

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES  
Séance plénière du 24 mars 2022 à 10h00  
« Les opinions sur les retraites »

|   |
|---|
| <b>Document n° 4</b>  |
| <i>Document de travail,<br/>n'engage pas le<br/>Conseil</i> |

**Les déterminants du soutien au financement de la protection sociale :  
une étude sur les données du baromètre DREES  
Version du 15 Mars 2022 – communiquée pour une séance du COR  
Rapport préliminaire – Merci de demander aux auteurs avant de citer**

*Florian Baudouin, LIEPP*

*Elvire Guillaud, Université Paris 1 (Centre d'Economie de la Sorbonne) et  
Sciences-Po LIEPP*

*Michaël Zemmour, Université Paris 1 (Centre d'Economie de la Sorbonne) et  
Sciences-Po LIEPP*



## Les déterminants du soutien au financement de la protection sociale : une étude sur les données du baromètre DREES<sup>1</sup>

Version du 17 Mars 2022 – communiquée pour une séance du COR

**Rapport préliminaire – Merci de demander aux auteurs avant de citer**

Florian Baudouin, LIEPP

Elvire Guillaud, Université Paris 1 (Centre d'Economie de la Sorbonne) et Sciences-Po LIEPP<sup>2</sup>

Michaël Zemmour, Université Paris 1 (Centre d'Economie de la Sorbonne) et Sciences-Po LIEPP<sup>3</sup>

### Résumé

Le baromètre d'opinion de la DREES permet de suivre l'évolution des opinions sur la protection sociale en France. Nous tirons parti d'une innovation de la formulation des questions en 2020 pour mieux comprendre comment interpréter les réponses, en particulier concernant le financement de la protection sociale. D'un point de vue méthodologique, il apparaît que les répondants ont un fort biais en faveur du *statu quo* qui les conduit à se dire fréquemment opposés à une réforme quelle qu'en soit la direction (hausse ou baisse des prélèvements et prestations). Il n'est pas possible de dire si ce biais reflète l'hésitation des répondants face à des questions qu'ils jugent difficiles ou bien leur attachement plus profond au *statu quo*. En tout état de cause, cette observation invite à interpréter avec prudence les niveaux de réponse aux questions concernant les réformes de la protection sociale. En revanche, la confrontation de formulations différentes autour d'un même sujet, ou encore l'exploitation de la variation des réponses dans le temps ou entre individus permettent de mieux comprendre les déterminants du soutien au financement des prestations de protection sociale, et des retraites en particulier. L'analyse montre tout d'abord qu'il n'y a pas de sentiment de « révolte fiscale » concernant la protection sociale, et que le soutien au financement des retraites est particulièrement fort parmi les différents risques testés. Ce soutien vis-à-vis des retraites augmente sensiblement au cours des années 2010. Bien qu'il soit plus fort parmi les retraités que parmi le reste de la population, la différence de soutien entre bénéficiaires et non bénéficiaires est plus faible que pour d'autres risques. Cela n'implique pas de consensus dans la population pour autant : comme pour les autres branches, le revenu et le diplôme déterminent clairement le soutien aux retraites, les plus aisés soutenant moins le système que les plus modestes.

---

<sup>1</sup> Ce document est un extrait d'un travail de recherche en cours, entamé en 2021 dans le cadre d'un partenariat de recherche entre le LIEPP, l'EN3S et le Haut Conseil du Financement de la Protection Sociale intitulé « Prélèvements obligatoires, services sociaux et redistribution ».

<sup>2</sup> Elvire.guillaud@univ-paris1.fr

<sup>3</sup> Michael.zemmour@sciences-po.fr

*“The great strength of social insurance is that it nurtures a sense of equity: you get what you have earned and you earn what you get (...) Since contributory SI instils a sense of individually earned contractual rights, these social security systems have enjoyed unusually broad public legitimacy (...) The kind of anti-welfare-state revolts that erupted in Scandinavia, Britain, and the United States are conspicuously absent, be it in Germany, France or Italy”*

(Esping-Andersen, 1996 p.68)

## 1. Introduction

Dans la période récente, le niveau des prélèvements obligatoires comme sujet de revendication politique en France a été mis en évidence par une série de travaux. Les travaux de Spire (2018), notamment, insistent sur l'impopolarité des prélèvements obligatoires. Ceux de Blavier (2021) démontrent que la question des prélèvements obligatoires était très présente lors du mouvement des Gilets Jaunes de 2018, dont deux des revendications phares étaient l'opposition à une taxe additionnelle sur les carburants et le rétablissement de l'impôt sur la fortune. La hausse de la CSG appliquée en 2018 a également été particulièrement mal reçue par la population des retraités, au point de connaître une importante révision en 2019 concernant les pensions modestes.

Cette réticence aux prélèvements obligatoires est parfois interprétée comme une limite intrinsèque à la capacité du système français de protection sociale de faire face à des besoins croissants, notamment en matière de retraite (COR 2021), de santé (d'Albi et Cusset 2018) ou de dépendance (Libault 2019, Miron de l'Espinay et Roy 2020).

Le soutien à la protection sociale et à son financement est pourtant particulièrement fort dans les pays comme la France, proches de l'idéal type « bismarckien », dont la protection sociale repose essentiellement sur des régimes d'assurances sociales financés par des prélèvements sociaux affectés : les prélèvements sociaux sont relativement bien identifiés par la population (Drees, France Stratégie & HCFiPS 2018), et l'attitude vis-à-vis de ceux-ci ne se confond pas nécessairement avec l'attitude vis-à-vis des prélèvements obligatoires génériques. Le sociologue Esping-Andersen explique ainsi la résistance au changement des Etats-sociaux bismarckiens par le lien existant entre prélèvements et prestations (Esping-Andersen, 1996 p.68).

De plus, les travaux sur les opinions soulignent que si les individus préfèrent dans l'absolu payer moins de prélèvements obligatoires, les réponses varient sensiblement lorsque les individus sont placés en face de l'arbitrage tel qu'il se pose réellement (Bussemeyer et al. 2018). En France, le contexte des besoins plus dynamiques que la croissance est tel que l'arbitrage se pose plutôt dans les termes suivants : maintenir le niveau des prestations

inchangé impliquerait une hausse des prélèvements, tandis que maintenir le niveau des prélèvements inchangé engendrerait une baisse des prestations.

Aussi, pour mieux appréhender la soutenabilité politique du financement de la protection sociale en France, nous cherchons à répondre aux questions suivantes : Y a-t-il des signes précurseurs d'une « révolte fiscale » concernant la protection sociale ? Quels sont les facteurs déterminants du soutien au financement de la protection sociale, à la fois individuels (caractéristiques socio-économiques, exposition au risque), mais aussi institutionnels (caractéristiques des prestations, des prélèvements) ? Les hausses successives de prélèvements sociaux que la France a connues au cours des vingt dernières années ont-elles affaibli le soutien à la protection sociale ?

Pour explorer ces questions, nous exploitons le baromètre DREES « Les Français et la protection sociale », sans doute la meilleure source de données pour connaître l'opinion des résidents français sur la protection sociale : la base est riche de plus de 20 vagues, comportant chacune près de 4000 répondants, avec un très large panel de questions sur la protection sociale. Parmi ces questions, certaines portent sur les opinions vis-à-vis des dépenses sociales et des prélèvements obligatoires qui les financent.

Notre contribution est à la fois méthodologique et empirique. Sur le plan méthodologique, nous montrons l'influence de la formulation des questions sur les opinions déclarées. En particulier, nous relevons une forte attraction des répondants vers le *statu quo*, qu'elle que soit la direction de la réforme proposée (hausse ou baisse des prélèvements et prestations). Sans surprise, les individus sont plus réticents à soutenir une hausse des prélèvements lorsqu'il est précisé qu'ils seront directement impactés. Cet effet est propre à renverser la majorité des opinions concernant la nécessité d'augmenter les retraites.

Sur le plan empirique, les principaux résultats sont les suivants : d'une part, on n'observe pas de sentiment de « révolte fiscale » concernant la protection sociale en général ; d'autre part, le soutien au financement des retraites est particulièrement fort parmi les différents risques testés. De plus, ce soutien a sensiblement augmenté de 2014 à 2016, pour se stabiliser à un niveau élevé de 2016 à 2020. Bien qu'il soit plus fort parmi les retraités que parmi le reste de la population, la différence de soutien entre bénéficiaires et non bénéficiaires est plus faible que pour d'autres risques. Cela n'implique pas de consensus dans la population pour autant : comme pour les autres branches, le revenu et le diplôme déterminent clairement le soutien aux retraites, les plus aisés soutenant moins le système que les plus modestes.

Le papier est organisé comme suit. La section 2 présente les données du baromètre, les questions que nous exploitons dans l'étude, et explore les limites méthodologiques de l'interprétation des réponses. La section 3, expose les principaux déterminants du soutien au financement de la protection sociale, pour chaque grand risque social.

## 2. Données de sondage : le baromètre d'opinion de la Drees et son usage

### 2.1. Le baromètre

Le baromètre d'opinion de la Drees analyse l'opinion et les valeurs des français sur "*la santé, la famille, la protection sociale, la solidarité, la pauvreté et l'exclusion*". Les problématiques étudiées sont plus larges que les politiques publiques et la protection sociale. Cette enquête est particulièrement intéressante de par sa profondeur historique (20 enquêtes depuis 2000<sup>4</sup>). D'autre part, le nombre de questions afférentes à la protection sociale, à la notion de risque et à sa perception permet d'avoir un point de vue multi-scalaire sur le soutien à la protection sociale.

Ce baromètre se distingue notamment des enquêtes internationales souvent utilisées par la littérature sur les opinions et les attitudes face à la redistribution (ISSP, WVS, par exemple), par la précision de ses questions : il ne s'agit pas simplement de se dire favorable ou défavorable à la redistribution ou au rôle de l'Etat (au sens de puissance publique), mais le baromètre permet de qualifier les attitudes vis-à-vis de prestations clairement désignées (RSA, aide au logement, etc.), ou de distinguer les préférences par grandes catégories de « risque social » (retraite, maladie, chômage, etc.), ce qui est précieux, car on le verra l'attitude vis-à-vis des dispositifs n'est pas homogène.

Ce baromètre est aussi plus utile pour la question qui nous intéresse que les autres études d'opinion sur les prélèvements obligatoires (Enquêtes électorales menées par le CEVIPOF, ou panel ELIPSS utilisé par Spire (2018) dans son ouvrage sur l'attitude vis-à-vis des prélèvements obligatoires), car il permet de mettre en lien l'attitude des individus vis-à-vis des prestations sociales en général et des prélèvements spécifiques finançant les prestations sociales. De plus, ce baromètre présente un certain nombre de questions dans les termes d'un arbitrage entre recettes et dépenses.

Pour autant, ce baromètre présente plusieurs limites. Tout d'abord, il ne s'agit pas d'un panel, les évolutions dans le temps ne peuvent donc être analysées qu'en tendance et non comme des changements d'opinion individuelle. De plus, de nombreuses questions ne sont pas posées tous les ans, certains modules n'étant proposés qu'une année sur deux et d'autres questions étant ajoutées au fur et à mesure des différentes vagues. Ces éléments limitent l'usage du questionnaire pour développer certaines méthodes longitudinales. Enfin, le baromètre n'a pas été construit spécifiquement pour étudier la question du financement, et les questions relatives au financement sont donc moins précises et moins nombreuses que celles relatives aux prestations.

Aussi, forte des atouts du baromètre mais également consciente de ses limites, la présente étude tente de tirer parti le mieux possible de ces données encore relativement peu exploitées pour saisir la sensibilité des opinions concernant le financement de la protection sociale à différents paramètres.

---

<sup>4</sup> Il n'y a pas eu d'enquête en 2003 (l'institut de sondage change entre 2002 et 2004), ce qui implique parfois des ruptures de série visibles.

En effet, en dépit de sa richesse, il nous faut signaler la relativement faible utilisation des données de ce baromètre. En dehors des statistiques descriptives publiées régulièrement par la Drees, peu de travaux de recherche (en particulier sur des sujets de protection sociale) ont utilisé ces données. Quelques travaux peuvent cependant être cités autour de notre sujet. Les articles de Papuchon (2018) et Grobon & Portela (2016) traitent de l'opinion des jeunes sur l'intervention de l'État et de la protection sociale. L'article de Duvoux & Papuchon (2018) utilise le baromètre pour traiter des questions de pauvreté subjective. Enfin, plus proche de notre sujet, Zemmour (2015) et Françon & Zemmour (2018) traitent respectivement de l'effet des exonérations de cotisations sociales sur le soutien à la protection sociale et des déterminants au soutien à l'assurance chômage. Plus récemment, Cavaillé (à paraître) a également exploité certaines questions du baromètre dans une perspective de comparaison France/États-Unis.

## 2.2. Choix des questions

Le module sur la protection sociale est composé de quelques questions générales sur le montant des prestations ou des cotisations et sur le déficit, ainsi que de questions d'opinion sur la qualité du système de protection sociale (par exemple, « le système français peut-il être pris en exemple à l'international ? »). En plus de ces questions générales, une question spécifique porte sur la nécessité perçue d'augmenter les moyens sociaux alloués aux différents risques couverts par les assurances sociales (maladie, retraite, famille, chômage) mais aussi relatifs aux prestations des systèmes dits de solidarité comme celles dédiées aux personnes handicapées, ainsi que celles dédiées aux personnes dépendantes, et enfin les aides aux logements.

Dans les vagues du baromètre, jusqu'en 2019, cette question est formulée selon un arbitrage entre recettes et dépenses :

*« Accepteriez-vous une baisse de la prestation suivante, en échange d'une baisse de vos impôts ou de vos cotisations ? »*

Dans la version 2020, de manière originale, quatre formulations différentes sont testées. Le questionnaire a été divisé en quatre, la version étant attribuée aléatoirement aux enquêtés. L'échantillon initial étant de 4000 individus, il y a donc 1000 répondants pour chaque version de la question. Les différentes formulations sont énoncées ci-dessous :

- Questionnaire A : Accepteriez-vous une baisse de la prestation suivante en échange d'une baisse de vos impôts ou de vos cotisations ?
- Questionnaire B : Accepteriez-vous une hausse de vos impôts ou de vos cotisations pour financer l'augmentation des prestations suivantes ?
- Questionnaire C : En contrepartie d'une baisse des impôts ou des cotisations, trouveriez-vous acceptable de diminuer les prestations suivantes ?
- Questionnaire D : Parmi les prestations suivantes, lesquelles vous semble-t-il nécessaire d'augmenter, même si cela implique une augmentation des impôts ou des cotisations ?

On peut décomposer ces changements de formulation en deux : d'une part le retournement de la question qui passe d'une proposition de baisse des prestations (A et

C) à une proposition de hausse. D'autre part, un changement *pur* de formulation qui consiste à ne pas changer la signification de la phrase mais seulement quelques mots (passage de A à C) ou encore à reformuler entièrement la phrase sans en changer significativement le sens (passage de B à D).

### 2.3. L'influence de la formulation des questions sur la protection sociale

Nous présentons ici les résultats concernant les risques Maladie et Retraite<sup>5</sup>.

On observe dans les Figures 1a et 1b que le changement important de formulation modifie significativement les réponses. Le passage de la formulation « une hausse de vos impôts et prélèvements » à la formulation « vous semble-t-il nécessaire (...) même si cela implique une hausse des impôts et prélèvements » fait passer le soutien à la proposition de 18% à 36% concernant l'assurance maladie et de 27% à 56% concernant les retraites<sup>6</sup>.

Cette première comparaison souligne la possible volatilité des résultats d'enquête d'opinion, puisque dans le cas des retraites on observe même en apparence un changement de majorité sur des questions d'apparence proches, mais dont les implications et la réception ne sont pas les mêmes.

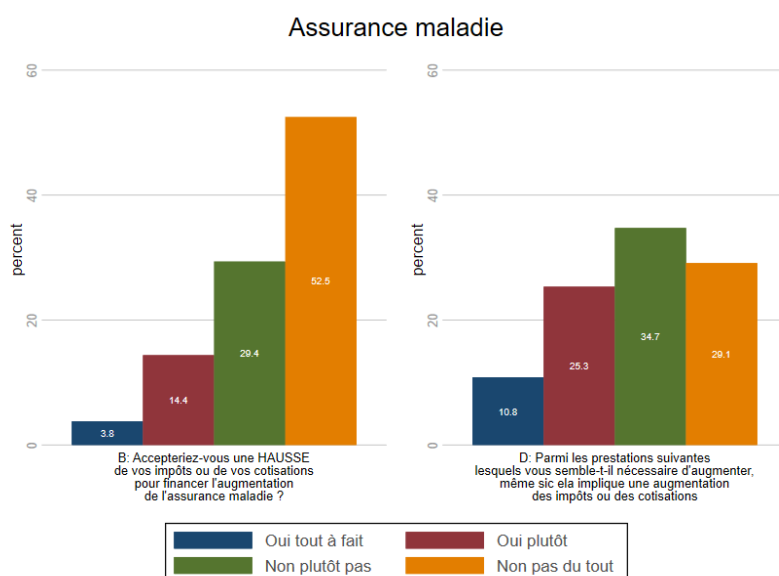
---

<sup>5</sup> Pour simplifier la comparaison avec la maladie les résultats sont présentés ici en population générale, mais nous présentons également en annexe les résultats des questions sur les retraites en excluant la population des retraités (ce qui ne modifie pas le sens des résultats). En effet proposer aux retraités de modifier conjointement leurs prélèvements pour augmenter ou diminuer leur prestations retraite a peu de sens.

<sup>6</sup> Pour simplifier la lecture, tous les résultats sont présentés sur les opinions exprimées, les items « non concerné.e » ou « ne se prononce pas » représentant moins de 5 % des répondants.

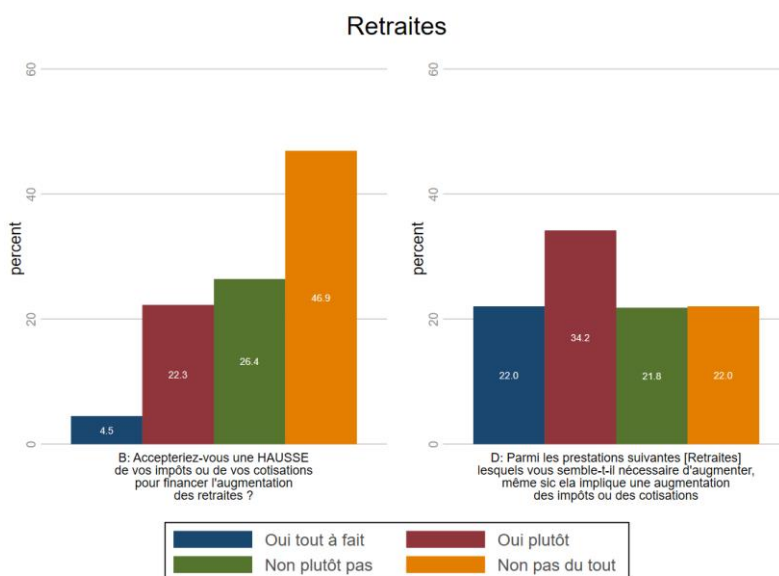


Figure 1a. Comparaison des réponses aux questionnaires B et D, maladie



Lecture : à la question B « accepteriez-vous une hausse de vos impôts ou de vos cotisations pour financer l'augmentation de l'assurance maladie », 52,5% des répondants (hors non concernés et non réponse) ont répondu « Non pas du tout ».

Figure 1b. Comparaison des réponses aux questionnaires B et D, retraites



Cependant, le changement de formulation n'a pas un effet systématique lorsque la modification est faible. Les Figures 2a et 2b montrent qu'il n'y a pas de changement dans la répartition des réponses des questionnaires A et C concernant la maladie. Concernant les retraites, la proposition de baisse des prélèvements et prestations est légèrement mieux accueillie dans la formulation « vos prélèvements et prestations » (14% favorables que dans la formulation « les prélèvements et prestations » (9% favorables). Mais dans les deux cas, ce qui est remarquable c'est la très forte opposition à la proposition formulée

(85% de personnes opposées à la baisse dans le cas de la maladie, 86% à 91% de personnes opposées à la baisse dans le cas des retraites).

Figure 2a. Comparaison des réponses aux questionnaires A et C, maladie

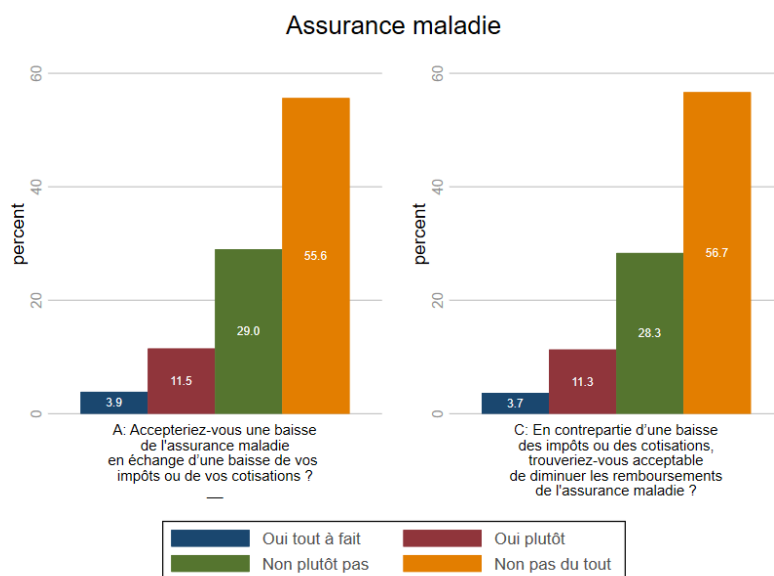
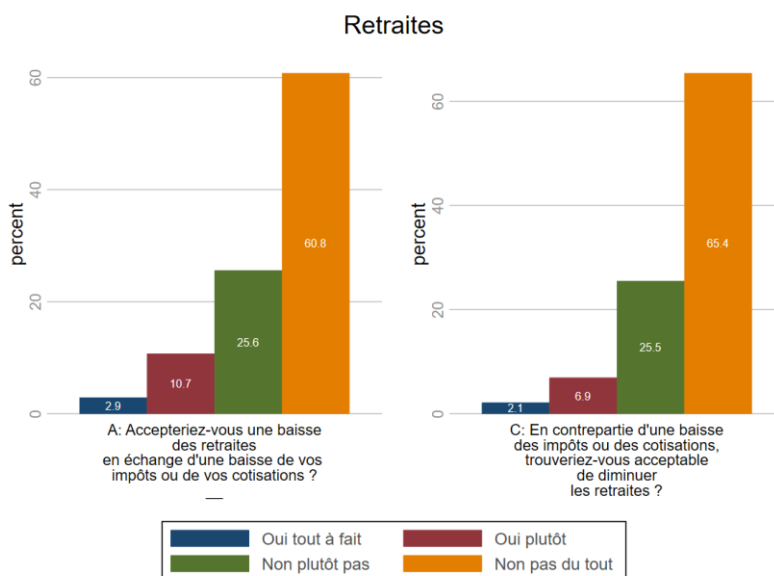


Figure 2b. Comparaison des réponses aux questionnaires A et C, retraites



Ainsi placés dans les conditions d'un arbitrage explicite entre prélèvements sociaux et niveau des prestations, les répondants ne montrent donc aucun signe d'une demande latente de baisse de prélèvements, même lorsqu'il est spécifié qu'il s'agit des prélèvements propres des répondants. On peut interpréter ces réponses comme une illustration de la citation d'Esping-Andersen (1996) placée en exergue.

Pour autant, la comparaison entre la proposition de baisse (posée traditionnellement dans le baromètre de la DREES) et la proposition exactement symétrique de hausse, posée à titre expérimental dans la vague 2020, est riche d'enseignement (Figures 3a et 3b).

Figure 3a. Comparaison des réponses aux questionnaires A et B, maladie

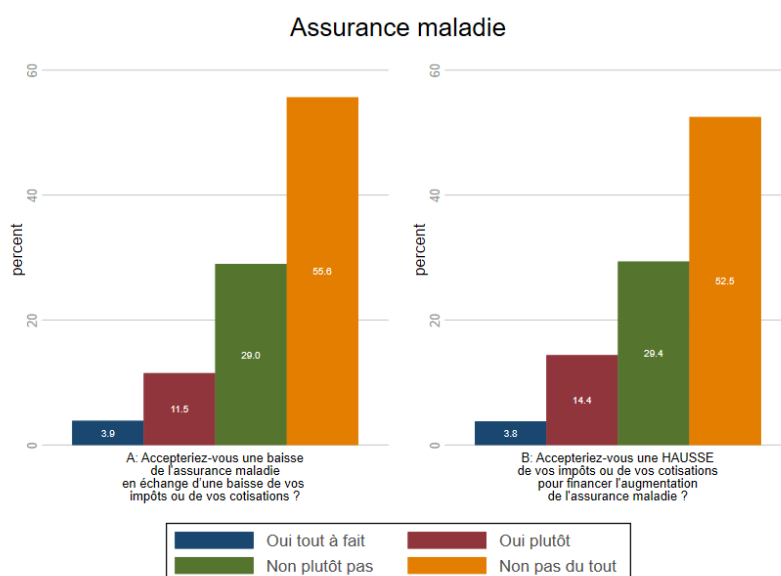
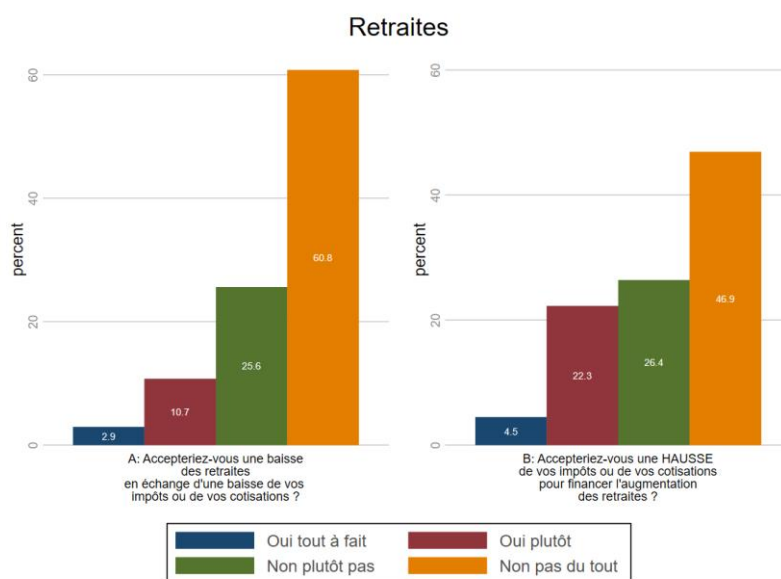


Figure 3b. Comparaison des réponses aux questionnaires A et B, retraites



Dans le cas de la maladie, 85% des répondants se disent opposés à la baisse et 82% opposés à la hausse. Dans le cas de la retraite, 86% se disent opposés à la baisse et 73% à la hausse.

En faisant l'hypothèse (non vérifiable, car les questions n'ont pas été posées aux mêmes individus) que les opinions exprimées sont non contradictoires, c'est-à-dire par exemple que les personnes qui se disent favorables à une hausse ne se diraient pas également favorable à une baisse on aboutit, en recoupant les questions au paysage suivant :

Dans le cas de la maladie, 15% des individus se déclarent favorables à une baisse conjointe des prélèvements et prestations, 18% des individus sont favorables à une hausse conjointe des prélèvements et prestations et 67% des individus soutiennent une position de *statu quo*. Dans le cas des retraites 14% seraient favorables à une baisse, 26% à une

hausse et 60% favorables au maintien du *statu quo*. Ainsi, dans le cas des retraites, le soutien à la hausse est sensiblement plus fort que le soutien à la baisse (dans le cas de la maladie, les deux niveaux sont proches), mais dans les deux cas une nette majorité des répondants se dit opposée aux deux options proposées.

Il faut cependant rester prudent sur ce niveau de soutien au *statu quo*, qui semble particulièrement sensible à la formulation de la question : si à la place de comparer les réponses entre A et B on compare les réponses entre les questions A et D, on obtient un soutien au *statu quo* beaucoup plus faible et un soutien beaucoup plus net à l'augmentation des prélèvements et prestations, dès lors qu'on ne précise plus « vos prélèvements et prestations », ce qui n'est pas très surprenant.

De plus, comme on va le voir plus bas, il est difficile de dire si cette attraction vers le *statu quo* des répondants procède d'un effet de questionnaire ou révèle une opinion profondément ancrée.

#### **2.4. Analyse de l'influence de la formulation des questions par une méthode de pseudo-panel**

Rappelons que chaque enquêté ne répond qu'à une seule formulation. Par conséquent, on ne peut comparer les réponses aux quatre formulations des mêmes enquêtés. On peut comprendre cette structure des données s'approchant de données de pseudo panel, en agrégeant les réponses aux quatre formulations. Pour ce faire nous faisons l'hypothèse suivante :

Les individus qui répondent à chacune des quatre formulations répondent en fait exactement sur le même objet une échelle graduée de 1 à 3. Nous avons recodé les réponses aux différentes questions de 1 à 3 : les réponses très favorables à la hausse du financement (« Oui tout à fait ») et très opposées à la baisse (« Non pas du tout ») ont été notées 3 ; les réponses très favorables à la baisse et très opposées à la hausse ont été notées 1. Les réponses modérées (« plutôt Oui », « plutôt Non ») ont été codées 2<sup>7</sup>.

Sous cette hypothèse, nous mesurons l'influence de la formulation du questionnaire qui contribue à « décaler » leur réponse sur cette échelle : l'effet propre du décalage, lié à la formulation de la question est capturé par un effet fixe du questionnaire auquel les individus ont spécifiquement répondu. Par exemple si avec les mêmes caractéristiques les individus obtiennent un score de 3 dans le questionnaire A et de 2 dans le questionnaire B, nous concluons que le questionnaire B produit un décalage de 1. Les individus ayant répondu au questionnaire A sont pris comme référence.

---

<sup>7</sup> Voir table en Annexe A.2

**Table 1. Régression linéaire sur des variables socio-démographiques et le type de questionnaire**

|                 | Assurance maladie     | Retraite              | Alloc familiales      | Chômage               |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Questionnaire A | 0<br>(.)              | 0<br>(.)              | 0<br>(.)              | 0<br>(.)              |
| Questionnaire B | -1.672***<br>(-42.42) | -1.600***<br>(-39.72) | -1.462***<br>(-34.81) | -1.511***<br>(-36.65) |
| Questionnaire C | 0.0187<br>-0.47       | 0.101**<br>-2.52      | 0.0354<br>-0.84       | 0.0722<br>-1.75       |
| Questionnaire D | -1.187***<br>(-30.09) | -0.884***<br>(-21.97) | -1.093***<br>(-26.08) | -1.038***<br>(-25.25) |
| Observations    | 3910                  | 3865                  | 3798                  | 3821                  |
| r2              | 0.421                 | 0.385                 | 0.357                 | 0.369                 |

\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01.

Note : La variable utilisée est codée de 1 à 3, de très favorable à une baisse d'impôts prestations à très défavorable à une baisse d'impôts prestations. Il s'agit d'une régression linéaire, les coefficients sont les effets marginaux du questionnaire sur la variable de soutien, utilisée ici comme un score continu de 1 (pas de soutien) à 3 (beaucoup de soutien). Les coefficients des variables de contrôles ne sont pas dans le tableau.

**Lecture** : Lorsqu'on soumet le questionnaire B aux individus, leur score de soutien au financement de la prestation retraite diminue en moyenne de 1,6 point. Ainsi un individu dont les caractéristiques individuelles prédisent une réponse tout à fait opposée (« Non pas du tout ») à la baisse des prélèvements/prestations dans le questionnaire A (score de 3), obtiendra en moyenne un score de 1,4 dans le questionnaire B (c'est-à-dire une réponse comprise entre « plutôt Non » et « Non pas du tout ») quant à l'opinion sur la hausse des prélèvements/prestations.

Source : Baromètre Drees BVA 2020

Les résultats présentés dans la Table 1 sont issus d'une régression linéaire et montrent les effets fixes associés aux questionnaires B et D, qui sont une approximation de la préférence pour le *statu quo*<sup>8</sup>. Les individus dont les caractéristiques les disposent à se dire très favorable à la hausse des cotisations se diront aussi très

Ces résultats mesurent différemment ce qui a déjà été dit plus haut : les questions concernant la baisse de la protection sociale (A et D) conduisent à se déclarer en faveur de la protection sociale (c'est-à-dire opposé à la baisse), tandis que les questions concernant la hausse des prélèvements et prestations (B et D) conduisent à se déclarer davantage en défaveur de la protection sociale (c'est-à-dire opposé à la hausse).

Pour le cas des retraites, le décalage mesuré est de l'ordre de 1,6 point sur 3 pour le questionnaire B, et 0,8 point pour le questionnaire D. Cela signifie que les personnes ayant des caractéristiques prédisant une réponse très opposée à la baisse des prélèvements / prestations dans le questionnaire A, pourraient choisir une modalité intermédiaire dans le questionnaire C (plutôt favorable ou plutôt opposé) correspondant à un score de 2,2 et une modalité hostile dans le questionnaire B (entre plutôt opposé et très opposé à la hausse des prélèvements) correspondant au score de 1,4.

<sup>8</sup> En effet, le questionnaire de référence est le questionnaire A qui propose une baisse. L'écart entre ce questionnaire et les deux questionnaires qui proposent une hausse (B et D) correspond exactement à une mesure du soutien du *statu quo* dans notre échantillon.

Ainsi – sans grande surprise – l'aversion à la hausse est plus forte de 0.6 point sur 3 lorsqu'on précise que la hausse de prélèvement concernera directement la personne répondante.

### Encadré 1 : Modèle de pseudo-panel

Effet fixe de la formulation par modèle économétrique :

$$Y_{i,q} = \alpha_q + X_i + \varepsilon_{i,q}$$

Il s'agit du modèle utilisé ci-dessus table 1. Il permet d'estimer synthétiquement l'écart de réponse entre chaque questionnaire dû à la différence de formulation.

Dans un second temps, on teste la stabilité des coefficients de  $X_i$  en fonction de la formulation en écrivant :

$$Y_{i,q} = \alpha_q + X_i + Z_{i,q} + \varepsilon_{i,q}$$

Ce qui nous donne l'écart entre l'effet de la variable Z pour le questionnaire de base (la formulation A) et celui du questionnaire q. Par exemple, si on prend Z le revenu en fonction du questionnaire q on obtient 4 coefficients d'effet revenu, le premier coefficient est l'effet du revenu sur le questionnaire A, les suivants sont l'écart de l'effet revenu sur les questionnaires B, C et D par rapport à l'effet du revenu sur le questionnaire A. Autrement dit, on teste la stabilité de l'effet de la formulation : est-ce que le changement de formulation, y compris le retournement de la question (passage de favorable à la baisse à favorable à la hausse), influence tous les enquêtés de la même manière ?

On utilise ce modèle en linéaire (exemple Table 1) ou logit ordonné (Tables 2, 3 et 4 en annexe).

Les formulations A et C (baisse de vos impôts versus baisse des impôts) sont globalement équivalentes (on observe un effet significatif mais faible du questionnaire C dans le cas des retraites).

Cette méthode est intéressante non seulement car elle confirme le résultat précédent, mais aussi car elle nous permet de tester *la stabilité des réponses en fonction de variables socio-démographiques* (voir l'encadré pour plus de détails).

## 2.5. Test de la stabilité des réponses par formulation en fonction des catégories socio-démographiques

Les résultats commentés ici sont présentés en annexe A.2 et issus de régressions logistiques (Tables 2, 3 et 4).

La formulation des questions influence peu la polarisation des réponses. Pour le sexe et l'âge on n'observe pas d'effets différents. L'effet le plus évident est l'effet revenu (Table 2) : plus le revenu est élevé, moins l'enquêté a de chance de soutenir une augmentation de prélèvements (ou de s'opposer à une baisse) quel que soit le questionnaire. Toutefois, l'effet moyen du revenu est moindre dans le cas du questionnaire B (« accepteriez-vous une hausse de vos prélèvements ») : les réponses sont moins polarisées en fonction du revenu. En revanche, l'effet du diplôme (Table 4) n'est significatif et positif que pour la formulation B. Autrement dit, le diplôme (contrôlé du revenu) n'a pas ou peu d'effet sur le soutien à la protection sociale tel que mesuré par les formulations A, C et D. Enfin, observer le croisement entre la formulation et la PCS<sup>9</sup> (Table 3) permet de confirmer ces éléments.

## 2.6. Conclusion méthodologique

Les tests réalisés en exploitant les différentes formulations du questionnaire 2020 nous conduisent à retenir plusieurs éléments.

Une part significative des répondants, quelle que soit la question (en faveur d'une hausse ou d'une baisse du financement), semble avoir un fort biais de *statu quo*. Sans information supplémentaire ce biais en faveur du *statu quo* peut s'interpréter comme un pur artefact de sondage (par exemple les individus peu sûrs de leur réponse se reportent plus volontiers sur les modalités de réponse qui leur paraissent les moins engageantes) ; cette attitude est d'autant plus vraisemblable que la réforme proposée n'a pas au préalable été introduite dans le débat public. Alternativement, cette attraction vers le *statu quo* pourrait s'interpréter comme un signal plus substantif concernant les opinions : soit la situation actuelle est jugée satisfaisante, soit il y a une défiance spontanée vis-à-vis de toute proposition de réforme *a priori*. Enfin, compte tenu de la réalité des contraintes en termes de besoin et des contraintes budgétaires, on peut rappeler que l'arbitrage réel serait mieux exprimé par la formulation suivante : « Seriez-vous prêt à un relèvement de vos prélèvements et prestations pour maintenir le niveau de protection actuelle ? »<sup>10</sup>.

Les interprétations « en niveau » peuvent se faire plus facilement, si toutes les formulations conduisent à conforter une même interprétation : par exemple il n'y a pas,

---

<sup>9</sup> La classe sociale ici est mesurée par le niveau de revenu, la PCS et le diplôme dans des régressions différentes afin d'évacuer les problèmes de fortes corrélations entre ces trois variables. Elles sont donc utilisées comme trois proxy de la *classe sociale*.

<sup>10</sup> Le baromètre contient une question proche mais un peu différente concernant la maladie où l'on demande aux répondants de choisir entre « réduire le déficit » et maintenir les prestations. En 2020, 63% des individus (61% en 2019) préféreraient le maintien des prestations contre 37% préférant la réduction du déficit (39% en 2019). On voit dans ce cas que lorsque le *statu quo* n'est pas une option proposée, l'attachement aux prestations est plus fort que le souci de l'équilibre, mais la question ici n'est pas posée concernant les prélèvements.

dans nos données de signe annonciateur d'une « révolte fiscale », ni de demande de désocialisation forte : aucune des formulations étudiées ne permet de retenir cette hypothèse. De plus, malgré une attraction vers le *statu quo*, les propositions de baisse conjointe des prélèvements et prestations recueillent davantage d'avis négatif que les propositions de hausse de prélèvement. Cet écart est particulièrement marqué dans le cas des retraites. L'opposition à la hausse des prélèvements apparaît sensiblement plus forte lorsqu'on précise qu'elle implique une hausse des prélèvements des répondant eux-mêmes.

Au-delà de la question délicate du niveau des opinions, le baromètre permet une analyse plus précise, des variations des opinions. En effet, il y a une forte stabilité des prédictes testés (ici les prédictes sociodémographiques) quant aux différentes réponses.

Aussi, pour la suite de l'étude nous prenons le parti d'interpréter avec la plus grande prudence les résultats en « niveau » (c'est-à-dire par exemple la réponse moyenne à une question), mais en revanche, d'exploiter tant que possible les variations dans les réponses à une même question (variations entre individus aux caractéristiques différentes, et variations dans le temps). Ce faisant, nous faisons l'hypothèse que les biais induits par la formulation des questions sont relativement stables d'un individu à l'autre et d'une vague à l'autre, et que les variations des réponses (entre individus et dans le temps) traduisent bien une variation d'opinion.

Ce parti pris nous semble d'ailleurs conforme à l'usage des données fait et recommandé par la DREES, qui pour l'essentiel utilise le baromètre pour commenter les variations d'opinion.

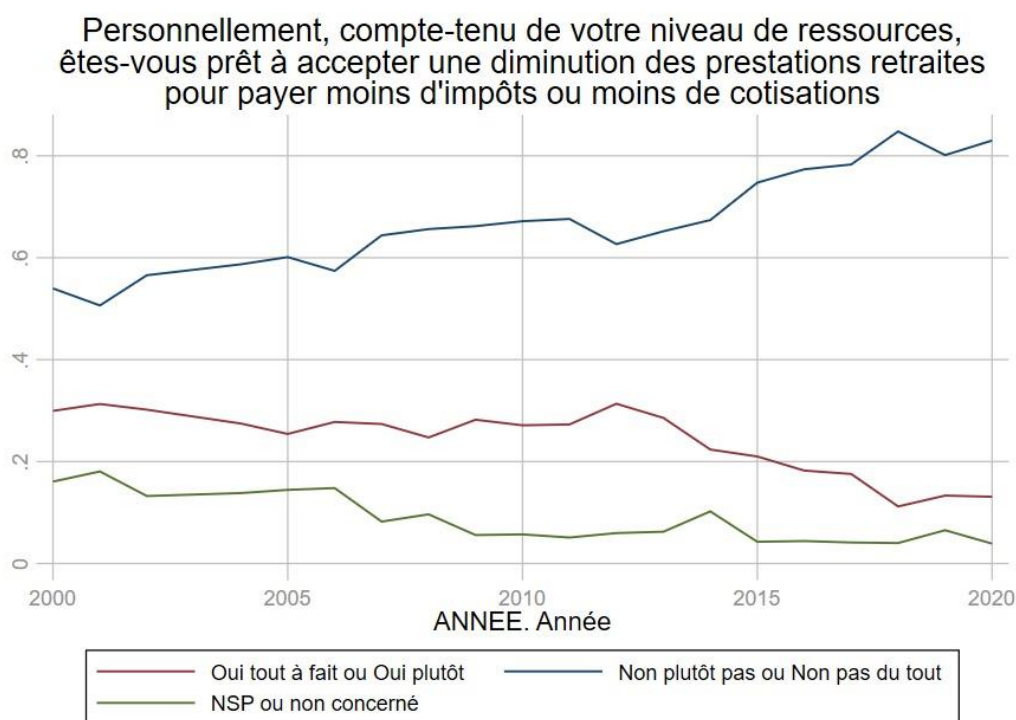
### **3. Soutien et différenciation par branches et catégories socio-démographiques**

#### **3.1. Tendances générales : un soutien croissant malgré les crises**

Sur les 21 dernières années on ne trouve pas trace d'une quelconque « révolte fiscale » ou d'une diminution du soutien. La part de personnes totalement opposées à une baisse des prestations retraites passe d'environ 50% dans les années 2000 à plus de 80% à la fin de la période. À l'inverse, les personnes favorables à une baisse étaient environ 30% au début des années 2000 et à peine plus de 10% en fin de période. Cette tendance générale d'opposition à la baisse des prestations se retrouve pour la maladie, et dans une moindre mesure pour la dépendance et le handicap. Elle est nettement moins prononcée pour les risques chômage famille et logement.



**Figure 4. Évolution de l'opinion sur la baisse des prélèvements et prestation retraite**



**Lecture :** En 2019, 80% des répondants se disaient opposés ou très opposés à une baisse conjointe des prestations retraites et de leurs prélèvements obligatoires.

### 3.2. Déterminants socio-démographiques du soutien à la protection sociale

Si on n'observe pas de baisse du soutien sur la période, une analyse par branche montre un soutien fort mais hétérogène en fonction du type de prestation. De plus, on analyse les effets de variables socio-démographiques sur le soutien à chaque branche.

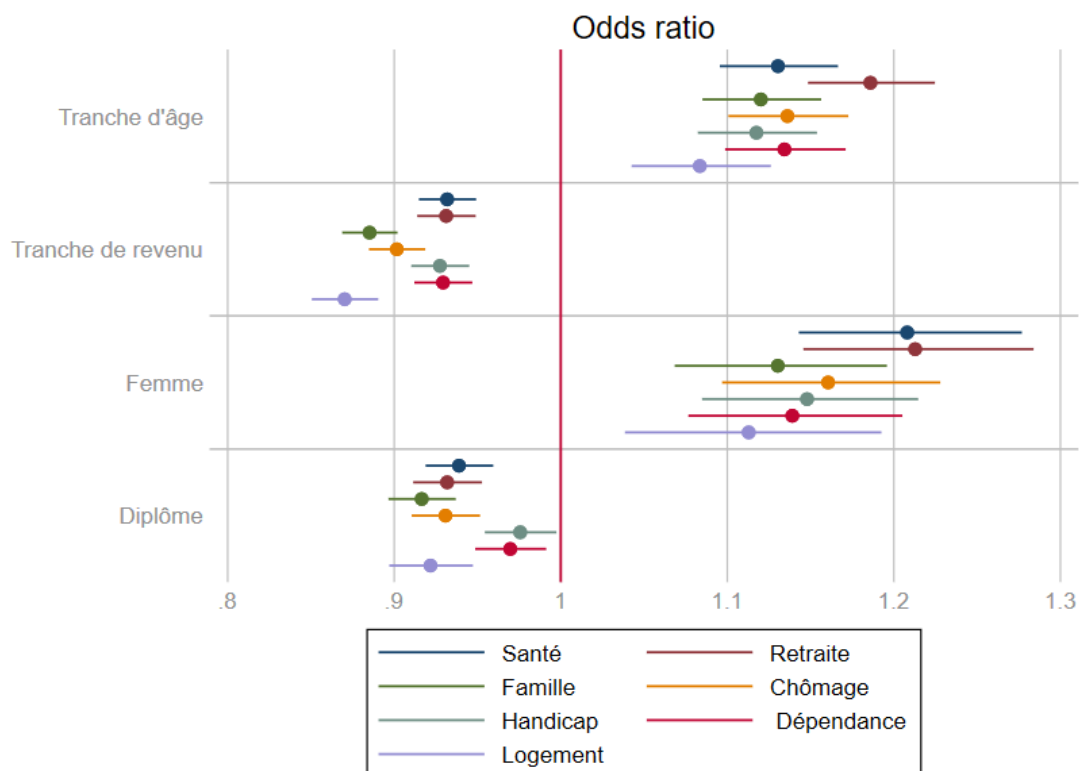
#### Déterminants individuels du soutien et effet d'intéressement : une polarisation marquée en fonction du revenu et un effet d'intéressement nettement identifiable

Pour analyser l'effet de variables socio-démographiques nous effectuons des logits ordonnés sur la question PS13 (seule variable dont nous disposons sur l'ensemble des branches). La question est la suivante : *Accepteriez-vous une baisse de la prestation suivante en échange d'une baisse de vos impôts ou de vos cotisations ?* Il s'agit de la formulation A de la question testée en première partie sous différentes formulations. Nous disposons des réponses à cette question sur l'ensemble de la période du baromètre 2000-2020.

Sur la Figure 5, on observe les *odds ratios* des principaux effets en variables continues. Les tranches de revenus sont en sept catégories, l'âge et le diplôme en cinq tranches. On observe des effets relativement homogènes<sup>11</sup>.

<sup>11</sup> Les résultats de la régression sont rapportés en Annexe 4 (Table 5).

Figure 5. Écart de probabilité de se dire opposé à la baisse des prélèvements prestations



Note : La variable d'âge est regroupée en 5 tranches, la variable de niveau de vie en 7 tranches (de moins de 1000€ par mois à plus de 5300€ par mois), le diplôme en 5 catégories.

Lecture : Lorsque l'on monte d'une catégorie d'âge, en contrôlant des autres variables, la probabilité de s'opposer à la baisse des prélèvements et prestations augmente d'environ 8% pour les prestations logement (abscisse 1.08) et d'environ 19% pour les prestations retraite (abscisse 1.19).

Les déterminants analysés sont les suivants :

- L'âge** : en contrôlant des autres variables, notamment le revenu, le soutien à la protection sociale croît avec l'âge. Plus précisément, la probabilité de refuser une baisse des prestations augmente avec l'âge. Cela peut être en particulier causé par le bénéfice direct plus important des plus âgés, qui sont les premiers bénéficiaires de l'assurance maladie et du système de retraite. Cependant, on trouve également un effet positif marqué de l'âge sur le soutien aux allocations chômage et familiales, ce qui ne peut être compris que par le biais de l'intérêt personnel dans un sens réduit (Figure 7a)

Il faut cependant relativiser la position des 18-25 ans mesurée par la variable PS13. Il semble aventureux de conclure que les jeunes générations sont moins favorables à la protection sociale – notamment parce que leur revenu est inférieur en moyenne. Sur ce point, la DREES a publié deux articles de recherche qui détaillent sur les attitudes et opinions des "jeunes adultes" (Papuchon 2018, Grobon & Portela 2016). Il en ressort une attitude vis-à-vis de la protection sociale paradoxale et hétérogène en fonction du statut social (étudiant, CDD, chômeur) ou du statut d'habitation. Les jeunes seraient à la fois favorables à certaines formes d'intervention publique et aux dépenses sociales, en particulier celles concentrant

les prestations sur ceux qui en ont le plus besoin. À l'inverse, ils seraient moins favorables à l'augmentation de leurs prélèvements obligatoires (ou aux questions qui traitent directement du montant des prélèvements obligatoires).

- **Le revenu** : le niveau de revenu quelle que soit la manière dont il entre dans la régression est un facteur explicatif important, les hauts revenus soutenant moins facilement les prestations de la protection sociale toute branche confondue. L'effet sur les probabilités prédites est supérieur aux autres variables à l'exception du statut d'emploi (Figure 7d).
- **Le statut d'emploi** : on observe une rupture nette entre les employeurs et les autres statuts. Les salariés du privé soutiennent les différentes branches de manière relativement identique aux salariés du public. Les chômeurs et les inactifs sont plus favorables à la protection sociale que les autres. Enfin, la position des retraités est beaucoup plus favorable aux prestations que ce à quoi on aurait pu s'attendre, y compris sur les branches pour lesquels ils ne sont pas bénéficiaires (branche chômage et branche famille). (Figure 7c)
- **Le diplôme** : l'effet est moins net que le revenu et moins linéaire. Il demeure significatif en particulier pour les branches famille, logement et chômage. (Figure 7e)
- **Le genre** : les femmes soutiennent davantage la protection sociale (Figure 7b).

Nos résultats correspondent dans l'ensemble à ceux de la littérature sur le soutien à la redistribution (voir notamment Amable 2008, Keely & Tan 2008 ou Guillaud 2013). Ces travaux ne traitent pas spécifiquement de la protection sociale mais de la redistribution (autrement dit taxer les riches pour aider les pauvres). La similarité entre les déterminants du soutien tels qu'ils sont étudiés ici (c'est-à-dire les déterminants matériels dominants) et les déterminants du soutien à la redistribution montrent que la protection sociale est aussi perçue comme redistributive (en plus de son rôle de couverture du risque).

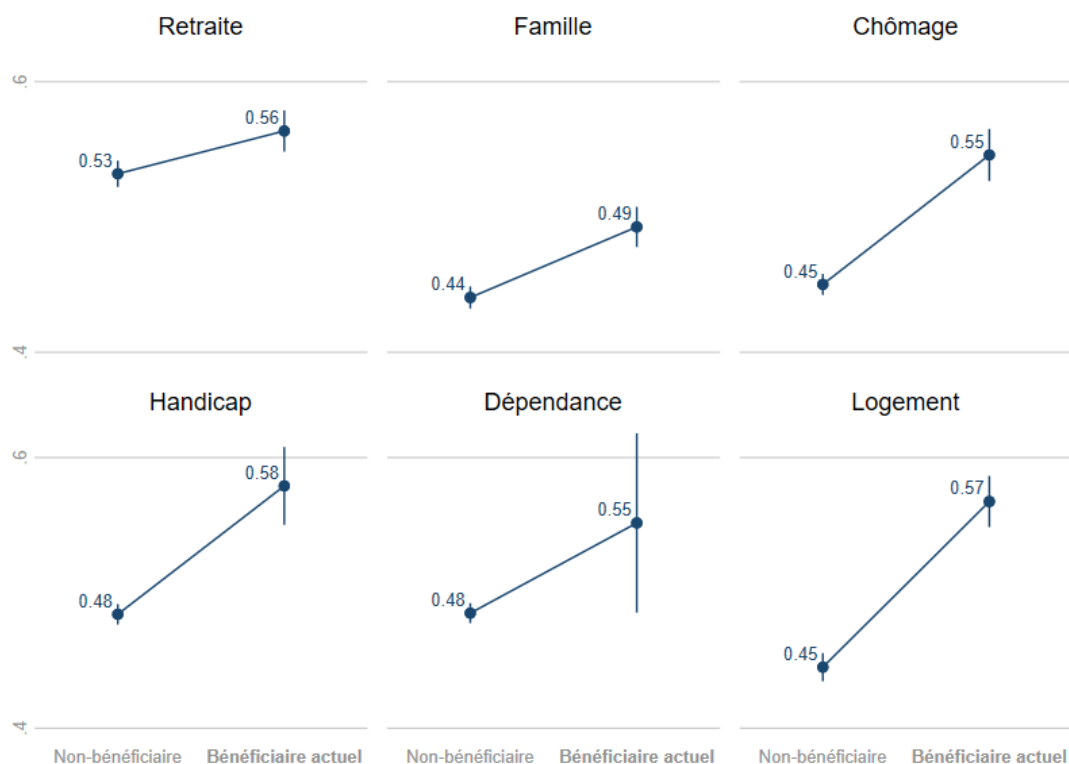
Une autre manière d'analyser les conditions matérielles du soutien à la protection sociale est d'analyser l'effet spécifique du fait d'être bénéficiaire direct de la prestation.

### Être bénéficiaire : une variable déterminante

Les niveaux de soutien différenciés selon les risques associés à la prestation peuvent être liés à l'étendue des prestations de la branche. En effet, l'ampleur du soutien pour l'assurance maladie peut être liée à l'universalité des prestations d'assurance maladie. De même que l'effet revenu plus important sur les allocations logement ou familiales peut être lié à l'existence de conditions de ressources sur certaines allocations. À l'inverse, la plupart des personnes qui ne reçoivent aucune prestation retraite peuvent tout de même se sentir concernées car elles ont des droits acquis dans le système.

Nous mesurons l'effet du statut de bénéficiaire pour chaque risque.

**Figure 6. Différence de soutien selon que l'on bénéficie actuellement de la prestation concernée**



Note : Le statut d'emploi n'est pas contrôlé dans cette régression car pour les chômeurs et les retraités, l'identification du statut d'emploi se confond avec l'identification des bénéficiaires. Les bénéficiaires pour l'ensemble des prestations sont les personnes ayant répondu appartenir à un foyer bénéficiant desdites prestations.

On observe (Figure 6) que le fait d'être bénéficiaire ne suffit pas à expliquer l'hétérogénéité de soutien entre les différentes prestations. Les non-bénéficiaires actuels de la branche retraite ont une probabilité prédite de refuser la baisse des prestations de 53% contre 44% pour les non-bénéficiaires des allocations familiales. De même on observe de nouvelles différences entre branche puisque l'effet d'être bénéficiaire du chômage et ou de prestations familiales diffère fortement (+10 points de probabilité de refuser strictement la baisse des allocations chômage pour les bénéficiaires des allocations chômage contre +5 points de probabilité pour les prestations familiales).

En bref, le fait d'être bénéficiaire d'une prestation est important (c'est même l'un des déterminants du soutien les plus importants). On peut ainsi attribuer une part du soutien plus fort aux retraites au nombre de retraités dans la population générale, mais cet effet n'est pas suffisant pour expliquer la différence de soutien accordée aux différents types de prestations. Le fait d'être bénéficiaire est moins important pour les allocations familiales que pour les allocations chômage. Il est très faible pour la branche retraite et non-mesurable pour la santé. Il est plus important pour le handicap que pour la dépendance et moins bien mesuré pour la dépendance (intervalle de confiance très grand).

## Bibliographie

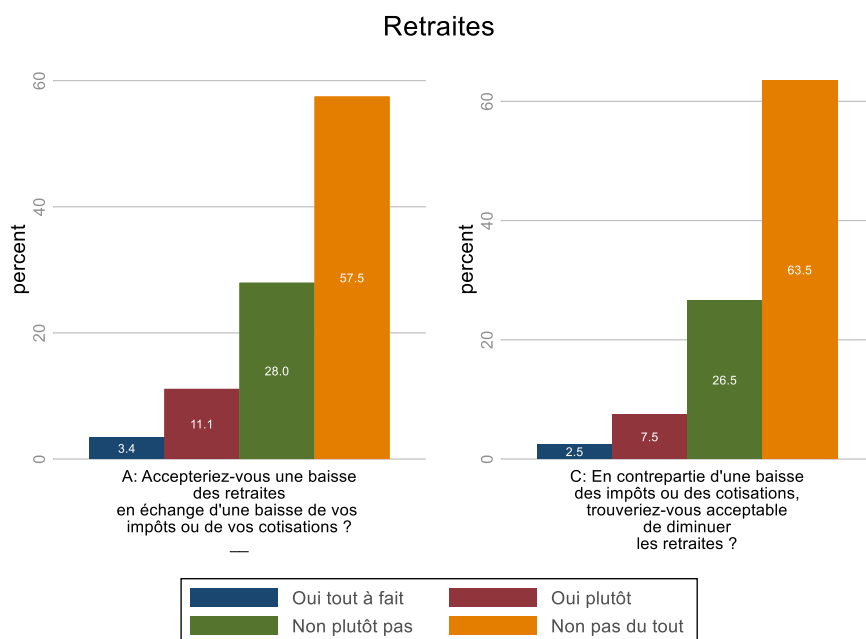
- Amable, B. (2008). *The Differentiation of Social Demands in Europe. The Social Basis of the European Models of Capitalism*. *Social Indicators Research*, 91(3), 391-426. <https://doi.org/10.1007/s11205-008-9340-6>
- Busemeyer, M. R., Garritzmann, J. L., Neimanns, E., & Nezi, R. (2018). Investing in education in Europe: Evidence from a new survey of public opinion. *Journal of European Social Policy*, 28(1), 34-54.
- Cavaillé (à paraître), Fair Enough? Support for Redistribution in the Age of Inequality.
- COR (2021), Évolutions et perspectives des retraites en France - Rapport annuel du COR, juin 2021, sous la direction de P.-L. Bras.
- d'Albis, Hippolyte, and Pierre-Yves Cusset (2018). "Déterminants démographiques de l'évolution des dépenses de santé en France." *Revue française d'économie* 33.2: 113-146.
- Duvoux, N., & Papuchon, A. (2018). *Qui se sent pauvre en France ?* *Revue française de sociologie*, 59(4), 607. <https://doi.org/10.3917/rfs.594.0607>
- Esping-Andersen, G. (1996). Welfare states without work: the impasse of labour shedding and familialism in Continental European social policy. *Welfare States in Transition*, 66-87.
- Drees, France Stratégie et HCFiPS (2018). Les connaissances et opinions sur le financement de la protection sociale. Document de travail, février 2018.
- Françon, B., & Zemmour, M. (2018). Clivages socio-économiques autour des réformes de l'assurance chômage : Une analyse de données d'opinions françaises. *Socio-économie du travail*, Classiques Garnier, 1(3).
- Grobon, S., & Portela, M. (2016). À quel modèle de protection sociale les jeunes adultes aspirent-ils ? Les dossiers de la DREES.
- Guillaud, E. (2013). Preferences for redistribution: an empirical analysis over 33 countries. *The Journal of Economic Inequality*, 11(1), 57-78.
- Keely, L. C., & Tan, C. M. (2008). Understanding preferences for income redistribution. *Journal of Public Economics*, 92(5-6), 944-961.
- Libault, D. (2019). Grand âge, le temps d'agir. Rapport au Premier ministre de la Concertation « Grand âge et autonomie », mars.
- Miron de l'Espinay A. et Roy D. (2020) Perte d'autonomie : à pratiques inchangées, 108 000 seniors de plus seraient attendus en Ehpad d'ici à 2030. Projections de population âgée en perte d'autonomie selon le modèle Lieux de vie et autonomie (LIVIA). DREES, Études et résultats, 1172.
- Papuchon, A. (2018). Les jeunes adultes : des points de vue hétérogènes sur le système de protection sociale. *Informations sociales*, 196-197, 144-154. <https://doi.org/10.3917/inso.196.0144>
- Spire, A. (2018). Résistances à l'impôt, attachement à l'Etat-Enquête sur les contribuables français. Seuil.
- Zemmour, M. (2015). Economie politique du financement progressif de la protection sociale (No. 38). Sciences Po.

## Annexes

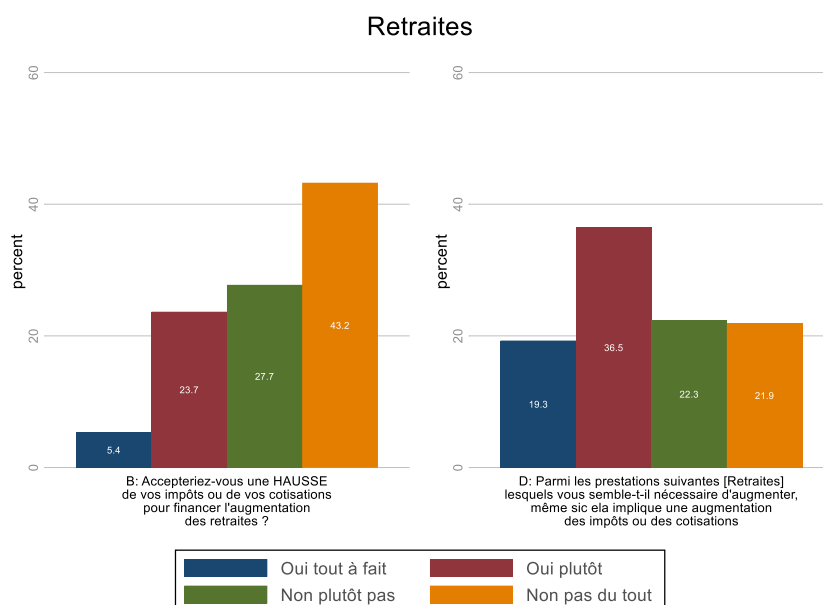
### A.1 Reproduction de figures, hors retraités

Nous reproduisons les figures 2b et 2a en enlevant la population des retraités. Les niveaux varient un peu, mais les conclusions sont les mêmes que dans la section 2.

**Figure 2b bis : comparaison des questions A et C, en excluant les personnes retraitées**



**Figure 1b bis : comparaison des questions B et D, en excluant les personnes retraitées**



## A.2 Méthode de pseudo-panel

**Table de définition du « score de soutien au financement » compris entre 1 et 3**

|       |   |   | A  | B  | C  | D  |
|-------|---|---|--|--|--|--|
|       |   |   | Accepteriez-vous une baisse (...) de l'assurance maladie en échange d'une baisse de vos impôts ou de vos cotisations | Accepteriez-vous une hausse de vos impôts ou de vos cotisations pour financer l'augmentation de l'assurance maladie (...) de l'assurance maladie en échange d'une baisse de vos impôts ou de vos cotisations | En contrepartie d'une baisse des impôts ou des cotisations, trouveriez-vous acceptable de diminuer les remboursements de l'assurance maladie ? | Parmi les prestations suivantes, lesquelles vous semble-t-il nécessaire d'augmenter même si cela implique une augmentation des cotisations et des impôts ? (Maladie) |
| Score | 1 | Très favorable à un moindre financement     | Oui tout à fait  | Non pas du tout  | Oui tout à fait  | Non pas du tout  |
|       | 2 | Favorable à un moindre financement          | Oui plutôt   | Non plutôt pas   | Oui plutôt   | Non plutôt pas   |
|       |   | Favorable à un surcroit de financement      | Non plutôt pas   | Oui plutôt   | Non plutôt pas   | Oui plutôt   |
|       | 4 | Très favorable à un surcroit de financement | Non pas du tout  | Oui tout à fait  | Non pas du tout  | Oui tout à fait  |

En dehors de la régression linéaire, on utilise une variable à 3 valeurs : 1 ne soutient pas la protection sociale (accepte une baisse de prestations ou refuse strictement une hausse), 2 réponse plus neutre / *statu quo* ou indécision (refuse plutôt une baisse ou refuse plutôt une hausse) et 3 soutien aux prestations de la protection sociale (refuse totalement la baisse ou accepte la hausse de prestation). Cela nous permet de prendre en compte la structure des réponses et d'estimer des coefficients plus robustes et plus facilement lisibles. Les *odds ratios* indiquent le risque relatif de se retrouver dans une catégorie supérieure de soutien. Un *odd ratio* supérieur à 1 signifie que la catégorie ou la variable a un effet positif sur le soutien à la protection sociale ; un effet inférieur à 1, l'inverse.

**Table 2. Logit ordonné : croisement du niveau de vie et de la formulation**

|                             | Assurance<br>maladie | Retraite  | Alloc<br>familiales | Alloc<br>chômage |
|-----------------------------|----------------------|-----------|---------------------|------------------|
| Indépendant                 | 1.017                | 0.821     | 1.022               | 0.96             |
| CDI temps plein             | 1                    | 1         | 1                   | 1                |
| Contrat précaire            | 1.270**              | 1.012     | 1.386***            | 1.315***         |
| Retraité                    | 1.002                | 1.003     | 0.998               | 0.988            |
| Autres inactifs             | 1.284**              | 1.067     | 1.486***            | 1.375***         |
| 18 à 24 ans                 | 1                    | 1         | 1                   | 1                |
| 25 à 34 ans                 | 1.202                | 1.291*    | 1.583***            | 1.603***         |
| 35 à 49 ans                 | 1.064                | 0.979     | 1.119               | 1.192            |
| 50 à 64 ans                 | 1.029                | 1.22      | 1.17                | 1.218            |
| 65 ans et +                 | 1.267                | 1.263     | 1.133               | 1.153            |
| Homme                       | 1                    | 1         | 1                   | 1                |
| Femme                       | 1.024                | 1.11      | 1.046               | 1.083            |
| Quintiles niveau de vie     | 0.931                | 0.922*    | 0.800***            | 0.854***         |
| A x Quintiles niveau de vie | 1                    | 1         | 1                   | 1                |
| B x Quintiles niveau de vie | 1.143**              | 1.145**   | 1.221***            | 1.222***         |
| C x Quintiles niveau de vie | 0.975                | 1.027     | 1.032               | 0.996            |
| D x Quintiles niveau de vie | 0.97                 | 0.963     | 1.063               | 1.064            |
| A                           | 1                    | 1         | 1                   | 1                |
| Questionnaire B             | 0.0246***            | 0.0308*** | 0.0321***           | 0.0287***        |
| Questionnaire C             | 1.132                | 1.168     | 0.982               | 1.167            |
| Questionnaire D             | 0.108***             | 0.190***  | 0.113***            | 0.120***         |
| cut1                        | 0.0393***            | 0.0391*** | 0.0570***           | 0.0565***        |
| cut2                        | 0.168***             | 0.126***  | 0.271***            | 0.257***         |
| cut3                        | 0.779                | 0.625**   | 1.004               | 1.098            |
| Observations                | 3911                 | 3866      | 3800                | 3822             |
| Pseudo R2                   | 0.18                 | 0.167     | 0.149               | 0.155            |

\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

Note : *Odds ratios*. Pour l'assurance maladie, l'*odd ratio* des contrats précaires est de 1.27, ce qui signifie que les contrats précaires ont 27% de chance de plus de soutenir l'assurance maladie (refuser la baisse ou accepter la hausse) que les CDI à temps plein. A l'inverse, le niveau de vie a un *odd ratio* de 0.85 pour l'assurance chômage : passer d'un quintile de niveau de vie à celui du dessus diminue le soutien aux allocations chômage de 15% (le quintile supérieur a 15% de chance de plus d'accepter une hausse ou de refuser une baisse). Résultat : l'écart entre l'effet revenu en fonction de la formulation est significatif seulement pour le questionnaire B. Le changement de formulation ne modifie donc pas la polarisation des réponses en fonction du revenu sauf pour le questionnaire B. Source : Baromètre Drees BVA 2020.



### A.3 Croisement formulation et caractéristiques individuelles

**Table 3. Logit ordonné : croisement de la PCS et de la formulation**

|                         | Assurance<br>maladie | Retraite  | Alloc<br>familiales | Alloc<br>chomages |
|-------------------------|----------------------|-----------|---------------------|-------------------|
| Agri ACCE               | 1.158                | 0.662     | 1.332               | 1.18              |
| Libéral Cadre et PI     | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| Employé Ouvrier         | 1.249                | 0.983     | 1.603***            | 1.236             |
| Autre inactif           | 1.443*               | 0.962     | 2.669***            | 1.904***          |
| Retraité                | 1.245                | 1.429*    | 1.35                | 1.169             |
| 18 à 24 ans             | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| 25 à 34 ans             | 1.134                | 1.223     | 1.491***            | 1.507***          |
| 35 à 49 ans             | 1.003                | 0.909     | 1.068               | 1.129             |
| 50 à 64 ans             | 0.983                | 1.154     | 1.079               | 1.131             |
| 65 ans et +             | 1.222                | 1.206     | 1.029               | 1.069             |
| Homme                   | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| Femme                   | 1.034                | 1.106     | 1.064               | 1.098             |
| B x Agri ACCE           | 0.624                | 0.812     | 0.816               | 0.652             |
| B x Libéral Cadre et PI | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| B x Employé Ouvrier     | 0.650*               | 0.608**   | 0.521***            | 0.625*            |
| B x Autre inactif       | 0.839                | 0.813     | 0.523**             | 0.610*            |
| B x Retraité            | 0.442***             | 0.273***  | 0.492***            | 0.513***          |
| C x Agri ACCE           | 0.878                | 1.398     | 0.737               | 0.608             |
| C x Libéral Cadre et PI | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| C x Employé Ouvrier     | 1.12                 | 0.944     | 0.988               | 1.097             |
| C x Autre inactif       | 0.788                | 0.849     | 0.713               | 0.81              |
| C x Retraité            | 1.097                | 0.819     | 1.385               | 1.143             |
| D x Agri ACCE           | 0.467*               | 0.902     | 0.473*              | 0.476*            |
| D x Libéral Cadre et PI | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| D x Employé Ouvrier     | 0.785                | 0.773     | 0.534***            | 0.649*            |
| D x Autre inactif       | 0.894                | 1.001     | 0.555**             | 0.676             |
| D x Retraité            | 0.741                | 0.692     | 0.539***            | 0.726             |
| Questionnaire A         | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| Questionnaire B         | 0.0538***            | 0.0767*** | 0.0948***           | 0.0782***         |
| Questionnaire C         | 1.024                | 1.378*    | 1.037               | 1.13              |
| Questionnaire D         | 0.120***             | 0.200***  | 0.217***            | 0.194***          |
| Quintiles niveau de vie |                      | 0.930***  |                     |                   |
| Observations            | 3924                 | 3879      | 3813                | 3835              |
| Pseudo R2               | 0.181                | 0.17      | 0.147               | 0.154             |

\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01.

Note : Odds ratios. Pour l'assurance maladie, l'odd ratio du questionnaire B est de 0.05 ce qui signifie que les répondants au questionnaire B ont 95% de chance de plus de refuser la hausse des prestations (moins soutenir) que les répondants au questionnaire A. Résultats : Les réponses sont relativement stables à l'exception des réponses pour les allocations familiales et pour le questionnaire B. Le soutien aux allocations familiales est très polarisé selon les formulations A et C (odds ratios très élevé : les inactifs soutiennent 2.7 fois plus les allocations familiales que les professions libérales, les cadres et les professions intermédiaires) tandis que lorsqu'on propose une hausse des prestations (questionnaire B et D), les réponses sont beaucoup plus homogènes.

**Table 4. Logit ordonné : croisement du diplôme et de la formulation**

|                         | Assurance<br>maladie | Retraite  | Alloc<br>familiales | Alloc<br>chomages |
|-------------------------|----------------------|-----------|---------------------|-------------------|
| main                    |                      |           |                     |                   |
| inf bac                 | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| bac                     | 0.82                 | 0.861     | 0.742*              | 0.733*            |
| sup bac                 | 1.005                | 0.763*    | 0.868               | 0.85              |
| 18 à 24 ans             | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| 25 à 34 ans             | 1.072                | 1.218     | 1.352**             | 1.414***          |
| 35 à 49 ans             | 0.935                | 0.907     | 0.933               | 1.032             |
| 50 à 64 ans             | 0.929                | 1.141     | 1.008               | 1.085             |
| 65 ans et +             | 1.113                | 1.201     | 0.93                | 0.995             |
| Homme                   | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| Femme                   | 1.041                | 1.128*    | 1.069               | 1.1               |
| Quintiles niveau de vie | 0.915***             | 0.944**   | 0.817***            | 0.867***          |
| B x inf bac             | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| B x bac                 | 1.596**              | 1.480*    | 1.735**             | 1.922***          |
| B x sup bac             | 1.606**              | 2.116***  | 1.962***            | 2.155***          |
| C x inf bac             | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| C x bac                 | 0.995                | 0.782     | 1.36                | 1.760**           |
| C x sup bac             | 1.032                | 1.252     | 1.224               | 1.378             |
| D x inf bac             | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| D x bac                 | 1.313                | 1.024     | 1.331               | 1.388             |
| D x sup bac             | 0.994                | 1.12      | 1.371               | 1.318             |
| Questionnaire A         | 1                    | 1         | 1                   | 1                 |
| Questionnaire B         | 0.0279***            | 0.0326*** | 0.0403***           | 0.0343***         |
| Questionnaire C         | 1.037                | 1.25      | 0.931               | 0.896             |
| Questionnaire D         | 0.0929***            | 0.162***  | 0.113***            | 0.120***          |
| cut1                    | 0.0302***            | 0.0353*** | 0.0419***           | 0.0430***         |
| cut2                    | 0.130***             | 0.114***  | 0.198***            | 0.195***          |
| cut3                    | 0.596***             | 0.563***  | 0.733**             | 0.826             |
| Observations            | 3910                 | 3865      | 3798                | 3821              |
| Pseudo R2               | 0.18                 | 0.167     | 0.149               | 0.155             |

\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01.

Note : Odds ratios. Pour l'assurance maladie, l'odd ratio des répondants du questionnaire B ayant le bac par rapport aux non-bachelier est de 1.6 ce qui signifie que l'écart de soutien entre bachelier et non bachelier pour le questionnaire B est de 60% plus élevé que pour le questionnaire A pour l'assurance maladie. Comme les coefficients du questionnaire A sont proches de 1 et non significatifs, on peut déduire que le diplôme a un effet seulement sur le questionnaire B : les bacheliers ont 60% de chance de plus de soutenir l'assurance maladie que les non-bachelier. Ce résultat se retrouve sur l'ensemble des branches. Autrement dit on n'observe pas ou peu de polarisation en fonction du diplôme pour les formulations A C et D. Au contraire pour la formulation B on observe une polarisation plus nette qui consiste en un soutien plus fort à la protection sociale chez les plus diplômés.

**Table 5. Logit ordonné par grand risque**

|                    | AM                    | Retraite              | Famille               | Chômage               | Handicap              | Dépendance            | Logement              |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Tranche d'âge      | 1.130***<br>-7.66     | 1.186***<br>-10.4     | 1.120***<br>-6.99     | 1.136***<br>-7.89     | 1.117***<br>-6.8      | 1.134***<br>-7.73     | 1.084***<br>-4.08     |
| Tranche de revenu  | 0.932***<br>(-7.51)   | 0.931***<br>(-7.40)   | 0.885***<br>(-12.74)  | 0.902***<br>(-10.83)  | 0.927***<br>(-7.86)   | 0.929***<br>(-7.67)   | 0.870***<br>(-11.89)  |
| Femme              | 1.208***<br>-6.68     | 1.213***<br>-6.64     | 1.130***<br>-4.26     | 1.161***<br>-5.17     | 1.148***<br>-4.78     | 1.139***<br>-4.52     | 1.113***<br>-3.03     |
| Statut d'emploi    |                       |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
| Salarié du public  | 1                     | 1                     | 1                     | 1                     | 1                     | 1                     | 1                     |
| Salarié privé      | 1.028<br>-0.61        | 1.011<br>-0.23        | 1.01<br>-0.21         | 1.006<br>-0.14        | 1.01<br>-0.22         | 0.999<br>(-0.02)      | 1.014<br>-0.25        |
| Indép sans salarié | 0.971<br>(-0.37)      | 0.961<br>(-0.50)      | 0.936<br>(-0.83)      | 0.912<br>(-1.14)      | 1.141<br>-1.62        | 1.07<br>-0.84         | 0.863<br>(-1.51)      |
| Employeur          | 0.750***<br>(-2.72)   | 0.795**<br>(-2.13)    | 0.680***<br>(-3.50)   | 0.693***<br>(-3.32)   | 0.859<br>(-1.41)      | 0.836<br>(-1.64)      | 0.659***<br>(-3.02)   |
| Chomeur            | 1.167**<br>-2.38      | 1.098<br>-1.41        | 1.264***<br>-3.6      | 1.425***<br>-5.4      | 1.191***<br>-2.65     | 1.167**<br>-2.34      | 1.250***<br>-2.64     |
| Inactif            | 1.178***<br>-2.82     | 1.059<br>-0.97        | 1.213***<br>-3.33     | 1.170***<br>-2.69     | 1.148**<br>-2.34      | 1.172***<br>-2.7      | 1.282***<br>-3.4      |
| Retraité           | 1.143**<br>-2.41      | 1.188***<br>-3.03     | 1.083<br>-1.42        | 1.018<br>-0.32        | 1.038<br>-0.66        | 1.005<br>-0.09        | 1.074<br>-1.03        |
| diplome            | 0.939***<br>(-5.71)   | 0.932***<br>(-6.24)   | 0.917***<br>(-7.75)   | 0.931***<br>(-6.38)   | 0.976**<br>(-2.19)    | 0.970***<br>(-2.74)   | 0.922***<br>(-5.86)   |
| cut1               | 0.0593***<br>(-32.82) | 0.0644***<br>(-31.11) | 0.0618***<br>(-32.33) | 0.0640***<br>(-31.93) | 0.0682***<br>(-30.75) | 0.0628***<br>(-31.59) | 0.0479***<br>(-28.66) |
| cut2               | 0.310***<br>(-14.38)  | 0.327***<br>(-13.40)  | 0.301***<br>(-14.52)  | 0.319***<br>(-13.87)  | 0.354***<br>(-12.48)  | 0.357***<br>(-12.41)  | 0.224***<br>(-14.72)  |
| cut3               | 1.073<br>-0.87        | 1.093<br>-1.08        | 0.973<br>(-0.34)      | 1.096<br>-1.12        | 1.182**<br>-2.02      | 1.229**<br>-2.5       | 0.743***<br>(-2.96)   |
| Observations       | 18713                 | 18207                 | 17345                 | 17429                 | 17557                 | 17610                 | 11656                 |
| pseudo-R2          | 0.0108                | 0.0155                | 0.0153                | 0.0131                | 0.00651               | 0.00702               | 0.016                 |

\* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01.

Note : Odds ratios. Question : Accepteriez-vous la baisse de cette prestation en échange d'une baisse de vos impôts ? La réponse 1 est "Oui tout à fait" ; la réponse 4 est "Non pas du tout". Un OR supérieur à 1 équivaut donc à une propension supérieure à se dire opposé à une baisse de la prestation et des prélèvements.

### A.4 Effet substantif des caractéristiques individuelles

Les Figures 7a à 7 e rendent compte de la probabilité prédite par le modèle de refuser la baisse pour un individu ayant les caractéristiques moyennes de l'échantillon sauf pour une des variables (âge, sexe, PCS, revenu, diplôme). Le graphique permet donc de lire comment la probabilité prédite évolue lorsque les modalités de la variable concernée changent.

Figure 7a

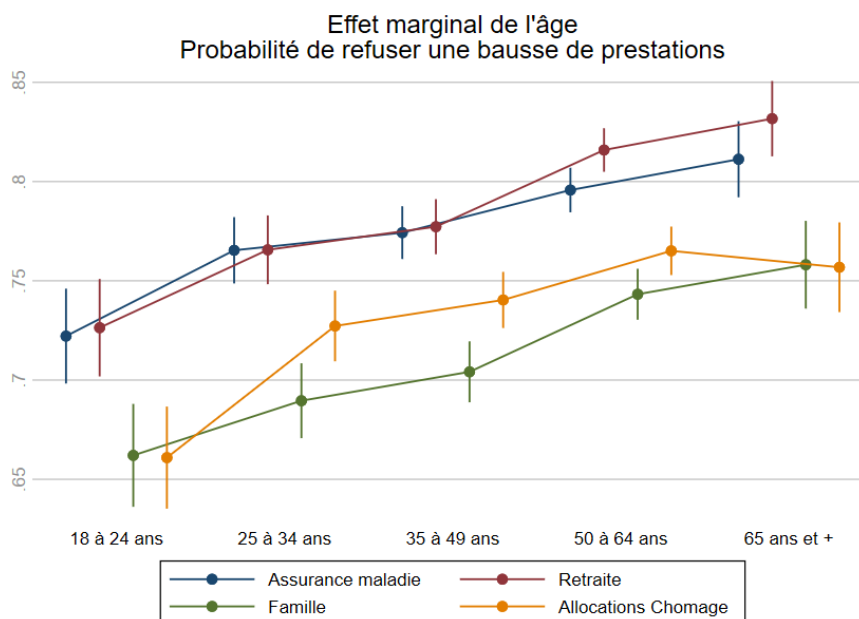
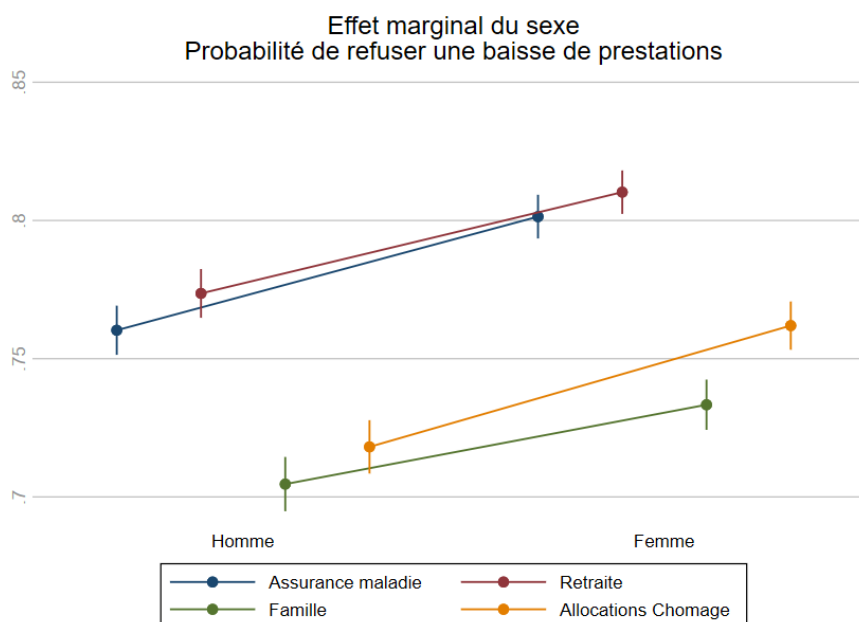
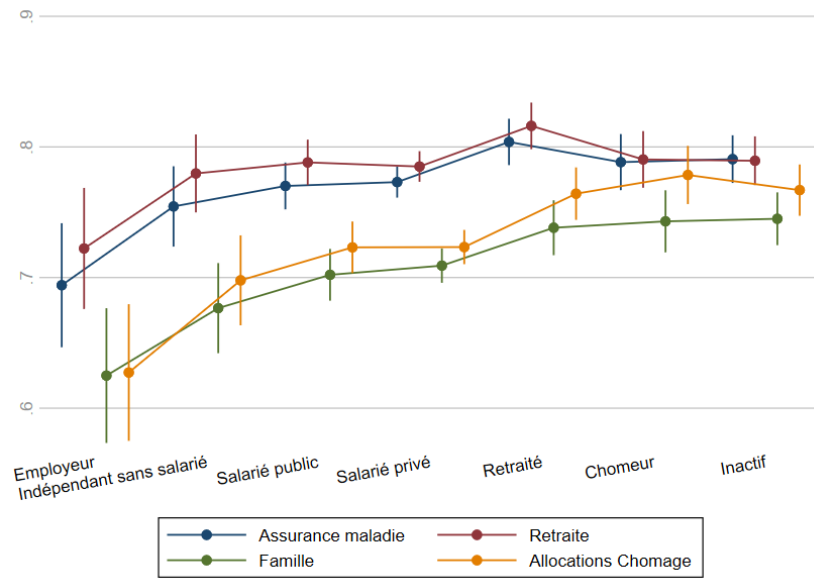


Figure 7b



**Figure 7c. Effet marginal du statut sur la probabilité de s’opposer à une baisse des prélèvements et prestations**



**Figure 7d**

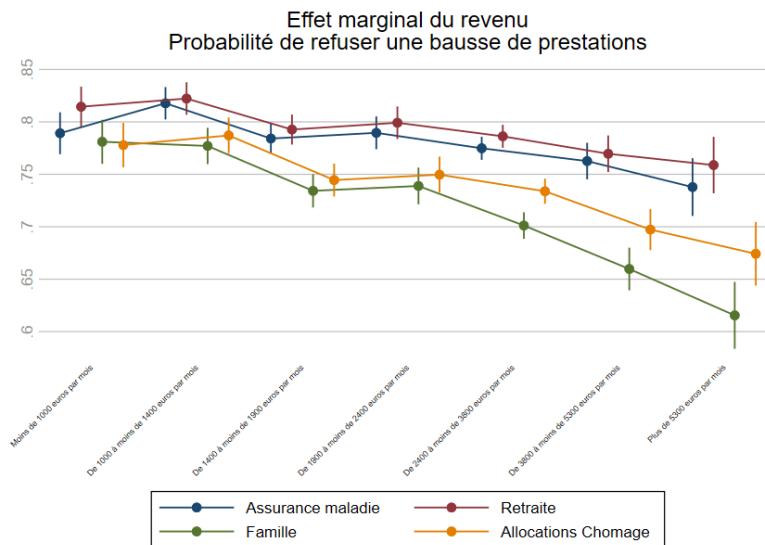


Figure 7e. Effet marginal du diplôme

