



**HAL**  
open science

# Economie politique du financement progressif de la protection sociale

Michaël Zemmour

► **To cite this version:**

Michaël Zemmour. Economie politique du financement progressif de la protection sociale. 2015. hal-01205217

**HAL Id: hal-01205217**

**<https://sciencespo.hal.science/hal-01205217>**

Preprint submitted on 25 Sep 2015

**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



# SciencesPo

LABORATOIRE INTERDISCIPLINAIRE  
D'ÉVALUATION DES POLITIQUES PUBLIQUES

LIEPP Working Paper

**Septembre 2015, n°38**  
Axe "Politiques socio-fiscales"

## **Economie politique du financement progressif de la protection sociale**

**Michaël Zemmour**

Université de Lille 1 (Clersé) et Sciences Po (LIEPP)

[michael.zemmour@univ-lille1.fr](mailto:michael.zemmour@univ-lille1.fr)

[www.sciencespo.fr/liepp](http://www.sciencespo.fr/liepp)

© 2015 by the authors. All rights reserved.

# **Economie politique du financement progressif de la protection sociale \***

Michaël Zemmour  
Université Lille 1 (Clersé) et Sciences Po (LIEPP)

## **Résumé**

La structure plus ou moins progressive des prélèvements obligatoires affecte-t-elle la demande politique de protection sociale ? Cet article aborde cette question, pour la première fois dans une perspective longitudinale. A l'aide d'un baromètre d'opinion reconduit en France sur 13 vagues successives, nous cherchons à déterminer si la forte montée en progressivité du financement de la sécurité sociale s'est accompagnée d'une divergence des préférences selon le revenu des ménages. Nos résultats confirment une relation positive entre augmentation de la progressivité des cotisations sociales, liée aux politiques d'exonérations sur les bas salaires, et une bipolarisation du soutien politique aux prélèvements sociaux et aux prestations de sécurité sociale.

---

\* Ce projet a bénéficié du soutien apporté par l'ANR et l'État au titre du programme d'Investissements d'avenir dans le cadre du labex (ANR-11-LABX-0091, ANR-11-IDEX-0005-02) ainsi que de Paris-Cité (projet EIFISEP).

Remerciements : l'auteur remercie pour leurs avis et remarques à différentes étapes de ce travail Bruno Amable, Clément Carbonnier, Elvire Guillaud, Bruno Palier, Henry Sterdyniak, Bruno Tinel, Pascale Turquet.

## 1. Introduction

La capacité d'un système de protection sociale à remplir ses différentes fonctions (socialisation du revenu des ménages, mutualisation du risque, redistribution) dépend non seulement de ses propriétés distributives et économiques, mais également de sa propre soutenabilité politique. Conjointement avec l'état des finances publiques, l'opinion des citoyens façonne l'univers des possibles dans l'évolution du système de protection sociale.

Plusieurs commentaires récents suggèrent que la soutenabilité politique du système de protection sociale français s'effrite. Dès 1981 Rosenvallon (1981) évoquait une « crise de légitimité » de l'Etat-Providence. Plus récemment, une enquête du CREDOC (2014) pointait une défiance des personnes interrogées vis-à-vis des bénéficiaires de minima sociaux, mesurant une suspicion croissante vis-à-vis d'« abus » des dispositifs existants (et négligeant au contraire les enjeux du « non recours »). Parallèlement, la presse s'est largement faite l'écho à l'automne 2013 d'un mouvement de contestation des prélèvements obligatoires en France (Delalande [2014]).

Les mécanismes à l'origine d'une désaffection des solidarités collectives sont souvent supposés liés à une évolution du système de valeur. DUBET (2014) évoque ainsi des mutations idéologiques à l'origine d'un déclin des valeurs égalitaristes au sein de la société française, tandis que BOUVIER (2014) évoque le risque d'une « perte de sens » de l'impôt. Si ces interprétations sont utiles pour décrire l'évolution du discours ou des représentations politiques, leur limite est clairement leur caractère circulaire : à la question « pourquoi les opinions évoluent-elles ? » elles proposent comme réponse l'évolution des valeurs.

Le cadre théorique de l'économie politique<sup>1</sup> offre une autre perspective pour expliquer la demande/ le rejet des mécanismes de solidarité collective, en recherchant les déterminants des opinions dans les caractéristiques socio-économiques des individus. Ce cadre théorique permet d'envisager le fait que l'attitude vis-à-vis de la redistribution n'est pas réductible aux seules valeurs et croyances des citoyens : les caractéristiques socio-économiques et l'intérêt économique individuel sont des déterminants essentiels de l'attitude politique vis-à-vis de la protection sociale<sup>2</sup>. De plus, les intérêts économiques individuels sont médiés par la manière dont les institutions de la protection sociale organisent la redistribution : par exemple les systèmes de prestations très ciblées génèrent un soutien politique moindre que des prestations sociales à large spectre<sup>3</sup>.

S'appuyant sur ce cadre théorique, la contribution du présent article est de donner une dimension dynamique à la formation des opinions: le changement des institutions économiques permet-il d'expliquer l'évolution des préférences politiques ? Cette question est appliquée au cas de la France pour examiner si l'évolution du financement de la sécurité sociale vers une plus grande progressivité a pu altérer le soutien politique aux prélèvements sociaux et aux prestations sociales.

---

<sup>1</sup> Le terme économie politique fait ici aussi bien référence aux travaux de « political economics » définis par Persson et Tabellini (2000) qu'aux travaux interdisciplinaires (économie et science politique et/ou sociologie) comme ceux de Iversen Soskice (2011).

<sup>2</sup> On trouvera par exemple la confirmation empirique de cette analyse sur données récentes dans Amable (2009) et Guillaud (2013).

<sup>3</sup> Moene et Wallerstein (2001a), De Donder et Hindriks (1998).

Un fait stylisé, bien repéré par la littérature, souligne que les Etats-Providence les plus « généreux<sup>4</sup> » sont également ceux qui reposent sur le système de prélèvement obligatoire le moins progressif (par exemple Lindert [2004], Prasad et Deng [2009]). Ce résultat est généralement expliqué par le fait qu'un financement proportionnel, politiquement mieux accepté par les citoyens les plus aisés, permet de générer un soutien plus large dans la population et d'obtenir un taux moyen de prélèvement plus important. A l'inverse un système progressif polarise les opinions en fonction du niveau de revenu, et bénéficie donc d'un soutien politique plus concentré et plus fragile. Mais ce fait stylisé n'a été observé jusqu'à présent qu'en coupe transversale (inter-pays). Or, si l'argument avancé est correct, ses effets doivent pouvoir s'observer en coupe longitudinale (intra-pays) : à mesure qu'un système de financement des transferts sociaux devient plus progressif, il faut s'attendre à ce que les oppositions politiques entre bénéficiaires et contributeurs se renforcent. La mise à disposition par la DREES en 2014 d'un baromètre unifié de l'opinion des français concernant la protection sociale permet de procéder pour la première fois dans le cadre de cet article à une telle analyse dans une perspective longitudinale.

Au cours des années 1990-2000, la France a connu l'expérience d'une forte montée en progressivité du financement de la sécurité sociale. En effet, les cotisations sociales qui étaient devenues proportionnelles à la fin des années 1980<sup>5</sup>, sont devenues fortement

---

<sup>4</sup> C'est-à-dire ceux où les dépenses sociales publiques sont les plus importantes relativement à la richesse produite.

<sup>5</sup> Leur passage de la dégressivité à la proportionnalité est essentiellement dû au « déplafonnement » des cotisations de sécurité sociale à la fin des années 1980, ainsi qu'à l'introduction de la CSG (qui n'est pas plafonnée). La dégressivité demeure mais ne se déclenche que pour des niveaux de revenu très élevés (DREES 2009).

progressives entre 1993 et 2007, du fait des vagues successives d'exonérations de cotisations employeur. A l'aide du baromètre DREES « Les français et la protection sociale » qui comporte 13 vagues d'enquêtes entre 2000 et 2013 (plus de 50 000 observations), nous cherchons à déterminer si cette montée en progressivité s'est accompagnée d'une polarisation croissante des opinions en fonction du niveau de revenu des ménages. Nos résultats indiquent sans ambiguïté que le soutien aux cotisations sociales dites « employeur » comme mode de financement de la sécurité sociale s'est fortement contrasté entre les individus « ciblés » par ces exonérations (les salariés du secteur privé du bas de la distribution des salaires) et les ménages plus aisés.

L'article est organisé comme suit : la section 2 rappelle brièvement les résultats de la littérature concernant le lien entre financement de la protection sociale et soutien politique et présente notre argument. La troisième section met en évidence la montée en progressivité du financement de la sécurité sociale au cours de la période étudiée. La quatrième section présente les données d'enquête utilisées et des statistiques descriptives. La cinquième section présente l'étude économétrique de l'évolution de l'attitude des citoyens vis-à-vis des cotisations et prestations sociales à mesure que la progressivité augmente. La dernière section conclue.

## **2. Littérature**

La littérature en économie politique a établi un lien régulier entre les formes institutionnelles des systèmes de protection sociale et le soutien politique au système : les institutions de l'Etat-providence organisent la répartition des prélèvements et prestations au sein de la population, et cette structure institutionnelle, parce qu'elle détermine

les intérêts individuels, modifie les attitudes politiques vis-à-vis de la protection sociale.

Les travaux de Moene et Wallerstein (2001a, 2001b) repris par Iversen et Soskice (2001) analysent la demande individuelle de protection sociale comme le produit d'une double motivation: une "demande d'assurance" (augmentée par l'aversion au risque) et une "demande de redistribution" (« self interest »). Il s'ensuit notamment un double mouvement dans la demande de protection sociale: d'une part le motif d'assurance peut conduire certains électeurs (fréquemment assimilés aux « classes moyennes ») à soutenir un système de protection sociale bien qu'ils en soient contributeurs nets: ils sont prêts à supporter le coût de la redistribution pour bénéficier d'une couverture face aux risques<sup>6</sup>. Cet effet augmente à mesure que l'aversion au risque est plus prononcée. D'autre part pour un motif purement utilitariste (maximisation du revenu espéré), le soutien au système décroît parmi les contributeurs nets à mesure que le système opère une redistribution verticale plus marquée. De Donder et Hindriks (1998) en économie et Moene et Wallerstein (2001b) en science politique, proposent deux modèles théoriques qui montrent qu'un ciblage excessif des prestations sociales diminue la capacité politique à lever l'impôt et à redistribuer.

Les résultats empiriques sur données comparatives concordent pour établir que les prestations dont la structure redistributive est plus marquée (prestations ciblées, sous conditions de ressources) sont négativement corrélées au niveau agrégé des dépenses sociales, et même à la générosité absolue des prestations ciblant les plus

---

<sup>6</sup> Nous ne traitons pas ici de la concurrence entre système public et privé largement abordée entre autre dans Casamatta et al. (2000)



modestes (Korpi et Palme [1998], Moene et Wallerstein [2001a])<sup>7</sup>. Sur des données plus détaillées et plus récentes (Luxembourg Income Study et International Social Survey Programme), Brady et Bostic (2015) confirment que la préférence pour la redistribution est négativement corrélée avec le ciblage des prestations sur les populations à bas revenu.

S'il existe un arbitrage entre ciblage et générosité du côté des prestations, une autre vague de travaux souligne un effet symétrique du côté des prélèvements obligatoires: parmi les pays de l'OCDE, les systèmes dont les prélèvements sont les plus progressifs sont également ceux délivrant les prestations les moins généreuses, ou qui ont le plus faible niveau de dépenses sociales. Ainsi Kato (2003), ou Cusack et Beramendi (2006) mettent en évidence que les Etats providences les plus développés sont ceux qui reposent davantage sur une fiscalité indirecte, jugée moins progressive. Lindert (2004) souligne le même fait stylisé. Utilisant des micro-données du Luxembourg Income Study pour mesurer la progressivité effective des systèmes nationaux de prélèvement, Prasad et Deng (2009) confirment une forte relation négative entre degré de progressivité du système fiscal et taille de l'Etat-providence.

Au-delà du seul plan institutionnel, Beramendi et Rehm (2011) mesurent en coupe transversale que l'écart de préférence pour la redistribution entre riches et pauvres est sensible entre autres facteurs à l'architecture plus ou moins redistributive du système prélèvements/prestations. Dans une analyse plus qualitative Esping-Andersen (1996) développe également l'idée que les assurances sociales financées par cotisations bénéficient d'un soutien politique

---

<sup>7</sup> Une large partie de cette littérature discute abondamment les hypothèses d'aversion relative au risque, constante ou fonction croissante du revenu. Cette dimension n'est pas traitée ici.

10/2015

plus large dans la mesure où leur organisation recoupe moins les clivages de classes que ne le ferait un système plus orienté vers la redistribution verticale, davantage sujet à un risque de « révolte fiscale » (Esping Andersen [1996] p.68).

Pourtant, le lien entre progressivité et soutien à la redistribution n'a pu être établi jusqu'ici qu'en coupe transversale par des comparaisons internationales. Il est pourtant décisif pour tester la validité d'un argument liant institutions et opinions, de vérifier si ses effets s'observent aussi bien en coupe transversale qu'en coupe longitudinale (Kenworthy, [2009]). Dans cette perspective, le présent article se propose d'examiner l'effet, au sein d'un système national de la montée en progressivité dans le temps du financement de la protection sociale.

Il s'agit pour nous de tester l'hypothèse suivante : un système de protection sociale évoluant d'un financement proportionnel vers un financement plus progressif devrait conduire à une polarisation plus grande des préférences politiques, marquées par une désaffection relative des catégories aux plus hauts revenus.

Pour ce faire, nous utilisons une enquête d'opinion en coupe répétée (le baromètre DREES) bénéficiant à la fois d'un recul suffisant et de questions précises sur la protection sociale ; nous utilisons ce baromètre dans le contexte d'une transformation d'ampleur des circuits de financement de la protection sociale, dans une période où les autres institutions du champ sont restées relativement constantes.

Remarquons qu'il n'est pas nécessaire de postuler une information et une rationalité parfaite des électeurs pour valider ce type d'analyse. Il existe des acteurs politiques (syndicats, partis, administrations) capables d'identifier les réformes susceptibles de bénéficier aux différentes fractions de l'électorat et de formuler une offre de réforme précise (par exemple « moins de prélèvements en échange

de moindres prestations »)<sup>8</sup> ; la rationalité des citoyens consiste alors à être capable d'arbitrer pour ou contre ce type de réforme. Notre hypothèse revient à considérer que la réponse à cet arbitrage est affectée par les réformes institutionnelles d'ampleur.

### **3. Les exonérations de cotisations sociales employeur ont rendu les cotisations sociales très progressives**

Une propriété historique de la sécurité sociale française est de reposer sur des cotisations sociales à taux fixes, donc proportionnelles au salaire (au moins en-dessous du plafond de la sécurité sociale, à peu près équivalent à deux fois le SMIC brut)<sup>9</sup>. Or une conséquence majeure des politiques d'exonération de cotisations employeurs sur les bas salaires est d'avoir rendu très progressif le financement de la sécurité sociale par les cotisations. Comme nous allons le voir, les cotisations sociales contribuent davantage en 2011 à la progressivité des prélèvements obligatoires pour les sept premiers déciles de revenus, que l'impôt sur le revenu. Ce résultat, bien que peu signalé, peut être établi sans ambiguïté sur la base des

---

<sup>8</sup> On trouvera dans Zemmour (2012) une analyse du discours public de la CFE-CGC qui atteste d'une évolution du discours de ce syndicat de cadres entre le début des années 1990 et la fin des années 2000. Le thème du « coût du travail » et du poids des charges est par ailleurs suffisamment présent dans le débat public depuis les années 1980 pour que les organisations politiques et syndicales formulent des propositions de maintien ou de changement du financement de la protection sociale (voir aussi Palier [2005], ou Palier et Thelen [2010]). Notre hypothèse est que cette offre politique sert d'adjuvant à l'évolution des opinions individuelles en fonction des intérêts matériels propres aux individus ou aux groupes sociaux.

<sup>9</sup> Le taux de cotisations au-delà du plafond étant originellement nettement inférieur au taux de cotisations sous plafond, le profil des cotisations sociales devenait régressif au-delà du plafond.

10/2015

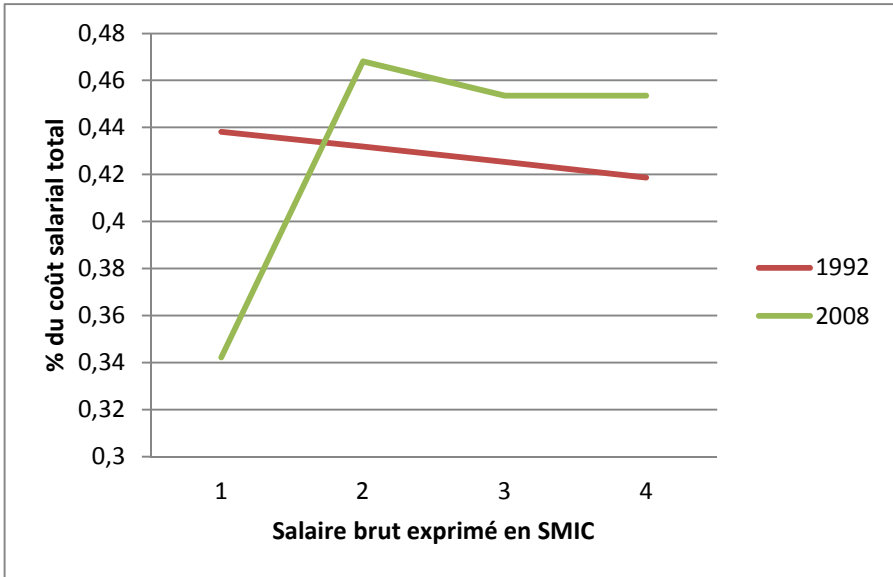
données récentes sur le système socio-fiscal français (Figure 1 et 2 plus bas).

De 1993 à 2006, les mesures d'exonérations de cotisations employeurs dites générales (applicables à tous les salariés du secteur privé en fonction de leur niveau de salaire) se sont succédées (huit réformes principales, décrites dans l'Horty [2006]). Initialement très ciblées sur les bas salaires et avec un effet de seuil important, ces réformes ont évolué vers un élargissement de la cible et un lissage du calcul des exonérations : suite à la réforme « Fillon » mise en œuvre en 2004 (avec une montée en charge de 2006 à 2008), le taux de cotisation effectif à la sécurité sociale est désormais une fonction linéaire croissante du salaire pour les salaires compris entre 1 et 1,6 SMIC.

Contrairement à ce que l'expression usuelle exonérations « sur les bas salaires » peut laisser penser, la zone de progressivité des cotisations sociales est très large. Dans le champ des salariés du privé, les exonérations de cotisations sociales concernent plus des effectifs puisque le point d'extinction des exonérations est supérieur au salaire médian.

Dieng(2009) a reconstitué sur la base de la législation sociale les taux de prélèvements sociaux effectifs sur les salaires du privé exprimés en multiple du SMIC. Ses données (Figure 1) montrent comment l'accumulation des dispositifs d'exonérations a rendu les cotisations de sécurité sociale nettement progressives jusqu'à deux SMIC (légèrement régressives au-delà); cette progressivité concerne l'ensemble des cotisations employeurs à la sécurité sociale (y compris les cotisations « contributives » comme les cotisations retraites).

Figure 1 : Taux de prélèvement en fonction du niveau de salaire brut



Lecture : Taux de prélèvement social (y compris CSG et CRDS) sur salaire brut, en fonction du niveau de salaire brut. D'après Dieng (2009), utilisant les données légales et la distribution des salaires INSEE. Les cotisations sociales initialement régressives sur toute la distribution des salaires, deviennent très progressives sur le bas de la distribution (entre 1 et 2 SMIC).

La progressivité des cotisations employeur est très marquée : pour les salariés directement concernés par les exonérations, le taux marginal des cotisations sociales employeur croît par exemple bien plus rapidement que le taux marginal de l'impôt sur le revenu (IRPP), et cela même en tenant compte de la prime pour l'emploi dans le calcul de l'IRPP. Ainsi, l'écart de taux moyen entre deux salariés gagnant respectivement le SMIC et 1,6 SMIC est de 26 points du salaire brut

10/2015

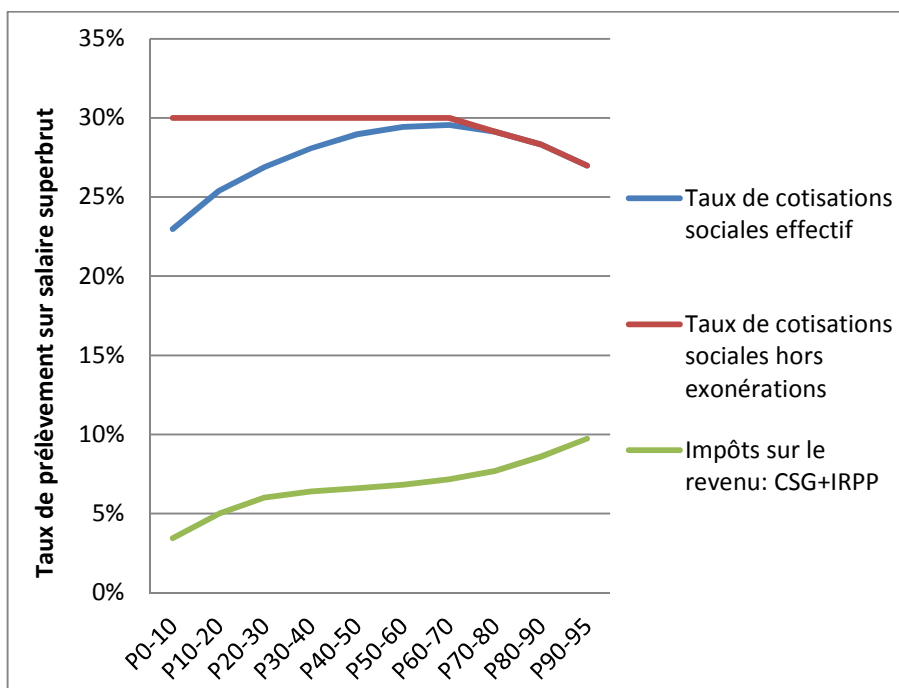
en 2011 tandis que l'écart de taux de l'IRPP est tout au plus la même année de 10 points<sup>10</sup>.

D'après les données de Landais, Piketty et Saez (2011) sur le système de prélèvement obligatoire français, les cotisations sociales du fait des exonérations de cotisations employeurs sont progressives sur les sept premiers déciles de la distribution des revenus des salariés ; de plus elles sont le prélèvement obligatoire le plus progressif (à la fois marginalement et en moyenne) sur les sept premiers déciles de revenu (Figure 2). La régressivité qui intervient au-delà ne devient très prononcée que pour les quelques derniers centiles. Si l'on considère les données simulées par ces auteurs concernant les taux de prélèvement individualisés sur la population générale, le diagnostic est à peu près semblable (les cotisations sont progressives sur les sept premiers déciles).

---

<sup>10</sup> Nos calculs sur le cas-type pour lequel la progressivité est la plus marquée à ces niveaux de salaire : le taux d'imposition IRPP et Prime Pour l'Emploi (PPE) pour un-e célibataire sans enfant, rémunéré-e au SMIC brut ou à 1.6 brut. Dans le premier cas le taux d'imposition est de -5,3% du salaire brut, et de +4,7% dans le second, soit un écart de 10 points de salaire brut.

Figure 2 Taux de prélèvement par tranche de revenu brut, population des salariés



Source : d'après Landais et al. (2011).

Ainsi, l'accumulation des dispositifs d'exonérations de cotisations employeurs, loin d'être un phénomène mineur, a modifié en profondeur le financement de la sécurité sociale. Alors que les prestations demeuraient sur la période relativement stables, leur financement est passé de proportionnel au début des années 1990 à franchement progressif au cours des années 1990 et 2000<sup>11</sup>.

<sup>11</sup> Cette montée en progressivité du financement de la sécurité sociale ne se restreint pas aux seules exonérations : le déplafonnement des cotisations sociales au cours des années 1980 et la montée en charge de la CSG au cours des années 1990 y a également contribué. Cependant, dans la mesure où notre

Il est important de noter une propriété des exonérations générales de cotisations employeur : la loi Veil de 1994 dispose que toute mesure d'exonérations doit être intégralement compensée par un transfert de l'Etat à la sécurité sociale.<sup>12</sup> De ce fait, bien que parfois considérées par les analyses économiques comme de simples baisses de prélèvement obligatoire, cette représentation est inexacte aussi bien au niveau microéconomique qu'au niveau macroéconomique. Il s'agit en fait de la prise en charge par l'Etat (et donc par le contribuable) d'une partie des cotisations sociales employeur ce qui est assez différent.

En effet, au niveau micro les exonérations ne se traduisent ni par une diminution des droits contributifs ni par une diminution des droits non-contributifs des salariés concernés (comme c'est le cas par exemple pour les mini-jobs allemands).

Au niveau macro, les exonérations ne se traduisent pas non plus par une perte de recette pour la sécurité sociale dont les salariés pourraient considérer qu'elle entraînera mécaniquement une baisse de prestations. Les exonérations ont donc toutes les caractéristiques d'un transfert du contribuable en général vers les emplois à bas salaires. Un point de discussion concerne l'incidence fiscale des exonérations de cotisations employeurs : il s'agit de savoir, des employeurs ou des salariés, qui bénéficie effectivement (par un accroissement de son revenu disponible) des exonérations de cotisations employeurs. La littérature suggère qu'un partage s'opère, d'autant plus favorable à

---

analyse empirique commence en 2000, nous restreignons notre analyse aux exonérations de cotisations employeurs, principal changement dans le financement de la sécurité sociale au cours de la période.

<sup>12</sup> Il s'agissait à l'origine d'un transfert de l'Etat ; depuis 2011, la compensation prend la forme d'une affectation d'un panier de recettes fiscales de même montant.



l'employeur que le salarié a un faible pouvoir de négociation (en pratique est proche du SMIC)<sup>13</sup>. Mais quel qu'en soit le bénéficiaire direct, il est certain que les exonérations représentent un coût pour les contribuables et réorganise la prise en charge socio-fiscale de la protection sociale. Ce coût fiscal est loin d'être négligeable : en 2007 selon les données de l'ACOSS les seules exonérations « bas salaire » représentaient 20 milliards d'euros (un point de PIB). Par comparaison, la collecte de l'Impôt sur le revenu a rapportée l'année suivante 50 milliards d'euros sur les revenus de 2007. La même année les recettes de la CSG hors revenus d'activité étaient de l'ordre de 24 milliards d'euros (DREES, 2009). De nombreux commentateurs ont souligné à juste titre l'arrivée de la CSG prélevée au-delà des seuls revenus du travail comme un changement majeur du financement de la protection sociale au cours des années 1990. Il nous faut constater qu'en volume, les exonérations de cotisations employeurs sont un changement du même ordre.

Que l'on considère la progressivité des cotisations sociales pour elle-même, ou le transfert occasionné par leur coût budgétaire (et donc fiscal), les exonérations de cotisations employeurs ont donc introduit une dimension non négligeable de redistribution verticale au sein du système de financement de la protection sociale, notamment entre salariés. Les travaux réalisés en micro-simulation sur le modèle INES de la DREES, confortent cette analyse : Eidelman, Vicard et Langumier (2011) soulignent que les exonérations de cotisations employeurs sont une des contributions les plus importantes à l'évolution de la redistribution verticale en faveur des ménages les plus modestes depuis le début des années 1990 : sur la base d'un indicateur synthétique de réduction des inégalités, les auteurs

---

<sup>13</sup> Discussion notamment traitée par Malinvaud, Gauron et Pisany-Ferry (1998).

calculent que les cotisations sociales représentaient 1% de la réduction des inégalités opérée par le système socio-fiscal en 1990, 10% en 1998 et 19% en 2009 (p.89). Les auteurs indiquent que même sous des hypothèses d'incidence fiscale conservatrices (c'est-à-dire en supposant que les exonérations bénéficient en majorité aux employeurs), les exonérations de cotisations employeurs contribuent significativement à la redistribution verticale.

Dans la suite de l'article, nous cherchons à déterminer si cette évolution de la structure du financement a eu une incidence sur les attitudes individuelles vis-à-vis de la protection sociale.

#### **4. Présentation des données**

Nous proposons ici d'examiner l'hypothèse suivante :

H1 : Plus le système de financement est progressif, plus le soutien à un système prélèvement/prestations est polarisé en fonction du revenu.

Cette hypothèse est testée à l'aide d'un baromètre d'opinion concernant la protection sociale<sup>14</sup>. En pratique nous nous attendons à un écart croissant des attitudes des salariés/citoyens vis-à-vis de la sécurité sociale en fonction de leur niveau de revenu, à mesure que les exonérations s'intensifient. Plus précisément on peut s'attendre à ce que parmi les ménages aisés (contributeurs nets des exonérations)

---

<sup>14</sup> Le test que nous proposons est un test de falsification au sens de Popper : l'hypothèse formulée sera invalidée si le test mené conduit à la rejeter. Dans le cas contraire l'hypothèse n'est pas absolument validée, mais elle peut être retenue comme explication d'un fait stylisé, à la fois fondée théoriquement et conforme à l'observation. Le test présenté ici est relativement exigeant étant donnée la précision de la prédiction testée (une polarisation des opinions en fonction de dimensions spécifiques à une époque précise).

le soutien à des cotisations sociales de haut niveau diminue relativement au soutien des ménages modestes. Cette prédiction est cohérente avec le cadre théorique présenté plus haut qui conjugue deux motivations intrinsèques de la demande protection sociale : « demande d'assurance » et demande de redistribution. Ces deux motivations, tiennent compte du prix, et toutes choses égales par ailleurs, une plus forte dispersion du prix payé pour l'assurance sociale devrait conduire à constater une plus grande dispersion des préférences.

Nous centrons notre analyse non sur l'ensemble du système de protection sociale, mais sur le sous-ensemble « sécurité sociale ». En effet, celui-ci bénéficie d'un financement dédié, clairement identifié par les salariés<sup>15</sup>, et dont la progressivité s'est fortement accrue au cours de la période étudiée; dans le même temps les autres caractéristiques institutionnelles de la sécurité sociale (en particulier la forme et la générosité des prestations) ont connu peu de variation.

---

<sup>15</sup> De 2000 à 2002, le baromètre demandait aux interrogés qu'est-ce qu'ils savaient des modalités de financement de la sécurité sociale. Le taux de non réponse était inférieur à 5%, le taux de réponse fausse (financement exclusivement fiscal) de 8%, le taux de réponse partiellement correcte (cotisations employeurs et salariés) est de 45% et le taux de réponse entièrement correcte (cotisations et ressources fiscales) 41%. Ainsi pour plus de 86% des répondants le lien entre cotisations sociales et sécurité sociale est connu.

#### *4.1. Présentation des données d'enquête*

Le « Baromètre d'opinion de la DREES » est une enquête réalisée annuellement par un institut de sondage concernant l'opinion des français sur la santé, la protection sociale, la pauvreté et l'exclusion. Il est réalisé auprès d'un échantillon de 4000 personnes majeures (échantillon construit selon la méthode des quotas) et a été mené sur une base annuelle de 2000 à 2013 (avec une interruption pour l'année 2003) ; 13 vagues sont donc disponibles à ce jour. Des difficultés liées aux différences de codages des vagues successives, notamment en ce qui concerne les caractéristiques sociodémographiques des personnes interrogées, rendaient jusqu'à présent impossible son utilisation dans une perspective longitudinale. En 2014, la DREES a unifié l'ensemble des données disponibles ce qui rend désormais possible une analyse de l'évolution des opinions<sup>16</sup> avec plus de 50 000 observations sur une profondeur de 14 années, en fonction d'un nombre important de caractéristiques sociodémographiques. Le baromètre se caractérise de plus par la grande précision des questions posées. Ces caractéristiques font sans doute de cette enquête une des meilleures sources pour suivre l'évolution des opinions dans le temps dans le domaine spécifique des politiques sociales<sup>17</sup>.

---

<sup>16</sup> Il ne s'agit pas d'un panel, mais la répétition des enquêtes permet de comparer l'évolution de la structure des réponses d'une vague à l'autre, ce qui est justement notre point dans cet article.

<sup>17</sup> Les enquêtes politiques (notamment les baromètres internationaux) les plus utilisées comprennent généralement des questions à la formulation ambiguë « Pensez-vous que c'est le rôle de l'Etat de réduire les inégalités etc. ». A notre connaissance, le baromètre DREES est la première enquête d'opinion répétée en France avec cette profondeur de temps et sur des questions aussi précises sur le système de protection sociale.

Parmi les questions disponibles nous avons retenu deux types de question ayant directement trait à l'attitude vis-à-vis de la sécurité sociale et de son mode de financement.

La première concerne l'attitude vis-à-vis des cotisations employeurs :  
« *Actuellement, les entreprises cotisent pour la protection sociale. Avec laquelle des trois propositions suivantes, êtes-vous le plus d'accord ?* »

*Il est souhaitable que les entreprises cotisent davantage pour la protection sociale ;*

*Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins pour la protection sociale ;*

*Les entreprises ne doivent ni plus, ni moins cotiser qu'actuellement.*

Les trois questions suivantes concernent l'arbitrage entre prélèvements obligatoires et niveau de protection sociale :

« *Personnellement, compte tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de l'assurance [maladie/retraite/prestations familiales] avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ?* »

Quatre modalités de réponse sont autorisées : « *Oui tout à fait, oui plutôt, plutôt non, non pas du tout* ».

La première question mesure très directement le soutien aux cotisations employeurs qui sont précisément le prélèvement qui fait l'objet d'exonérations et dont le profil a été rendu plus progressif tout au long de la période. En particulier, nous identifions la réponse « Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins pour la protection sociale » comme une position clairement défavorable au statut quo (et donc susceptible de soutenir des réformes réduisant les cotisations employeurs, contre le statut quo).

La seconde question renvoie plus directement à l'arbitrage prélèvements/prestations. En particulier, il permet d'identifier les individus qui forment une opinion cohérente<sup>18</sup> contre le statu quo et en faveur d'une réduction de l'intervention publique.

Nous nous intéressons à l'écart relatif des opinions entre individus bénéficiaires des exonérations et non bénéficiaires à mesure que les exonérations s'intensifient. En revanche, nous n'interprétons pas directement l'évolution du niveau moyen des réponses qui peut résulter de phénomènes conjoncturels (élections, crise, etc.) ou d'échantillonnage que nous ne pouvons prendre en compte, (une enquête répétée en panel serait nécessaire).

#### *4.2. Statistiques descriptives*

Conformément à la littérature qui prête au modèle français de protection sociale une forte adhésion de la population, les réponses aux questions examinées témoignent d'un fort soutien au système de sécurité sociale.

S'agissant du rôle des cotisations employeurs<sup>19</sup>, 38% des répondants déclarent que les entreprises devraient cotiser davantage, 47% déclarent qu'elles devraient cotiser ni plus ni moins, et 8% qu'elles

---

<sup>18</sup> Lorsque les questions sont posées séparément il est fréquent que les individus enquêtés souhaitent à la fois moins de prélèvements obligatoires et davantage de prestations, ce qui est parfois interprété comme une dissonance cognitive, ou une confusion entre souhaitable et possible. La question retenue telle qu'elle est formulée invite les enquêtés à se prononcer directement sur les termes d'un arbitrage budgétaire dans lequel moins de prélèvements signifie, à système constant, moins de prestations.

<sup>19</sup> Les statistiques produites dans cette section tiennent compte des « pondérations » proposées par le baromètre. Par la suite l'analyse économétrique ne tient pas compte de ces pondérations (qui ne sont pas unifiées pour l'ensemble des vagues) mais contrôle par les variables ayant servi à stratifier l'enquête.

devraient moins cotiser. 5% ne se prononcent pas. En fin de période, l'opinion « ni plus ni moins » avoisine les 60%, tandis que « les entreprises devraient plus cotiser », atteint un point bas à 31%. On remarque une évolution en miroir des réponses « devraient davantage cotiser » et « devraient cotiser ni plus ni moins », et une plus grande stabilité dans la part des réponses « devraient moins cotiser ».

En moyenne, 64% des interrogés se déclarent opposés à une baisse des prélèvements associée à une baisse des prestations maladie (dont 38% très opposés), et 29% s'y déclarent favorables (dont 8% très favorables). 5% se déclarent non concernés et 2% ne répondent pas. Des variations conjoncturelles ont lieu d'une année sur l'autre sans que n'apparaisse réellement de tendance.

57% des interrogés se déclarent opposés à une baisse des prélèvements associée à une baisse des prestations familiales (dont 33% très opposés), et 26% s'y déclarent favorables (dont 7% très favorables). 14% se déclarent non concernés et 2% ne répondent pas. L'opposition à la baisse des prestations familiales connaît une tendance croissante marquée sur la période (un plateau après 2008).

61% des interrogés se déclarent opposés à une baisse des prélèvements associée à une baisse des prestations retraites (dont 37% très opposés), et 28% s'y déclarent favorables (dont 8% très favorables). 4% se déclarent non concernés et 9% ne répondent pas. Des variations conjoncturelles autour de la moyenne ont lieu d'une année sur l'autre sans que n'apparaisse réellement de tendance.

Comme annoncé par la documentation de l'enquête il y a pour les deux séries de question, une rupture de série manifeste entre 2002 et 2004. De plus pour les deux séries de question, on observe une

10/2015

seconde rupture de série entre 2008 et 2009 marquée par une forte baisse des non réponses.<sup>20</sup>

Une rapide analyse de statistique descriptive permet d'étayer notre hypothèse concernant la polarisation des opinions à mesure que la progressivité gagne en intensité.

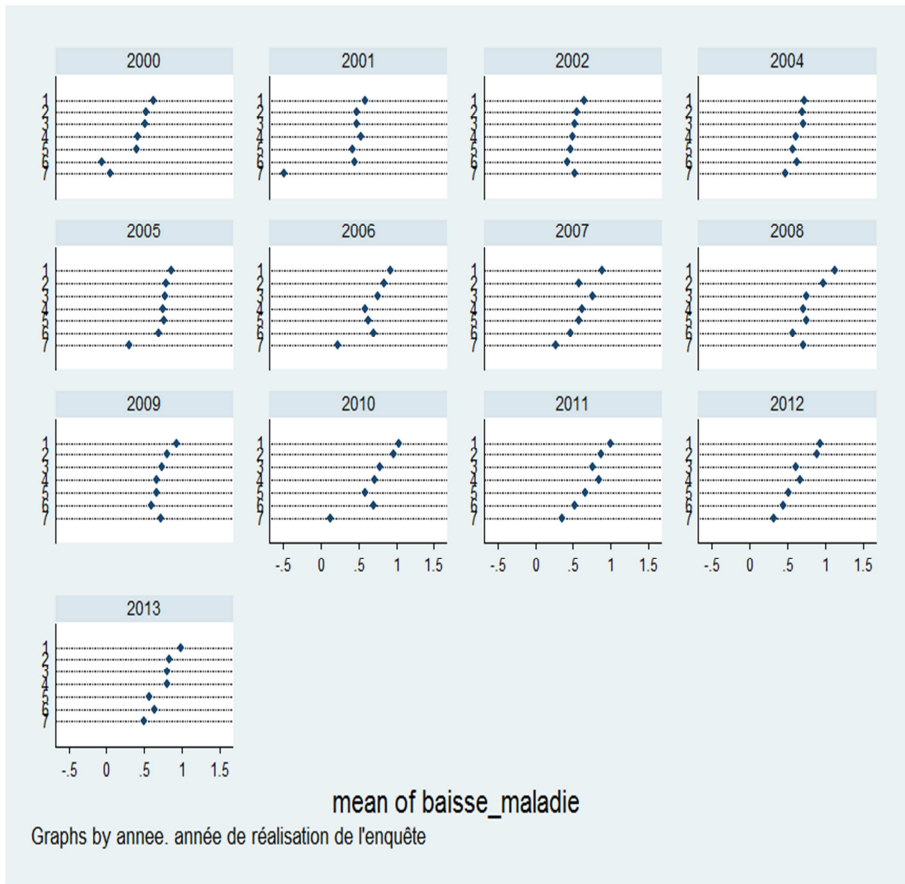
Les Figures 3 et 4 représentent la moyenne des réponses par niveau de revenu à la question concernant l'assurance maladie (Figure 3) et à la question concernant les cotisations employeur (Figure 4). Malgré des perturbations, on distingue assez clairement deux régimes sur les deux figures : jusqu'en 2005 (avant la montée en charge des exonérations Fillon), l'opinion moyenne varie peu d'une classe de revenu à l'autre (les différents points sont proches d'un même axe vertical). En revanche, à compter de l'année 2006, avec la mise en œuvre des exonérations Fillon (qui accroissent la redistribution verticale via la sécurité sociale), l'attitude favorable au maintien des cotisations employeur et des prestations maladie est nettement plus marquée chez les ménages les plus modestes et décroît à mesure que le revenu augmente.

---

<sup>20</sup> Un changement dans la formation des enquêteurs conduit la part des « non concernés » et « non réponse » à baisser de 3 à 5 points (ce qui affecte la répartition des réponses exprimées).

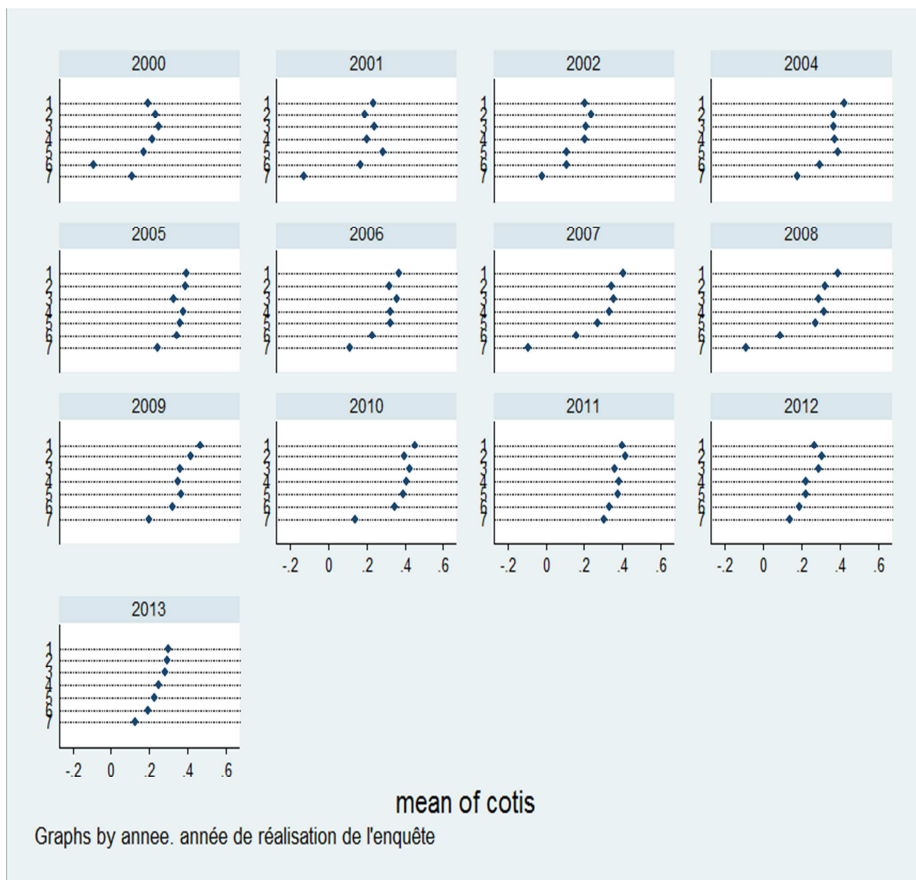


Figure 2 : Evolution du soutien à l'assurance maladie par classe de revenu



Lecture : Soutien à l'assurance maladie : score moyen par classe de revenu du ménage (redressée) (hors non concernés et non réponse). Pour les besoins du graphique, la variable (en abscisse) est centrée : elle vaut -2 si la personne interrogée est « tout à fait d'accord » avec une baisse des prestations maladie et des prélèvements, 2 si elle n'est « pas du tout d'accord ». 1 correspond à la classe de revenu inférieur (moins de 1000€ par mois), 7 à la classe de revenu la plus élevée (plus de 5300€ par mois). La catégorie 7 est peu significative car elle représente moins de 2% de l'échantillon en moyenne.

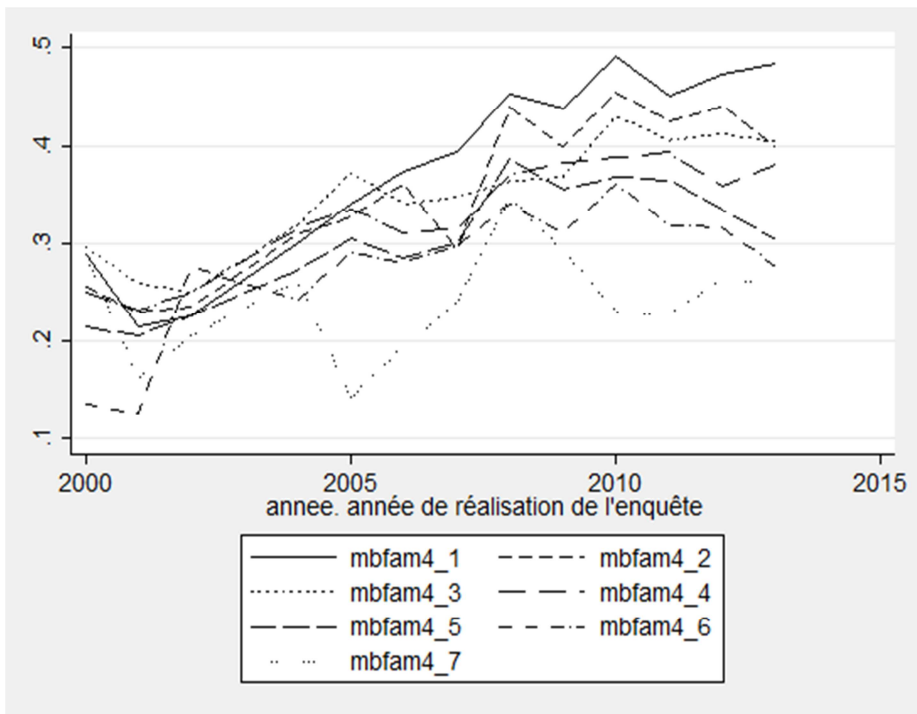
Figure 3 : Evolution du soutien aux cotisations employeur par classe de revenu



Lecture : Attitude vis-à-vis des cotisations sociales. Score moyen par classe de revenu du ménage (redressée) (hors non concernés et non réponse). La variable (en abscisse) vaut « -1 » si la personne interrogée considère que les entreprises devraient cotiser moins pour la protection sociale « 1 » si la personne considère que les entreprises devraient cotiser davantage, 0 pour « ni plus ni moins ». 1 correspond à la classe de revenu inférieur (moins de 1000€ par mois), 7 à la classe de revenu la plus élevée (plus de 5300€ par mois). La catégorie 7 est peu significative car elle représente moins de 2% de l'échantillon.

Enfin la polarisation des attitudes en fonction du revenu apparaît de manière encore plus nette lorsque l'on se concentre sur certaines modalités extrêmes de réponses. Par exemple, la Figure 5 retrace la part moyenne des réponses « pas du tout d'accord » avec une baisse des prélèvements/ prestations familiales. La part de cette réponse extrême relativement proche pour les différentes catégories de revenus, tend à diverger à partir de 2006 et les années suivantes.

**Figure 4 Individus « très opposés » à la baisse des prestations familiales – évolution par niveau de revenu**



**Lecture:** Part moyenne des réponses "très opposé" à la baisse des prestations familiales par niveau de revenu. 1 correspond à la classe de revenu inférieur (moins de 1000€ par mois), 7 à la classe de revenu la plus élevée (plus de 5300€ par mois). La catégorie 7 est peu précise car elle représente moins de 2% de l'échantillon.

## 5. Analyse économétrique

### 5.1. Présentation des variables

#### 5.1.1. Variables dépendantes

Les réponses aux deux questions utilisées sont codées comme indiqué dans le Tableau 1.

**Tableau 1: Questions du baromètre DREES utilisées et codage des réponses**

Variable	Codage	Réponse
Question : « Actuellement, les entreprises cotisent pour la protection sociale. Avec laquelle des trois propositions suivantes, êtes-vous le plus d'accord ? »		
Cotis	-1	Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins pour la protection sociale
	0	Les entreprises ne doivent ni plus ni moins cotiser qu'actuellement
	1	Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins pour la protection sociale
Question : « Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de ..... avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? »		
maladie/ famille/ pension	1	Oui tout à fait d'accord
	2	Oui, plutôt d'accord
	3	Non, plutôt pas d'accord
	4	Non, pas du tout d'accord

Remarquons que les deux codages sont orientés dans le même sens : les valeurs les plus basses de réponses correspondent à un assentiment à une baisse des cotisations employeur (première question) ou du couple prélèvement/prestation ; les valeurs plus élevées reflète une opposition (en dehors des non réponses). Les modalités de réponse « Non concerné » et « Ne sait pas » sont exclues par nous de l'échantillon (elles sont introduites dans les tests de robustesse). Le taux d'attrition liée à cette exclusion est inférieur à 5% de l'échantillon pour les questions concernant les cotisations employeur et l'assurance maladie ; il atteint 10,5% pour la retraite et 16% pour la question sur les allocations familiales, du fait du plus grand nombre de personnes non concernées.

#### 5.1.2. Variables explicatives

*exo2* : il s'agit du montant des exonérations générales de cotisations employeur exprimé en points de PIB. La variable est standardisée (pour l'ensemble des variables explicatives, graphique en annexe 1).

*prog* : indice de progressivité globale des cotisations sociales calculé par Dieng(2009) sur la base de la législation en vigueur et de la distribution des salaires dans le secteur privé. Cette variable n'est disponible que jusqu'en 2009. Pour gagner une année d'observations (jusqu'en 2010) nous l'avons retardée d'un an. La variable est standardisée.

*Revenu* : Il s'agit du revenu mensuel net du ménage par tranche, selon la déclaration de la personne interrogée. Le codage de cette variable (dummy) est décrit dans le tableau 2. Nous n'utilisons pas d'échelle d'équivalence par unité de consommation car il importe davantage d'approximer le niveau de salaire, qui définit l'éligibilité

10/2015

aux exonérations que le niveau de vie. Malheureusement le niveau de revenu n'est connu que par ménage (et non pour les salaires individuels).

**Tableau 2: Variable « Revenu<sup>21</sup> » définissant la tranche de revenu mensuel du ménage**

Variable indicatrice (dummy)	Revenu ménage	Effectif	% de l'échantillon
Revenu1	moins de 1000 euros par mois	7 788	14.93
Revenu2	1000 à moins de 1400 euros	9 029	17.3
Revenu3	1400 à moins de 1900 euros	7 891	15.12
Revenu4	1900 à moins de 2400 euros	7 475	14.33
Revenu5	2400 à moins de 3800 euros	9 056	17.36
Revenu6	3800 à moins de 5300 euros	2 927	5.61
Revenu7	plus de 5300 euros	912	1.75
Revenu8	[nsp/refus de réponse]	7 102	13.61
	Total	52,180	100

Les contrôles incluent le sexe, la tranche d'âge (en 5 groupes), la vague de l'enquête (année), la région, le nombre de personnes dans le foyer, la situation maritale, la profession de la personne interrogée, celle du « chef de famille », le statut d'emploi de la personne interrogée et celui du « chef de famille ». Dans la mesure où l'on ne dispose pas de mesure du salaire individuel et ni du niveau de vie, le contrôle par le nombre de personnes composant le foyer et la situation maritale sont cruciaux.

---

<sup>21</sup> Il s'agit de la variable q110bis du questionnaire.

### 5.1.3. Stratégie d'identification

En 2012, les salariés du secteur privé, dont le salaire est inférieur à 1763€ sont les bénéficiaires bruts des exonérations (ils sont dans la cible des exonérations), mais seuls ceux dont le salaire net est inférieur à 1431€ sont potentiellement bénéficiaires nets (ils cotisent à la sécurité sociale à un taux de cotisations inférieur au taux de cotisation moyen). Pour les années antérieures, le plafond pour être bénéficiaire net est plus bas (à la fois parce que le SMIC a été revalorisé et parce que la cible des exonérations était plus étroite en début de période).

Les données socio-économiques dont nous disposons dans l'enquête ne permettent pas d'identifier avec certitude au sein de l'échantillon les contributeurs nets et les bénéficiaires nets des exonérations. Il faudrait pour cela bénéficier du salaire individuel, or nous ne disposons que du revenu du ménage, ce qui ne permet qu'une approximation.

Pour un ménage mono actif, les choses sont relativement simples, si l'on suppose que les revenus sont essentiellement liés au travail : dans ce cas les bénéficiaires nets des exonérations se situent dans les catégories de revenu 1 et 2.

Pour un ménage biactif, les bénéficiaires nets peuvent se situer dans les catégories 1 à 5 (si les deux salariés sont bénéficiaires nets), voire au-delà (en cas d'écart important de salaire).

Dans la spécification principale, nous supposons que la probabilité d'être bénéficiaire net des exonérations, et le montant du gain lié au dispositif décroît en fonction du revenu du ménage. Cette hypothèse est cohérente avec les données présentées par Landais et al. (2011). Pour une identification plus fine (au prix d'une perte importante d'observations), l'analyse est ensuite conduite sur les échantillons de

ménages mono-actifs (pour lesquels le revenu est sans doute un meilleur proxy du salaire et donc de la position par rapport aux exonérations). Enfin une spécification alternative tente d'identifier plus précisément la population « cible » des exonérations en croisant différentes variables (revenu, salarié du privé, nombre d'actif) dont elle compare les réactions avec le public hors de la cible des exonérations.

### *5.2. Stratégie d'estimations*

L'économétrie est conduite sur l'ensemble des vagues de l'enquête, pour tirer parti de la grande taille de l'échantillon et augmenter la variance des variables explicatives. Les ruptures de série signalées dans l'échantillon sont en partie traitées par la présence systématique de variables indicatrices de l'année d'enquête.

Le modèle principal est un logit ordonné qui permet d'exploiter toute la précision des réponses graduelles du questionnaire (en 3 ou 4 modalités selon les questions exprimant un positionnement sur une seule dimension).<sup>22</sup>

---

<sup>22</sup> Le logit ordonné fait l'hypothèse de parallélisme des coefficients, c'est à dire que les caractéristiques individuelles affectent de la même manière chaque modalité de réponse. Dans les faits, cette hypothèse n'est pas respectée. Les différences de coefficient (un vecteur  $\beta_j$  différent à estimer pour chaque modalité de la variable dépendante, au lieu d'un unique  $\beta$ ) peuvent être estimées en ayant recours à un logit ordonné généralisé (Williams 2006). Ces résultats sont plus précis (et plus robustes) mais dans la mesure où ils ne modifient pas substantiellement l'analyse, nous nous limitons à présenter un logit ordonné dans le corps du texte ; cette spécification est d'une lecture plus directe et permet d'intégrer un plus grand nombre de contrôles (il y a moins de paramètres à estimer).



Les estimations, sous formes de logit ordonné sont de la forme suivante :

$$\text{logit} = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$$

avec

$$p = \Pr(Y_i > j) = \frac{e^{\alpha + \beta X_i}}{1 + e^{\alpha + \beta X_i}}, j = 1, 2 \dots M - 1$$

où  $j$  sont les différentes modalités de réponses, et  $M$  le nombre de modalités possibles

et

$$\beta X_i = \beta_1 \text{groupe} + \beta_2 \text{exo2} + \beta_3 \text{groupe} * \text{exo2} + \beta_4 \text{contrôles} \\ + \beta_5 \text{année}$$

On cherche ainsi à capturer l'effet du niveau de revenu conditionné au montant des exonérations.

Hormis *exo2*, le montant des exonérations générales de cotisations employeur, qui est une variable continue, toutes les variables sont des variables discrètes introduites dans le modèle sous forme dichotomique. Dans une seconde spécification, *exo2* est remplacée par *prog*, l'indice synthétique de progressivité des cotisations sociales l'année précédant l'enquête. Les erreurs standards sont calculées avec cluster par année. La catégorie de référence est la catégorie de revenu 1.

### 5.3. Résultats

#### 5.3.1. Spécifications principales

**Tableau 3: Logit ordonné en utilisant l'interaction Revenu\*exo2**

	Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins/ autant/ plus pour la protection sociale	« Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de .....avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? »	Maladie	Famille	Retraite
1.Revenu -ref					
2.Revenu	-0.075*	-0.212***	-0.217***	-0.217***	-0.217***
	-0.039	-0.028	-0.028	-0.028	-0.026
3.Revenu	-0.141***	-0.301***	-0.274***	-0.270***	-0.270***
	-0.04	-0.045	-0.033	-0.038	-0.038
4.Revenu	-0.186***	-0.375***	-0.358***	-0.379***	-0.379***
	-0.038	-0.041	-0.052	-0.033	-0.033
5.Revenu	-0.249***	-0.426***	-0.466***	-0.393***	-0.393***
	-0.045	-0.051	-0.049	-0.04	-0.04
6.Revenu	-0.454***	-0.467***	-0.558***	-0.442***	-0.442***
	-0.073	-0.074	-0.075	-0.071	-0.071
7.Revenu	-0.730***	-0.606***	-0.617***	-0.509***	-0.509***
	-0.09	-0.097	-0.116	-0.093	-0.093
8.Revenu	-0.348***	-0.138**	-0.113*	-0.103	-0.103

	-0.029	-0.062	-0.063	-0.067
exo2	0.116***	0.165***	0.254***	0.175***
	-0.017	-0.015	-0.014	-0.017
1.Revenu#c.exo2 -ref				
2.Revenu#c.exo2	-0.045**	-0.030*	-0.026*	-0.036*
	-0.022	-0.018	-0.013	-0.021
3.Revenu#c.exo2	-0.100***	-0.095**	-0.112***	-0.103***
	-0.021	-0.045	-0.03	-0.036
4.Revenu#c.exo2	-0.062***	-0.101**	-0.106**	-0.073*
	-0.015	-0.049	-0.049	-0.039
5.Revenu#c.exo2	-0.077***	-0.088**	-0.061*	-0.100***
	-0.028	-0.041	-0.036	-0.031
6.Revenu#c.exo2	-0.077	-0.067	-0.046	-0.056
	-0.106	-0.088	-0.092	-0.071
7.Revenu#c.exo2	-0.213***	-0.046	-0.055	-0.069
	-0.076	-0.089	-0.102	-0.095
8.Revenu#c.exo2	-0.161***	-0.093***	-0.073	-0.097**
	-0.015	-0.034	-0.048	-0.045
Observations	45642	44770	40184	42910
Pseudo R2	0.029	0.015	0.019	0.018
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui

\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01 (clustererd SE)

Tableau 4: Logit ordonné en utilisant l'interaction Revenu\*prog

	Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins/autant /plus pour la protection sociale	« Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de .....avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? »		
		Maladie	Famille	Retraite
Main				
1.Revenu - ref				
2.Revenu	-0.101*** -0.038	-0.210*** -0.029	-0.216*** -0.026	-0.232*** -0.026
3.Revenu	-0.149*** -0.041	-0.277*** -0.047	-0.257*** -0.031	-0.254*** -0.044
4.Revenu	-0.180*** -0.043	-0.372*** -0.04	-0.348*** -0.049	-0.385*** -0.033
5.Revenu	-0.233*** -0.044	-0.387*** -0.046	-0.429*** -0.043	-0.365*** -0.039
6.Revenu	-0.485*** -0.062	-0.403*** -0.08	-0.519*** -0.098	-0.373*** -0.084
7.Revenu	-0.818*** -0.091	-0.556*** -0.116	-0.501*** -0.114	-0.431*** -0.099
8.Revenu	-0.341*** -0.041	-0.081 -0.063	-0.063 -0.066	-0.05 -0.076
prog	0.266*** -0.031	0.208*** -0.021	0.259*** -0.016	0.218*** -0.026
1.Revenu#c.prog - ref				

2.Revenu#c.prog	-0.057 -0.037	-0.047** -0.021	-0.062** -0.027	-0.058** -0.025
3.Revenu#c.prog	-0.101*** -0.039	-0.108** -0.043	-0.133*** -0.026	-0.121*** -0.041
4.Revenu#c.prog	-0.077** -0.039	-0.139*** -0.046	-0.161*** -0.049	-0.111** -0.048
5.Revenu#c.prog	-0.102*** -0.04	-0.136*** -0.043	-0.112*** -0.038	-0.136*** -0.038
6.Revenu#c.prog	-0.084 -0.061	-0.117 -0.102	-0.083 -0.114	-0.109 -0.095
7.Revenu#c.prog	-0.227** -0.092	-0.136 -0.124	-0.157 -0.097	-0.147 -0.091
8.Revenu#c.prog	-0.150*** -0.037	-0.066 -0.055	-0.057 -0.055	-0.066 -0.074
	37821	37053	32882	35337
Pseudo R2	0.028	0.016	0.021	0.019
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui
	* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01			

Les résultats sont reproduits dans les tableaux 3 et 4. Les coefficients n'étant pas directement interprétables dans le cas d'un modèle non linéaire comme celui-ci nous nous restreignons dans un premier temps à l'analyse du signe et de la significativité des coefficients.

Les coefficients associés aux catégories de revenu sont significatifs (dans la plupart des cas au seuil de 0,1%). Les signes négatifs des coefficients signifient que par rapport à la catégorie de référence (les ménages les plus modestes), le fait d'avoir un revenu supérieur augmente la probabilité de donner une réponse plus favorable à la baisse des cotisations (1<sup>e</sup> colonne) ; ou augmente la probabilité de soutenir une baisse du système prélèvement/prestation (colonnes 2 à 4). De plus la

10/2015

valeur absolue des coefficients augmente à mesure que le revenu augmente (de R1 à R7), ce qui suggère que l'opinion des répondants est, comme attendu, une fonction croissante du revenu.

Pour des raisons de colinéarité avec les dummies années, les coefficients des variables continues *exo2* et *prog2* ne sont pas interprétables isolément.

Le terme d'intérêt pour notre étude est le terme d'interaction *exo2\*Revenu* (ou *prog\*Revenu*). Ce terme apparaît significatif au moins au seuil de 1% (et souvent au seuil de 0,1%) pour les groupes de revenus 3, 4 et 5 et 8 (groupe des revenus non déclarés) suggérant que ces groupes évoluent différemment du groupe de référence à mesure que les exonérations (ou que la progressivité) augmentent. Les interactions ne sont pas toujours significatives pour les groupes 6 et 7 mais cela est en partie attribuable à la faiblesse des effectifs pour ces catégories.

### 5.3.1. Probabilités prédites

Pour interpréter le sens des interactions de la spécification principale, il est indispensable de calculer les probabilités prédites par le modèle résultant de cette interaction. Plus précisément nous calculons l'écart de probabilité prédite entre un individu du groupe 1 et un individu d'un autre groupe, lorsque les exonérations (Tableau 5) ou la progressivité (Tableau 6) augmentent d'une déviation standard. Ces probabilités sont calculées pour l'individu moyen de l'échantillon et ne dépendent donc pas des catégories de références retenues dans la régression. Nous reportons ici les seules modalités extrêmes de réponses (l'interprétation est plus directe). Par soucis de parcimonie nous ne reportons ici que les probabilités calculées pour la question sur les cotisations et sur l'assurance maladie, mais les résultats ne varient pas substantiellement concernant les autres questions.

L'étude des écarts de probabilité prédite nous donne l'interprétation de l'effet d'interaction : à mesure que les exonérations augmentent, l'écart de probabilité prédite entre les individus des groupes 1 et 2 d'une part, et les groupes des individus 3 à 7 d'autre part se creuse, renforçant les écarts d'opinion en fonction du revenu.

**Tableau 5 : Ecart moyen de probabilité prédite par rapport au groupe de revenu 1 – modèle avec exo2**

	Il est souhaitable que les entreprises cotisent ...		« Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de maladie avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? »	
	Les entreprises doivent cotiser moins	Les entreprises doivent cotiser plus	Oui, tout à fait d'accord	Non, pas du tout d'accord
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
ecart2_1	0.0032	-0.011*	0.0002	-0.0078
ecart3_1	0.0077***	-0.024***	0.0046	-0.0234*
ecart4_1	0.0042***	-0.015***	0.0048	-0.0252*
ecart5_1	0.0054*	-0.019**	0.0034	-0.0224*
ecart6_1	0.0048	-0.019	0.0013	-0.0177
ecart7_1	0.022*	-0.047**	-0.0017	-0.0142

**Lecture : Ecart moyen de probabilité prédite par rapport au groupe de revenu 1, pour une déviation standard de exo2. Les probabilités sont calculées à partir des résultats du Tableau 3, pour un individu ayant les caractéristiques moyennes de l'échantillon. Lorsque les exonérations augmentent d'une déviation standard, l'écart de probabilité de répondre « les entreprises doivent cotiser plus » se creuse de 2,4 points entre les individus du groupe 1 et les individus du groupe 3.**

**Tableau 6 : Ecart moyen de probabilité prédite par rapport au groupe de revenu 1 – modèle avec prog**

	« Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de maladie avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? »			
	Il est souhaitable que les entreprises cotisent ...		Oui, tout à fait d'accord	Non, pas du tout d'accord
	Les entreprises doivent cotiser moins	Les entreprises doivent cotiser plus	Coef.	Coef.
ecart2_1	0.0032	-0.0138	0.0011	-0.0120
ecart3_1	0.0066*	-0.0243**	0.0053	-0.0267**
ecart4_1	0.0040	-0.0189**	0.0073*	-0.0342**
ecart5_1	0.0057	-0.0252*	0.0069*	-0.0335***
ecart6_1	0.0004	-0.0233	0.0052	-0.0294
ecart7_1	0.0160	-0.0558*	0.0061	-0.0344

**Lecture: Ecart moyen de probabilité prédite par rapport au groupe de revenu 1, pour une déviation standard de prog. Les probabilités sont calculées à partir des résultats du Tableau 4, pour un individu ayant les caractéristiques moyennes de l'échantillon. Lecture : Lorsque les exonérations augmentent d'une déviation standard, l'écart de probabilité de répondre « les entreprises doivent cotiser plus » se creuse de 2,4 points entre les individus du groupe 1 et les individus du groupe 3.**

Dans le modèle en fonction du volume d'exonération (Tableau 5), cette divergence des opinions est systématiquement significative au seuil de 5% concernant les groupes 3, 4 et 5, sauf pour la modalité de



réponse « tout à fait d'accord avec une baisse des prélèvements/prestations ».

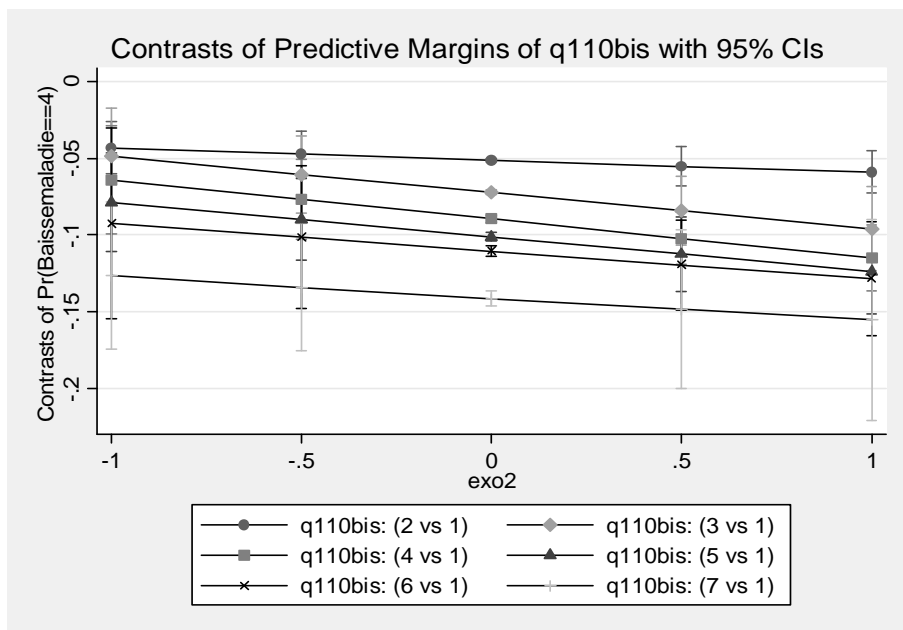
Dans le modèle en fonction du degré de progressivité (Tableau 6), cette divergence des opinions est systématiquement significative au seuil de 5% concernant le groupe 3 sauf pour la modalité de réponse « tout à fait d'accord avec une baisse des prélèvements/prestations ». Elle est également significative pour les groupes 4 et 5 excepté pour la modalité de réponse « les entreprises doivent moins cotiser ».

On constate de plus que la divergence est plus marquée (coefficient et significativité) pour certaines modalités de réponse : la modalité 1 à la question sur les cotisations (« Il est souhaitable que les entreprises cotisent plus pour la protection sociale »), et la modalité 4 à la question sur la baisse des prélèvements/prestations (« Non, pas du tout d'accord »). Les écarts de probabilité pour une déviation standard de la variable explicative sont de l'ordre d'un demi-point de pourcentage pour les modalités de réponses « les entreprises doivent cotiser moins » et « tout à fait d'accord » avec la baisse des prélèvements/prestations. Ils atteignent 2 à 3 points de pourcentage pour les modalités « les entreprises doivent cotiser plus » et la modalité « pas du tout d'accord » avec la baisse des prélèvements/prestations.

L'interprétation de ces résultats est cohérente avec l'hypothèse d'une polarisation croissante des opinions à mesure que les exonérations augmentent, mais elle renseigne de plus sur la localisation de cette polarisation : la divergence se creuse entre d'une part les individus des groupes 1 et 2 (moins de 1400 euros par mois), et d'autre part les individus du groupe 3 et des catégories de revenu supérieures. En revanche, les individus des catégories 3 à 7 connaissent une évolution parallèle (voire convergente). Il s'agit donc bien d'une bipolarisation et non d'un renforcement homogène de l'effet du revenu.

A titre d'illustration, la Figure 6 retrace l'écart de probabilité prédite pour différents niveaux de progressivité pour chaque classe de revenu. La ligne 0 correspond aux probabilités prédites pour les individus du groupe 1 d'être très opposés à la baisse des prélèvements/prestations maladie. Tandis que le groupe de revenu 2 présente un écart au groupe 1 presque constant, l'ensemble des autres groupes présente un écart de plus en plus marqué à mesure que la progressivité augmente.

Figure 5 : Ecart de probabilité prédite par catégorie de revenu quand exo2 varie



**Lecture :** Ecart de probabilité de la réponse "non pas du tout d'accord" avec la baisse des prélèvements/prestations de l'assurance maladie, pour chaque niveau de revenu, par rapport au groupe 1, pour différents niveaux de la variable exo2. Les probabilités sont calculées à partir des résultats du Tableau 3, pour un individu ayant les caractéristiques moyennes de l'échantillon.

### 5.3.2. Spécifications alternatives

La première spécification alternative restreint l'analyse aux seuls groupes des ménages mono-actifs. Cette spécification est par nature plus fragile (car l'échantillon est réduit de plus de 60%), mais elle permet une identification plus précise des salaires individuels que la mesure du revenu global du ménage sans distinction du type de ménage (inactif, mono-actif, bi-actifs). Nous ne reproduisons ici que les spécifications à l'aide de la variable *exo2* pour les ménages mono actifs (Tableau 7), mais les résultats utilisant la variable *prog2* sont comparables (Tableau A1-Annexe). Les résultats sont cohérents avec les précédents (coefficients comparables). Les coefficients sont légèrement plus élevés et la significativité améliorée (ce qui tend à confirmer que les groupes de bénéficiaires/contributeurs sont mieux identifiés dans cette spécification). Le terme d'interaction est systématiquement significatif pour les groupes de revenu 2, 3 et 4. Il est significatif pour le groupe de revenu 5 pour les questions portant sur les cotisations employeur et la retraite.

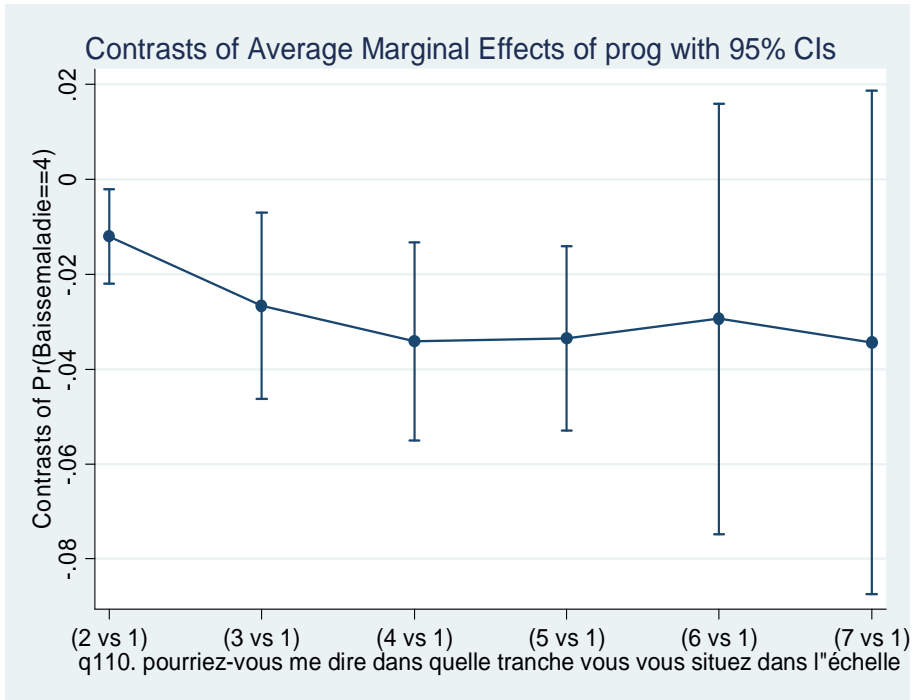
Tableau 7 : Logit ordonné restreint aux seuls ménages monoactifs (Revenu\*exo2)

	Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins/autant/plus	« Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de ..... avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? »		
		Maladie	Famille	Retraite
Main				
1.Revenu – ref				
2.Revenu	-0.076 <i>-0.075</i>	-0.222*** <i>-0.048</i>	-0.249*** <i>-0.037</i>	-0.257*** <i>-0.04</i>
3.Revenu	-0.152** <i>-0.066</i>	-0.270*** <i>-0.078</i>	-0.233*** <i>-0.049</i>	-0.220*** <i>-0.062</i>
4.Revenu	-0.217*** <i>-0.073</i>	-0.351*** <i>-0.039</i>	-0.315*** <i>-0.075</i>	-0.340*** <i>-0.041</i>
5.Revenu	-0.323*** <i>-0.098</i>	-0.461*** <i>-0.074</i>	-0.431*** <i>-0.087</i>	-0.404*** <i>-0.08</i>
6.Revenu	-0.470*** <i>-0.118</i>	-0.389*** <i>-0.119</i>	-0.453*** <i>-0.158</i>	-0.433*** <i>-0.101</i>
7.Revenu	-0.509*** <i>-0.111</i>	-0.676*** <i>-0.189</i>	-0.580*** <i>-0.192</i>	-0.474* <i>-0.252</i>
8.Revenu	-0.371*** <i>-0.055</i>	-0.142* <i>-0.082</i>	-0.064 <i>-0.077</i>	-0.098 <i>-0.062</i>
Exo	0.244*** <i>-0.022</i>	0.220*** <i>-0.014</i>	0.322*** <i>-0.028</i>	0.282*** <i>-0.018</i>
1.Revenu#c.exo2 – ref				
2.Revenu#c.exo2	-0.117***	-0.068**	-0.091***	-0.111**

	-0.04	-0.031	-0.018	-0.045
3.Revenu#c.exo2	-0.173***	-0.151***	-0.160***	-0.225***
	-0.037	-0.052	-0.029	-0.042
4.Revenu#c.exo2	-0.128***	-0.152***	-0.138***	-0.179***
	-0.035	-0.023	-0.051	-0.038
5.Revenu#c.exo2	-0.125**	-0.066	-0.056	-0.156***
	-0.06	-0.05	-0.057	-0.058
6.Revenu#c.exo2	-0.144	-0.127	-0.024	-0.114
	-0.142	-0.134	-0.158	-0.077
7.Revenu#c.exo2	-0.273***	-0.172	-0.011	-0.078
	-0.105	-0.164	-0.167	-0.158
8.Revenu#c.exo2	-0.188***	-0.082	-0.097	-0.102*
	-0.027	-0.064	-0.08	-0.059
	16320	16202	14823	15372
Pseudo R2	0.031	0.016	0.019	0.016
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui
	* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01			

La Figure 6 fait apparaître la divergence de probabilité prédite en fonction du revenu, pour une déviation standard de la variable explicative (volume des exonérations). A mesure que les exonérations augmentent, les ménages mono-actifs de revenus supérieurs (groupes 2, 3, 4 et 5) s'éloignent de l'opinion des membres du groupe 1. On remarque également que les membres des groupes 3 à 5 s'éloignent des membres du groupe 2, même si l'écart n'est pas significatif. Enfin, il apparaît clairement que les résultats concernant les groupes 6 et 7 sont affectés par la faible significativité vraisemblablement due au faible effectif de ces groupes.

**Figure 6 : Divergence de probabilité prédite d'avec le groupe de revenu 1 par niveau de revenu**



**Lecture :** Ecart de probabilité de la réponse "non pas du tout d'accord" avec la baisse des prélèvements/prestations de l'assurance maladie, pour chaque niveau de revenu, par rapport au groupe 1, pour une déviation standard de la variable exo2. Les probabilités sont calculées à partir des résultats du Tableau 3, pour un individu ayant les caractéristiques moyennes de l'échantillon.

Une seconde spécification alternative consiste à identifier un groupe d'individus dont on a la certitude qu'ils sont concernés par les exonérations (les individus « traités ») et à les comparer au reste de la population. Les seuls individus pour lesquels on peut avoir la certitude qu'ils font partie de la cible des exonérations sont les salariés du privé tous ménages confondus, dont le revenu mensuel du ménage est inférieur à 1400€, auquel on peut ajouter les ménages bi-

actifs dont le revenu est inférieur à 1900€<sup>23</sup>. On définit donc ce groupe comme étant le groupe « cible », les autres ménages étant considérés comme non-cible. Cette définition du groupe cible garantit que tous les individus dans le groupe « cible » sont traités, en revanche, une minorité d'individus traités ne sont pas dans le groupe « cible ». Ainsi définie cette cible représente 16% de l'échantillon total, 37% des salariés du privé<sup>24</sup>, et 45% des salariés du privé vivant dans un ménage mono-actif. On utilise ensuite cette catégorisation dans deux régressions, l'une en population générale, l'autre parmi les seuls salariés du privé (l'identification étant de plus en plus précise mais au prix d'un échantillon plus restreint et partiellement biaisé). Le Tableau 8 reporte le résultat concernant la première question (sur les cotisations des entreprises), dans le cas où la variable explicative est le volume des exonérations. Dans tous les cas testés l'interaction groupe *cible*\* *variable explicative* est significative au moins au seuil de 5%<sup>25</sup> (Tableau A2 sur l'assurance maladie en Annexe).

---

<sup>23</sup> On fait l'hypothèse qu'aucun des deux actifs n'a un revenu inférieur à 500€.

<sup>24</sup> Comme les exonérations concernent environ 50% des salariés du privé, cela signifie qu'environ 28% du groupe « non cible » est en fait également concerné par les exonérations. Ceux-ci ne sont pas repérés par nous pour deux types de raisons : soit ils font partie d'un couple bi-actif et le revenu de leur ménage est donc supérieur à 1400€, soit leur salaire est compris entre 1400€ et 1600€, ils appartiennent donc à la fraction basse du groupe de revenu 3.

<sup>25</sup> Sur les 8 cas testés un cas révèle une interaction significative seulement au seuil de 10%.

**Tableau 6: Logit ordonné distinguant les salariés ciblés et non-ciblés**

Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins/autant /plus				
	Pop générale	Salariés du privé	Pop générale	Salariés du privé
0.cible réf				
1.cible	0.181***	0.186***	0.164***	0.162***
	-0.033	-0.04	-0.035	-0.042
exo2	0.019***	0.004		
	-0.007	-0.011		
0.cible#c.exo2 réf				
1.cible#c.exo2	0.052**	0.067***		
	-0.021	-0.019		
prog			0.173***	0.158***
			-0.007	-0.014
0.cible#c.prog				
1.cible#c.prog			0.066***	0.076**
			-0.025	-0.033
Observations	45642	21989	37821	17746
Pseudo R2	0.027	0.021	0.026	0.021
Note: Ordered logit regressions				
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01				

### 5.3.3. Tests de robustesse

Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous relâchons successivement 3 contraintes au modèle principal: l'homogénéité des coefficients (parallélisme des lignes), la constance des séries de



données d'une vague à l'autre (pas de rupture de série), et le caractère aléatoire des non réponses (pas de biais d'échantillon si l'on exclut les non réponses). Nous procédons ensuite à quelques tests supplémentaires.

Pour relâcher l'hypothèse de « parallélisme des lignes » nous procédons à l'estimation d'un logit ordonné généralisé. Ce modèle étant très demandeur en calculs (il faut estimer un très grand nombre de paramètres), il est estimé avec un nombre restreint de contrôles (vague d'enquête et nombre de personnes dans le foyer uniquement).

La substance des résultats n'est pas affectée, mais cette méthode révèle que l'hypothèse de « lignes parallèles » n'est pas systématiquement respectée. En particulier concernant les paramètres d'intérêts, le terme d'interaction est dans la plus part des cas significatif (aux seuils de 1% ou 0,1%) pour certaines modalités de réponse: être favorable aux baisses de cotisations, ou être très opposé ou très favorable aux baisses du couple prélèvements/prestations. En revanche pour les autres modalités de réponses, l'interaction apparaît dans la plupart des cas non significative.

Le modèle principal est ensuite ré-estimé en retirant une à une chaque vague d'enquête. Aucune année ne perturbe sensiblement le sens des résultats. L'omission de l'année 2000 renforce à la fois la valeur et la significativité des paramètres d'intérêt, tandis que l'omission de l'année 2009 diminue légèrement le niveau de significativité des coefficients (ils restent significatifs au seuil de 10%).

Pour tenir compte des risques de rupture de série documentés dans l'enquête, nous restreignons ensuite l'analyse à la période 2004-2008 qui exclut la rupture liée au changement d'institut de sondage (2002-2004) et la rupture liée à la baisse significative de la part des non réponses (2008-2009). Cette restriction importante de l'échantillon

conduit aux résultats suivants : le modèle utilisant la variable explicative *exo2* est peu affecté. Le modèle utilisant la progressivité ne révèle plus d'interaction significative concernant la question portant sur les retraites. Les autres questions conservent des coefficients d'interaction significative (au moins pour la catégorie de revenu 5). Les coefficients estimés restent cohérents avec les modèles précédents.

Pour intégrer les « non-réponses » nous utilisons un logit « simple » qui teste simplement la probabilité d'une des modalités de réponse extrême (réponses -1 à la question sur les cotisations ; réponse 4 aux questions prélèvements/prestations ; puis dans un second temps réponse 1 à la question sur les cotisations et réponse 1 aux questions prélèvement/prestation), contre toutes les autres modalités de réponses. Pour toutes les estimations du modèle principal (les quatre questions, associées aux variables *exo2* et *prog*), les résultats vont dans le même sens que la spécification principale. Pour certaines questions, l'interaction entre groupe de revenu et variable explicative n'est significative que pour l'une des deux modalités extrême de réponse. Ce résultat est cohérent avec l'absence de « parallélisme des lignes » révélé par le logit ordonné généralisé.

Nous avons également testé une spécification du modèle principal en régression linéaire (OLS, Table A3 et A4 – Annexe). Concernant les variables explicatives, nous avons testé une spécification où *exo2* (coût des exonérations en point de PIB) est remplacée par la variable *exo* (part des cotisations employeur faisant l'objet d'une exonération). Nous avons testé le cas où l'indice de progressivité est extrapolé jusqu'en 2012 (en conservant les valeurs de 2009) et le cas où l'indice de progressivité n'est pas retardé d'un an (comme c'est le cas dans la spécification principale). Pour toutes ces spécifications, l'ordre de grandeur des coefficients et le sens des résultats ne sont

pas affectés. Dans tous les cas certaines interactions apparaissent significatives, le plus souvent aux niveaux de revenu 3, 4 et 5, parfois simplement à l'un des niveaux de revenu.

## 6. Conclusion

Les résultats montrent une corrélation robuste entre la montée des exonérations (en volume ou en niveau de progressivité) et la polarisation des opinions vis-à-vis de la sécurité sociale et de son financement. Plus précisément l'analyse indique que l'écart d'opinion se creuse entre les ménages les plus modestes et les ménages aux revenus immédiatement supérieurs. Ce résultat est vérifié aussi bien pour la question concernant les cotisations sociales des entreprises que pour la question demandant aux personnes d'arbitrer en faveur ou contre une baisse simultanée des prélèvements et des prestations. Il est confirmé pour le sous échantillon des ménages mono-actifs (pour lesquels l'identification salaire et revenu du ménage est meilleure). Une spécification alternative montre également un écart croissant des opinions entre salariés « cibles » des exonérations et les autres ménages.

Enfin l'analyse conduite, si elle confirme la divergence, ne permet pas de déterminer si les exonérations renforcent en niveau absolu le soutien des plus modestes à la protection sociale ou diminuent le soutien des plus aisés. L'analyse de statistique descriptive suggère toutefois que le soutien à la protection sociale s'est accru parmi les groupes aux revenus les plus faibles à partir de 2005, tandis que l'opinion des autres groupes était relativement stable (avec une légère tendance à la baisse). Notons toutefois que même si le niveau moyen de soutien général reste élevé, une polarisation plus forte des opinions est un phénomène politique important dans la mesure où il

10/2015

ménage une base politique possible à d'éventuelles réformes (par opposition à une situation où le soutien est homogène dans l'ensemble des groupes sociaux).

Cette analyse économétrique nous conduit à ne pas rejeter l'hypothèse formulée selon laquelle une forte montée en progressivité du financement de la protection sociale peut engendrer une polarisation des opinions en fonction du revenu.

D'autres études de cas sont nécessaires pour déterminer le niveau de généralité du présent résultat, mais celui-ci doit être considéré sérieusement par l'économie publique de la redistribution. En effet, si modifier les structures de financement de la protection sociale modifie le soutien politique à celle-ci et à terme sa générosité, il faut envisager qu'il existe des cas d'arbitrages politiques (implicites ou explicites) dans les termes suivants : accroître le volume de la protection sociale ou augmenter la progressivité de son financement ? Or dans un tel cas, la réduction des inégalités peut être plus forte par le premier moyen que le second.

## Bibliographie

- Amable, B. (2009). The differentiation of social demands in Europe. The social basis of the European models of capitalism. *Social indicators research*, 91(3), 391-426.
- Beramendi, P., & Rehm, P. (2011). Who gives, who gains? Progressivity and Preferences. In Midwest Political Science Association Meetings.
- Bouvier, M. (2014). Sens et légitimité de l'impôt. *Pouvoirs*, 151(4), 27-34.
- Brady, D., & Bostic, A. (2015). Paradoxes of Social Policy Welfare Transfers, Relative Poverty, and Redistribution Preferences. *American Sociological Review*, 80(2), 268-298.
- Casamatta, G., H. Cremer & P. Pestieau. (2000). "Political sustainability and the design of social insurance". *Journal of Public Economics* 75, 341-364.
- Conde-Ruiz, J.I. and Profeta, P. (2007), "The redistributive design of social security systems", *The Economic Journal* 117 (April), pp. 686-712, Blackwell.
- CREDOC (2014). Le modèle social à l'épreuve de la crise: baromètre de la cohésion sociale 2014. S. Hoibian (Ed.). CRÉDOC, Centre de recherche pour l'étude et l'observation des conditions de vie.
- Cusack, T. R., & Beramendi, P. (2006). Taxing work. *European Journal of Political Research*, 45(1), 43-73.
- De Donder, P. and Hindriks, J. (1998), "The political economy of targeting", *Public Choice* 95, pp. 177-200.
- Delalande, N. (2014). Le retour des révoltes fiscales? *Pouvoirs*, 151(4), 15-25.
- Dieng S. (2009), *Cotisations, coût du travail et emploi : les leçons de l'expérience française à la lumière de la théorie économique de la*

10/2015

*parafiscalité*, Clersé Lille 1, Doctorat Nouveau Régime, 2 volumes, 546 pages.

- DREES (2009). "Les comptes de la protection sociale en 2007 » , Document de travail, Série Statistiques, n° 134, Drees, mai.
- Dubet F. (2014), La préférence pour l'inégalité. Comprendre la crise des solidarités, par François Dubet La République des idées-Le Seuil.
- Dubet, F. (2014). La Préférence pour l'inégalité: Comprendre la crise des solidarités. Seuil.
- Eidelman E., Langumier F., Vicard A., « Progressivité des prélèvements obligatoires acquittés par les ménages : évolution entre 1990 et 2009 », Rapport particulier du CPO, 2011.
- Elbaum, M. (2008). *Économie politique de la protection sociale*. Presses universitaires de France.
- Esping-Andersen, G. (1996). « Welfare States without Work : the Impasse of Labor Shedding and Familialism in Continental European Social Policy », in *Welfare States in Transition, National Adaptations in Global Economics*.
- Guillaud, E. (2013). Preferences for redistribution: an empirical analysis over 33 countries. *The Journal of Economic Inequality*, 11(1), 57-78.
- Iversen T., Soskice D. (2001), "An Asset Theory of Social Policy Preferences", *The American Political Science Review*, Vol.95 No 4, 875-893.
- Kato J. (2003), *Regressive Taxation and the Welfare State*, New York: Cambridge University Press.
- Kenworthy, L. (2009). The effect of public opinion on social policy generosity. *Socio-Economic Review*, 7(4).

- Korpi, W., & Palme, J. (1998). The paradox of redistribution and strategies of equality: Welfare state institutions, inequality, and poverty in the Western countries. *American sociological review*, 661-687.
- Landais, C., Piketty, T., & Saez, E. (2011). Pour une révolution fiscale. *Un impôt sur le revenu pour le XXI<sup>e</sup> siècle*. (Données sur <http://www.revolution-fiscale.fr/simulateur-complet>).
- L'Horty, Y. (2006). *Les nouvelles politiques de l'emploi*. La découverte.
- Lindert, P. H. (2004). *Growing public: Volume 1, the story: Social spending and economic growth since the eighteenth century* (Vol. 1). Cambridge University Press.
- Malinvaud, E., Gauron, A., & Pisani-Ferry, J. (1998). *Les cotisations sociales à la charge des employeurs: analyse économique*. La Documentation française.
- Moene, K.O. and Wallerstein, M. (2001a), "Inequality, social insurance and redistribution", *The American Political Science Review*, vol. 95 no 4 (Dec.), pp. 859-874.
- Moene, K.O. and Wallerstein, M. (2001b), "Targeting and political support for welfare spending", *Economics of Governance* 2, pp. 3-24.
- Palier, B. (2005), *Gouverner la sécurité sociale*, Quadrige, Presses Universitaires de France.
- Palier, B. and Thelen, K. (2010), "Institutionalizing dualism: complementarities and change in France and Germany," *Politics & Society* 38: 1 (March 2010), pp. 119-148.
- Persson, T., & Tabellini, G. (2000). Political economics: explaining public policy.
- Prasad, M., & Deng, Y. (2009). Taxation and the worlds of welfare. *Socio-Economic Review*, 7(3), 431-457.
- Rosanvallon, P. (1981). *La crise de l'État-providence*. Paris: Seuil.

10/2015

Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *Stata Journal*, 6(1), 58-82.

Zemmour, M. (2012). *Économie politique des réformes de la protection sociale, une approche par le financement: le cas de l'Europe bismarckienne (1980-2007)* (Thèse de doctorat, Paris 1).

Source des données :

Baromètre d'opinion DREES 2000-2013.

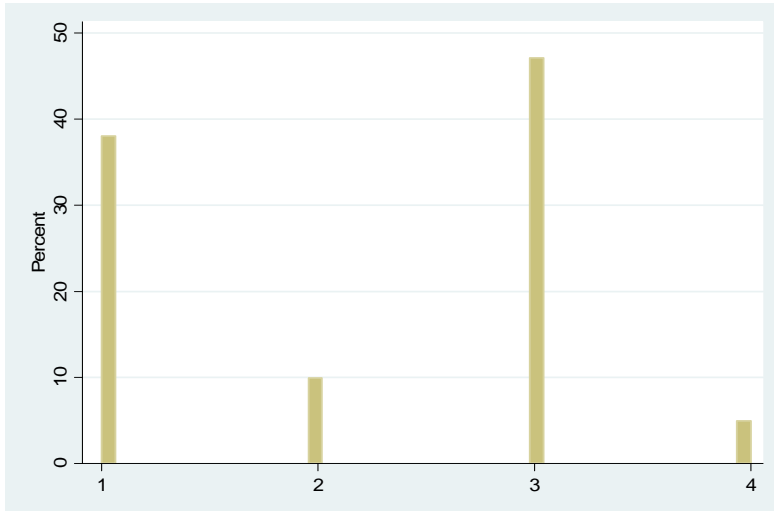
Dieng S. (2009), *Cotisations, coût du travail et emploi : les leçons de l'expérience française à la lumière de la théorie économique de la parafiscalité*, Clersé Lille 1, Doctorat Nouveau Régime, 2 volumes, 546 pages.

Landais, C., Piketty, T., & Saez, E. (2011). Pour une révolution fiscale. *Un impôt sur le revenu pour le XXIe siècle*. (Données sur <http://www.revolution-fiscale.fr/simulateur-complet>).

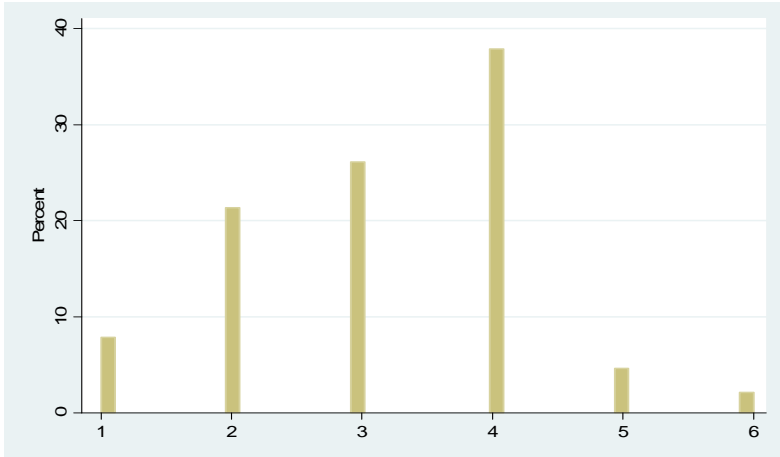


## Annexes

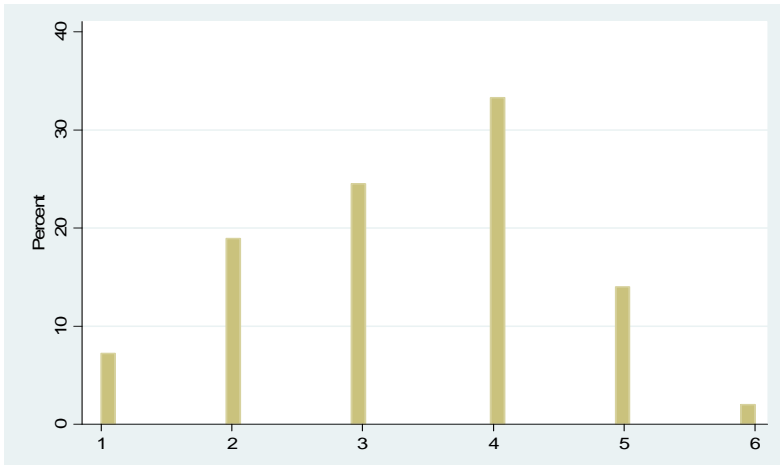
### 1. Statistiques descriptives complémentaires



**Figure 7 « Actuellement, les entreprises cotisent pour la protection sociale. Avec laquelle des trois propositions suivantes, êtes-vous le plus d'accord ? » 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**



**Figure 8** « Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de l'assurance maladie avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? 1- « Oui tout à fait » 2-« oui plutôt » 3-« plutôt non », 4 « non pas du tout », 5-« non concerné », 6 « NSP ».



**Figure 9** : « Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de l'assurance famille avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? 1- « Oui tout à fait » 2-« oui plutôt » 3-« plutôt non », 4 « non pas du tout », 5-« non concerné », 6 « NSP ».

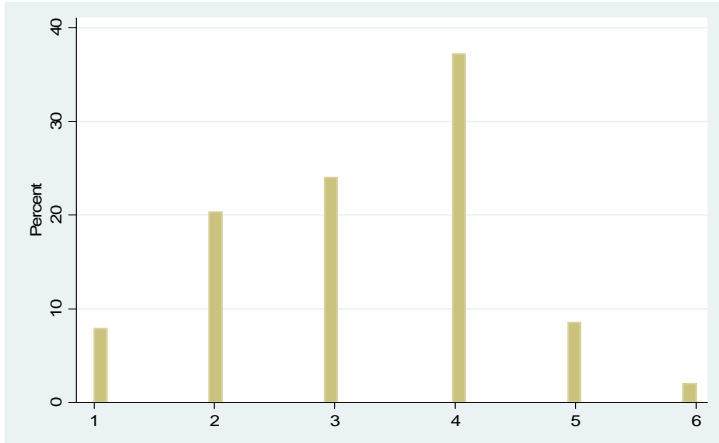


Figure 10 : « Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de l'assurance famille avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? 1- « Oui tout à fait » 2-« oui plutôt » 3-« plutôt non », 4 « non pas du tout », 5-« non concerné », 6 « NSP ».

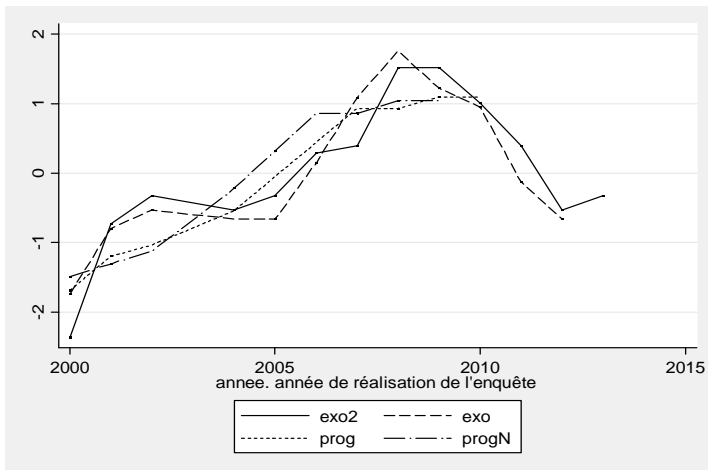


Figure 11 : Variables explicatives standardisées Exo2 : volume des exonérations générales de cotisations employeur en point de PIB. Exo : part des cotisations employeur faisant l'objet d'exonération (Accoss). Prog : indice synthétique de progressivité des cotisations sociales de l'année précédente (Dieng 2009). ProgN : indice de progressivité des cotisations sociales de l'année en cours.

## 2. Tables économétriques complémentaires

Tableau A7 : spécification alternative -ménages mono actif – Revenu\* prog

	Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins/autant /plus pour la protection sociale	« Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de .....avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? »		
		Maladie	Famille	Retraite
Main				
1.Revenu - ref				
2.Revenu	-0.098*	-0.194***	-0.236***	-0.260***
	-0.056	-0.044	-0.029	-0.041
3.Revenu	-0.168***	-0.207***	-0.187***	-0.191***
	-0.062	-0.077	-0.045	-0.072
4.Revenu	-0.185***	-0.323***	-0.264***	-0.326***
	-0.07	-0.033	-0.068	-0.03
5.Revenu	-0.313***	-0.372***	-0.353***	-0.331***
	-0.076	-0.046	-0.079	-0.076
6.Revenu	-0.519***	-0.287**	-0.381**	-0.372***
	-0.11	-0.118	-0.193	-0.095
7.Revenu	-0.614***	-0.542***	-0.377**	-0.216
	-0.153	-0.176	-0.163	-0.209
8.Revenu	-0.353***	-0.047	0.006	-0.043
	-0.066	-0.056	-0.067	-0.057

prog	0.341***	0.265***	0.310***	0.326***
	-0.05	-0.017	-0.022	-0.017
1.Revenu#c.prog - ref				
2.Revenu#c.prog	-0.162***	-0.077***	-0.112***	-0.132***
	-0.056	-0.029	-0.023	-0.035
3.Revenu#c.prog	-0.195***	-0.159***	-0.173***	-0.240***
	-0.06	-0.054	-0.033	-0.044
4.Revenu#c.prog	-0.178***	-0.165***	-0.173***	-0.214***
	-0.065	-0.024	-0.054	-0.03
5.Revenu#c.prog	-0.190***	-0.126***	-0.083	-0.177***
	-0.07	-0.048	-0.058	-0.066
6.Revenu#c.prog	-0.069	-0.228	-0.101	-0.131
	-0.11	-0.16	-0.218	-0.086
7.Revenu#c.prog	-0.205	-0.410**	-0.135	-0.281*
	-0.156	-0.177	-0.143	-0.165
8.Revenu#c.prog	-0.173***	-0.042	-0.073	-0.064
	-0.062	-0.062	-0.085	-0.07
	13778	13670	12407	12905
Pseudo R2	0.03	0.017	0.02	0.018
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui
	* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01			

10/2015

**Tableau A2: Logit ordonné distinguant les salariés ciblés et non-ciblés question sur l'assurance maladie**

	Pop générale	Salariés du privé	Pop générale	Salariés du privé
cotis				
0.cible réf				
1.cible	0.151***	0.144***	0.120***	0.114***
	-0.036	-0.036	-0.033	-0.035
exo2				
	0.054***	-0.009		
	-0.005	-0.015		
0.cible#c.exo2 réf				
1.cible#c.exo2	0.04	0.077**		
	-0.025	-0.031		
prog				
			0.095***	0.036***
			-0.006	-0.01
0.cible#c.prog				
1.cible#c.prog			0.053**	0.101***
			-0.027	-0.029
Number of Obs	44770	21880	37053	17663
Pseudo R2	0.014	0.014	0.014	0.014
Note: Ordered logit regressions				
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01				

Tableau A3 : Réplication tableau 3 (Revenu\*exo2) version OLS

	Il est souhaitable que les entreprises cotisent moins/ autant/ plus pour la protection sociale	« Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de ..... avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? »	Maladie	Famille	Retraite
1.Revenu -ref					
2.Revenu	-0.024*	-0.098***	-0.100***	-0.101***	
	-0.013	-0.012	-0.012	-0.012	
3.Revenu	-0.040**	-0.141***	-0.125***	-0.125***	
	-0.013	-0.021	-0.015	-0.019	
4.Revenu	-0.053***	-0.176***	-0.166***	-0.178***	
	-0.013	-0.019	-0.024	-0.015	
5.Revenu	-0.073***	-0.205***	-0.225***	-0.188***	
	-0.015	-0.026	-0.023	-0.02	
6.Revenu	-0.140***	-0.226***	-0.279***	-0.210***	
	-0.026	-0.037	-0.04	-0.038	
7.Revenu	-0.231***	-0.317***	-0.315***	-0.260***	
	-0.032	-0.052	-0.061	-0.051	
8.Revenu	-0.107***	-0.056*	-0.04	-0.037	
	-0.008	-0.031	-0.03	-0.034	
exo2	0.050***	0.083***	0.134***	0.087***	
	-0.006	-0.006	-0.008	-0.009	

10/2015

1.Revenu#c.exo2 -ref				
2.Revenu#c.exo2	-0.016**	-0.011*	-0.009	-0.013
	-0.006	-0.006	-0.006	-0.012
3.Revenu#c.exo2	-0.036***	-0.047**	-0.053***	-0.048***
	-0.007	-0.019	-0.013	-0.014
4.Revenu#c.exo2	-0.023***	-0.046*	-0.050**	-0.029*
	-0.005	-0.022	-0.022	-0.016
5.Revenu#c.exo2	-0.028**	-0.042*	-0.027	-0.046***
	-0.01	-0.019	-0.016	-0.014
6.Revenu#c.exo2	-0.025	-0.03	-0.021	-0.022
	-0.036	-0.045	-0.049	-0.036
7.Revenu#c.exo2	-0.077**	-0.01	-0.017	-0.017
	-0.026	-0.049	-0.059	-0.053
8.Revenu#c.exo2	-0.054***	-0.045*	-0.033	-0.045*
	-0.005	-0.021	-0.026	-0.025
Observations	45642	44770	40184	42910
R2	0.055	0.036	0.046	0.042
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01 (clustererd SE)				



Tableau A4 : Réplication tableau 3 (Revenu\*prog) version OLS

		« Personnellement, compte-tenu de votre niveau de ressources, êtes-vous prêt à accepter une baisse de prestations de .....avec en contrepartie une réduction de vos cotisations ou de vos impôts ? »		
		/plus pour la protection sociale		
		Maladie	Famille	Retraite
Main				
1.Revenu - ref				
2.Revenu	-0.034***	-	-	-
	-0.012	0.095***	0.098***	0.106***
		-0.011	-0.012	-0.012
3.Revenu	-0.045***	-	-	-
	-0.013	0.128***	0.116***	0.113***
		-0.022	-0.014	-0.021
4.Revenu	-0.053***	-	-	-
	-0.014	0.176***	0.163***	0.180***
		-0.02	-0.024	-0.015
5.Revenu	-0.070***	-	-	-
	-0.014	0.185***	0.208***	0.171***
		-0.024	-0.022	-0.02
6.Revenu	-0.152***	-	-	-
	-0.021	0.195***	0.264***	0.174***
		-0.043	-0.055	-0.047
7.Revenu	-0.265***	-	-	-
	-0.031	0.292***	0.254***	0.219***
		-0.065	-0.063	-0.056
8.Revenu	-0.108***	-0.028	-0.018	-0.01
	-0.013	-0.03	-0.031	-0.036

10/2015

prog	0.098*** -0.01	0.104*** -0.008	0.135*** -0.007	0.107*** -0.013
1.Revenu#c.prog - ref	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
2.Revenu#c.prog	-0.022* -0.012	-0.017* -0.009	-0.025 -0.014	-0.022 -0.013
3.Revenu#c.prog	-0.039*** -0.013	-0.051** -0.019	- 0.063*** -0.012	-0.054** -0.018
4.Revenu#c.prog	-0.030** -0.013	-0.062** -0.021	- 0.077*** -0.022	-0.046* -0.022
5.Revenu#c.prog	-0.038*** -0.013	-0.063** -0.02	-0.051** -0.018	- 0.061*** -0.018
6.Revenu#c.prog	-0.031 -0.02	-0.052 -0.053	-0.034 -0.061	-0.044 -0.049
7.Revenu#c.prog	-0.087*** -0.031	-0.055 -0.067	-0.069 -0.054	-0.056 -0.049
8.Revenu#c.prog	-0.052*** -0.012	-0.029 -0.031	-0.024 -0.029	-0.027 -0.038
	37821	37053	32882	35337
R2	0.055	0.037	0.049	0.044
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01				



***Le LIEPP (Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques) est un laboratoire d'excellence (Labex).  
Ce projet est 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.***

*(ANR-11-LABX-0091, ANR-11-IDEX-0005-02)*

**[www.sciencespo.fr/liepp](http://www.sciencespo.fr/liepp)**

**Directeurs de publication:**  
Bruno Palier et Etienne Wasmer

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

