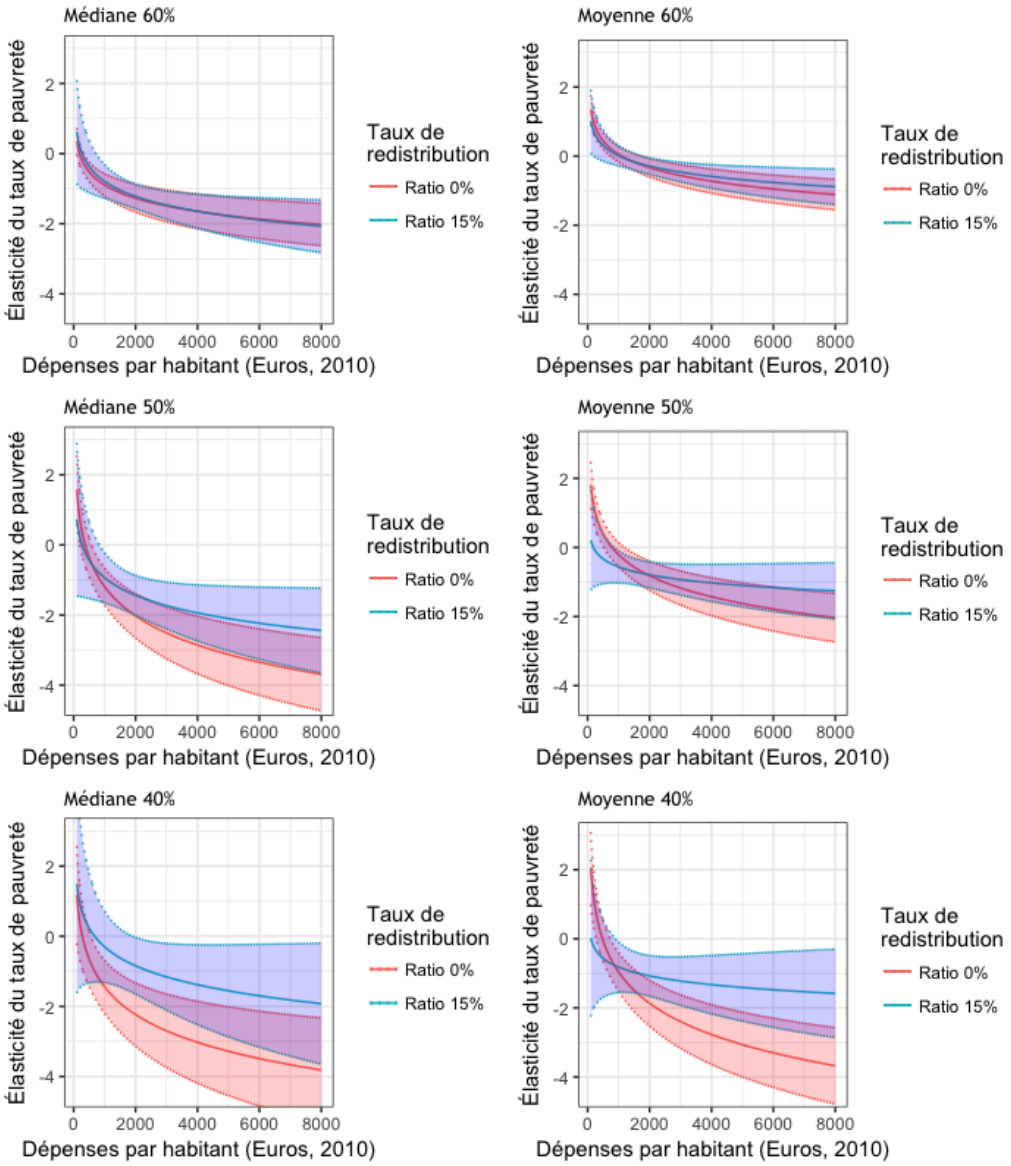

Figure E.1: Élasticité du modèle 2 - Robustesse

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics, selon plusieurs définitions du taux de pauvreté. Chaque courbe représente plusieurs valeurs de ε_2, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent un intervalle de confiance à 95 % qui a été dérivé à l'aide de la méthode delta.

ANNEXE F

ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 3

Tableau F.1: Résultats modèle 3 - Robustesse

	Variable dépendante :					
	Médiane 60	Médiane 50	Médiane 40	Moyenne 60	Moyenne 50	Moyenne 40
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(pen_exp)	1.74*	4.40	3.42	4.27**	5.40**	6.15
	(0.97)	(3.75)	(5.90)	(1.93)	(2.50)	(4.15)
$\log^2$(pen_exp)	−0.19***	−0.37	−0.28	−0.30**	−0.40**	−0.46
	(0.07)	(0.26)	(0.42)	(0.13)	(0.17)	(0.29)
log(pen_exp)*CIB	4.43***	1.74	−0.02	−0.56	−0.04	−0.14
	(1.38)	(4.53)	(7.57)	(1.94)	(2.65)	(5.09)
$\log^2$(pen_exp)*CIB	−0.31***	−0.14	−0.01	0.02	−0.03	−0.03
	(0.10)	(0.31)	(0.52)	(0.13)	(0.18)	(0.35)
log(gdp_capita)	0.85*	0.70	0.76	−0.14	0.04	0.62
	(0.48)	(0.50)	(0.78)	(0.21)	(0.32)	(0.50)
old_dep	2.04**	−0.46	−5.79*	0.61	1.37	−3.71**
	(1.00)	(1.20)	(3.24)	(0.83)	(0.98)	(1.76)
gini_net	1.86*	4.61***	5.42**	5.61***	8.56***	10.69***
	(1.03)	(1.74)	(2.62)	(0.93)	(1.16)	(2.00)
unemp	−3.46***	−5.59***	−4.73***	−3.17***	−4.98***	−6.05***
	(1.07)	(1.31)	(1.74)	(0.54)	(0.93)	(1.17)
gov_exp	1.90*	2.15*	2.49	0.46	1.07	1.87*
	(1.10)	(1.15)	(1.60)	(0.43)	(0.88)	(1.06)
debt_to_gdp	−0.40**	−0.01	−0.01	−0.31**	−0.32	0.14
	(0.17)	(0.36)	(0.52)	(0.14)	(0.20)	(0.40)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*
Observations	388	349	349	355	355	355
R^2	0.54	0.42	0.23	0.64	0.61	0.42
R^2 ajusté	0.49	0.36	0.14	0.60	0.57	0.35
Statistique F	40.63***	22.89***	9.42***	56.55***	50.36***	22.99***

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987). Les variables en gras sont les variables qui ont été ajoutées par rapport au modèle 1.

*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

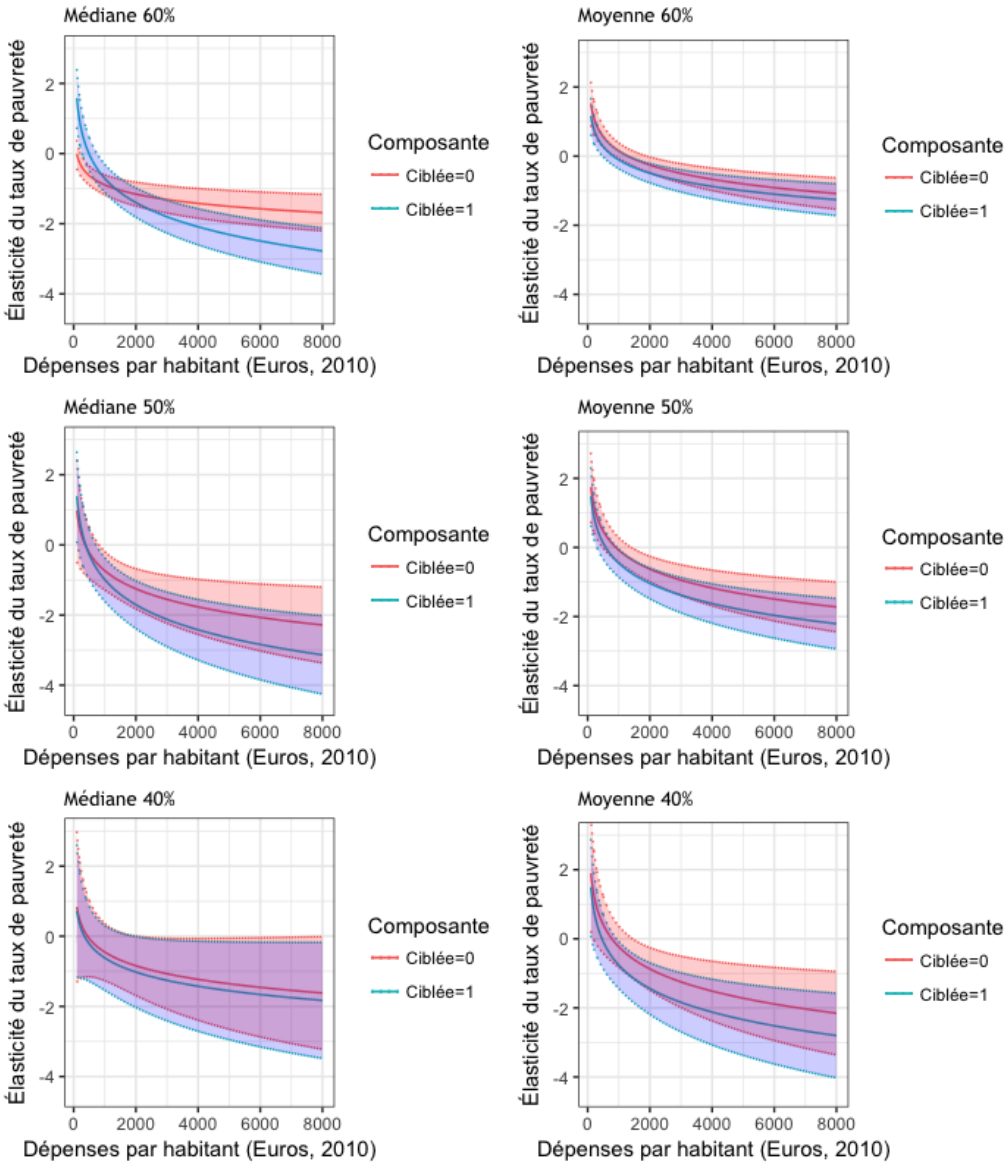

Figure F.1: Élasticité du modèle 3 - Robustesse

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics, selon plusieurs définitions du taux de pauvreté. Chaque courbe représente plusieurs valeurs de ε_3, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent un intervalle de confiance à 95 % qui a été dérivé à l'aide de la méthode delta.

ANNEXE G

ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 4

Tableau G.1: Résultats modèle 4 - Robustesse

	Variable dépendante :					
	Médiane 60	Médiane 50	Médiane 40	Moyenne 60	Moyenne 50	Moyenne 40
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(pen_exp)	4.84***	1.97	−1.76	6.42***	6.26***	4.24*
	(1.51)	(3.13)	(4.66)	(0.51)	(1.68)	(2.48)
log^2(pen_exp)	−0.41***	−0.20	0.09	−0.45***	−0.46***	−0.32*
	(0.09)	(0.21)	(0.32)	(0.03)	(0.11)	(0.16)
log(pen_exp)*MIN	−2.61	4.88	7.40	−3.59***	−1.39	2.52
	(1.97)	(4.10)	(6.81)	(1.33)	(2.60)	(4.13)
log^2(pen_exp)*MIN	0.19	−0.36	−0.56	0.25***	0.10	−0.22
	(0.14)	(0.27)	(0.47)	(0.09)	(0.18)	(0.28)
log(gdp_capita)	0.67	0.84*	1.06	−0.27	−0.06	0.75
	(0.60)	(0.46)	(0.75)	(0.22)	(0.36)	(0.47)
old_dep	2.55**	−1.06	−6.70**	0.93	1.42	−4.09***
	(1.01)	(1.15)	(2.86)	(0.84)	(1.08)	(1.56)
gini_net	1.68**	4.24**	5.11*	5.51***	8.25***	10.13***
	(0.77)	(1.80)	(2.83)	(0.90)	(1.20)	(2.18)
unemp	−3.41***	−5.77***	−4.79**	−3.35***	−5.21***	−6.33***
	(1.11)	(1.33)	(1.96)	(0.55)	(0.96)	(1.25)
gov_exp	1.70	2.38**	2.91*	0.29	0.99	2.07*
	(1.13)	(1.21)	(1.65)	(0.41)	(0.92)	(1.08)
debt_to_gdp	−0.41**	0.08	0.11	−0.31**	−0.30	0.26
	(0.19)	(0.34)	(0.51)	(0.14)	(0.21)	(0.38)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*
Observations	388	349	349	355	355	355
R^2	0.53	0.43	0.26	0.65	0.61	0.43
R^2 ajusté	0.48	0.36	0.17	0.60	0.56	0.37
Statistique F	38.83***	23.52***	10.79***	57.82***	49.04***	24.29***

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987). Les variables en gras sont les variables qui ont été ajoutées par rapport au modèle 1.
*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

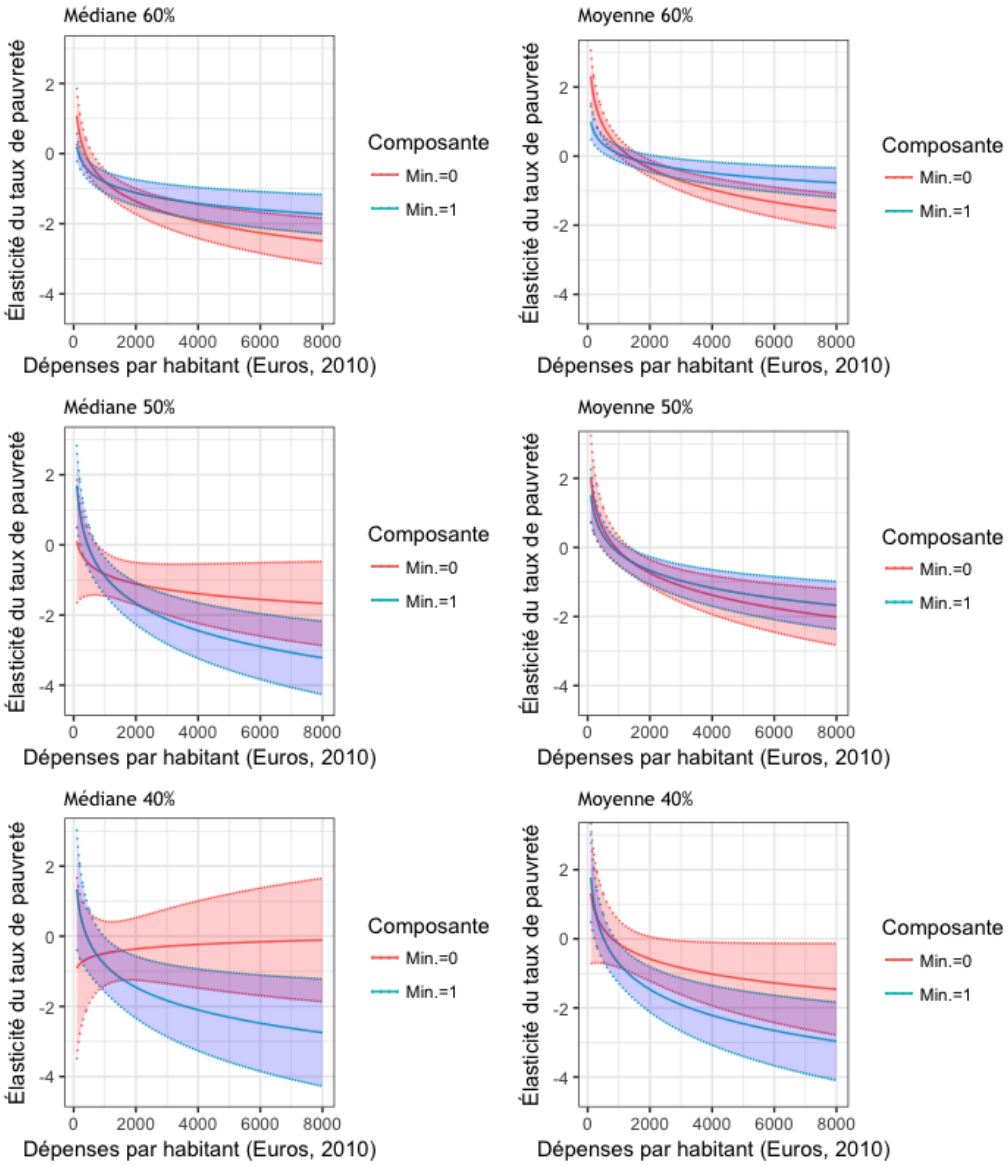

Figure G.1: Élasticité du modèle 4 - Robustesse

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics, selon plusieurs définitions du taux de pauvreté. Chaque courbe représente plusieurs valeurs de ε_4, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent un intervalle de confiance à 95 % qui a été dérivé à l'aide de la méthode delta.

ANNEXE H

ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 5

Tableau H.1: Résultats modèle 5 - Robustesse

	Variable dépendante :					
	Médiane 60	Médiane 50	Médiane 40	Moyenne 60	Moyenne 50	Moyenne 40
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log(pen_exp)	1.88*	6.07**	7.07*	2.79**	4.97***	7.36**
	(1.03)	(2.84)	(4.07)	(1.13)	(1.82)	(2.92)
$\log^2$(pen_exp)	−0.20**	−0.50**	−0.58*	−0.20**	−0.37***	−0.57***
	(0.08)	(0.20)	(0.30)	(0.08)	(0.13)	(0.21)
log(pen_exp)*BASE	4.31***	−0.74	−6.30	3.15**	0.53	−2.93
	(1.36)	(3.50)	(5.76)	(1.48)	(2.44)	(3.88)
$\log^2$(pen_exp)*BASE	−0.30***	0.08	0.54	−0.22**	−0.05	0.24
	(0.10)	(0.25)	(0.40)	(0.10)	(0.17)	(0.27)
log(gdp_capita)	0.90*	0.57	0.35	−0.04	0.02	0.38
	(0.51)	(0.51)	(0.78)	(0.22)	(0.36)	(0.56)
old_dep	1.62*	0.36	−2.29	−0.15	0.90	−2.40
	(0.96)	(1.46)	(2.66)	(0.82)	(1.14)	(1.86)
gini_net	2.07**	4.42**	5.36**	5.49***	8.21***	10.07***
	(0.85)	(1.81)	(2.72)	(0.91)	(1.18)	(2.12)
unemp	−3.10***	−5.90***	−5.38***	−3.08***	−5.15***	−6.56***
	(1.10)	(1.24)	(1.67)	(0.56)	(0.97)	(1.17)
gov_exp	1.82*	2.01*	2.06	0.50	1.10	1.71
	(1.05)	(1.13)	(1.44)	(0.43)	(0.90)	(1.07)
debt_to_gdp	−0.37**	0.03	−0.01	−0.28**	−0.29	0.16
	(0.19)	(0.35)	(0.49)	(0.13)	(0.20)	(0.39)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*
Observations	388	349	349	355	355	355
R^2	0.53	0.42	0.30	0.65	0.61	0.43
R^2 ajusté	0.49	0.36	0.21	0.61	0.56	0.36
Statistique F	40.06***	22.96***	13.08***	58.46***	49.19***	23.58***

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987). Les variables en gras sont les variables qui ont été ajoutées par rapport au modèle 1.

*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

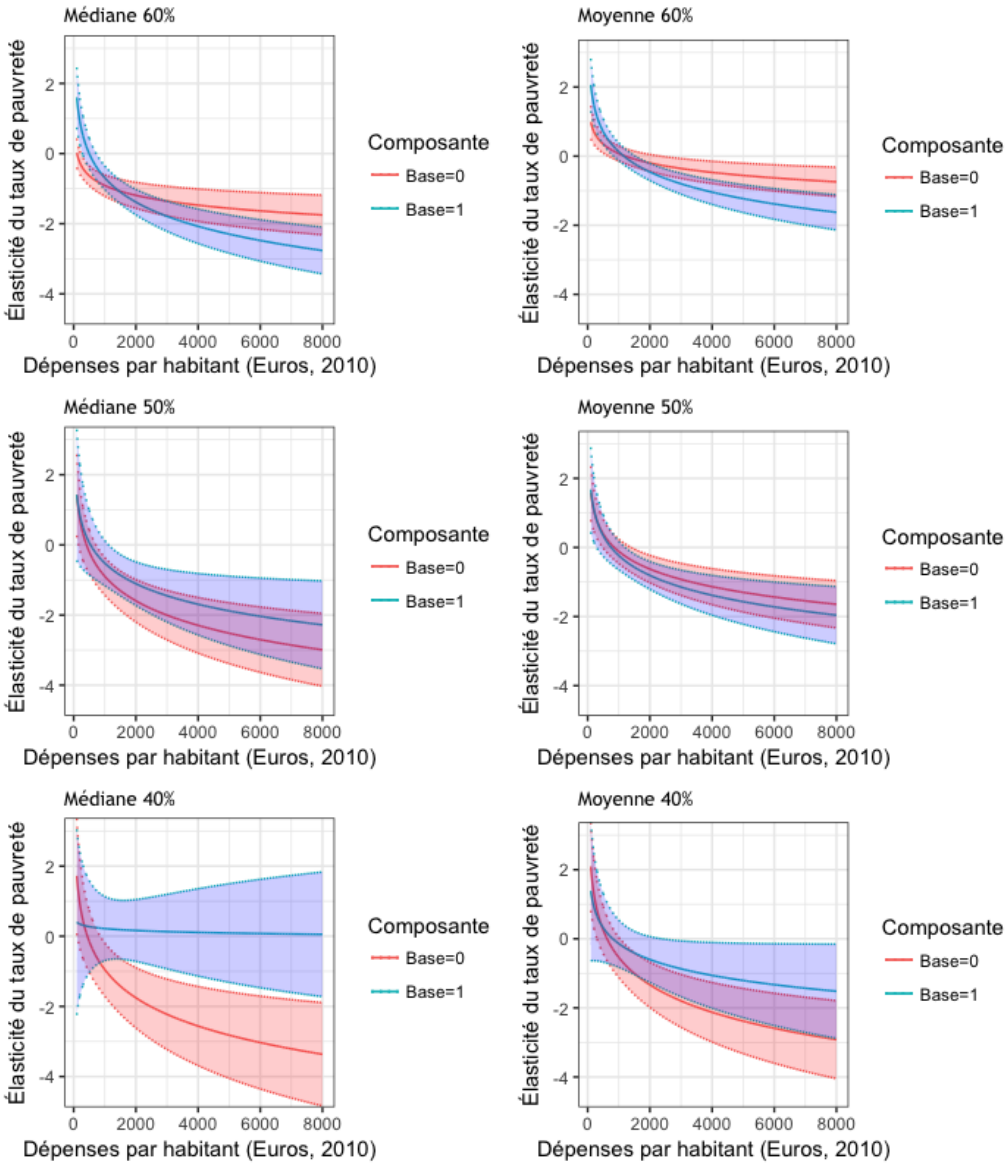

Figure H.1: Élasticité du modèle 5 - Robustesse

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics, selon plusieurs définitions du taux de pauvreté. Chaque courbe représente plusieurs valeurs de ε_5, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent un intervalle de confiance à 95 % qui a été dérivé à l'aide de la méthode delta.

ANNEXE I

ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE 1 - DOUBLES MOINDRES CARRÉS

Tableau I.1: Résultats modèle 1 - Doubles moindres carrés - Robustesse

	Variable dépendante :					
	Médiane 60	Médiane 50	Médiane 40	Moyenne 60	Moyenne 50	Moyenne 40
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\widehat{log(pen_exp)}$	1.74^{*}	3.43^{*}	1.03	3.46^{***}	3.96^{***}	4.77^{**}
	(0.95)	(1.81)	(3.04)	(0.88)	(1.31)	(2.00)
$\widehat{log^2(pen_exp)}$	-0.14^{**}	-0.28^{**}	-0.11	-0.24^{***}	-0.29^{***}	-0.37^{***}
	(0.06)	(0.12)	(0.21)	(0.06)	(0.09)	(0.14)
log(gdp_capita)	-0.04	0.10	0.76	-0.26	-0.28	0.50
	(0.30)	(0.44)	(0.67)	(0.21)	(0.33)	(0.40)
old_dep_1	1.44	-1.37	-6.19^{**}	0.15	0.72	-4.61^{***}
	(1.27)	(1.14)	(2.89)	(0.93)	(1.17)	(1.64)
gini_net	1.43	3.63^{**}	3.18	5.22^{***}	7.51^{***}	9.59^{***}
	(0.97)	(1.83)	(2.61)	(1.04)	(1.25)	(2.14)
unemp	-4.02^{***}	-5.84^{***}	-3.78^{*}	-3.24^{***}	-5.11^{***}	-5.97^{***}
	(1.06)	(1.45)	(2.04)	(0.51)	(0.96)	(1.30)
gov_exp	0.98	1.48	2.08	0.38	0.79	1.65
	(0.92)	(1.09)	(1.41)	(0.43)	(0.89)	(1.05)
debt_to_gdp	-0.55^{***}	-0.08	-0.09	-0.34^{**}	-0.38^{*}	0.15
	(0.20)	(0.37)	(0.56)	(0.14)	(0.21)	(0.42)
Dich. Année	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*	*Non*
Observations	361	333	333	339	339	339
R^2	0.49	0.37	0.20	0.61	0.57	0.38
R^2 ajusté	0.43	0.30	0.11	0.57	0.52	0.31
Statistique F	38.74^{***}	22.18^{***}	9.58^{***}	59.90^{***}	50.33^{***}	23.60^{***}

Note : Les écarts-types sont robustes à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ils ont été estimés à l'aide de la méthode d'Arellano (1987).

*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

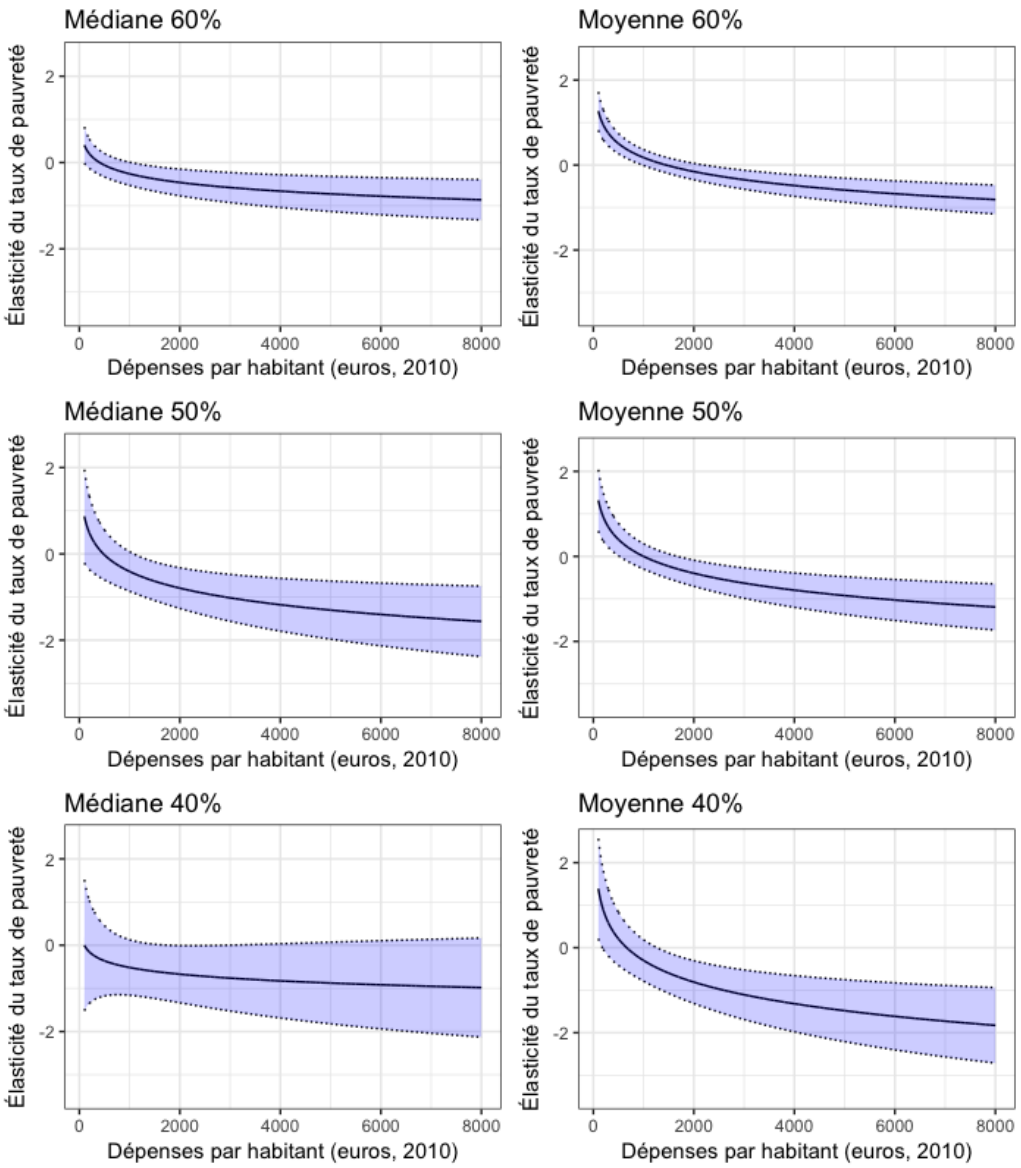

Figure I.1: Élasticité du modèle 1- Doubles moindres carrés - Robustesse

Note : Ce graphique met en relation l'élasticité du taux de risque de pauvreté chez les plus de 65 ans par rapport aux dépenses consacrées aux régimes de retraite publics, selon plusieurs définitions du taux de pauvreté. Chaque courbe représente plusieurs valeurs de ε_1, lorsque l'on fait varier $x_{i,t}$. Les zones ombragées représentent un intervalle de confiance à 95 % qui a été dérivé à l'aide de la méthode delta.

RÉFÉRENCES

Arellano, M. (1987). Practitioners' Corner : Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators. *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, 49(4), 431-434.

Arza, C., et Johnson, P. (2006). The development of public pensions from 1889 to 1990. *The Oxford handbook of pensions and retirement income*, 13, 52.

Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of economic growth*, 5(1), 5-32.

Baum, A., Checherita-Westphal, C., et Rother, P. (2013). Debt and growth : New evidence for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 32, 809-821.

Bourguignon, F. (2003). The growth elasticity of poverty reduction : explaining heterogeneity across countries and time periods. *Inequality and growth : Theory and policy implications*, 1(1).

Bissonnette, L., et Van Soest, A. (2012). The future of retirement and the pension system : How the public's expectations vary over time and across socio-economic groups. *IZA Journal of European Labor Studies*, 1(1), 2.

Checherita-Westphal, C., et Rother, P. (2012). The impact of high government debt on economic growth and its channels : An empirical investigation for the euro area. *European Economic Review*, 56(7), 1392-1405.

Comission européenne. (2009). The 2015 Ageing Report : economic and budgetary projections for the 28 EU Member States (20013-2060). *European Economy*.

Cremer, H., et Pestieau, P. (1998). Social insurance, majority voting and labor mobility. *Journal of Public Economics*, 68(3), 397-420.

DICE Database (2008), Bismarck versus Beveridge : A Comparison of Social Insurance Systems in Europe, *CESifo DICE Report*, Ifo Institute, Munich, [En ligne] Récupéré de : http ://www.cesifo-group.de/DICE/fb/oRRgmC6c, consulté le 23 novembre 2016.

DICE Database (2013), Bismarckian Factor - A Measure of Intra-generational Redistribution in International Pension Systems, *CESifo DICE Report*, Ifo Institute, Munich, [En ligne] Récupéré de : http ://www.cesifo-group.de/DICE/fb/M9H33Ye3, consulté le 20 novembre 2016.

Dollar, D., et Kraay, A. (2002). Growth is Good for the Poor. *Journal of economic growth*, 7(3), 195-225.

Engelhardt, Gary V., et Jonathan Gruber. (2004) Social security and the evolution of elderly poverty. No. w10466. *National Bureau of Economic Research.*

Eurostat (2014). Glossaire : Dépenses consacrées aux pensions. *Eurostats : statistics explained*. [En ligne] Récupéré de : http ://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary :Expenditure_on_pensions/fr, consulté le 23 décembre 2016.

Ghosh, A. R., Kim, J. I., Mendoza, E. G., Ostry, J. D., et Qureshi, M. S. (2013). Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. *The Economic Journal*, 123(566), F4-F30.

Gruber, J., et Wise, D. (2005). Social security programs and retirement around the world : Fiscal implications, introduction and summary (No. w11290). *National Bureau of Economic Research.*

Haber, C., et Gratton, B. (1993). Old age and the search for security : An American social history. *Indiana University Press.*

Heltberg, R. (2004). The growth elasticity of poverty. *Growth, Inequality, and Poverty : Prospects for Pro-Poor Economic Development*, 81-91.

Holzman, R. , et Hinz, R. (2005). Old-Age Income Support in the Twenty-First Century. An International Perspective on Pension Systems and Reform. *Washington : World Bank.*

Hsiao, C. (2014). Analysis of panel data (No. 54). *Cambridge university press.*

Lenagala, C., et Ram, R. (2010). Growth elasticity of poverty : estimates from new data. *International Journal of Social Economics*, 37(12), 923-932.

Marchand, J., et Smeeding, T. (2016). Poverty and Aging. *Handbook of the Economics of Population Aging*, 1 : 905-950.

Milligan, K. (2008). The evolution of elderly poverty in Canada. *Canadian Public Policy*, 34(4), S79-S94.

OECD (2009), Pensions at a Glance 2009 : Retirement-Income Systems in OECD Countries, *OECD Publishing*, Paris.

OECD (2013), Pensions at a Glance 2013 : OECD and G20 Indicators, *OECD Publishing*, Paris. http ://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2013-en

Orenstein, M. A. (2011). Pension privatization in crisis : Death or rebirth of a global policy trend ?. *International Social Security Review*, 64(3), 65-80.

Panizza, U., et Presbitero, A. F. (2014). Public debt and economic growth : is there a causal effect ? *Journal of Macroeconomics*, 41, 21-41.

Parker, J. A., et Vissing-Jorgensen, A. (2010). The increase in income cyclicality of high-income households and its relation to the rise in top income shares (No. w16577). *National Bureau of Economic Research.*

Parlement européen (2014). Study on Pension Schemes. *Employment and Social affairs.* [En ligne] Récupéré de : http ://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2014/536281/IPOL_STU(2014)536281_EN.pdf, consulté le 20 décembre 2016.

Ponds, E., C. Severinson and J. Yermo (2011), Funding in Public Sector Pension Plans : International Evidence, *OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions*, No. 8, OECD Publishing.

Pordes, A. (1994). Averting the old age crisis : Policies to protect the old and promote growth. *World Bank. New York : Oxford University Press.*

Purton, H. (1996). European welfare states in the 1990s : an economic analysis of the challenges and efforts at reform. *Centre for European Policy Studies.*

Smeeding, T. (2006). Poor people in rich nations : The United States in comparative perspective. *The Journal of Economic Perspectives*, 20(1), 69-90.

Smeeding, T. M., et Williamson, J. (2001). Income maintenance in old age : What can be learned from cross-national comparisons. *Center for Retirement Research Working Papers (2001)*, 45.

Staiger, D., et Stock, J. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, 65(3), 557-586.

Statistique Canada (2017), List of countries - European Union (EU) 2013, *Statistical classification*, [En ligne] Récupéré de : http ://www23.statcan.gc.ca/imdb/p3VD.pl ?Function=getVD&TVD=141329, consulté le 20 février 2017.

Teulings, C., et Van Rens, T. (2008). Education, growth, and income inequality. *The review of economics and statist ics*, 90(1), 89-104.

Thane, P. (2006). The history of retirement. *The Oxford handbook of pensions and retirement income*, 13, 33.

Van Vliet, O. (2010). Divergence within convergence : Europeanization of social and labour market policies. *European Integration*, 32(3), 269-290.

Van Vliet, O., Been, J., Caminada, K., et Goudswaard, K. (2012). Pension reform and income inequality among older people in 15 European countries. *International Journal of Social Welfare*, 21(s1).