



Les déterminants du soutien au financement de la protection sociale : une étude sur les données du baromètre DREES

Florian Baudoin, Elvire Guillaud, Michaël Zemmour

► To cite this version:

Florian Baudoin, Elvire Guillaud, Michaël Zemmour. Les déterminants du soutien au financement de la protection sociale : une étude sur les données du baromètre DREES. 2023. hal-04170768

HAL Id: hal-04170768

<https://sciencespo.hal.science/hal-04170768>

Preprint submitted on 25 Jul 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

LIEPP Working Paper
Juillet 2023, n°149

Les déterminants du soutien au financement de la protection sociale : une étude sur les données du baromètre DREES

Florian BAUDOUIN

Economix, Université Paris Nanterre ;
LIEPP, Sciences Po
florian.bd@free.fr

Elvire GUILLAUD

Centre d'Economie de la Sorbonne, Université Paris 1 ;
LIEPP, Sciences-Po
Elvire.guillaud@univ-paris1.fr

Michaël ZEMMOUR

Centre d'Economie de la Sorbonne, Université Paris 1 ;
LIEPP, Sciences-Po
Michael.zemmour@sciences-po.fr



Distributed under a Creative Commons Attribution License.

www.sciencespo.fr/liepp

Comment citer cette publication :

BAUDOUIN, Florian, GUILLAUD, Elvire, ZEMMOUR, Michaël, **Les déterminants du soutien au financement de la protection sociale : une étude sur les données du baromètre DREES**, Sciences Po LIEPP Working Paper n°149, 2023-07-25.

Les déterminants du soutien au financement de la protection sociale :

Une étude sur les données du baromètre DREES^{1,2}

Florian Baudouin, Economix (Paris Nanterre), LIEPP (Sciences Po)

Elvire Guillaud, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne (CES) et Sciences-Po (LIEPP)³

Michaël Zemmour, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne (CES) et Sciences-Po (LIEPP)⁴

RÉSUMÉ

À l'aide du baromètre d'opinion de la DREES, nous étudions la soutenabilité politique du financement de la protection sociale en France depuis 20 ans. Dans une première analyse méthodologique, nous montrons l'influence de la formulation des questions sur les opinions exprimées et mesurons l'importance du biais de statu quo dans les réponses exprimées en niveau. À la lumière de ces éléments, nous exploitons dans la suite de l'article les variations d'opinions entre individus et au fil du temps pour dégager un certain nombre de résultats robustes.

Les assurances maladie et retraite, dont le financement est affecté et la couverture quasi universelle, sont celles qui sont le plus fortement soutenues. Au niveau individuel, le soutien au financement d'une prestation est d'autant plus fort qu'on est concerné (directement ou indirectement) par le risque couvert et qu'on y est éligible.

Dans un contexte général pourtant marqué par la défiance vis-à-vis de l'impôt, nous n'observons pas de signe d'une « révolte des cotisants ». Au contraire, l'opposition à la baisse conjointe des prélèvements et des prestations est de plus en plus large. De plus, les épisodes de hausse des cotisations identifiés sur les vingt dernières années ne provoquent pas de changement d'opinion chez les assurés, tant que ces hausses sont graduelles et concernent des prestations auxquelles ils sont éligibles.

¹ Cette recherche a été financée conjointement par l'EN3S, le HCFiPS et Sciences Po dans le cadre d'une convention de recherche. Elle bénéficie du soutien apporté par l'ANR et l'État au titre du programme d'Investissements d'avenir dans le cadre du LABEX LIEPP (ANR-11-LABX-0091, ANR-11-IDEX-0005-02) et de l'IdEx Université Paris Cité (ANR-18-IDEX-0001).

² Nous remercions pour leurs remarques et conseils avisés Christophe Albert, Laurent Caussat, Nathalie Guilhemmet, Sébastien Grobon, Bruno Palier, Muriel Roger, Alexis Spire, les participants au séminaire STEP de l'Université Paris 1, à la journée d'étude « Inégalités et vote » organisée par l'Université Paris 8, au séminaire de clôture du projet ANR MaRiSa, les membres du groupe de travail du COR, ainsi que les membres du HCFiPS auxquels des versions préliminaires de ce travail ont été présentées. Les choix de l'article et les erreurs qui pourraient subsister restent bien évidemment de la responsabilité des auteurs.

³ Elvire.guillaud@univ-paris1.fr

⁴ 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 social insurance 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'impopularité 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 États sociaux bismarckiens par le lien existant entre prélèvements et prestations (Esping-Andersen, 1996 p.68).

Par ailleurs, les travaux sur les opinions soulignent que, si les individus préfèrent dans l'absolu payer moins de prélèvements obligatoires, les réponses aux enquêtes varient sensiblement lorsqu'ils sont placés en face de l'arbitrage tel qu'il se pose réellement (Bussemeyer et al. 2018). La littérature nous enseigne également que les ressorts du soutien individuel aux politiques publiques diffèrent selon la politique considérée (Bussemeyer & Guillaud 2023) : le revenu, la catégorie socio-professionnelle et l'âge déterminent largement les opinions vis-à-vis des politiques de protection sociale comme les retraites, tandis que l'âge et le diplôme déterminent le soutien aux politiques d'éducation ou aux politiques actives du marché du travail par exemple. 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 : Quels sont les facteurs déterminants du soutien au financement de la protection sociale, à la fois individuels (caractéristiques socio-économiques, exposition au risque) et institutionnels (caractéristiques des prestations, des prélèvements) ? Observe-t-on des signes précurseurs d'une « révolte du cotisant » concernant la protection sociale ? Les épisodes de hausse des prélèvements sociaux que la France a connus au cours des vingt dernières années ont-ils 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 le sujet : 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*, quelle 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 de formulation est propre à renverser la majorité des opinions déclarées concernant la nécessité d'augmenter ou non les dépenses sociales.

Sur le plan empirique, les principaux résultats sont les suivants : les assurances maladie et retraites qui ont en commun d'avoir des financements affectés et un taux de couverture très large sont les deux dispositifs les plus soutenus. Les dispositifs chômage, famille et logement dont le taux de couverture ou le nombre de bénéficiaires est plus restreint reçoivent un soutien moins important. Les dispositifs handicap et dépendance sont dans une position intermédiaire mais leur soutien s'est affirmé au cours de la dernière décennie. Sans surprise, plus une personne est directement ou indirectement concernée par un risque social, plus son soutien au dispositif associé est élevé.

Du début des années 2000 à 2020, on n'observe pas dans les données de « révolte du cotisant » concernant la protection sociale en général ; de plus, le soutien au financement des différents risques, en particulier retraite et santé, a sensiblement augmenté de 2014 à 2016, pour se stabiliser à un niveau élevé de 2016 à 2020. Le soutien à la protection sociale avait davantage augmenté chez les plus âgés au début des années 2000, il augmente davantage chez les plus jeunes depuis le milieu des années 2010, qui tendent à rattraper ainsi leurs aînés à des niveaux de soutien élevés.

Cela n'implique pas de consensus dans la population pour autant : le revenu et le diplôme déterminent clairement le soutien au financement des différents risques, les plus aisés soutenant moins le système que les plus modestes. De plus, les personnes les plus en faveur de prestations exclusives (restreintes aux seuls cotisants) sont également les personnes les plus enclines à accepter une baisse des prestations et des prélèvements, tandis que l'inclusivité des prestations est corrélée à une forte adhésion à la protection sociale.

Enfin, nos analyses menées sur une série de réformes survenues depuis le début des années 2000 montrent que les hausses de faible ampleur des prélèvements sociaux, affectés au maintien des prestations sociales, ne provoquent aucun mouvement d'opinion particulier en défaveur de la protection sociale chez les salariés qui les supportent. La variété de réformes étudiées nous permet en outre de conclure qu'une réforme, visant à augmenter le budget de la protection

sociale sans maintenir au moins symboliquement le lien entre prélèvements et droits, pourrait conduire à une intensification des clivages dans la population.

Le papier est organisé comme suit. La **section 2** présente les données du baromètre, le choix des questions étudiées et 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, et dresse des profils statistiques des répondants et de leurs opinions à l'aide d'analyses en composantes multiples. La **section 4** conduit des analyses économétriques en différence de différence pour tester la présence de changement d'opinion concernant le financement de la protection sociale au sein de groupes spécifiquement concernés par une réforme des prélèvements. La **section 5** conclut et tire les enseignements de l'analyse en termes de politique publique.

2. Données et méthode

2.1. Le baromètre d'opinion de la Drees

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).⁵ 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 multiscalaire 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). Cela est dû à la précision de ses questions. En effet, il ne s'agit pas simplement de se dire favorable ou défavorable à la redistribution ou au rôle de l'État (au sens de puissance publique). 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.). Cette distinction est précieuse 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, le baromètre DREES 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

⁵ 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.

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.

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, relativement peu de travaux de recherche (en particulier sur des sujets de protection sociale) ont utilisé ces données. 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 proches 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 B) 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).

Dans la section 3, nous tirons également parti de questions complémentaires (listées en annexe) portant sur le niveau du financement de la protection sociale, l'arbitrage entre réduction du déficit de la Sécurité sociale et maintien du niveau actuel des prestations sociales, le niveau des cotisations patronales, la baisse conjointe des prélèvements et prestations chômage, le ciblage des allocations chômage et des variables socio-démographiques (revenu, diplôme, âge, sexe, statut d'emploi). À partir du croisement des questions, nous cherchons notamment à identifier les liens entre acceptation des prélèvements, opinion sur les critères d'éligibilité aux prestations sociales (inclusives ou exclusives) et situation personnelle des individus.

2.3. L'influence de la formulation des questions sur les réponses exprimées

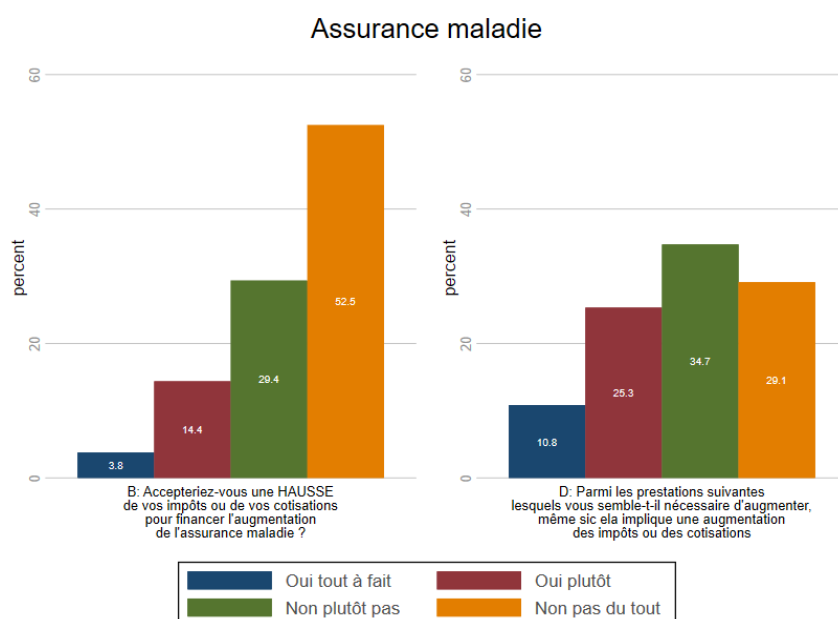
Nous présentons ici les résultats concernant les risques maladie et retraite.⁶ On observe dans les figures 1a et 1b que le changement important de formulation modifie significativement les réponses.⁷ Le passage de la formulation « une hausse de vos impôts et prélèvements » à la formulation « vous semble-t-il 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.⁸ 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 proche, mais dont les implications et la réception ne sont pas les mêmes.

⁶ 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.

⁷ 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 toutefois exploiter les réponses aux différentes questions pour les individus présentant les mêmes caractéristiques individuelles, par une approche en pseudo panel. C'est ce que nous faisons dans l'analyse complémentaire présentée en annexe : nos conclusions sont inchangées.

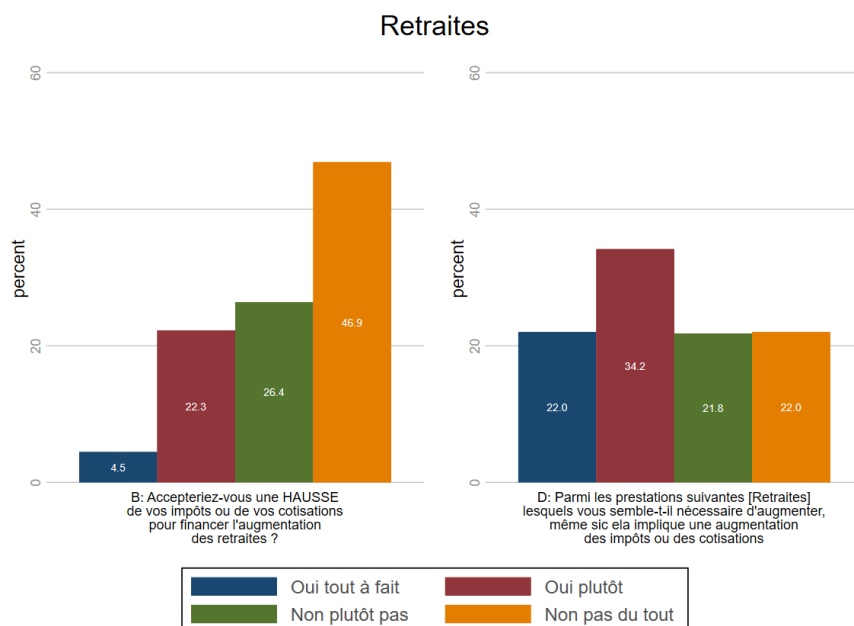
⁸ Pour simplifier la lecture, tous les résultats sont présentés sur les opinions exprimées : les modalités « non concerné » ou « ne se prononce pas », qui représentent moins de 5 % des réponses, sont exclues.

Figure 1a. Comparaison des réponses aux questionnaires B et D (soutien à la hausse), 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 ayant exprimé une opinion ont répondu « Non, pas du tout ».

Figure 1 b. Comparaison des réponses aux questionnaires B et D (soutien à la hausse), retraites



Cependant, le changement de formulation n'a pas un effet systématique lorsque la modification est faible. Les figures 2a et 2 b montrent qu'il n'y a pas de changement dans la répartition des réponses des questionnaires A et C concernant la maladie. Pour 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 %). Mais dans les deux cas, ce qui est remarquable, c'est la très forte opposition à la baisse (85 % pour la maladie, 86 % à 91 % dans le cas des retraites).

Figure 2a. Comparaison des réponses aux questionnaires A et C (soutien à la baisse), maladie

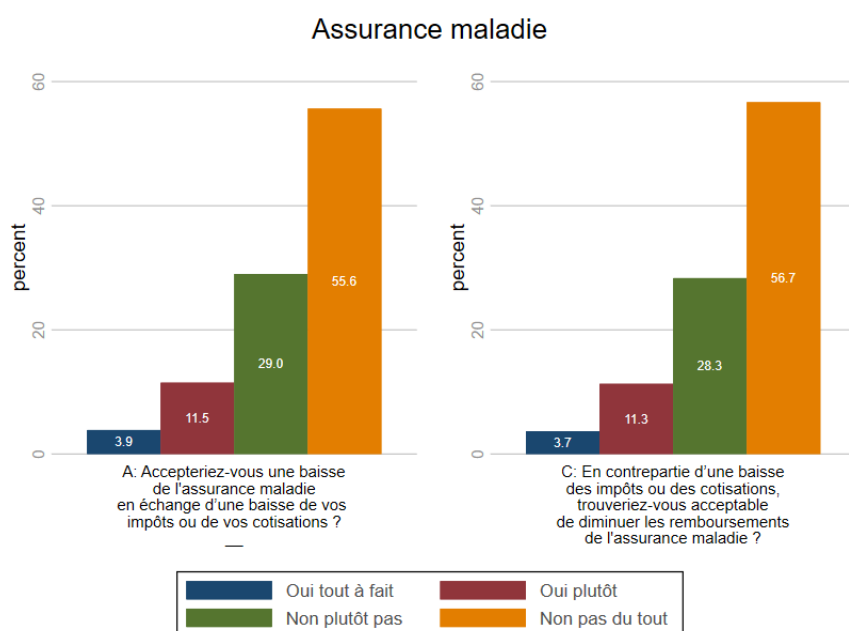
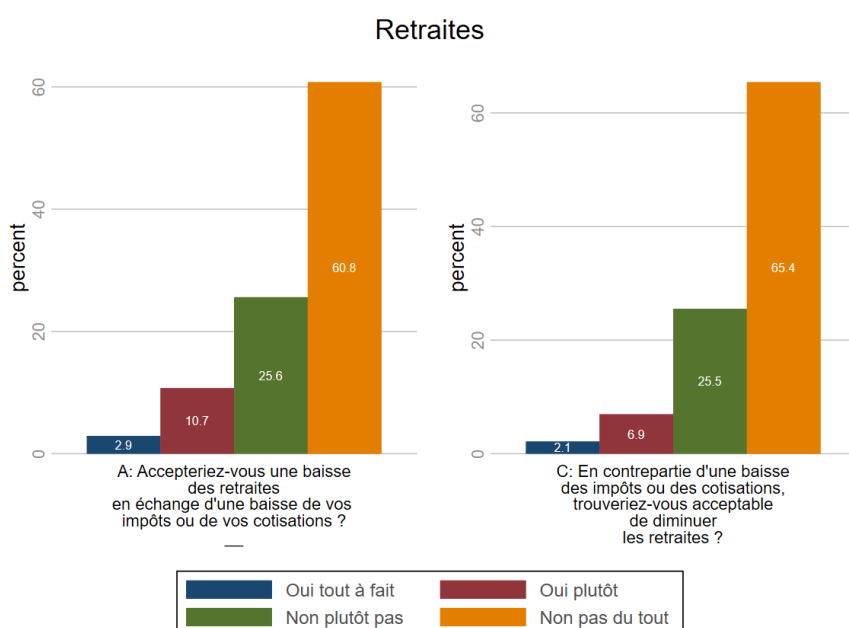


Figure 2 b. Comparaison des réponses aux questionnaires A et C (soutien à la baisse), retraites



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. Enfin, 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 (baisse) et B (hausse), maladie

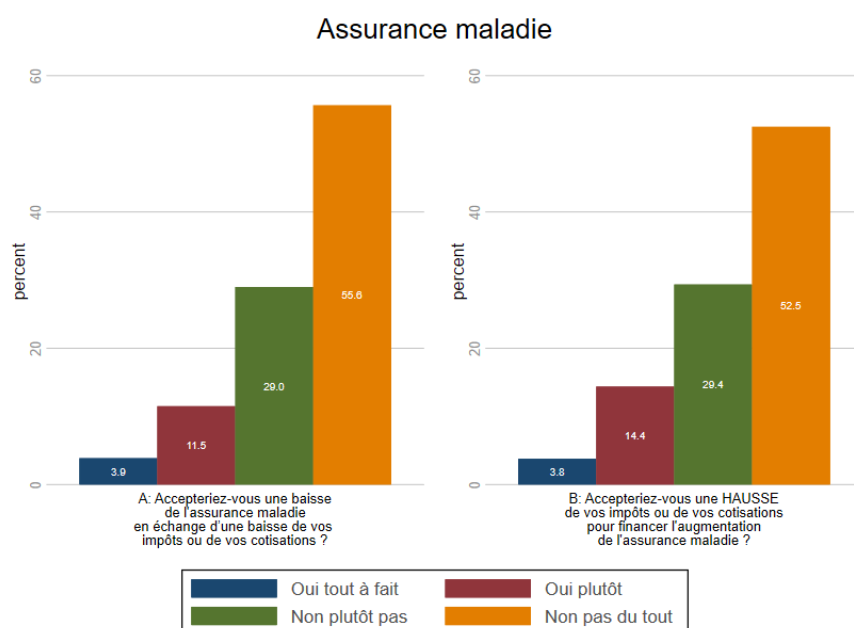
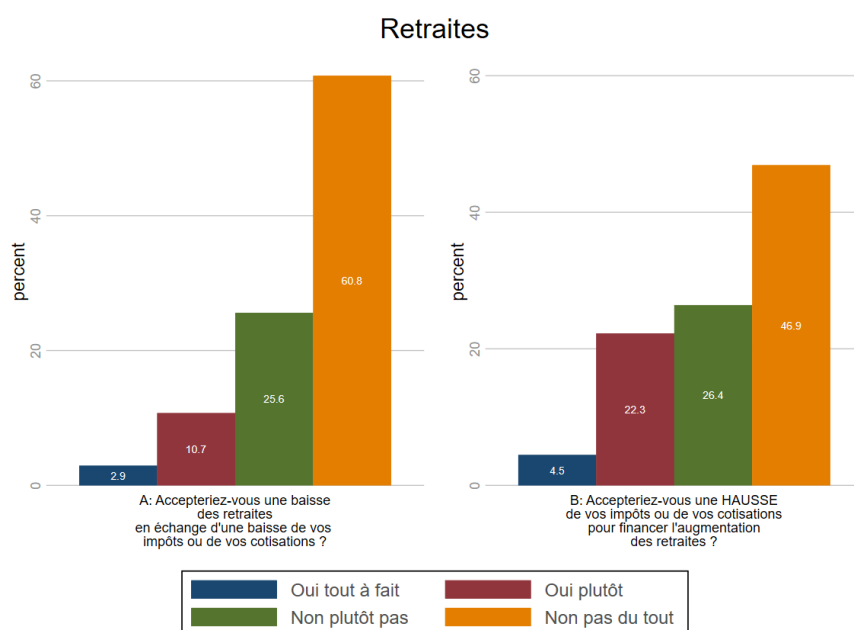


Figure 3 b. Comparaison des réponses aux questionnaires A (baisse) et B (hausse), retraites



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 ici, 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 favorables à une baisse, on aboutit au paysage suivant :

1. 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*.

2. 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.

En outre, 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. Un biais bien connu des enquêtes déclaratives est l'imposition de problématique : l'interprétation des réponses diffère selon qu'elles ont trait à des sujets largement présents dans le débat public ou, au contraire, sur lesquels les enquêtés ne s'interrogent pas (Bourdieu, 1973). Ainsi, ce biais de *statu quo* que nous observons peut-il avoir plusieurs interprétations (Gaxie, 1990) : les enquêtés sont-ils défiant vis-à-vis des propositions de réformes en général (aversion au changement), jugent-ils la situation actuelle satisfaisante (réel goût pour le *statu quo*) ou bien sont-ils simplement prudents dans leurs réponses face à des questions insuffisamment précises (prudence tactique) ? Le baromètre étudié ne nous permet pas de trancher entre ces trois alternatives.

2.4. Implications sur l'utilisation du baromètre

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 ? ».⁹

Les interprétations « en niveau » peuvent se faire plus facilement, si toutes les formulations conduisent à conforter une même interprétation. Par exemple, dans nos données il n'y a pas de signe annonciateur d'une « révolte du cotisant » ni de demande de désocialisation forte : aucune

⁹ 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.

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 négatifs 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 répondants 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 prédicteurs testés (ici les prédicteurs 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 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. Déterminants institutionnels et individuels du soutien

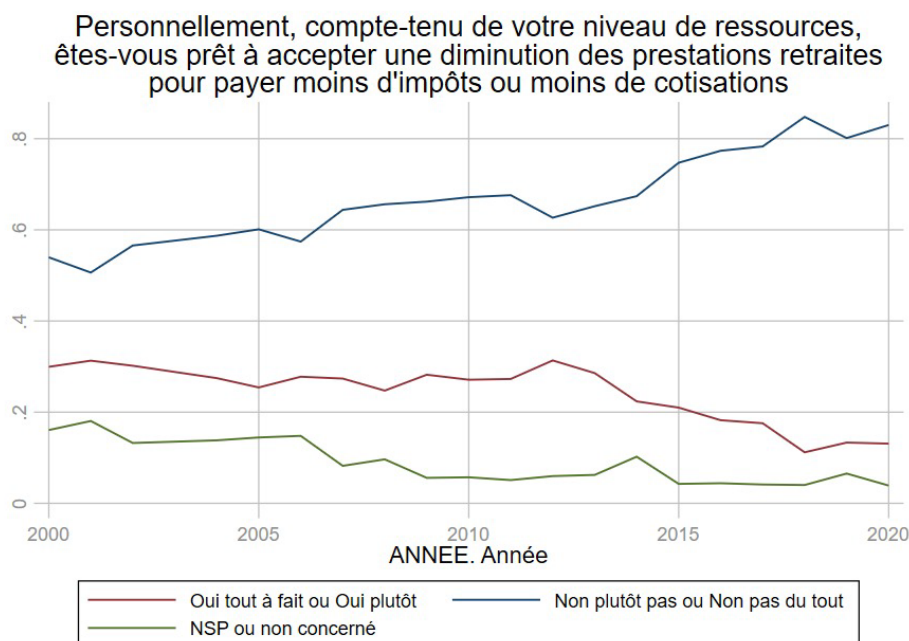
3.1. Tendance générale : un soutien croissant malgré les crises

Sur les deux dernières décennies, on ne trouve pas trace d'une quelconque « révolte du cotisant » ou d'une diminution du soutien à la protection sociale. La part de personnes totalement opposées à une baisse des prestations retraite 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. En outre, on note une baisse tendancielle des non-réponses (« ne sais pas/non concerné ») dans la question sur les retraites, que l'on pourrait sans doute expliquer par la vivacité du débat public sur le financement des retraites lors des réformes successives du système en France sur les deux dernières décennies.

En effet, la littérature en sciences sociales soutient que « les politiques (publiques) font la politique (le jeu politique) » : la participation démocratique et les politiques publiques se renforceraient mutuellement. Campbell (2003) montre par exemple comment le développement de la sécurité sociale aux Etats-Unis (notamment le programme Medicare pour les seniors) a contribué à faire passer les personnes âgées du statut de groupe d'âge le plus isolé à celui de groupe d'âge le plus actif sur le plan politique. Mais les effets de rétroaction ne sont pas toujours positifs : les bénéficiaires de l'aide sociale aux États-Unis, par exemple, participent moins que d'autres électeurs présentant des caractéristiques identiques mais ne bénéficiant pas de l'aide. Cela s'explique par le processus humiliant et privatif de droits qui consiste à prouver son éligibilité pour bénéficier des aides, et éloigne ainsi un peu plus ces populations du jeu politique.¹⁰

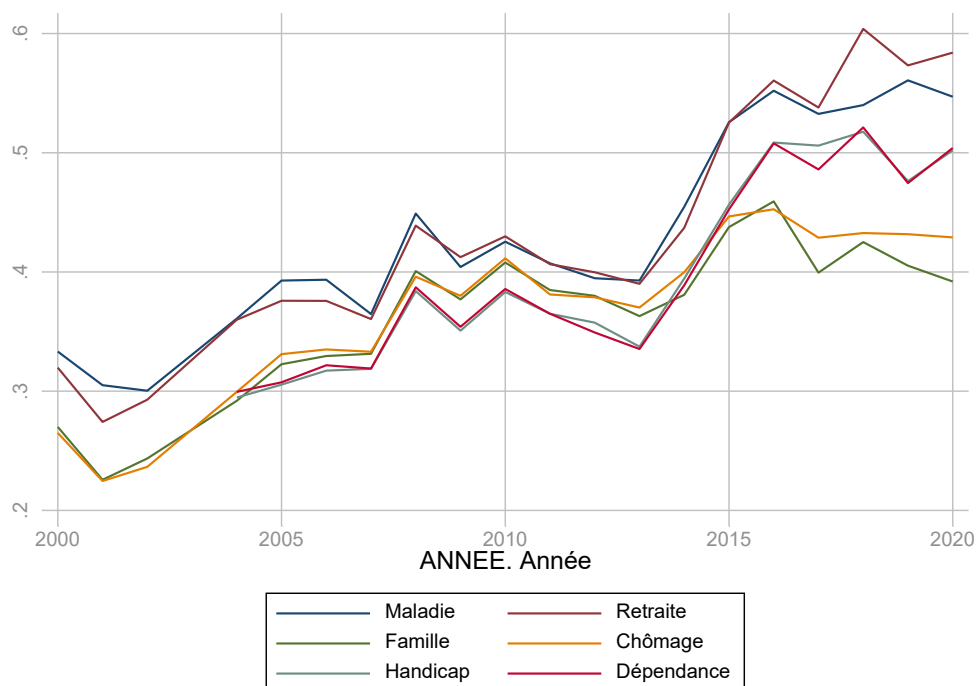
¹⁰ Voir aussi l'étude de Soss & Schram (2007) sur l'effet rétroactif contrasté des réformes de l'Etat social aux Etats-Unis, et les pistes de réflexion sur les conditions permettant d'observer ce phénomène.

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



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

Figure 5. Évolution de l'opposition à la baisse conjointe des prélèvements et prestations, par risque



Note : Part (en pourcentage) de réponse « Non pas du tout » à la question « Accepteriez-vous une baisse de la prestation suivante en échange d'une baisse de vos impôts ou de vos cotisations ? » pour les prestations maladie, retraites, famille, chômage, handicap et dépendance.

Lecture : En 2020, 50 % des répondants répondaient « Non pas du tout » à une proposition de baisse conjointe des prestations et prélèvements liés à la dépendance ou au handicap.

Dans quelle mesure cette tendance globale peut-elle être induite par le vieillissement démographique¹¹ ? Nous décomposons le soutien au système de protection sociale par tranche d'âge (**Figure 5bis**). Les effets de composition de la population ne sont pas la dynamique de premier ordre :

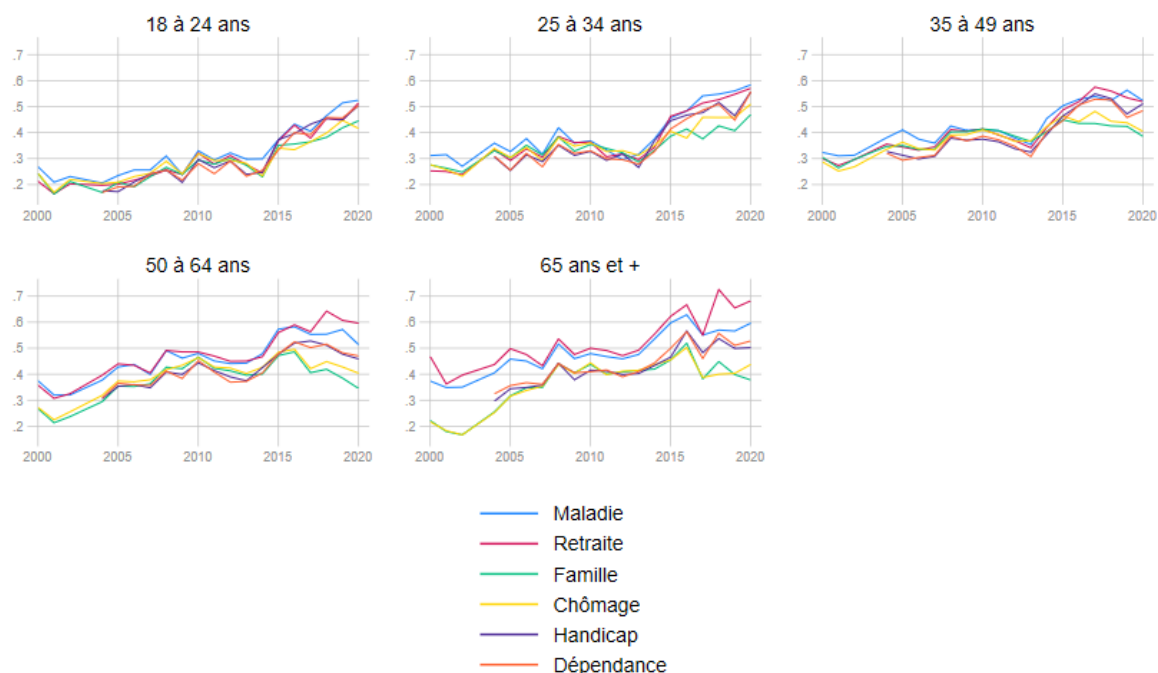
1/ La tendance croissante de l'opposition à une baisse conjointe des prestations et prélèvements concerne toutes les catégories d'âge et tous les risques sociaux.

2/ En 2020, tous les niveaux sont remarquablement hauts (50 % ou plus), sauf pour les risques chômage et famille qui sont nettement moins soutenus.

3/ Il existe une corrélation linéaire positive entre âge et opposition à la baisse des prestations (plus on est âgé, plus on s'oppose), sauf pour les risques chômage et famille (soutien plus important des moins de 35 ans et soutien moins fort des plus de 65 ans sur la période récente, post-2015).

4/ En revanche, les évolutions ne sont pas tout à fait synchrones entre tranches d'âge : au cours des années 2000, le soutien à la protection sociale (y compris le risque chômage) augmente plus fortement chez les plus de 50 ans et reste relativement stable chez les moins de 50 ans. À l'inverse après 2013, on observe un fort rebond du soutien à la protection sociale chez les catégories les plus jeunes, qui rattrapent progressivement le niveau de soutien des plus âgés.

Figure 5bis. Évolution de l'opposition à la baisse conjointe des prélèvements et prestations, par risque et par tranche d'âge



¹¹ Sur la période étudiée, il y a un net vieillissement de la population puisque la part des personnes interrogées de 50 à 64 ans passe de 19% à 25% de 2000 à 2020 et la part des plus de 65 ans de 17% à 23%.

3.2. Les déterminants institutionnels : l'inclusivité des prestations est corrélée à une forte adhésion à la protection sociale

Afin de tirer parti du très grand nombre de questions, nous croisons les réponses aux différentes questions pour mieux cerner l'opinion des individus vis-à-vis de la protection sociale.

Nous cherchons notamment à identifier les liens entre acceptation des prélèvements obligatoires, inclusivité ou exclusivité des prestations, et situation personnelle. Pour ce faire, nous avons donc recours à une analyse en composante multiple (ACM) qui permet de regrouper les réponses à différentes questions selon le profil des répondants (voir **Encadré 2**).

Encadré 2 : Méthode d'Analyse des Correspondances Multiples (ACM)

Au regard du grand nombre de questions disponibles dans l'enquête, il est judicieux d'effectuer des ACM afin de mieux comprendre la structure de l'opinion des enquêtés. Cette méthode permet de mettre en lumière non pas les réponses prises isolément pour chaque question, ni des statistiques descriptives bivariées, mais la structure générale de l'opinion.

Cette méthode a également le mérite de prendre en compte le niveau des réponses, mais surtout de tirer parti des différences entre individus, groupes d'individus ou groupe de réponses.

L'ACM est une méthode efficace pour croiser et représenter un grand nombre de variables qualitatives en analysant la fréquence des correspondances des réponses. Autrement dit, il s'agit de calculer une distance entre les individus en fonction de leurs réponses à différentes questions. Plus deux individus ont des réponses identiques, plus cette distance sera faible. Nous pouvons ainsi étudier la structuration de l'opinion plus précisément qu'avec des statistiques descriptives de croisement des variables deux à deux. On conçoit ainsi une opinion non pas en tant que réponse à une seule question, mais comme un ensemble de réponses faisant système.

Cependant, nous sommes toujours contraints dans la représentation des données. Il est ainsi nécessaire de hiérarchiser les dimensions afin de visualiser le maximum d'information sur le minimum de dimension. C'est pourquoi l'ACM utilise le concept d'inertie. L'inertie est analogue à la variance d'une variable, mais appliquée à un nuage de point de n dimensions. Le but est d'avoir le maximum d'inertie (ou d'information) sur les premières dimensions. Par construction, les dimensions sont hiérarchisées selon ce critère et la première dimension est donc toujours la dimension avec le plus d'inertie.

À partir de cette représentation (nuage de points des individus), on peut calculer la position des catégories de réponses pour chaque variable et sur chaque axe. C'est cette représentation que l'on utilisera principalement. Il s'agit du *centre de gravité* (barycentre) de la catégorie sur l'axe (cela s'approche d'une moyenne avec une pondération particulière).

Encadré 3 : Présentation des variables utilisées dans l'ACM

Dans cette ACM, nous évitons de prendre toutes les réponses aux questions par risque social, car il existe de fortes corrélations entre ces réponses. Ces corrélations sont de deux ordres. Un premier ordre est construit par le questionnaire, du fait des questions posées les unes à la suite des autres et de la même manière. Le second ordre est l'opinion des enquêtés, les questions portant sur des enjeux similaires pour les différents risques. Les individus adoptent *souvent* les mêmes modalités de réponse pour l'ensemble des risques (retraite, maladie, chômage...). Ces très fortes corrélations pourraient altérer notre représentation par ACM.

Nous évacuons ce problème en ne sélectionnant que les questions concernant l'assurance chômage, car les réponses y sont mieux réparties (contrairement aux risques maladie et vieillesse pour lesquels les catégories de rejet sont beaucoup plus faibles). Il faut garder en tête ce choix méthodologique dans l'interprétation des résultats. Nous complétons cette interprétation avec une analyse de l'hétérogénéité du soutien en fonction des risques dans les paragraphes suivants.

Table 2. Questions utilisées dans l'ACM

Variable	Énoncé de la question	Thème de la question
PS1_AB_4	A votre avis, les allocations chômage devraient-elles bénéficier...	Type d'allocations chômage
PS2_AB	Actuellement, les entreprises cotisent pour la protection sociale. Avec laquelle des trois propositions suivantes êtes-vous le plus d'accord ? A l'avenir...	Niveau des cotisations patronales
PS3_AB	La France consacre environ le tiers du revenu national au financement de la protection sociale. Considérez-vous que c'est...?	Niveau des dépenses de protection sociale
PS13_A_4	Accepteriez-vous une baisse de la prestation suivante en échange d'une baisse de vos impôts ou de vos cotisations ? \ Les allocations chômage	Niveau des allocations chômage
PS16_AB	Pour vous, quel est le plus important : 1\ Prendre des mesures pour réduire le déficit de la sécurité sociale 2\ Maintenir au niveau actuel les prestations sociales	Gestion du déficit de la protection sociale

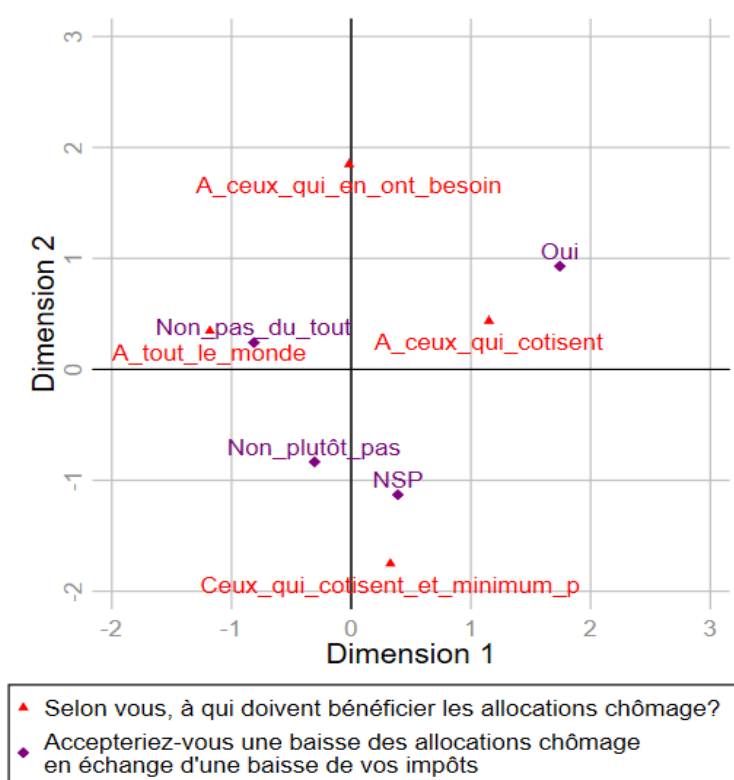
Résultats de l'ACM

Les figures 6 et 7 sont superposables : elles sont construites avec les mêmes variables et représentent donc le même espace de structuration des opinions. Dans cette partie, nous utilisons des questions générales sur « la protection sociale » et des questions spécifiques sur l'assurance chômage (voir **Encadré 3**).

Tout d'abord, l'ACM nous permet de mieux comprendre les réponses à la question portant sur l'éligibilité aux prestations (Figure 6 ci-dessous pour le cas de l'assurance chômage). En effet, il y a une forte proximité entre les modalités de réponse favorable à des prestations inclusives (modalité de réponse « À tout le monde ») et l'opposition à une baisse conjointe des prélèvements et prestations (modalité de réponse « Non pas du tout »).

À l'inverse, les réponses associées à une exclusivité des prestations (« les prestations doivent bénéficier uniquement à ceux qui cotisent ») présentent une certaine proximité avec l'acceptation d'une baisse des prélèvements et prestations.

Figure 6. Proximité des réponses sur le financement de l'assurance chômage et l'éligibilité aux prestations chômage

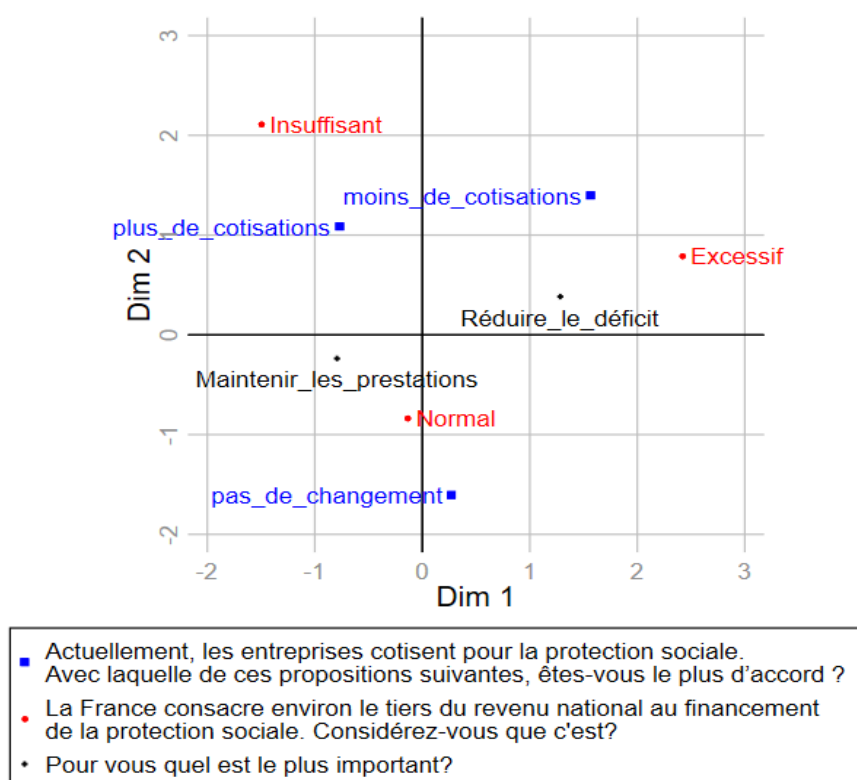


Lecture : Représentation des réponses aux question PS1 et PS13 sur les bénéficiaires et le montant des prestations chômage sur les deux premières dimensions de l'ACM. Ces variables sont des variables actives de l'ACM et participent donc, avec les variables de la figure 7, à la structuration du nuage de points.

L'ACM nous montre ainsi une structuration assez lisible de l'opinion : la première dimension, en abscisse, représente 24 % de l'inertie et oppose les individus refusant une baisse des prélèvements et prestations (à l'Ouest) à ceux favorables à une baisse des prélèvements et prestations (à l'Est), visibles sur la Figure 6. Le second axe, en ordonnée, représente 12,1 % de l'inertie ; il est structuré par les variables visibles sur la Figure 7 et oppose les individus favorables au *statu quo* ou averses au changement (au Sud) à ceux favorables au changement

(au Nord). On peut en conclure que le premier axe est un bon proxy du soutien aux dépenses sociales et à leur financement (une valeur négative induit un fort soutien et une valeur positive, un faible soutien), tandis que le second axe est un proxy du *statu quo*, de l'aversion au changement ou de l'indécision (plus la coordonnée est négative plus l'individu soutient le *statu quo*).

Figure 7. Proximité des réponses concernant le financement de la protection sociale (en général) et la gestion du déficit (ici de l'assurance chômage)



Lecture : Cette représentation graphique est issue de la même ACM que la figure 6. Autrement dit, les dimensions sont identiques. Les variables représentées sont des variables actives. Les deux premières questions représentées concernent la protection sociale en général, la troisième question (arbitrage entre maintien des prestations et réduction du déficit) concerne ici l'assurance chômage. Cette représentation confirme l'association entre la restriction des prestations à ceux qui cotisent et un plus faible soutien de la protection sociale (Nord-Est). À l'opposé, l'ouverture des prestations est associée à un fort soutien (Nord-Ouest).

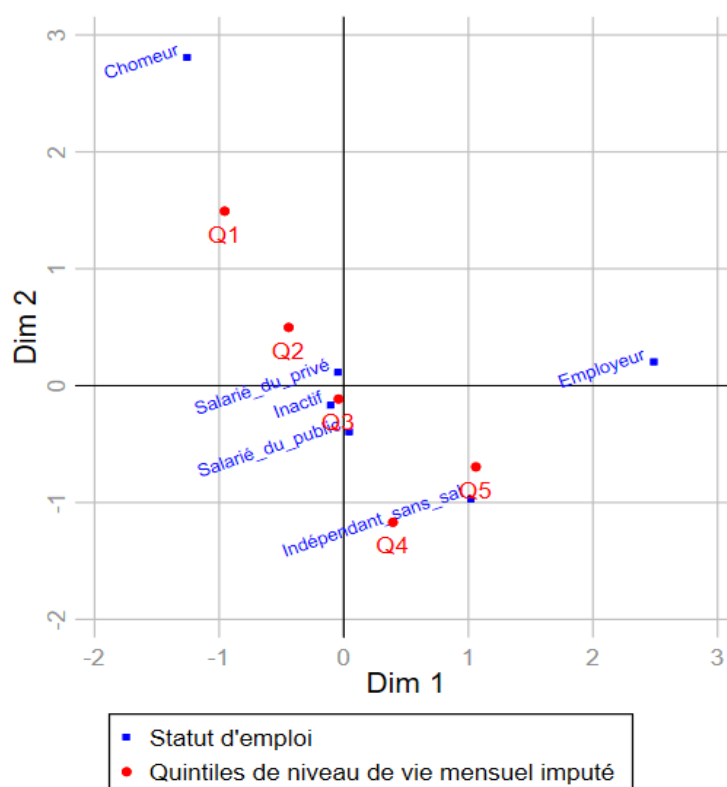
Cette structuration nous permet d'identifier trois pôles d'opinion :

- Au **Nord-Ouest**, on observe un soutien fort qui se définit par l'inclusivité des prestations, le maintien ou l'augmentation de leur niveau et l'augmentation des cotisations patronales.
- Au **Sud**, l'opinion averse au changement (ou *statu quo*) est caractérisée par un plus faible soutien au maintien des prestations ou une indécision quant à leur niveau. Il s'agit d'une opinion qui considère le niveau actuel de dépense sociale comme normal, ne souhaite pas de changement à propos du montant des cotisations patronales et est plutôt favorable à un système mixte qui cible les prestations sur les personnes qui cotisent, tout en assurant un minimum pour les autres.

- Au **Nord-Est**, il s'agit d'une position favorable à une baisse des dépenses, associant à la fois baisse des prestations et des cotisations patronales, et favorable à une exclusivité des prestations (chômage) pour les seuls cotisants. La réduction des déficits apparaît ici comme une priorité (par opposition au maintien des prestations).

Polarisation socio-démographique : En projetant des variables socio-démographiques en variables *supplémentaires*¹² sur les deux premières dimensions de l'ACM, on peut relier une position sociale à un niveau de soutien. Le statut d'emploi est très déterminant, le revenu aussi (Figure 9). Les déterminants socio-démographiques seront traités plus en profondeur dans la sous-partie suivante.

Figure 8. Projection des variables socio-démographiques descriptives sur l'espace de l'ACM



Lecture : Les dimensions de cette représentation sont issues de l'ACM présentée dans les figures précédentes. Les variables ici présentes ne participent pas à la construction de l'ACM : elles sont seulement descriptives. On retrouve une structuration de l'espace social tel que les bas revenus et les chômeurs sont plus attachés à l'inclusivité et au maintien des prestations (Nord-Ouest). On peut également identifier une classe moyenne (quintiles 3 et 4) plutôt favorable au statu quo (Sud). Enfin, les employeurs et une partie du dernier quintile sont plutôt à l'Est et donc plus favorables aux restrictions des prestations et à leur baisse.

¹² On parle de variables supplémentaires en ACM pour des variables que l'on utilise pour décrire la structure du nuage de points mais qui ne participent pas à la structuration de ce nuage. Ici, les variables supplémentaires sont des variables sociodémographiques qui permettent de visualiser la répartition des catégories sociodémographiques utilisées dans l'espace d'opinion représenté précédemment.

Classification Ascendante Hiérarchique

Étant donné que nous avons identifié trois groupes de réponses relativement distincts, nous avons pu procéder à une classification ascendante hiérarchique (CAH) qui nous permet de créer ces groupes et d'en tirer des statistiques descriptives plus précises que la représentation graphique ci-dessus. La CAH utilise les distances entre individus calculées par l'ACM.¹³ La création des groupes est donc directement issue des représentations ci-dessus. Nous paramétrons la CAH à 3 groupes. Nous obtenons trois groupes de tailles relativement homogènes et dont les caractéristiques de soutien sont clairement identifiées.¹⁴

Table 3. Composition des groupes d'opinion

Groupe	Taille du groupe	Proportion
1: Favorable à l'inclusivité des prestations	1355	33.67%
2: Favorable au <i>statu quo</i> ou indécis	1525	37.90%
3: Favorable à l'exclusivité des prestations aux cotisants	1144	28.43%

Champ : 2019 ensemble et 2020 questionnaire A, soit 4024 individus

Dans les descriptions et commentaires des résultats, nous préférons parler de soutien à l'inclusivité ou à l'exclusivité des prestations plutôt que de soutien à l'universalité ou à la contributivité, quand bien même les catégories de réponse peuvent paraître correspondre à ces notions. En effet, la contributivité est une notion polysémique et la catégorie présente ici ne correspond qu'à une dimension particulière de la contributivité.

Description des groupes

Le groupe 1 se caractérise d'abord par une surreprésentation des personnes pensant que les dépenses publiques sociales sont insuffisantes (49,5 % des individus de ce groupe contre 19,5 % dans l'ensemble de la population). D'autre part, 64,9 % des enquêtés du groupe 1 sont favorables à l'inclusivité des allocations chômage contre 36,7 % au global. On retrouve donc bien une association forte entre ces deux types de réponses. De plus, ce groupe est composé de personnes plus précaires que la moyenne (26,9 % des membres du groupe sont dans le premier quintile de niveau de vie contre 20 % au global et il y a deux fois plus de chômeurs dans ce groupe que dans l'échantillon initial). Ce groupe est aussi plus féminin que la moyenne et moins diplômé avec davantage d'individus titulaires d'un CAP ou d'un BEP (+3 points de pourcentage) et davantage de diplômes inférieurs au bac (+2 points de pourcentage). De plus, on y retrouve davantage de parents seuls, d'inactifs et d'ouvriers (+2 points de pourcentage).

Le groupe 2 se caractérise par un soutien faible à la protection sociale : la modalité de réponse ne souhaitant pas de changement dans les montants de cotisations sociales patronales est largement surreprésentée. Les enquêtés pensent à 86 % que le niveau des dépenses publiques sociales est normal, contre 61 % dans l'ensemble de l'échantillon. Si l'opinion est clairement identifiée, peu de catégories sociales sont surreprésentées. On peut en déduire que c'est une

¹³ Plus précisément, la CAH utilise la distance entre individus des dimensions de l'ACM. Afin d'avoir des groupes aussi fidèles que possible aux éléments de représentations graphiques ci-dessus, nous avons conservé uniquement les deux premières dimensions.

¹⁴ Pour les détails de la construction des groupes, voir les tableaux 2, 3 et pour la description socio-démographique des groupes, voir les tableaux en annexe A5.

position *moyenne*. Les hauts diplômés ainsi que le quatrième quintile de niveau de vie sont néanmoins légèrement surreprésentés (+2 points de pourcentage).

Le groupe 3 est très marqué par le soutien à une baisse des prestations, des cotisations patronales et du déficit (malgré le paradoxe entre baisse des prélèvements et baisse du déficit). Dans une moindre mesure, ce groupe souhaite également réserver les prestations aux seuls cotisants (+3 points de pourcentage par rapport à la population générale).

Les variables dominantes dans la définition des groupes sont des variables de revenu, de diplôme ou de statut d'emploi. Pour autant, l'appartenance à ces groupes reste relativement mal prédite par ces seules variables sociodémographiques. Les surreprésentations sont assez rarement supérieures à quelques points de pourcentage et les *v-tests* sont globalement faibles, la plus forte étant de 7,4. À titre de comparaison, les *v-tests* des variables d'opinion peuvent monter jusqu'à plus de 30.¹⁵ C'est en particulier le cas pour le groupe de *statu quo* pour lequel les caractéristiques sociodémographiques surreprésentées le sont très faiblement (*v test* inférieure à 3). Cette difficulté à définir socio-démographiquement le groupe averse au changement signifie que cette aversion est une caractéristique *modale*, c'est-à-dire partagée de manière suffisamment uniforme pour qu'aucune des catégories sociodémographiques n'y soit surreprésentée.

Encadré 4 : Classification Ascendante Hiérarchique (CAH) à partir des coordonnées des deux premières dimensions de l'ACM

D'après l'analyse exploratoire en ACM, il est judicieux de former trois groupes. Les groupes sont ainsi clairement identifiés et correspondent précisément à la structuration présentée Figure 7. La description des groupes est donnée dans les tableaux de l'annexe 5. Les catégories présentées sont sélectionnées sur un critère de significativité, seules les catégories dont la *p value* est inférieure à 0,05 (soit une *v test* supérieure à 1,96 en valeur absolue) sont données. Pour les variables actives, les catégories sous-représentées sont séparées des catégories sur-représentées par une double ligne horizontale.

3.3. Les déterminants individuels : variables sociodémographiques et effet d'intéressement

Si l'on n'observe pas de baisse du soutien sur longue 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 sociodémographiques sur le soutien à chaque branche.

Déterminants sociodémographiques : une polarisation marquée en fonction du revenu

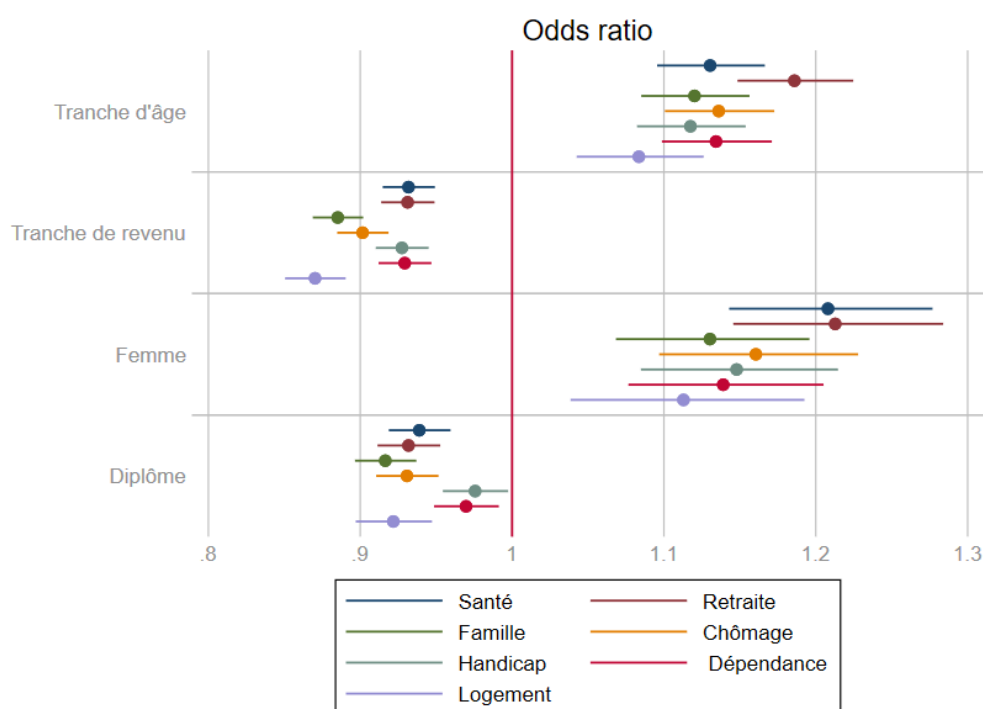
Pour analyser l'effet de variables sociodémographiques, nous effectuons une analyse économétrique à l'aide de logits ordonnés sur la question PS13 (seule variable dont nous disposons sur l'ensemble des branches). La question est la suivante : *Accepteriez-vous une baisse de la prestation suivante en 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

¹⁵ Les *v.test* supérieures à 2 sont fortement significatives *statistiquement*. Plus la *v.test* est élevée plus la sur-représentation est quantitativement significative

formulations. Nous disposons des réponses à cette question sur l'ensemble de la période du baromètre 2000-2020.

Sur la Figure 10, 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.¹⁶

Figure 9. 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 d'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 d'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

¹⁶ Les résultats de la régression sont rapportés en Annexe 4 (Table 5).

protection sociale — notamment parce que leur revenu est inférieur en moyenne. Sur ce point, la DREES a publié deux articles de recherche qui détaillent les attitudes et opinions de « 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 toutes branches confondues. L'effet sur les probabilités prédites est supérieur aux autres variables à l'exception du statut d'emploi (Figure 7 d).
- **Le statut d'emploi** : on observe une rupture nette entre les employés 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 7 b).

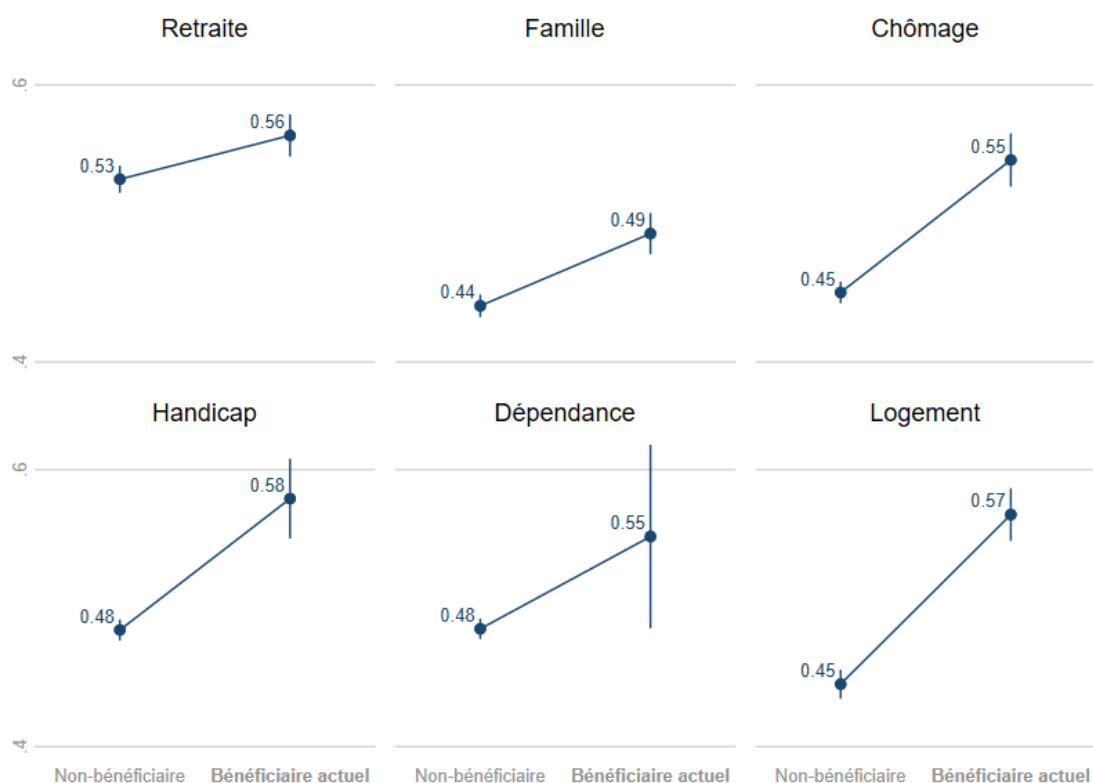
Nos résultats correspondent dans l'ensemble à ceux de la littérature sur le soutien à la redistribution (voir notamment Amable 2008, Keely & Tan 2008 ou Guillaud 2013). Ces travaux ne traitent pas spécifiquement de la protection sociale mais de la redistribution (autrement dit, taxer les riches pour 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 10. 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 le fait que les retraités soit le dispositif le plus soutenu 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).

4. Impact des réformes du financement de la protection sociale : pas de « révolte du cotisant »

Dans cette dernière partie, nous tirons parti de la profondeur temporelle du baromètre pour tester la réaction de l'opinion aux réformes du financement de la protection sociale.

Sur la période couverte (2000-2020), nous avons recensé de manière systématique les modifications des prélèvements sociaux (documentés par le Barème IPP 2019). Nous cherchons à déterminer si l'opinion des groupes concernés par les changements de prélèvement va évoluer de manière significativement différente de celles des groupes non concernés dans les années qui suivent les réformes (alors qu'elle évoluait de façon identique avant).

Pour ce faire, nous avons recours à une analyse en « différence de différence », ce qui est à notre connaissance un nouvel usage de ce baromètre. Les résultats sont toutefois à interpréter avec une grande précaution car notre « source d'identification » est faible (uniquement basée sur des différences entre groupes d'une année sur l'autre).

Nous analysons donc les réactions (ou l'absence de réaction) de l'opinion aux réformes suivantes : variation des taux de prélèvements sociaux (chômage, retraite) et choc de CSG de 2018.¹⁷

¹⁷ L'introduction de la dégressivité des allocations familiales est traitée en annexe A.7.

Encadré 5 : L'approche en différence de différence

La méthode de différence de différence (ou double différence) consiste à identifier l'effet d'un choc ponctuel ou permanent d'une variable explicative n'affectant qu'une partie des individus de notre échantillon. Par exemple, nous savons qu'une augmentation du taux de cotisation Agirc en 2006 ne concerne par définition que les cadres. Le groupe traité est donc composé des cadres, le groupe de contrôle des autres salariés qui ne sont pas affectés par les changements de taux de cotisation (on peut prendre plus largement le reste de la population, les non-cadres). Il y a un choc de cotisation en 2006 tandis que le taux salarial est stable avant et après 2006 (jusqu'en 2014, nous prenons donc un intervalle de temps s'arrêtant avant 2014).

Le raisonnement est le suivant : sous l'hypothèse qu'avant le choc le soutien aux prestations retraite suit la même tendance pour le groupe traité et non-traité (autrement dit l'écart entre le groupe traité et le groupe non-traité reste stable), on peut identifier l'effet du choc grâce à une double différence :

- β_{traite} est la tendance du groupe traité, soit dans notre exemple le soutien des cadres aux prestations retraites après traitement moins le soutien des cadres aux prestations retraites avant traitement. C'est la tendance de soutien des cadres aux retraites entre la période ante-traitement et la période post-traitement.
- $\beta_{controle}$ est la tendance du groupe de contrôle, soit dans notre exemple le soutien aux retraites des non-cadres après 2006 moins le soutien aux retraites des non-cadres avant 2006. Autrement dit, la tendance de soutien des non-cadres aux retraites entre la période ante-traitement et post-traitement.
- $\beta_{DID} = \beta_{traite} - \beta_{controle}$ est la différence des tendances et correspond à l'estimateur de double différence. Il estime l'évolution de l'écart entre le groupe de contrôle et le groupe traité. Cet écart est l'effet du choc spécifiquement lié au traitement.

Intérêts et limites :

Cette méthode est d'abord relativement simple, et nécessite assez peu d'hypothèses. L'hypothèse centrale est l'hypothèse de tendance commune : ex-ante le choc les tendances doivent être parallèles.

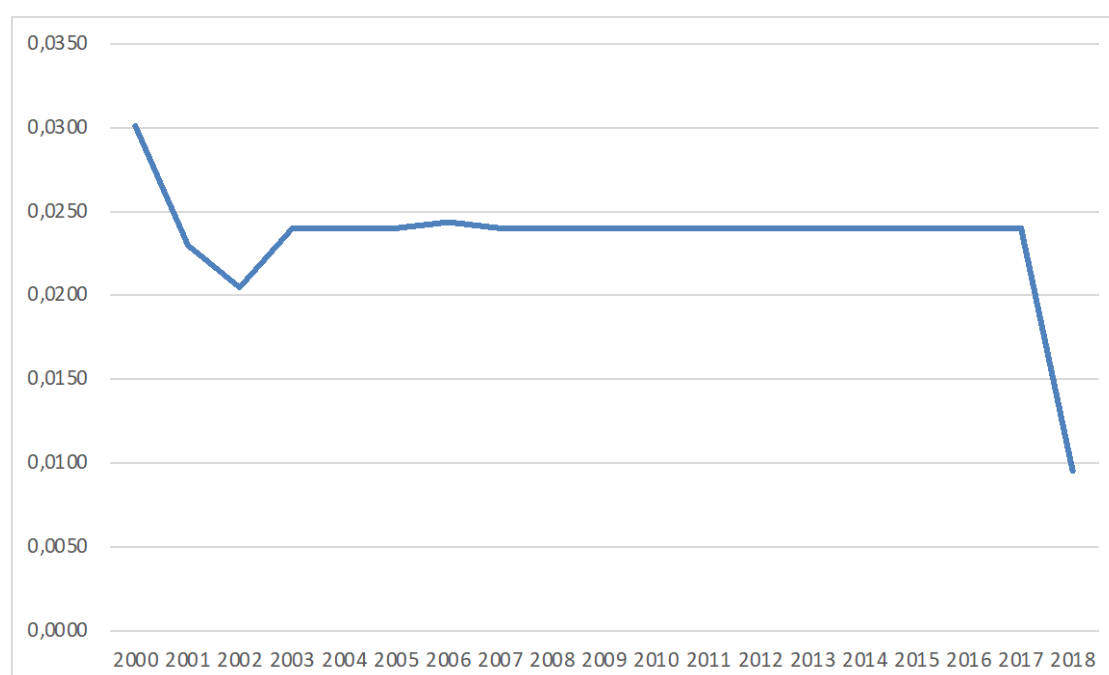
De plus, la double différence est particulièrement appropriée pour le genre de données de pseudo panel dont nous disposons : comme nous n'enquêtons pas les mêmes individus d'une vague sur l'autre nous ne pouvons pas estimer l'effet d'un changement de taux de cotisations au niveau individuel, nous ne pouvons qu'utiliser les caractéristiques communes aux individus enquêtés d'une vague sur l'autre. Nous regardons donc l'évolution de la part de soutien par catégories d'individus et non le changement d'avis des personnes impactées par les réformes.

La forte hétérogénéité entre groupe traité et groupe de contrôle : même si les deux groupes suivent une tendance comparable pendant plusieurs années, nous ne pouvons pas être sûrs lorsqu'un groupe dévie une année donnée qu'il le fait à cause de la réforme que nous étudions et non pour un autre motif propre à ce groupe cette année-là. Cette difficulté est renforcée par la faiblesse des effectifs de chaque catégorie, ce qui limite la puissance statistique des comparaisons de tendance.

4.1. Évolution du financement de la protection sociale et des taux de cotisations sur les 20 dernières années

Les grandes évolutions en matière de financement de la protection sociale sont malheureusement pour la plupart antérieures à notre période d'étude. Nous observons tout de même des chocs d'autant mieux discernables qu'ils ont lieu dans une période stable en matière de taux de cotisation. Les chocs étudiés sont les suivants : augmentation des cotisations chômage en 2003 (Figure 13), augmentation des cotisations du régime complémentaire des cadres (AGIRC) en 2005 et 2014-2015 (Figure 14), augmentation continue des cotisations salariales retraites de la fonction publique à partir de 2012 et des cotisations retraite des indépendants à partir de 2014¹⁸ (Figure 15). L'augmentation du taux de cotisations dans la fonction publique est importante mais très progressive. Ces chocs de cotisations sont des chocs servant à financer le maintien des prestations. Autrement dit le surplus de recettes est *affecté* au maintien des prestations, sans modification de la structure du financement. De plus, il s'agit de prélèvements « contributifs » au sens large, c'est-à-dire que les salariés qui supportent le relèvement de cotisations sont également affiliés au régime ainsi financé.

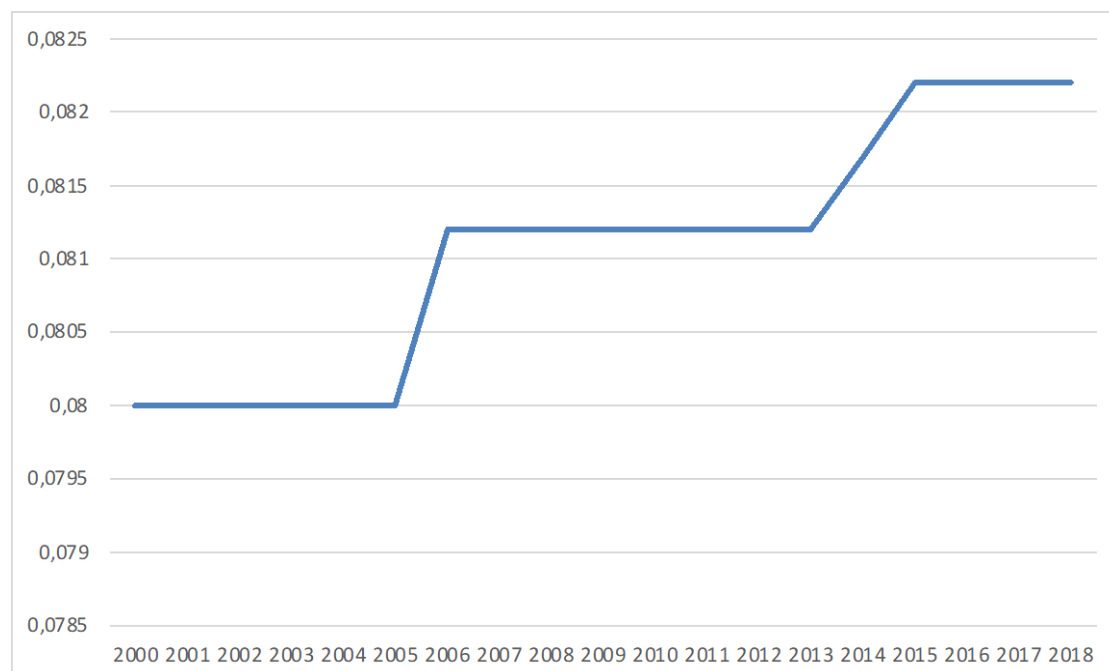
Figure 13. Évolution des taux de cotisations salarié au chômage



Source : Paramètres sociaux Destinie 2018

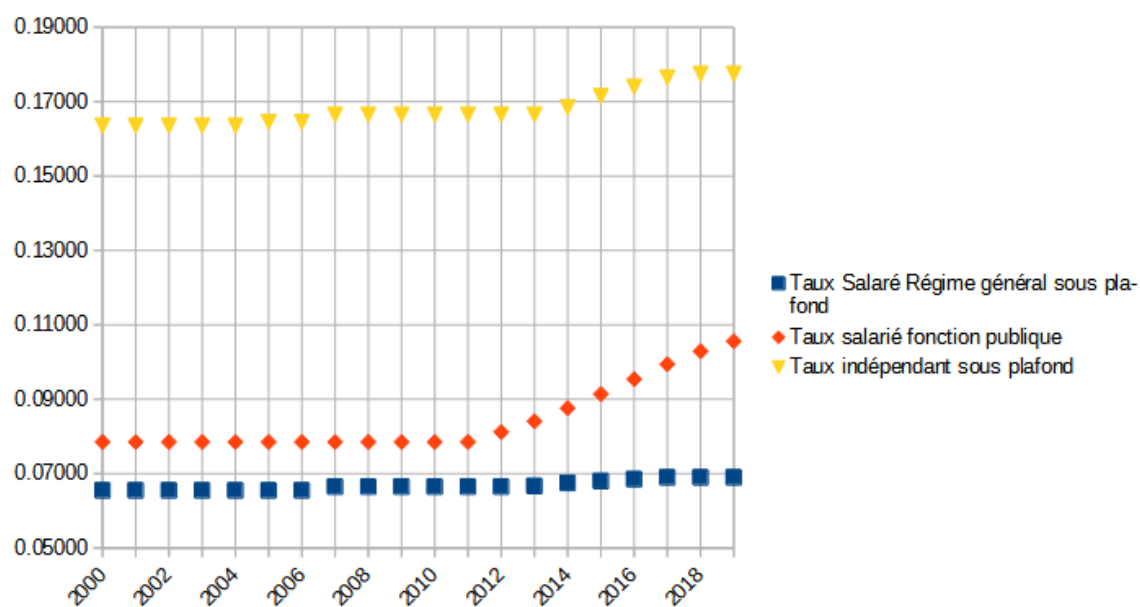
¹⁸ Nous avons écarté de notre étude l'augmentation spectaculaire du taux de cotisation employeur de l'État concernant les retraites, qui relève davantage d'un affichage comptable de la responsabilité de l'État vis-à-vis de la pension de ses agents que d'un changement économique réel pouvant affecter l'opinion des salariés. Nous avons également écarté de l'analyse les exonérations de cotisations employeur sur les bas salaires, abordées dans Zemmour (2015).

Figure 14. Évolution du taux de cotisation salarié (AGIRC) dans les principales branches



Source : Paramètres Destinie 2018

Figure 15. Évolution des taux de cotisations retraite salarié de différents régimes



Source : Paramètres Destinie 2018

Le dernier choc (beaucoup plus important) de la période est le choc de cotisations et de CSG en 2018. Ce choc se compose de deux éléments. D'une part, il implique la suppression des cotisations chômage salarié, d'autre part d'une hausse généralisée de la CSG. En effet la hausse de la CSG s'applique non seulement aux salariés du secteur privé - à un taux moins élevé que les cotisations chômage supprimées - mais également aux non-salariés, notamment les personnes retraitées qui ne sont pas éligibles aux prestations chômage. Dans cet article nous nous concentrerons sur cette partie de la réforme (l'augmentation de la CSG sur les ménages ne bénéficiant pas de la baisse de cotisation chômage).

Contrairement aux relèvements de cotisation retraite évoqués précédemment qui ont une dimension contributive (le relèvement des cotisations sert à équilibrer des caisses auxquelles les salariés concernés sont spécifiquement affiliés), le choc de financement de l'assurance chômage apparaît lui non contributif. En effet, la baisse de cotisation chômage et la hausse de CSG constituent pour les salariés actifs du privé un gain net de pouvoir d'achat sans perte de droits, tandis que pour les retraités il constitue une perte nette de pouvoir d'achat sans aucune contrepartie contributive les concernant.

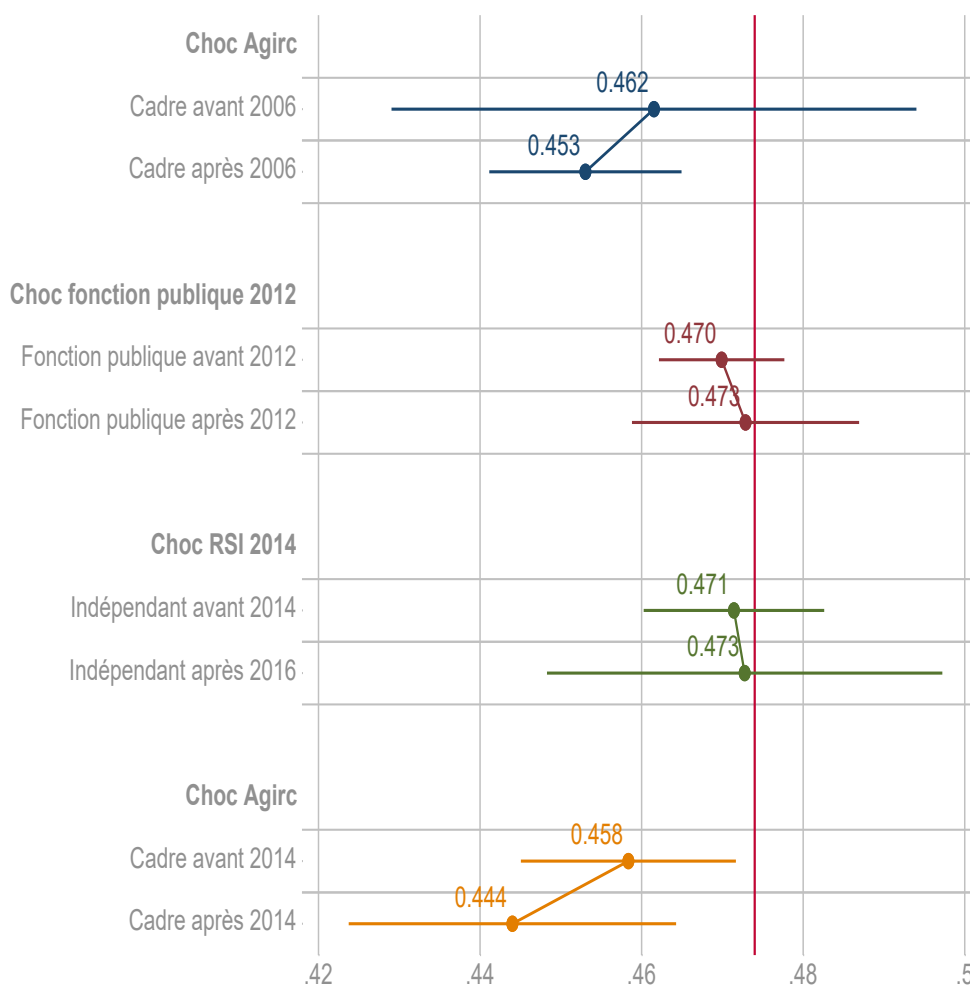
4.2. La branche vieillesse : de nombreuses augmentations de cotisations

Dans un premier temps, nous analysons les résultats dans une régression globale, évaluant l'effet de l'ensemble des chocs (Figure 16). Les tendances ne sont pas formellement contrôlées mais nous incluons dans la régression en logit ordonné des effets fixes annuels (autrement dit une variable temporelle discrète capturant l'effet de chaque année). Nous incluons également parmi les contrôles la tranche d'âge, de revenu, ainsi que la réponse à une autre question (l'opinion concernant l'assurance chômage), qui nous permet de filtrer en partie les changements d'opinions qui ne seraient pas spécifiquement liés aux cotisations retraite.

Dans l'ensemble des cas étudiés, nous ne trouvons pas d'effet statistiquement significatif des variations de cotisations sur l'opinion des groupes traités par rapport aux groupes non traités. Cela signifie soit que ces hausses de cotisation n'ont eu aucun effet spécifique sur les groupes concernés, soit que ces effets sont trop faibles pour être discernables, compte tenu de nos échantillons restreints.

En guise de vérification, nous effectuons ensuite une régression en double différence. Nous séparons alors chaque choc en calibrant les périodes de manière à identifier le plus précisément possible l'effet du choc. Cela nous permet d'éviter d'utiliser des effets fixes annuels qui augmentent la variance des effets mesurés. Les résultats sont identiques dans les deux régressions : les effets sont toujours non significatifs.

Figure 16. Effet marginal des différentes réformes sur l'opinion des groupes traités

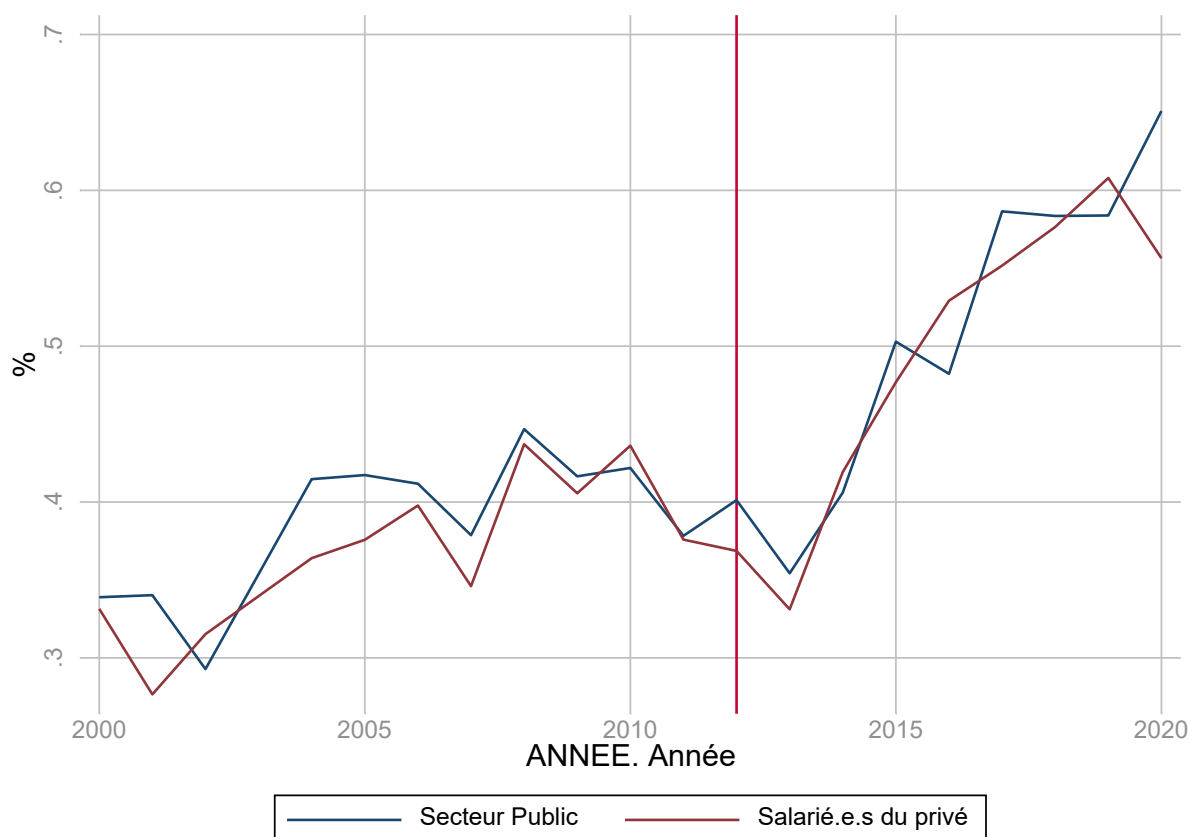


Lecture : Probabilité prédite toutes choses égales par ailleurs de refuser strictement une baisse des prestations retraite. L'effet des chocs de cotisations est de -0,9 points de probabilité pour le choc Agirc 2006 et de +0,3 points de probabilité pour le choc 2012 de la fonction publique. Aucun des chocs n'est significatif. Le choc de la fonction publique et du régime des indépendants étant une augmentation linéaire du taux de cotisation, on considère ici le choc à t+2 tout en neutralisant l'effet potentiel des années 2012 et 2013 pour la fonction publique (respectivement 2014 et 2015 pour les indépendants).

À titre d'illustration, nous comparons (Figure 17) le taux de réponse « Non, pas du tout » à la proposition de baisse conjointe des retraites et des prélèvements pour les salariés du public (concernés par la hausse des cotisations salariés à partir de 2012) et pour les salariés du privé (qui ne le sont pas).¹⁹

¹⁹ Les salariés du secteur public ne sont pas tous fonctionnaires : certains individus regroupés sous cette appellation sont en réalité contractuels de la fonction publique. Or, la tendance sur la période est une augmentation du nombre de contractuels dans la fonction publique : ils représentent 21,5 % de l'emploi public en 2021, contre 16,7 % en 2011. Ces contractuels ne sont pas concernés par la hausse du taux de cotisation vieillesse dans les mêmes proportions que les fonctionnaires (leur taux est passé de 6,75 % en 2012 à 6,90 % en 2017). Le questionnaire ne nous permet pas de distinguer les fonctionnaires des contractuels : les deux statuts d'emploi se retrouvent dans notre groupe de traitement. Cela constitue clairement une limite à nos résultats.

Figure 17. Taux de réponse «Non, pas du tout» à la proposition de baisse des prélèvements et prestations retraite pour les salariés du public et du privé



Lecture : À partir de l'année 2012 (barre rouge), les salariés du secteur public connaissent une augmentation annuelle du taux de cotisation salarié retraite que ne connaissent pas les salariés du secteur privé. Malgré ce changement, et une légère déviation la première année de la réforme, les opinions des deux groupes semblent évoluer de façon quasiment identique sur toute la période qui suit.

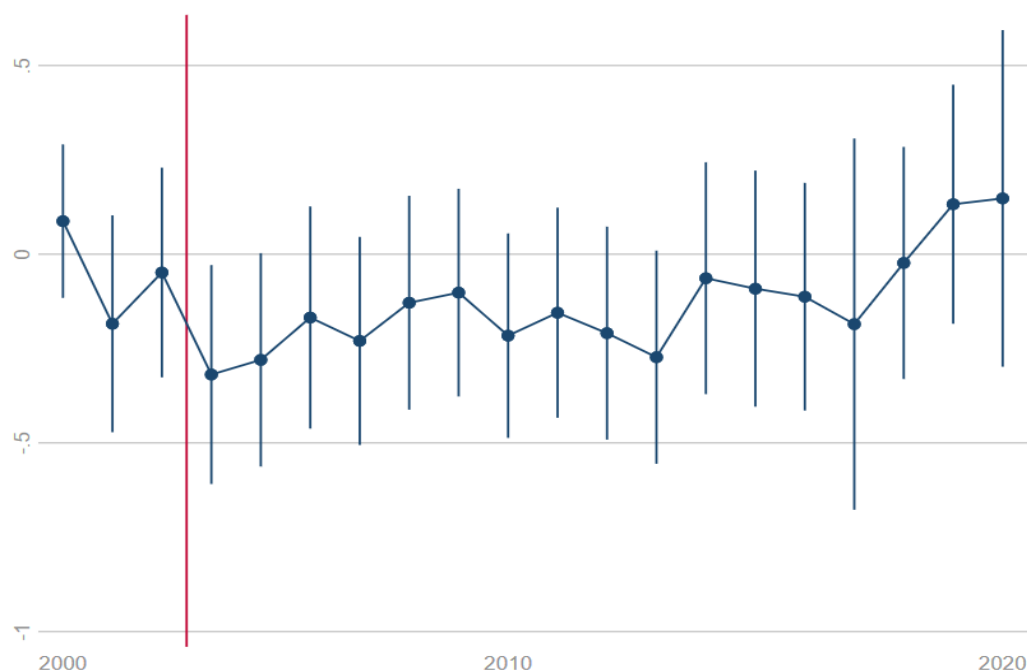
4.3. Choc de cotisations chômage (2003)

En 2003, le taux de cotisations salariales pour l'assurance chômage passe de 2,05 % à 2,4 % (Figure 13). Cette augmentation est la dernière augmentation importante pour cette branche sur notre période. Malheureusement pour notre stratégie d'identification, ce choc ne suit pas une période de stabilité mais un épisode de baisse des taux de cotisation chômage dont nous ne pouvons pas mesurer les effets propres.

Nous considérons comme groupe traité les salariés du privé et comme groupe de contrôle les salariés du public, qui ne sont pas concernés par les cotisations chômage. Nous effectuons une régression logistique dans laquelle nous incluons en plus de l'effet de la réforme, un contrôle pour la tranche de revenu et pour l'opinion concernant le financement de la retraite (de manière à filtrer des changements d'opinion qui n'auraient pas de lien direct avec la réforme des cotisations chômage).

L'hypothèse de tendance commune est vérifiée sur les 3 ans précédant le choc²⁰ au sens où il n'y a pas de creusement statistiquement significatif de l'écart entre l'opinion des salariés du public et du privé au cours de la période. L'effet du choc sur l'opinion du groupe traité apparaît non significatif (Figure 18) : l'écart d'opinion se creuse très légèrement (le soutien des salariés du privé diminue davantage que celui du public), mais le coefficient d'écart entre public et privé mesuré après la réforme n'apparaît pas significativement différent du coefficient d'écart mesuré dans les trois ans avant la réforme. Nous concluons donc soit à une absence d'effet de la réforme sur l'opinion du groupe traité, soit à un effet suffisamment faible, pour que, compte tenu de la taille de notre échantillon, celui-ci n'apparaisse pas significatif.

Figure 18. Écart entre salariés du privé et du public sur le financement du chômage, 2000-2020



Lecture : Écart de soutien entre la population traitée et la population non traitée par année. Il s'agit des coefficients d'une régression logit, ce qui nous intéresse est la stabilité et la non-significativité des coefficients avant le choc (2003). Les contrôles incluent la tranche de revenu et l'opinion concernant le financement des retraites.

4.4. Réforme de la CSG et du financement des allocations chômage (2018)

En 2018, la CSG augmente de 1,7 points sur tous ses taux. Cette hausse concerne notamment toute la population active mais est compensée par des baisses de cotisations salariales pour les salariés du privé. Les salariés du public sont légèrement impactés (négativement) mais la hausse de la CSG est légèrement compensée par des baisses de cotisations notamment familiales. Les retraités à faible revenu ne sont pas impactés du tout.

²⁰ Nous ne disposons pas de plus de données pour mieux contrôler cela. De plus, en 2003, il y a une rupture de questionnaire ce qui est susceptible d'influencer les réponses. Ce changement n'est pas censé biaiser notre résultat sous l'hypothèse qu'il influence tous les répondants de manière homogène.

En revanche, les retraités à moyen et haut revenu sont touchés par cette hausse sans compensation, ainsi que les détenteurs d'actifs financiers et de revenus du patrimoine. Suite à la forte polémique autour de l'augmentation de la CSG sur les retraités, le gouvernement a créé en 2019 un quatrième taux de CSG sur les retraites (appelé taux médian) qui annule la hausse de 2018 pour les retraités aux revenus compris entre 14 915 € et 23 146 € annuels.

Notre analyse porte sur les effets de la hausse de la CSG sur les personnes concernées par la plus forte hausse, maintenue au-delà de 2019, à savoir les retraités et les détenteurs d'actifs financiers et de revenus du patrimoine. Nous prenons comme période pré-réforme la période 2014-2017 et comme période post-réforme la période 2018-2020.

Pour identifier les retraités concernés, nous prenons donc le parti de scinder les retraités en deux groupes, selon que leur niveau de revenu est inférieur ou supérieur à 2400 € mensuel, ce qui correspond approximativement²¹ à la tranche impactée définitivement par le taux de CSG. Ainsi, la majorité des retraités impactés par le choc la première année sont dans le groupe traité et on s'assure que le groupe traité est composé totalement de personnes traitées. Cependant il faut noter que l'identification de ce groupe est approximative du fait du manque de précision des données. Comme indiqué, nous ajoutons au groupe traité une autre population concernée : les détenteurs d'actifs financiers et de revenus du patrimoine, qui eux sont bien identifiés comme perdants de la réforme à condition qu'ils ne soient pas salariés du privé.

Nous testons l'effet de l'augmentation de la CSG sur les retraités concernés et sur les détenteurs d'actifs (voir Figure 19). Pour cela, nous utilisons un groupe de contrôle composé des personnes non retraitées et non salariées du privé (qui bénéficient elles de la réforme via la baisse des cotisations chômage).

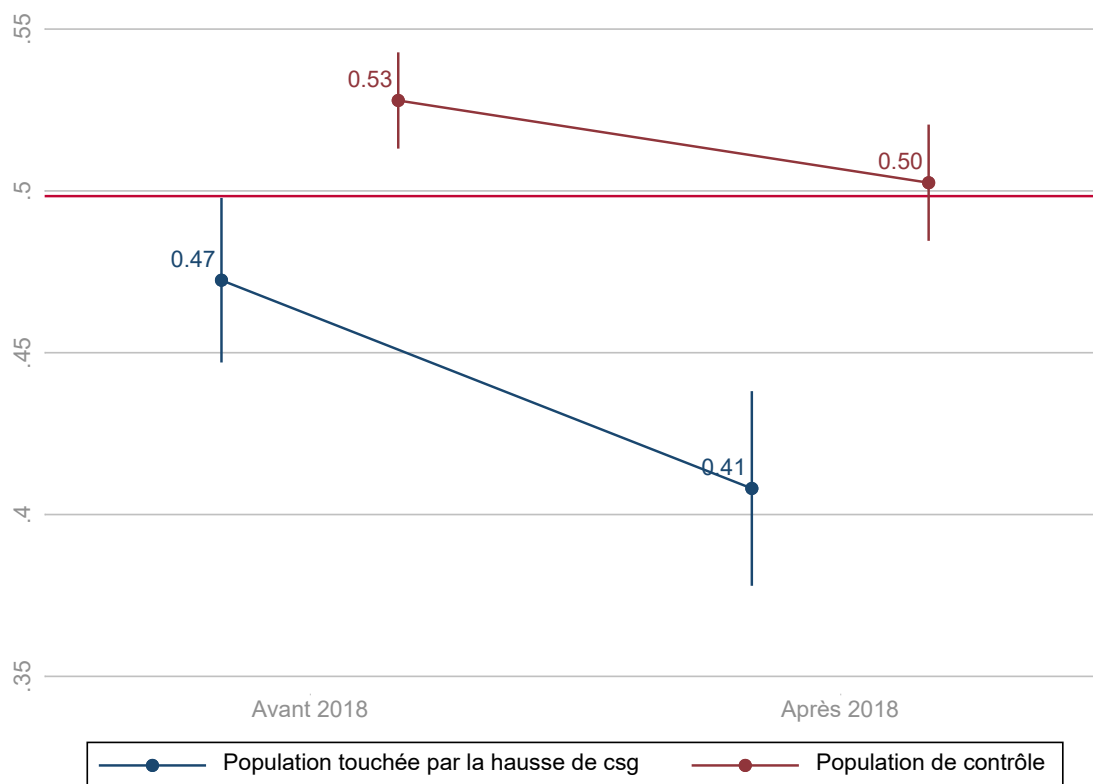
Entre la période pré-réforme et la période post-réforme, la probabilité de refuser strictement la baisse des allocations chômage diminue dans les deux groupes (groupe traité et groupe de contrôle), mais la baisse est significativement plus marquée (3 points) dans le groupe traité.

Autrement dit, les résultats sont compatibles avec l'hypothèse d'un moindre attachement du groupe concerné par la hausse de la CSG au financement de l'assurance chômage.

Le test de tendance commune entre le groupe traité et le groupe non traité sur la période 2010-2017 est validé (annexe 6), malgré une perturbation visible mais non significative en 2017. En revanche, dans les deux années qui suivent le choc de 2018, on observe un retour à une tendance commune en 2019 et 2020. Cette dernière observation nous conduit à la plus grande prudence concernant la déviation observée en 2018 : celle-ci est bien réelle et significative, mais soit elle n'est pas directement associée à la hausse de CSG mais à un autre élément du contexte, soit cette hausse de CSG n'a qu'un effet transitoire sur l'opinion du groupe concerné et se dissipe dans les années qui suivent (alors même que les effets de la mesure demeurent).

²¹ Cette coupure est approximative car les revenus semblent sous-déclarés dans notre échantillon. Le taux de CSG dépend du nombre de personnes dans le ménage tandis que la tranche de CSG déclarée dans le baromètre est individuelle. Autrement dit, la tranche choisie permet de s'assurer que la totalité des personnes dans le groupe traité subit effectivement la hausse de la CSG la première année. Mais pour la deuxième année, les retraités dans des ménages avec plus d'une personne peuvent en partie être dans la catégorie du taux médian (non affecté par la hausse).

Figure 19. Probabilité d'être très opposé à une baisse des prélèvements et prestation chômage, avant et après la hausse de la CSG de 2018



Lecture : Après 2018, la probabilité de répondre « Non pas du tout » à la question « Accepteriez-vous une baisse des allocations chômage en échange d'une baisse de vos impôts ou de vos cotisations » diminue de 6 points chez le groupe qui a subi une hausse de la CSG sans compensation, et seulement de 3 points dans le groupe de contrôle. Ces probabilités prédites sont issues d'un logit ordonné sur 6 vagues incluant comme contrôle le niveau de revenu et la tranche d'âge.

4.5. Discussion

Les augmentations de cotisations que nous analysons, lorsque celles-ci s'inscrivent dans des circuits de financement affectés déjà bien établis, ne provoquent pas d'effet détectable à court terme sur les groupes concernés.

Cela ne signifie pas nécessairement qu'il n'y a aucun effet : les effets peuvent par exemple être diffus dans le temps. Il est également possible que l'effet d'une réforme ne se restreigne pas aux groupes concernés mais puisse en réalité affecter toute la population. Enfin, notre stratégie d'identification est loin d'être parfaite : ne disposant pas de panel d'individus répondant à la même question de manière répétée, nous pouvons seulement observer les changements moyens d'opinion d'une année sur l'autre. Or, il est possible que les groupes concernés par les réformes subissent des effets de conjoncture qui leur soient spécifiques, et affectent ainsi leur opinion (variation du chômage, gel du point d'indice, etc.).

Malgré ces réserves méthodologiques, le diagnostic concernant la politique publique semble assez robuste : les hausses modérées de prélèvements *affectés* ne déclenchent pas de mouvement fort d'opinion concernant le soutien au financement de la protection sociale. Nous n'observons pas trace d'un quelconque sentiment de « révolte du cotisant », c'est-à-dire que ces hausses de prélèvement n'augmentent pas la demande pour une diminution conjointe des prélèvements et prestations, telles que mesurées par le baromètre DREES. Au contraire, les

opinions semblent bien davantage déterminées par les caractéristiques individuelles des répondants, et les mouvements d'opinion par des évolutions structurelles ou conjoncturelles d'autre nature (conjoncture économique, état du débat politique, proximité des élections...). Ainsi, les fluctuations générales de l'opinion semblent bien plus marquées que les fluctuations des groupes concernés par un relèvement de prélèvement (les salariés du privé, ou du public, ou les cadres, etc.).

Concernant la hausse de CSG en 2018, notre analyse conduit à ne pas rejeter un effet possible sur l'opinion des personnes les plus directement concernées (retraités et personnes recevant des revenus du patrimoine). Nous observons un écart net à la tendance commune avec le groupe non traité pour l'année 2018. Cet écart s'interprète de la manière suivante : les personnes qui ont supporté sans compensation cette hausse de CSG en 2018 ont vu augmenter de 3 points leur probabilité de ne pas s'opposer à une baisse des prestations chômage en échange d'une baisse de leurs prélèvements.

Ce résultat est remarquable dans la mesure où la hausse de CSG de 2018 a des caractéristiques bien particulières : elle est particulièrement forte (+1,7 point sur un an), elle a été très médiatisée (et contestée) et elle est affectée au financement d'un risque pour lequel les personnes qui supportent la hausse de financement ne sont pas concernées.

Il est donc possible qu'il y ait deux voies pour augmenter les prélèvements sociaux. Une voie progressive dans le temps, qui ne provoque pas de réaction particulière, comme l'augmentation sur dix ans de 2,7 points de cotisations retraite pour les salariés de la fonction publique. L'autre voie, à la fois plus visible et plus heurtée, qui prend le contrepied de la logique de financement des assurances sociales (la contribution a pour contrepartie l'affiliation des assurés), dont la hausse de CSG de 2018 est l'exemple paradigmatique.

Pourtant, même ce dernier cas est à interpréter avec précaution. D'une part, la période d'enquête de 2018 (novembre et décembre) a été marquée par de nombreux événements politiques qui ont pu affecter spécifiquement l'opinion des personnes concernées par la hausse de la CSG (manifestations des « gilets jaunes »). D'autre part, un an après la réforme, nous n'observons pas d'effet persistant de la hausse de la CSG sur l'opinion des groupes traités, ce qui laisse à penser que l'effet serait purement transitoire. Enfin, là encore, les effets de la réforme que nous détectons restent nettement plus faibles que les effets des caractéristiques individuelles (âge ou classe de revenu) sur les opinions des répondants.

Cette dernière partie, plus exploratoire que les précédentes, méritera sans doute à l'avenir d'être reprise en se focalisant sur une unique réforme, permettant une meilleure identification des groupes traités et non traités (par exemple, la réforme des retraites en fonction de l'année de naissance).

5. Conclusion

Dans cette étude, nous exploitons les informations que fournit le baromètre de la DREES sur l'opinion des assurés vis-à-vis du financement de la protection sociale. Cette étude tire son originalité du fait qu'elle explore les relations spécifiques aux prélèvements sociaux affectés, ce que ne font généralement pas les études récentes sur le rapport aux prélèvements obligatoires.

Comme toute étude statistique, nos résultats sont limités par la finesse et la disponibilité des données. D'une part, les questions posées par le baromètre sont parfois d'ordre un peu général, et ne reflètent pas nécessairement les termes précis dans lesquels les arbitrages se présentent à la décision publique. D'autre part, les effectifs interrogés limitent la puissance statistique de

certaines analyses. Gardant ces limites en mémoire, nous tirons cependant un certain nombre de conclusions basées sur les résultats qui nous semblent robustes.

D'un point de vue méthodologique, les comparaisons entre différentes formulations de questions très proches nous invitent à une prudence renouvelée quant à l'interprétation de l'état de l'opinion publique qui serait basée sur une réponse unique à une question isolée. En particulier, il semble que les répondants font preuve d'une grande prudence dans leur réponse, et qu'une partie d'entre eux choisit systématiquement la modalité qui leur semble la moins engageante, dans notre cas l'opposition aux réformes. Sur la base de ce constat, la comparaison des variations entre individus au sein de la même enquête, ou d'une vague d'enquête à l'autre, semble être plus informative que l'interprétation des réponses en niveau.

D'un point de vue plus substantiel, dans le domaine de la protection sociale nous n'observons pas de signes forts de ce qu'on pourrait appeler une « révolte du cotisant ». La proposition d'une baisse conjointe des prélèvements et des prestations est systématiquement rejetée, quelle qu'en soit la formulation, par une large majorité de répondants. Le rejet est particulièrement fort concernant la retraite et la santé, mais il est de plus en plus marqué pour le handicap et la dépendance. En revanche, le financement du chômage et des aides au logement est un sujet moins consensuel parmi les personnes répondantes. Mais ce qui est sans doute le plus important est l'augmentation tendancielle marquée dans le temps. Le baromètre signale une opposition croissante, dans toutes les catégories d'âge, à la proposition de diminuer les prélèvements obligatoires en échange d'une baisse du niveau de protection.

Sans surprise, les caractéristiques individuelles contribuent à façonner les opinions, et les bénéficiaires d'une prestation sont plus prompts à rejeter une baisse des prestations associées à une baisse des prélèvements que le reste de la population. Si une majorité de répondants privilégie les modalités de réponse modérées, l'étude des opinions tranchées est particulièrement instructive. Les répondants ayant un profil ouvrier ou employé, à faible revenu, se déclarent davantage favorables à une hausse des prestations, ainsi qu'à des prestations plus inclusives. À l'inverse, les personnes favorables à une baisse des prélèvements, ou à une diminution des déficits privilégiée sur le maintien des dépenses, sont aussi les personnes qui se prononcent le plus pour des prestations sociales exclusives (autrement dit, pour une conception forte de la notion de contributivité). Ces personnes sont plutôt d'un profil aisé et de profession indépendante ou chef d'entreprise.

Enfin, le résultat le plus original de cet article est sans doute celui qui a la plus grande portée en termes de politique publique. Les hausses de prélèvements sociaux affectés, lorsqu'elles sont modérées et s'inscrivent dans les structures habituelles du financement de la protection sociale, ne déclenchent aucun mouvement d'opinion détectable chez les salariés qui les supportent. Les mouvements d'opinion semblent obéir davantage à d'autres facteurs, politiques et conjoncturels.

Pour autant, une réforme atypique du financement de la protection sociale, comme la hausse de la CSG de 2018, a pu provoquer chez les personnes les plus concernées (retraités aisés ou personnes percevant des revenus du patrimoine) une réaction de moindre soutien au financement de l'assurance chômage au cours de l'année qui a suivi. Ce résultat est cohérent avec la médiatisation forte de cette réforme, mais également avec le fait remarquable qu'il s'agissait à la fois d'une hausse rapide de prélèvement et ne présentant aucune contrepartie directe pour les personnes concernées (les retraités ne sont pas couverts par l'assurance chômage). Toutefois, ce dernier résultat est à prendre avec précaution : il a pu être causé par d'autres événements survenus au cours de l'année 2018, ce que nous ne sommes pas en mesure de contrôler, et il s'estompe dans les deux années qui suivent.

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>

Barèmes IPP 2019, Institut des politiques publiques, avril 2019.

Bourdieu, P. (1973). L'opinion publique n'existe pas. *Les temps modernes*, 378, 1292-1309.

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.

Busemeyer, M. R., & Guillaud, E. (2023). Knowledge, skills or social mobility? Citizens' perceptions of the purpose of education. *Social Policy & Administration*, 57(2), 122-143.

Campbell, A. L. (2003). How policies make citizens: Senior political activism and the American welfare state. Princeton University Press.

Cavaillé, C. (à paraître). Fair Enough? Support for Redistribution in the Age of Inequality (Cambridge Studies in Comparative Politics). Cambridge: Cambridge University Press.

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).

Gaxie, D. (1990). Au-delà des apparences... Sur quelques problèmes de mesure des opinions. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 81 (1), 97-112.

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, 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>

Soss, J., & Schram, S. F. (2007). A public transformed? Welfare reform as policy feedback. *American Political Science Review*, 101(1), 111-127.

Spire, A. (2018). Résistances à l'impôt, attachement à l'Etat-Enquête sur les contribuables français. Seuil.

Zemmour, M. (2015). Économie politique du financement progressif de la protection sociale (No. 38). Sciences Po.

Annexes

A.0 Liste des questions complémentaires du baromètre Drees utilisées dans l'analyse

- La question PS1_AB qui porte sur l'éligibilité et le mode de calcul des droits

A votre avis (l'assurance maladie/les retraites/les allocations familiales/les allocations chômage/les prestations dépendance) devraient-elle bénéficier... ?

- 1 Uniquement à ceux qui cotisent
- 2 Uniquement à ceux qui ne peuvent pas ou n'ont pas les moyens de s'en sortir seuls
- 3 À tous sans distinction de catégories sociales et de statut professionnel (chômeurs, salariés du secteur privé, fonctionnaires, agriculteurs, commerçants, etc.)
- 4 Davantage à ceux qui cotisent, avec un niveau minimal de protection pour les autres
- 5 [NSP]

- La question PS2_AB qui porte sur le niveau des cotisations patronales

Actuellement, les entreprises cotisent pour la protection sociale. Avec laquelle des trois propositions suivantes, êtes-vous le plus d'accord ? À l'avenir...

- 1 Il est souhaitable que les entreprises cotisent davantage pour la protection sociale
- 2 Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins pour la protection sociale
- 3 Les entreprises ne doivent ni plus ni moins cotiser qu'actuellement
- 4 [NSP]

- La question PS3_AB qui porte sur le niveau des dépenses de protection sociale

La France consacre environ le tiers du revenu national au financement de la protection sociale. Considérez-vous que c'est... ?

- 1 Excessif
- 2 Normal
- 3 Insuffisant
- 4 [NSP]

- La question PS16_AB qui porte sur l'arbitrage entre réduction du déficit et maintien des prestations sociales

Pour vous, quel est le plus important :

- 1 Prendre des mesures pour réduire le déficit de la Sécurité sociale
- 2 Maintenir au niveau actuel les prestations sociales et les remboursements d'assurance maladie
- 3 [NSP]

A.1 Reproduction des figures, hors retraités

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

Figure A1.1 : comparaison des questions A et C (baisse), en excluant les personnes retraitées

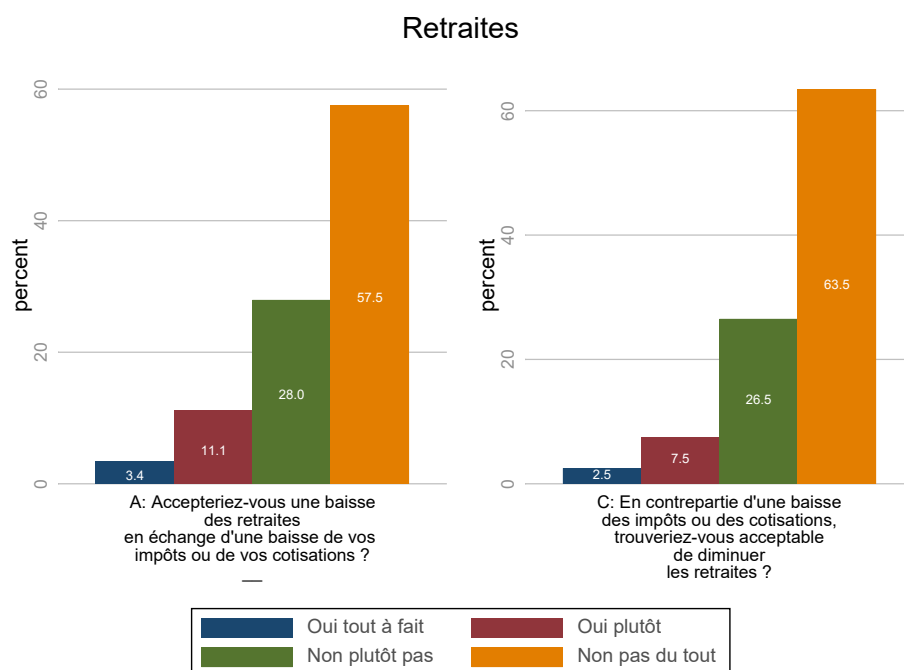
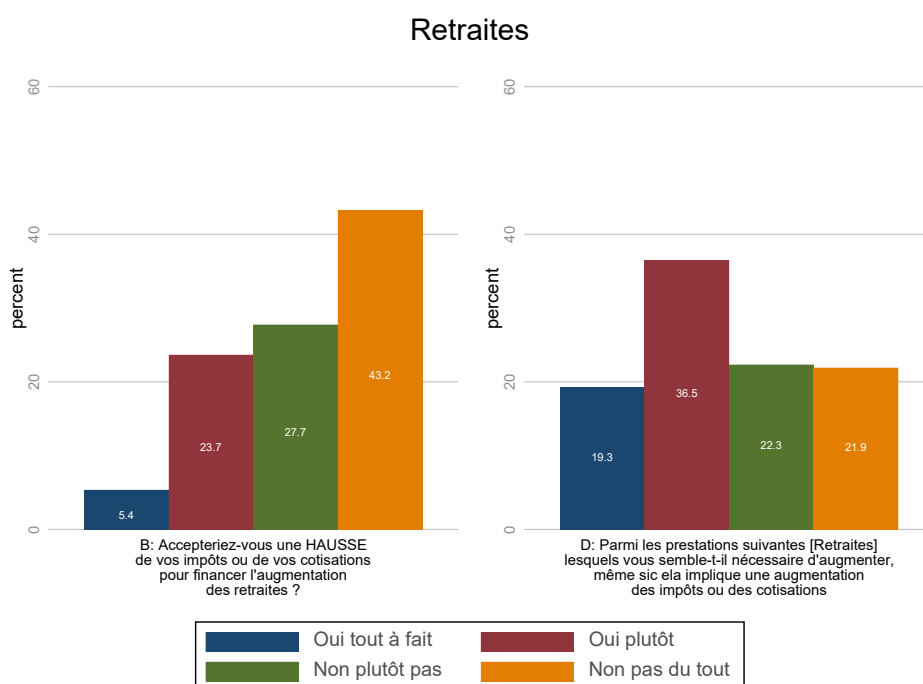


Figure A1.2 : comparaison des questions B et D (hausse), en excluant les personnes retraitées



A.2 Méthode de pseudo-panel

A.2.1 Analyse de l'influence de la formulation des questions par une méthode de pseudo-panel

Dans le baromètre 2020, 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, sur 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 2²².

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.

Table A2.0. Régression linéaire sur des variables socio-démographiques et le type de questionnaire

	<i>Assurance maladie</i>	<i>Retraite</i>	<i>Alloc familiales</i>	<i>Chômage</i>
<i>Questionnaire A</i>	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
<i>Questionnaire B</i>	-1 672*** (-42,42)	-1 600*** (-39,72)	-1 462*** (-34,81)	-1 511*** (-36,65)
<i>Questionnaire C</i>	0,018 7 -0,47	0,101** -2,52	0,035 4 -0,84	0,072 2 -1,75
<i>Questionnaire D</i>	-1 187*** (-30,09)	-0,884*** (-21,97)	-1 093*** (-26,08)	-1 038*** (-25,25)
<i>Nb. Obs</i>	3910	3865	3798	3821
<i>R2</i>	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

²² Voir détail dans la Table A2.1

(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 A2.0 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*²³.

Ces résultats mesurent différemment ce qui a déjà été dit plus haut : les questions concernant la baisse de la protection sociale (A et C) 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.

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).

²³ 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.

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 issu de l'analyse descriptive de la distribution des réponses, 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).

A.2.2 Test de la stabilité des réponses par formulation en fonction des catégories socio-démographiques

Les résultats commentés ici sont issus de régressions logistiques (Tables A2.2, A2.3 et A2.4). 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.

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 A2.2) : 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 A2.4) 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 PCS²⁴ (Table A2.3) permet de confirmer ces éléments.

²⁴ 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 proxys de la *classe sociale*.

Table A2.1 : 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 surcroît de financement	Non plutôt pas	Oui plutôt	Non plutôt pas	Oui plutôt
	4	Très favorable à un surcroît de financement	Non pas du tout	Oui tout à fait	Non pas du tout	Oui tout à fait

Table A2.2 Logit ordonné : croisement du niveau de vie et de la formulation

	<i>Assurance maladie</i>	<i>Retraite</i>	<i>Alloc familiales</i>	<i>Alloc chômage</i>
<i>Indépendant</i>	1 017	0,821	1 022	0,96
<i>CDI temps plein</i>	1	1	1	1
<i>Contrat précaire</i>	1 270**	1 012	1 386***	1 315***
<i>Retraité</i>	1 002	1 003	0,998	0,988
<i>Autres inactifs</i>	1 284**	1 067	1 486***	1 375***
<i>18 à 24 ans</i>	1	1	1	1
<i>25 à 34 ans</i>	1 202	1 291*	1 583***	1 603***
<i>35 à 49 ans</i>	1 064	0,979	1 119	1 192
<i>50 à 64 ans</i>	1 029	1,22	1,17	1 218
<i>65 ans et +</i>	1.267	1 263	1 133	1 153
<i>Homme</i>	1	1	1	1
<i>Femme</i>	1 024	1,11	1 046	1 083
<i>Quintiles niveau de vie</i>	0,931	0,922*	0,800***	0,854***
<i>A x Quintiles niveau de vie</i>	1	1	1	1
<i>B x Quintiles niveau de vie</i>	1 143**	1 145**	1 221***	1 222***
<i>C x Quintiles niveau de vie</i>	0,975	1 027	1 032	0,996
<i>D x Quintiles niveau de vie</i>	0,97	0,963	1 063	1 064
<i>A</i>	1	1	1	1
<i>Questionnaire B</i>	0,024 6***	0,030 8***	0,032 1***	0,028 7***
<i>Questionnaire C</i>	1 132	1 168	0,982	1 167
<i>Questionnaire D</i>	0,108***	0,190***	0,113***	0,120***
<i>cut1</i>	0.0393***	0.0391***	0.0570***	0.0565***
<i>cut2</i>	0.168***	0.126***	0.271***	0.257***
<i>cut3</i>	0.779	0.625**	1.004	1.098
<i>Observations</i>	3911	3866	3800	3822
<i>Pseudo R2</i>	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. À 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.

Table A2.3 Logit ordonné : croisement de la PCS et de la formulation

	<i>Assurance maladie</i>	<i>Retraite</i>	<i>Alloc familiales</i>	<i>Alloc chômage</i>
<i>Agri ACCE</i>	1 158	0,662	1 332	1,18
<i>Libéral Cadre et PI</i>	1	1	1	1
<i>Employé Ouvrier</i>	1 249	0,983	1 603***	1 236
<i>Autre inactif</i>	1 443*	0,962	2 669***	1 904***
<i>Retraité</i>	1 245	1 429*	1,35	1 169
<i>18 à 24 ans</i>	1	1	1	1
<i>25 à 34 ans</i>	1 134	1 223	1 491***	1 507***
<i>35 à 49 ans</i>	1 003	0,909	1 068	1 129
<i>50 à 64 ans</i>	0,983	1 154	1 079	1 131
<i>65 ans et +</i>	1,222	1 206	1 029	1 069
<i>Homme</i>	1	1	1	1
<i>Femme</i>	1 034	1 106	1 064	1 098
<i>B x Agri ACCE</i>	0,624	0,812	0,816	0,652
<i>B x Libéral Cadre et PI</i>	1	1	1	1
<i>B x Employé Ouvrier</i>	0,650*	0,608**	0,521***	0,625*
<i>B x Autre inactif</i>	0,839	0,813	0,523**	0,610*
<i>B x Retraité</i>	0,442***	0,273***	0,492***	0,513***
<i>C x Agri ACCE</i>	0,878	1 398	0,737	0,608
<i>C x Libéral Cadre et PI</i>	1	1	1	1
<i>C x Employé Ouvrier</i>	1,12	0,944	0,988	1 097
<i>C x Autre inactif</i>	0,788	0,849	0,713	0,81
<i>C x Retraité</i>	1 097	0,819	1 385	1 143
<i>D x Agri ACCE</i>	0,467*	0,902	0,473*	0,476*
<i>D x Libéral Cadre et PI</i>	1	1	1	1
<i>D x Employé Ouvrier</i>	0,785	0,773	0,534***	0,649*
<i>D x Autre inactif</i>	0,894	1 001	0,555**	0,676
<i>D x Retraité</i>	0,741	0,692	0,539***	0,726
<i>Questionnaire A</i>	1	1	1	1
<i>Questionnaire B</i>	0,053 8***	0,076 7***	0,094 8***	0,078 2***
<i>Questionnaire C</i>	1 024	1 378*	1 037	1,13
<i>Questionnaire D</i>	0,120***	0,200***	0,217***	0,194***
<i>Quintiles niveau de vie</i>		0,930***		
<i>Observations</i>	3924	3879	3813	3835
<i>Pseudo R2</i>	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 A2.4 Logit ordonné : croisement du diplôme et de la formulation

	<i>Assurance maladie</i>	<i>Retraite</i>	<i>Alloc familiales</i>	<i>Alloc chômages</i>
<i>main</i>				
<i>inf bac</i>	1	1	1	1
<i>bac</i>	0,82	0,861	0,742*	0,733*
<i>sup bac</i>	1 005	0,763*	0,868	0,85
<i>18 à 24 ans</i>	1	1	1	1
<i>25 à 34 ans</i>	1 072	1 218	1 352**	1 414***
<i>35 à 49 ans</i>	0,935	0,907	0,933	1 032
<i>50 à 64 ans</i>	0,929	1 141	1 008	1 085
<i>65 ans et +</i>	1.113	1 201	0,93	0,995
<i>Homme</i>	1	1	1	1
<i>Femme</i>	1 041	1 128*	1 069	1,1
<i>Quintiles niveau de vie</i>	0,915***	0,944**	0,817***	0,867***
<i>B x inf bac</i>	1	1	1	1
<i>B x bac</i>	1 596**	1 480*	1 735**	1 922***
<i>B x sup bac</i>	1 606**	2 116***	1 962***	2 155***
<i>C x inf bac</i>	1	1	1	1
<i>C x bac</i>	0,995	0,782	1,36	1 760**
<i>C x sup bac</i>	1 032	1 252	1 224	1 378
<i>D x inf bac</i>	1	1	1	1
<i>D x bac</i>	1 313	1 024	1 331	1 388
<i>D x sup bac</i>	0,994	1,12	1 371	1 318
<i>Questionnaire A</i>	1	1	1	1
<i>Questionnaire B</i>	0,027 9***	0,032 6***	0,040 3***	0,034 3***
<i>Questionnaire C</i>	1 037	1,25	0,931	0,896
<i>Questionnaire D</i>	0,092 9***	0,162***	0,113***	0,120***
<i>cut1</i>	0.0302***	0.0353***	0.0419***	0.0430***
<i>cut2</i>	0.130***	0.114***	0.198***	0.195***
<i>cut3</i>	0.596***	0.563***	0.733**	0.826
<i>Observations</i>	3910	3865	3798	3821
<i>Pseudo R2</i>	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-bacheliers. 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.

A.3 Croisement formulation et caractéristiques individuelles

Table A3.1 Logit ordonné par grand risque

	<i>AM</i>	<i>Retraite</i>	<i>Famille</i>	<i>Chômage</i>	<i>Handicap</i>	<i>Dépendance</i>	<i>Logement</i>
<i>Tranche d'âge</i>	1 130***	1 186***	1 120***	1 136***	1 117***	1 134***	1 084***
	-7,66	-10,4	-6,99	-7,89	-6,8	-7,73	-4,08
<i>Tranche de revenu</i>	0,932***	0,931***	0,885***	0,902***	0,927***	0,929***	0,870***
	(-7,51)	(-7,40)	(-12,74)	(-10,83)	(-7,86)	(-7,67)	(-11,89)
<i>Femme</i>	1 208***	1 213***	1 130***	1 161***	1 148***	1 139***	1 113***
	-6,68	-6,64	-4,26	-5,17	-4,78	-4,52	-3,03
<i>Statut d'emploi</i>							
<i>Salarié du public</i>	1	1	1	1	1	1	1
<i>Salarié privé</i>	1 028	1 011	1,01	1 006	1,01	0,999	1 014
	-0,61	-0,23	-0,21	-0,14	-0,22	(-0,02)	-0,25
<i>Indép sans salarié</i>	0,971	0,961	0,936	0,912	1 141	1,07	0,863
	(-0,37)	(-0,50)	(-0,83)	(-1,14)	-1,62	-0,84	(-1,51)
<i>Employeur</i>	0,750***	0,795**	0,680***	0,693***	0,859	0,836	0,659***
	(-2,72)	(-2,13)	(-3,50)	(-3,32)	(-1,41)	(-1,64)	(-3,02)
<i>Chomeur</i>	1 167**	1 098	1 264***	1 425***	1 191***	1 167**	1 250***
	-2,38	-1,41	-3,6	-5,4	-2,65	-2,34	-2,64
<i>Inactif</i>	1 178***	1 059	1 213***	1 170***	1 148**	1 172***	1 282***
	-2,82	-0,97	-3,33	-2,69	-2,34	-2,7	-3,4
<i>Retraité</i>	1 143**	1 188***	1 083	1 018	1 038	1 005	1 074
	-2,41	-3,03	-1,42	-0,32	-0,66	-0,09	-1,03
<i>diplome</i>	0,939***	0,932***	0,917***	0,931***	0,976**	0,970***	0,922***
	(-5,71)	(-6,24)	(-7,75)	(-6,38)	(-2,19)	(-2,74)	(-5,86)
<i>cut1</i>	0.0593**	0.0644**	0.0618**	0.0640**	0.0682**	0.0628***	0.0479**
	*	*	*	*	*		*
	(-32.82)	(-31.11)	(-32.33)	(-31.93)	(-30.75)	(-31.59)	(-28.66)
<i>cut2</i>	0.310***	0.327***	0.301***	0.319***	0.354***	0.357***	0.224***
	(-14.38)	(-13.40)	(-14.52)	(-13.87)	(-12.48)	(-12.41)	(-14.72)
<i>cut3</i>	1.073	1.093	0.973	1.096	1.182**	1.229**	0.743***
	-0.87	-1.08	(-0.34)	-1.12	-2.02	-2.5	(-2.96)
<i>Observations</i>	18 713	18 207	17 345	17 429	17 557	17 610	11 656
<i>pseudo-R2</i>	0,010 8	0,015 5	0,015 3	0,013 1	0,006 51	0,007 02	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 A4.1 à A4.5 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 A4.1

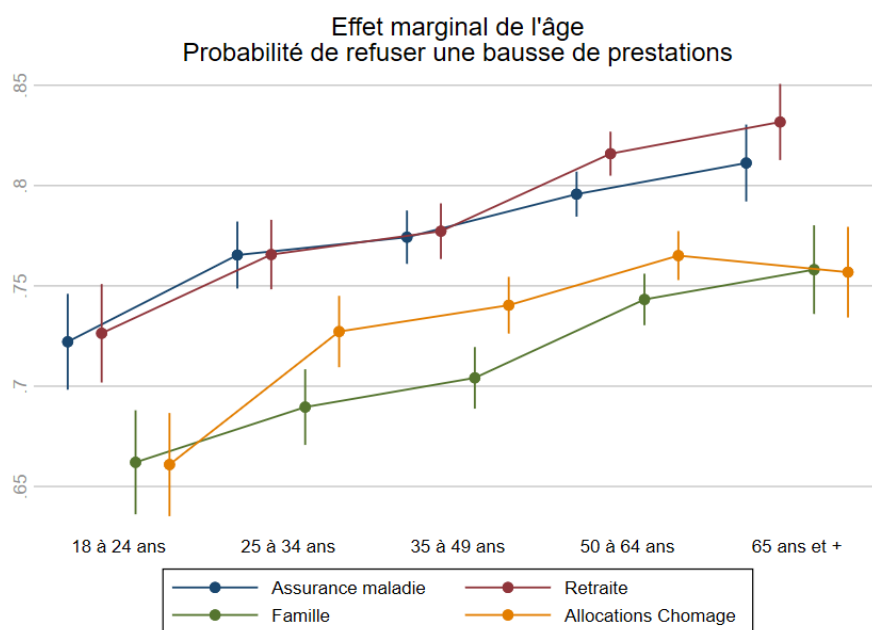


Figure A4.2

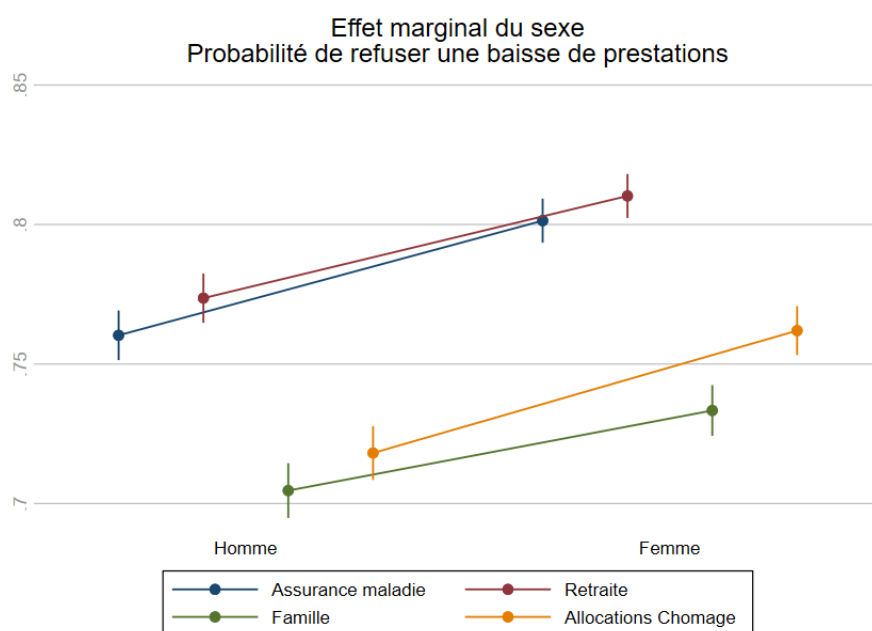


Figure A4.3 Effet marginal du statut d'emploi sur la probabilité de s'opposer à une baisse des prélèvements et prestations

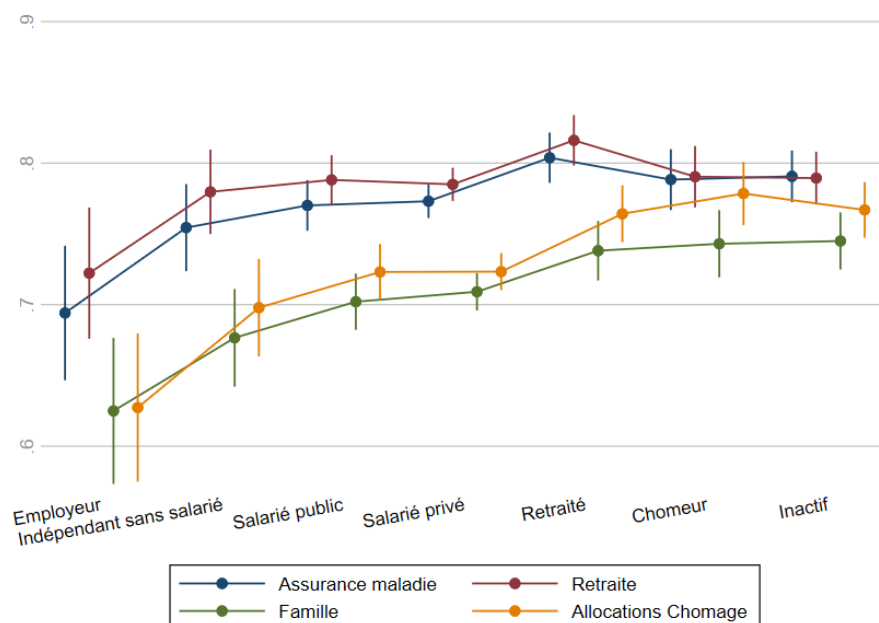


Figure 4.4

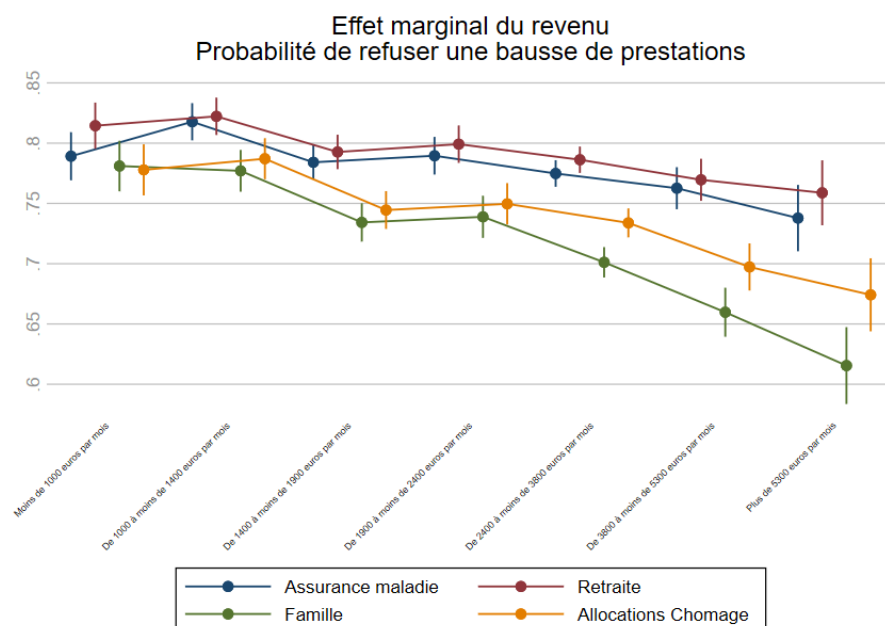
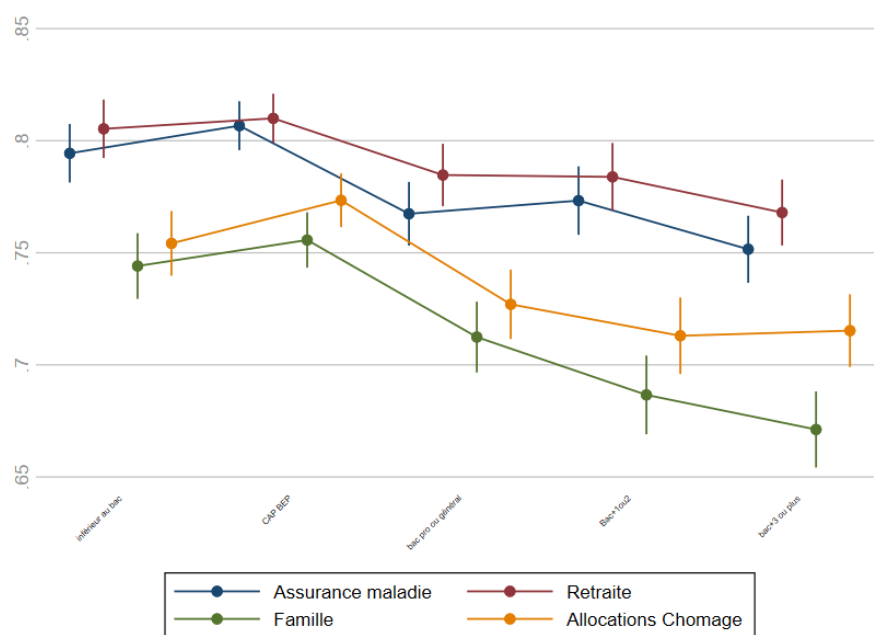


Figure 4,5 Effet marginal du diplôme



A.5 Construction et résultat de l'ACM

Description des groupes par les variables actives

Table A5.1. Groupe 1 : Soutien aux dépenses de protection sociale et à l'inclusivité

Groupe 1	<i>Cla/Mod</i>	<i>Mod/Cla</i>	<i>Global</i>	<i>p. value</i>	<i>v. test</i>
<i>ps3_ab=[3] Insuffisant</i>	85,59	49,52	19,48	0	33,96
<i>ps2_ab=[1] plus de cotisations</i>	61,31	79,19	43,49	0	33,16
<i>ps1_ab_4=[3] A tout le monde</i>	59,54	64,94	36,73	0	26,37
<i>ps13_a_4=[4] Non pas du tout</i>	48,62	62,29	43,14	0	17,48
<i>ps16_ab=[2] Maintenir les prestations</i>	43,86	77,71	59,67	0	17,01
<i>ps1_ab_4=[2] A ceux qui en ont besoin</i>	51,27	11,96	7,85	0	6,7
<i>ps2_ab=[2] moins de cotisations</i>	10,43	3,39	10,96	0	-11,9
<i>ps3_ab=[2] Normal</i>	25,2	45,98	61,43	0	-14,27
<i>ps1_ab_4=[1] A ceux qui cotisent</i>	17,1	15,87	31,24	0	-15,52
<i>ps13_a_4=[2] Oui</i>	12,3	8,12	22,22	0	-16,33
<i>ps16_ab=[1] Réduire le déficit</i>	17,13	18,75	36,85	0	-17,48
<i>ps1_ab_4=[4] Ceux qui cotisent et minimum pour les autres</i>	9,58	6,72	23,61	0	-19,41
<i>ps3_ab=[1] Excessif</i>	2,67	1,25	15,83	0	-20,92
<i>ps2_ab=[3] pas de changement</i>	10,16	12,62	41,82	0	-28,09

Lecture : 85,6 % des individus ayant répondu « Insuffisant » à la question ps3 sont dans le groupe favorable à la protection sociale. 49,5 % des individus de ce groupe pensent que les dépenses publiques sont insuffisantes (PS3=3) contre 19,5 % dans l'ensemble de la population. La p-value vaut 0 ce qui signifie que la surreprésentation de la catégorie dans le groupe est significative. La v-test est la statistique de test permettant de hiérarchiser les sur (et sous) représentation. Une catégorie est sur (resp. sous) représentée lorsque la v-test est strictement supérieure (resp. inférieure) à 2, au seuil de 5 %.

Table A5.2. Groupe 2 : Moindre soutien aux dépenses/recettes, status quo

Groupe 2	Cla/Mod	Mod/Cla	Global	p. value	v. test
<i>ps2_ab=[3] pas de changement</i>	67,91	74,95	41,82	0	33,82
<i>ps1_ab_4=[4] Ceux qui cotisent et minimum pour les autres</i>	75,26	46,89	23,61	0	27,04
<i>ps3_ab=[2] Normal</i>	53,2	86,23	61,43	0	26,31
<i>ps13_a_4=[3] Non plutôt pas</i>	50,94	33,64	25,02	0	9,75
<i>ps13_a_4=[5] NSP</i>	58,91	14,95	9,62	0	8,8
<i>ps16_ab=[2] Maintenir les prestations</i>	42,73	67,28	59,67	0	7,73
<i>ps16_ab=[1] Réduire le déficit</i>	29,6	28,79	36,85	0	-8,35
<i>ps1_ab_4=[1] A ceux qui cotisent</i>	27,45	22,62	31,24	0	-9,33
<i>ps1_ab_4=[3] A tout le monde</i>	27,88	27,02	36,73	0	-10,09
<i>ps1_ab_4=[2] A ceux qui en ont besoin</i>	12,03	2,49	7,85	0	-10,64
<i>ps3_ab=[1] Excessif</i>	16,01	6,69	15,83	0	-13,07
<i>ps2_ab=[2] moins de cotisations</i>	10,43	3,02	10,96	0	-13,67
<i>ps13_a_4=[2] Oui</i>	15,1	8,85	22,22	0	-16,76
<i>ps3_ab=[3] Insuffisant</i>	6,51	3,34	19,48	0	-22,28
<i>ps2_ab=[1] plus de cotisations</i>	16	18,36	43,49	0	-25,86

Lecture : 67,9 % des individus ayant répondu « pas de changement » à la question ps2 (à propos de l'évolution souhaitée des cotisations patronales) sont dans le groupe indécis, ou soutien modéré. 75,0 % des individus de ce groupe pensent que les cotisations patronales ne doivent pas changer contre 41,8 % dans l'ensemble de la population. La p-value vaut 0 ce qui signifie que la surreprésentation de la catégorie dans le groupe est significative. La v-test (33,82) est la statistique de test permettant de hiérarchiser les sur (et sous) représentation. Une catégorie est sur (resp. sous) représentée lorsque la v-test est strictement supérieure (resp. inférieure) à 2, au seuil de 5%.

Table A5.3. Groupe 3 : Favorable à de moindres dépenses, à l'exclusivité des prestations

<i>Groupe 3</i>	<i>Cla/Mod</i>	<i>Mod/Cla</i>	<i>Global</i>	<i>p.</i> <i>value</i>	<i>v. test</i>
<i>ps13_a_4=[2] Oui</i>	72,6	56,73	22,22	0	31,94
<i>ps3_ab=[1] Excessif</i>	81,32	45,28	15,83	0	30,77
<i>ps16_ab=[1] Réduire le déficit</i>	53,27	69,06	36,85	0	26,5
<i>ps1_ab_4=[1] A ceux qui cotisent</i>	55,45	60,93	31,24	0	25,07
<i>ps2_ab=[2] moins de cotisations</i>	79,14	30,51	10,96	0	23,64
<i>ps1_ab_4=[2] A ceux qui en ont besoin</i>	36,71	10,14	7,85	0	3,32
<i>ps13_a_4=[5] NSP</i>	22,74	7,69	9,62	0,01	-2,65
<i>ps2_ab=[1] plus de cotisations</i>	22,69	34,7	43,49	0	-7,13
<i>ps2_ab=[3] pas de changement</i>	21,93	32,26	41,82	0	-7,82
<i>ps13_a_4=[3] Non plutôt pas</i>	16,29	14,34	25,02	0	-10,24
<i>ps1_ab_4=[4] Ceux qui cotisent et minimum pour les autres</i>	15,16	12,59	23,61	0	-10,84
<i>ps3_ab=[2] Normal</i>	21,6	46,68	61,43	0	-12,01
<i>ps3_ab=[3] Insuffisant</i>	7,91	5,42	19,48	0	-15,57
<i>ps1_ab_4=[3] A tout le monde</i>	12,58	16,26	36,73	0	-17,7
<i>ps13_a_4=[4] Non pas du tout</i>	14	21,24	43,14	0	-18,17
<i>ps16_ab=[2] Maintenir les prestations</i>	13,41	28,15	59,67	0	-25,72

Lecture : 72,6 % des individus ayant répondu « Oui » à la question ps13_a_4 (accepteriez-vous une baisse des prestations chômage ?) sont dans le groupe Favorable à de moindre dépenses. 56,7 % des individus de ce groupe accepteraient une baisse des prestations chômage en échange d'une baisse d'impôts contre 22,2 % dans l'ensemble de la population. La p-value vaut 0 ce qui signifie que la surreprésentation de la catégorie dans le groupe est significative. La v-test (33,82) est la statistique de test permettant de hiérarchiser les sur (et sous) représentation. Une catégorie est sur (resp. sous) représentée lorsque la v-test est strictement supérieure (resp. inférieure) à 2, au seuil de 5 %.

Description des groupes par les variables sociodémographiques (supplémentaires)

Table A5.4. Groupe 1 : Soutien aux dépenses de protection sociale et à l'inclusivité

<i>Catégories sur-représentées</i>	<i>Cla/Mod</i>	<i>Mod/Cla</i>	<i>Global</i>	<i>p. value</i>	<i>v. test</i>
<i>Quintile 1 niveau de vie mensuel</i>	44,84	26,94	20,23	0	7,43
<i>Chômeur</i>	57,82	6,27	3,65	0	6,09
<i>Quintile 2 niveau de vie mensuel</i>	39,69	22,88	19,41	0	3,93
<i>Parent seul</i>	44,49	8,93	6,76	0	3,83
<i>Autre Inactif</i>	40,68	15,94	13,2	0	3,62
<i>Femme</i>	36,24	56,38	52,39	0	3,62
<i>Diplôme : CAP BEP</i>	38,08	28,41	25,12	0	3,41
<i>Ouvrier. e</i>	40,04	15,42	12,97	0	3,26
<i>Diplôme : inférieur au bac</i>	38,22	20,59	18,14	0	2,85
<i>35 à 49 ans</i>	36,6	28,41	26,14	0,02	2,33

Table A5.5. Groupe 2 : Moindre soutien aux dépenses/recettes, statu quo

<i>Catégories sur-représentées</i>	<i>Cla/Mod</i>	<i>Mod/Cla</i>	<i>Global</i>	<i>p. value</i>	<i>v. test</i>
<i>Diplôme : bac+3 ou plus</i>	42,88	18,95	16,75	0	2,9
<i>Quintile 4 de niveau de vie mensuel</i>	41,96	22,43	20,25	0,01	2,67
<i>Profession libérale Cadre</i>	42,46	11,08	9,89	0,05	1,97

Table A5.6. Groupe 3 : Favorable à de moindres dépenses, à l'exclusivité des prestations

	<i>Cla/Mod</i>	<i>Mod/Cla</i>	<i>Global</i>	<i>p. value</i>	<i>v. test</i>
<i>Quintile 5 de niveau de vie mensuel</i>	38,18	26,4	19,66	0	6,64
<i>Homme</i>	31,32	52,45	47,61	0	3,87
<i>Agriculteur Artisans Commerçant et CE</i>	39,18	6,64	4,82	0	3,3
<i>Employeur</i>	43,14	3,85	2,53	0	3,2
<i>Couple sans enfant</i>	31,11	29,81	27,24	0,02	2,3
<i>Couple avec enfant</i>	31,47	23,6	21,32	0,03	2,21

A.6 Résultats sur l'analyse en différence de différence : le choc de CSG

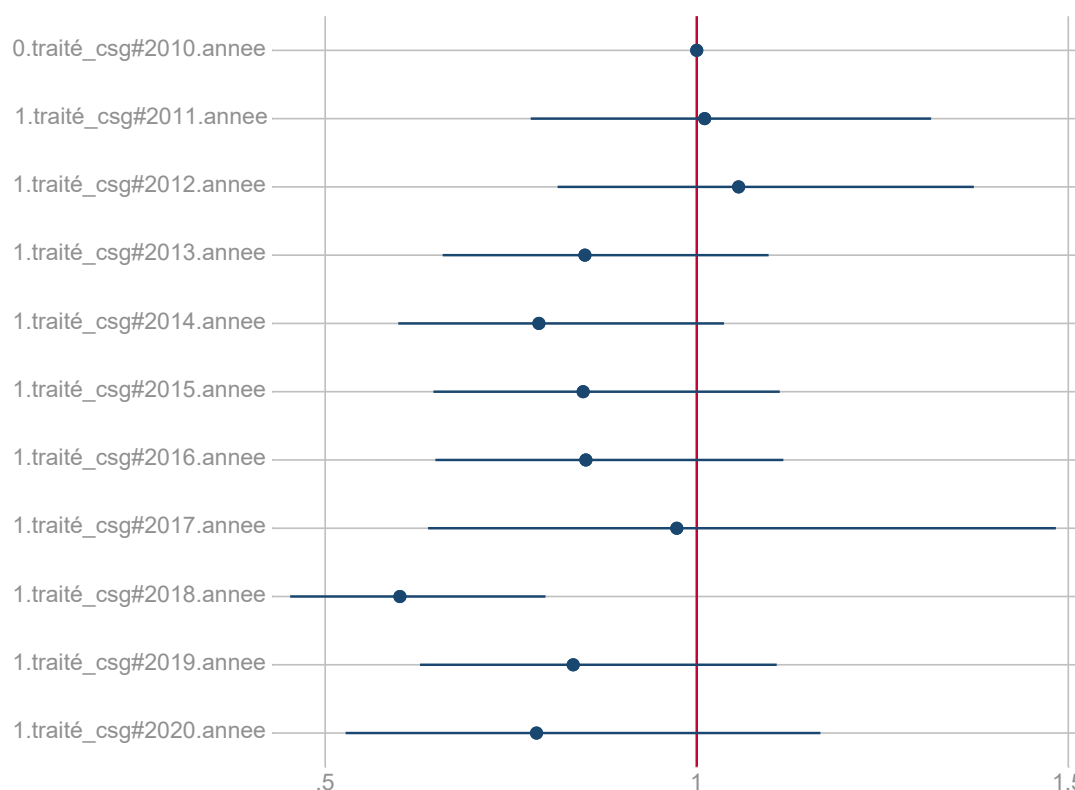
Table A6.1 Logit ordonné de la question « Accepteriez-vous une baisse de la prestation suivante, en échange d'une baisse de vos impôts ou de vos cotisations ? »

	<i>Odds ratio</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>Z</i>	<i>P>z</i>	<i>[95 % conf.</i>	<i>Interval]</i>
<i>1.traitement_csg</i>	.7983344	.0 333 616	-5,39	0	0,735 553 1	0,866 474 4
<i>1.traité_csg</i>	.8578771	.053 174	-2,47	0,013	0,759 739 8	0,968 691
Interaction traitement_csg#traité_csg						
<i>1 1</i>	.8 756 396	.0 737 893	-1,58	0,115	0,742 327 5	1,032 893
Tranches de revenu						
<i>De 1000 à moins de 1400 euros par mois</i>	.8016537	.055 878	-3,17	0,002	0,699 286 6	0,919 006 1
<i>De 1400 à moins de 1900 euros par mois</i>	.7161022	.0 488 054	-4,9	0	0,626 559 2	0,818 442 1
<i>De 1900 à moins de 2400 euros par mois</i>	.6683084	.0 473 671	-5,69	0	0,581 630 4	0,767 903 6
<i>De 2400 à moins de 3800 euros par mois</i>	.624256	.042 826	-6,87	0	0,545 717 1	0,714 098
<i>De 3800 à moins de 5300 euros par mois</i>	.5020444	.0 413 112	-8,37	0	0,427 267 8	0,589 907 7
<i>Plus de 5300 euros par mois</i>	.5789722	.0 608 965	-5,2	0	0,471 116 2	0,711 520 4
<i>(NSP/refus de réponse)</i>	.6 598 073	.0 525 554	-5,22	0	0,564 438 5	0,771 289 7
Age par tranche						
<i>25 à 34 ans</i>	1,282 299	.1 039 365	3,07	0,002	1,093 945	1,503 084
<i>35 à 49 ans</i>	1,491 924	.1 071 328	5,57	0	1,296 054	1,717 395
<i>50 à 64 ans</i>	1,584 562	.1 089 619	6,69	0	1,384 767	1,813 184
<i>65 ans et +</i>	1.4662	.0 997 632	5,62	0	1,283 145	1,675 37
<i>/cut1</i>	.5157419	.0 752 047			0,368 343 3	0,663 140 4

Table A6.2 : Effet marginaux du traitement sur les groupes traités et non traités

	<i>Delta-method</i>					
	Margin	std. Err.	Z	P>z	[95 % conf.	Interval]
<i>traitement_csg#traité_csg</i>						
<i>0 0</i>	0,369 102 5	0,006 418 9	57,5	0	0,356 521 6	0,381 683 4
<i>0 1</i>	0,334 528 4	0,011 349 9	29,47	0	0,312 283 1	0,356 773 7
<i>1 0</i>	0,318 866 3	0,007 103 4	44,89	0	0,304 943 9	0,332 788 7
<i>1 1</i>	0,260 687 1	0,012 012 7	21,7	0	0,237 142 6	0,284 231 5

Figure A6. Test de tendance commune entre le groupe traité et le groupe non traité



Lecture : Le groupe traité suit entre 2010 et 2017 une tendance qui n'est pas significativement différente du groupe non traité.

Ce test de tendance valide l'idée d'une tendance commune des deux groupes entre 2010 et 2018, et d'une discontinuité significative pour l'année 2018, mais il y a un retour à la tendance commune dès 2019.

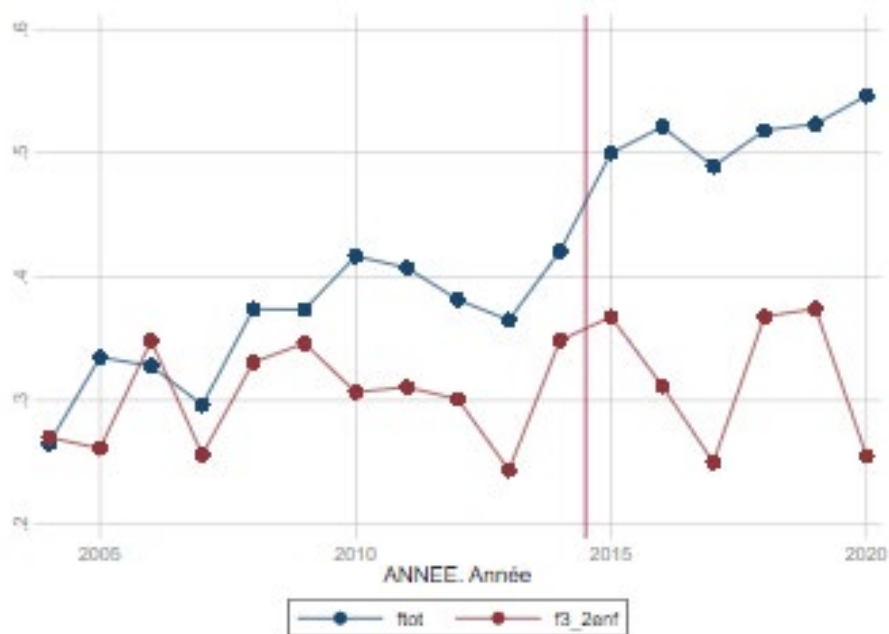
A.7 L'introduction de la dégressivité des allocations familiales : pourquoi il est impossible de conclure

En novembre 2014, le gouvernement Valls réforme le calcul des prestations d'allocations familiales qui étaient jusqu'ici uniforme quel que soit le revenu du ménage. Le nouveau calcul rend le montant des allocations dégressives en fonction du revenu. Autrement dit, il s'agit d'une baisse des allocations pour les familles de deux enfants ou plus à hauts revenus. L'hypothèse que nous souhaitons tester ici est qu'un choc ciblé sur le montant sur les allocations familiales (entrée en vigueur en 2015) a eu un effet sur le soutien aux allocations familiales des personnes concernées.

Graphiquement, on observe bien un creusement de l'écart d'opinion entre les hauts revenus et les revenus moyens et faibles, présent dès le début de la période, et qui semble se creuser à compter de 2015, qui pourrait accréditer l'idée d'un effet de la réforme. Toutefois, deux éléments importants nous empêchent de conclure formellement. D'une part, la tendance au creusement des écarts est antérieure à 2015 (on observe par exemple un écart nettement plus marqué en 2010 qu'en 2005, Figure 11). D'autre part, l'accroissement de l'écart s'observe également chez un groupe « placebo » qui n'est pas directement concerné par la réforme, à savoir les ménages aisés ayant moins de deux enfants (Figure 12).

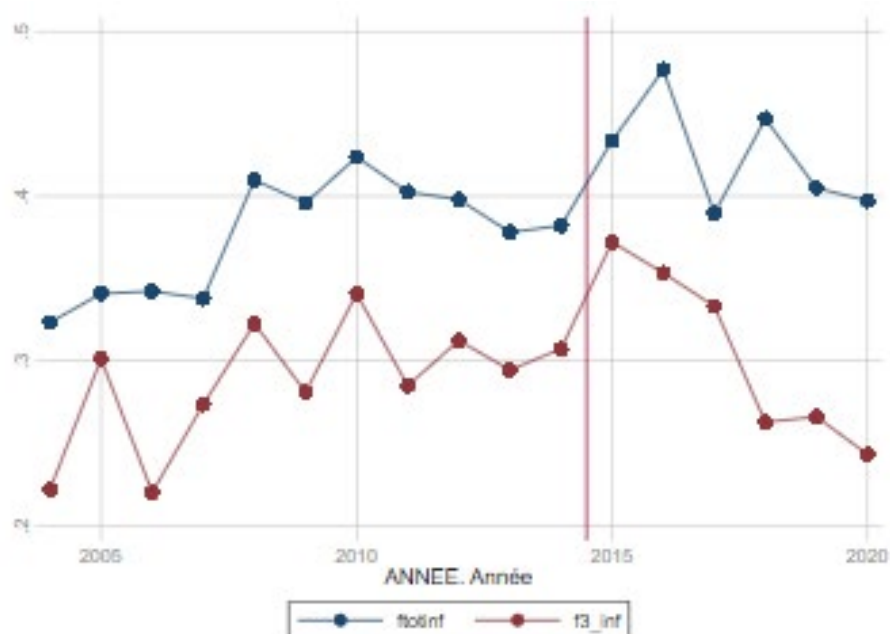
Il y a donc bien une polarisation de l'opinion concernant les allocations familiales en fonction du revenu, mais en l'absence d'une réelle tendance commune dans la période antérieure à la réforme il nous est impossible de valider ou d'invalidier l'effet spécifique de la réforme sur le groupe concerné. Les analyses économétriques menées donnent les mêmes résultats que cette interprétation graphique.

Figure 11. Opposition à la baisse des allocations familiales et des prélèvements parmi les familles de deux enfants ou plus selon le niveau de revenu



Lecture : Taux de réponse « Non pas du tout » à la proposition de baisse conjointe des prélèvements et prestations familiales parmi les individus dont le ménage comporte deux enfants au moins. En bleu, les tranches de revenu de 1 à 5, en rouge les tranches de revenu 6 et 7 (déclarant gagner plus de 3800 € net avant impôt). La barre rouge correspond à la date de mise en œuvre de la dégressivité des allocations familiales.

Figure 12. Opposition à la baisse des allocations familiales et des prélèvements parmi les familles avec moins de deux enfants selon le niveau de revenu



Lecture : Taux de réponse « Non pas du tout » à la proposition de baisse conjointe des prélèvements et prestations familiales parmi les individus dont le ménage comporte moins de deux enfants. En bleu, les tranches de revenu de 1 à 5, en rouge les tranches de revenu 6 et 7 (déclarant gagner plus de 3800 € net avant impôt). La barre rouge correspond à la date de mise en œuvre de la dégressivité des allocations familiales.



Le LIEPP (Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques) est un laboratoire d'excellence (Labex) distingué par le jury scientifique international désigné par l'Agence nationale de la recherche (ANR). Il est financé dans le cadre des investissements d'avenir de l'IdEx Université Paris Cité (ANR-18-IDEX-0001).

www.sciencespo.fr/liepp

A propos de la publication

Procédure de soumission :

Rédigé par un ou plusieurs chercheurs sur un projet en cours, le *Working paper* vise à susciter la discussion scientifique et à faire progresser la connaissance sur le sujet étudié. Il est destiné à être publié dans des revues à comité de lecture (peer review) et à ce titre répond aux exigences académiques. Les textes proposés peuvent être en français ou en anglais. En début de texte doivent figurer : les auteurs et leur affiliation institutionnelle, un résumé et des mots clefs.

Le manuscrit sera adressé à : liepp@sciencespo.fr

Les opinions exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses n'engagent que leurs auteurs.

Directrice de publication :

Anne Revillard

Comité de rédaction :

Ariane Lacaze, Andreana Khristova

Sciences Po - LIEPP
27 rue Saint Guillaume
75007 Paris - France
+33(0)1.45.49.83.61
liepp@sciencespo.fr

