

# Estimer l'élasticité au reste à charge de la demande d'aide formelle dans le cadre du dispositif APA : une approche semi-structurelle avec données non censurées\*

Olivier R. C. Supplisson † et Agnès Gramain ‡

Version en date du 7 juin 2017  
(Première version publique : 7 juin 2017)

## Résumé

En utilisant la base de données clients de l'un des plus importants fournisseurs d'aide formelle d'un département de l'Est de la France, nous estimons l'élasticité au reste à charge des heures d'aide formelle consommées par les personnes âgées bénéficiaires de l'APA.

Pour ce faire, nous utilisons deux modèles. Le premier modèle repose sur les hypothèses standard de la théorie du consommateur et le second introduit la possibilité d'un biais aléatoire au cours du processus d'optimisation.

La base de données utilisée a pour particularité de fournir des données pour la variable d'intérêt qui sont non censurées à droite, contrairement aux données utilisées par ailleurs dans la littérature. Cette absence de censure permet d'obtenir des résultats d'une extrême précision comparativement à ceux obtenus par d'autres auteurs.

En faisant une hypothèse d'homogénéité de l'effet marginal du reste à charge au sein de la population, nous apportons un ensemble de résultats originaux, à notre connaissance. Nous concluons, en particulier, à une moyenne des élasticités de la consommation des heures d'aide formelle au reste à charge inférieure ou égale à -1, un résultat supérieur, en valeur absolue, aux conclusions obtenues par le reste de la littérature.

La pertinence de nos résultats est néanmoins limitée par un biais de variables omises ainsi que des variables mal observées, un problème par ailleurs commun à l'ensemble de la littérature dans laquelle ce travail s'inscrit.

**Mots-clés** : Allocation Personnalisée d'Autonomie, Elasticité au reste à charge, Aide formelle, Dépendance, Politique publique, Erreur d'optimisation aléatoire.

**Classification JEL** : C20, D12, I12, I18, J14.

---

\*Les auteurs remercient l'ensemble des membres de l'équipe du projet de recherche MODAPA (informations supplémentaires disponibles sur <http://modapa.cnrs.fr/>) et plus particulièrement Quitterie Roquebert (Doctorante à l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne/*Paris School of Economics*), Marianne Tenand (Doctorante à l'École Normale Supérieure/*Paris School of Economics*) et Robin Hege (Doctorant à l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne) pour l'ensemble de leurs questions et remarques. Les auteurs remercient également Léna Gazaix, ancienne étudiante en Master 2 PPD à la *Paris School of Economics* et stagiaire au sein de l'équipe MODAPA, et Louis Arnault, docteur en science économique et ingénieur statisticien, qui ont effectué une analyse préliminaire sur les données utilisées ainsi que Noémie Malléjac, étudiante en Master 2 APE à la *Paris School of Economics*, pour ses nombreuses relectures. Les erreurs susceptibles de rester ne leurs sont, en aucune manière, imputables. Finalement, les auteurs remercient le service d'aide à domicile qui a gracieusement transmis sa base clients et permis son utilisation dans le cadre du projet de recherche MODAPA. Version anglaise en cours de rédaction. Nous sommes actuellement à la recherche de test de spécification permettant de discriminer entre les deux modèles présentés dans ce travail. Toute idée est la bienvenue.

†Ecole Nationale de la Statistique et de l'Administration Economique (ENSAE ParisTech). Tel : 06.86.30.20.43  
Courriel : [osupplis@gmail.com](mailto:osupplis@gmail.com)

‡BETA (UMR 7522) - Faculté de droit, sciences économiques et gestion de Nancy Université de Lorraine.

## Introduction

Les personnes dépendantes forment une population relativement restreinte ayant des difficultés, psychiques ou physiques, les empêchant de réaliser elles-mêmes un ensemble de tâches quotidiennement nécessaires (tâches ménagères, déplacements hors du logement, gestion du budget, soins personnels, etc.). Il s'agit donc d'un état dans lequel l'autonomie est réduite voire inexistante ; ces difficultés induisent des dépenses supplémentaires, relativement aux individus non dépendants, ce qui vient réduire leur pouvoir d'achat. À partir d'un certain âge, s'ajoute l'ensemble des difficultés directement liées à la vieillesse. On distingue ainsi deux types de population dépendantes : celle constituée des personnes âgées dépendantes et celle constituée des individus handicapés ; le rattachement à l'une ou l'autre des catégories se faisant en fonction de l'âge et non de la gravité des difficultés auxquelles fait face l'individu. Cependant, plus une personne devient âgée et plus sa probabilité de devenir dépendant augmente, tout comme la probabilité d'avoir un niveau de dépendance important. Âge et degré de dépendance sont donc liés.

Afin de palier aux multiples conséquences de cet état, de nombreux États de l'OCDE ont mis en place une politique d'aide financière pour les individus dépendants. On pourra consulter Colombo et al. [2011] pour une comparaison entre les pays. En France, les politiques à destination des handicapés et les politiques à destination des personnes âgées dépendantes ont des modalités différentes susceptibles d'induire des effets de seuils, comme l'a montré Tenand [En cours]. Cette différenciation entre politiques à destinations des personnes âgées dépendantes et politiques à destination des handicapés est récente. Entre 1975 et 1996, personnes âgées dépendantes et personnes handicapées avaient droit, sans différenciation, à l'Allocation Compensatrice pour Tierce Personne (ACTP). La séparation entre les deux types de dépendants n'a lieu qu'en 1997 avec la création de la Prestation Spécifique Dépendance (PSD). Cette prestation était réservée aux individus, âgés de 60 ans ou plus, dépendants, de nationalité française ou vivant en France de façon régulière pendant au moins 15 ans avant l'âge de 70 ans et ayant des ressources ne dépassant pas un certain plafond. Cette dernière condition plaçait donc la PSD dans le cadre de l'aide sociale. Depuis 2002, la PSD a été remplacée par l'Allocation Personnalité d'Autonomie (APA) qui revêt quant à elle un caractère universel : la condition de ressource à laquelle la PSD était soumise disparaît au profit d'une dégressivité de l'aide en fonction du revenu. Le lecteur souhaitant en savoir plus à propos du débat français sur les politiques de compensation du handicap et de la dépendance pourra consulter Weber [2011]. On pourra également consulter Ennuyer [2013] et Bonnet [2004] pour un historique plus complet des politiques à destination des individus dépendants.

Dans ce contexte d'implication des pouvoirs publics pour limiter les problèmes sociaux liés à la dépendance, l'augmentation du nombre de dépendants induit mécaniquement une augmentation des dépenses de santé pour l'État. Avec l'arrivée dans leur troisième partie de vie des *baby-boomers*, les dépenses liées aux personnes âgées dépendantes risquent de fortement augmenter et donc d'aggraver les difficultés budgétaires connues par les États des pays développés. Par exemple, en France, la part des 75 ans et plus devrait être multipliée par 2,5 entre 2000 et 2040 (Duée and Rebillard [2006]). D'après de la Maisonneuve and Martins [2014], la part des dépenses à destinations des personnes âgées dépendantes dans le PIB passerait de 3,3 à 7,7 points entre 2010 et 2060, en fonction du scénario retenu. Durant la même période, l'augmentation serait comprise entre 2,8 et 7,3 points pour les BRIICS. Pour la France, on s'attend, sous hypothèse de stabilité de la durée de vie moyenne à ce que le nombre de personnes âgées dépendantes passe de 800 000 en 2006 à 1 200 000 en 2040 (Duée and Rebillard [2006]). Les gouvernements seront donc contraints, afin de conserver une politique d'aide à l'égard des individus dépendants, en particulier à l'égard des personnes âgées dépendantes, de modifier en profondeur les diverses modalités de leurs dispositifs d'aide. Ces modifications étant coûteuses en elles-mêmes, en temps et en fonds publics, elles ne peuvent se faire sans une étude préalable du comportement des individus qui sont concernés par ces dispositifs ; la connaissance de ce

comportement étant une condition nécessaire pour réaliser des simulations pertinentes et définir les changements appropriés.

Les dispositifs d'aide aux personnes âgées dépendantes servent essentiellement, au travers de subventions, à permettre aux individus concernés de consommer des heures d'aide formelle. La notion d'heures d'aide formelle recouvre l'ensemble des heures d'aide fournies par un individu tiers en échange d'une rémunération non symbolique ; il s'agit fondamentalement d'une relation d'aide encadrée par un contrat de travail, par opposition à l'aide informelle qui, elle, ne l'est pas. L'aide informelle, plus prosaïquement, correspond à l'aide fournie par l'entourage de la personne dépendante (généralement la famille). Des deux formes d'aide, seule la première est responsable de la diminution du pouvoir d'achat de la personne dépendante, celle-ci donnant lieu à des décaissements monétaires substantiels et réguliers. Il est donc essentiel de connaître la variation de la consommation d'heures d'aide formelle au reste à charge afin de pouvoir évaluer l'effet d'une modification des politiques d'aide aux personnes âgées dépendantes. Le reste à charge (RAC) est défini comme le prix réellement payé par l'individu pour une heure d'aide formelle. En France, l'augmentation prévue de la population des dépendants est susceptible d'induire une diminution du nombre d'aidants potentiels informels par personne ce qui aura tendance à tirer la demande en aide formelle vers le haut et, compte tenu des conditions particulières du marché de l'aide formelle en France, à augmenter les coûts et les prix des fournisseurs d'aide formelle. Cet effet prix, venant s'ajouter à l'effet augmentation de la population des dépendants, viendra également jouer positivement sur les dépenses associées à la dépendance. Toutes ces remarques plaident en faveur de l'étude de l'effet du reste à charge dans le comportement de consommation des individus.

Le dispositif APA permet à l'individu de recevoir une subvention pour chaque heure d'aide formelle consommée, jusqu'à un seuil défini : toute consommation supérieure à ce seuil n'est plus subventionnée et l'individu doit donc payer chaque heure au prix « normal » (*i.e.* non subventionné). Dans ce cadre, plusieurs études ont essayé de fournir des valeurs, aux microsimulateurs, pour l'élasticité au reste à charge de l'aide formelle. On retiendra notamment l'étude de Boureau-Dubois et al. [2014] qui conclut à une inélasticité de la demande d'aide formelle au reste à charge (la variation du RAC de 1 % n'induit pas de variation de la demande d'aide formelle), de Hege [2016] qui conclut à une élasticité au RAC significativement négative mais proche de zéro (égale à -0,15) et, enfin, l'étude de Roquebert and Tenand [2017, forthcoming] qui conclut, en dernière analyse, à une élasticité au reste à charge égale à -0,4. D'après ces résultats, l'élasticité de l'aide formelle au RAC serait donc négative mais relativement proche de zéro. Néanmoins, chacune de ces estimations souffre d'un problème de précision du fait de l'utilisation de données censurées à droite : pour chaque individu seul le niveau de consommation inférieur ou égal au seuil de solvabilité est observé. Elles reposent également toutes sur une hypothèse d'homogénéité de l'élasticité au sein de la population étudiée, voire sur des hypothèses plus restrictives dans le cas de Hege [2016].

Ce travail contribue de manière originale à cette littérature relativement étroite grâce à trois éléments : premièrement, la base de données utilisées ; ensuite, l'hypothèse faite sur l'élasticité au reste à charge et, enfin, la prise en compte de l'existence de bruit dans les données. La base de données provient de l'un des plus importants fournisseurs d'aide formelle d'un département de l'Est de la France. Cette base a pour particularité de fournir des données non censurées pour le nombre d'heures d'aide formelle consommées. Ces données sont d'abord utilisées dans un modèle dérivé du comportement d'un consommateur rationnel. Néanmoins, contrairement aux travaux antérieurs, nous supposons une homogénéité de l'effet marginal du reste à charge et, donc, une hétérogénéité de l'élasticité au reste à charge. Dans un second temps, nous comparons les résultats obtenus avec les résultats d'une spécification dérivée d'un modèle microéconomique prenant en compte la possibilité d'erreurs d'optimisation aléatoire. Nous concluons à une valeur de l'espérance des élasticité de consommation des heures d'aide formelle au RAC inférieure ou égale à -1 en fonction des hypothèses comportementales retenues. Nous tirons également

un certain nombre de conclusions relatives à diverses sous-populations. Ainsi, nous concluons que l'espérance de l'élasticité de consommation des heures d'aide formelle au RAC décroît en fonction du niveau de dépendance et varie en fonction du segment budgétaire sur lequel se trouve l'individu. Des conclusions auxquelles aucune des études antérieures ne pouvait aboutir étant donnée l'hypothèse d'élasticité constante et homogène retenue.

Ce travail est organisé comme suit : la section 1 présente les modalités générales du dispositif APA ; la section 2 détaille la littérature antérieure ; la section 3 présente la base de données utilisée ainsi que les modalités particulières du dispositif APA appliquées dans le département étudié ; la section 4 et 5 présentent respectivement le modèle de référence et les résultats obtenus et, enfin, la section 6 présente un modèle alternatif au modèle initial et compare les résultats obtenus aux résultats de référence.

## 1 Contexte institutionnel

### 1.1 Contexte institutionnel général

L'APA est une politique publique décentralisée, non cumulable avec certaines aides<sup>1</sup> : son cadre général est défini au niveau de l'État et ses modalités pratiques sont, quant à elles, déterminées par les conseils départementaux. Le cadre de l'APA a récemment été réformé par la loi relative à l'adaptation de la société au vieillissement, votée en décembre 2015 et entrée en application en mars 2016. Les conditions d'éligibilité et d'attribution de ce dispositif d'aide ont néanmoins été laissées inchangées. Elles sont définies dans la loi initiale.

Pour pouvoir intégrer le dispositif APA, un individu doit satisfaire trois conditions :

1. Une condition d'âge : il doit avoir 60 ans ou plus ;
2. Une condition de résidence : il doit habiter en France de manière stable et régulière ;
3. Une condition de dépendance : il doit être dans un état de perte d'autonomie significative ;

Les deux premières conditions sont nécessaires pour pouvoir demander l'APA mais non suffisantes pour la recevoir : chaque personne demandant à bénéficier de l'APA au conseil départemental dont il dépend enclenche une procédure d'instruction ayant pour but de déterminer, d'une part, si sa perte d'autonomie justifie le versement de l'APA et, d'autre part, le cas échéant, le montant total maximal de l'aide versée par le département.

Suite au dépôt d'un dossier de demande d'APA à domicile, le niveau de dépendance de l'individu fait l'objet d'une évaluation, au cours d'une visite, par l'équipe médico-social (EMS) du département. Cette équipe est composée de travailleurs sociaux et, occasionnellement, de médecins. Le degré de dépendance est évalué en fonction de la grille nationale AGGIR (Autonomie Gérontologie Groupes Iso-Ressources) : seuls les individus des Groupes Iso-Ressource (GIR) 1 à 4 sont jugés dans un état de dépendance suffisamment important pour justifier leur entrée dans le dispositif APA (on se référera à l'annexe page 34 pour une description des niveaux de dépendance). Cette visite permet également à l'EMS, pour les individus ayant effectivement droit à l'APA, d'estimer les dépenses éligibles induites par leur état de dépendance (celles-ci allant de la rémunération d'une aide à domicile, des dépenses de transport et de portage de repas aux travaux pour l'aménagement du logement), sur une base hebdomadaire. Ce plan d'aide en volume hebdomadaire induit un plan d'aide en volume mensuel que les EMS obtiennent en appliquant la formule suivante :

$$\text{Plan d'aide mensuel en volume} = \text{Plan d'aide hebdomadaire en volume} \times \frac{52}{12} \quad (1)$$

A ce plan d'aide mensuel en volume correspond, compte tenu des modalités de solvabilisation du dispositif APA propre au département, un plan d'aide hebdomadaire (et donc aussi mensuel)

---

1. Notamment l'allocation compensatrice pour tierce personne (ACTP) ou encore la prestation de compensation du handicap (PCH).

en valeur. Le montant d'un plan d'aide individuel mensuel est plafonné par la loi en fonction du niveau de dépendance de l'individu. Néanmoins, la valeur de ce plan d'aide n'est pas entièrement solvabilisée par le conseil départemental : plus l'individu a un revenu élevé, plus sa participation à son plan d'aide est importante et plus la partie solvabilisée par le conseil départemental est faible.

## 1.2 Taux de participation et plafond des plans d'aide avant mars 2015

La réforme mise en application en mars 2015 introduit une modification de la méthode de calcul des plafonds des plans d'aide et du taux de participation. Avant cette réforme, le taux de participation, noté  $c$ , était défini par une fonction continue par morceau de la forme :

$$c(R_{i,t-1}) = \begin{cases} 0 & \text{si } R_{i,t-1} \leq 0,67 \times MTP \\ \frac{R_{i,t-1} - 0,67 \times MTP}{2 \times MTP} \times \frac{90}{100} = AR_{i,t-1} + B & \text{si } 0,67 \times MTP < R_i \leq 2,67 \times MTP \\ 0,9 & \text{si } R_{i,t-1} > 2,67 \times MTP \end{cases} \quad (2)$$

avec  $MTP$  la Majoration Tierce Personne, une allocation à destination des personnes invalides ne pouvant pas exercer d'activité professionnelle et étant obligées d'avoir recours à l'assistance d'une tierce personne pour effectuer les actes ordinaires de la vie,  $R_{i,t-1}$  le revenu fiscal mensuel de l'agent durant l'année précédente<sup>2</sup>,  $A = \frac{0,9}{2 \times MTP}$  et  $B = -\frac{0,67 \times 0,9}{2} = -0,3015$ . Par exemple, en octobre 2014, la MTP était égale à 1103,08 €, on a donc  $A = \frac{0,9}{2206,16}$ .

Le plafond du plan d'aide associé à chaque GIR est également dépendant de la MTP ; la réforme de l'APA a néanmoins modifié les formules de calcul. Nous n'aborderons pas ces modifications ici, celles-ci n'étant pas pertinentes pour l'étude de notre base de données. On retrouvera un tableau récapitulatif pour la période 2002-2012 de la MTP, des seuils du taux de participation et des plafonds correspondant à chaque GIR dans l'annexe page 35.

Lorsque le montant de la subvention (une fois la participation prise en compte) est inférieure à trois fois la valeur brute du SMIC horaire (29,01 € depuis le 1er janvier 2016), l'APA n'est pas versée. De même, dans le cas d'un versement direct (voir plus bas), si le montant non utilisé de l'APA est égal à ce montant, le conseil départemental ne demande pas son remboursement.

## 1.3 Tarification et modalités de solvabilisation des heures d'aide formelle à domicile

Une personne âgée dépendante souhaitant obtenir de l'aide formelle peut soit directement engager un aidant professionnel, soit faire appel à une entreprise qui assume le statut d'employeur. Lorsqu'il décide d'engager directement un aidant professionnel, la personne dépendante peut soit réaliser l'ensemble des démarches (recrutement, rédaction du contrat, etc.) seule (relation de gré-à-gré), soit mandater une structure qui va l'accompagner dans ses démarches de recrutement (mise en relation entre intervenants jugés compétents et le client) et les obligations administratives (rédaction du contrat de travail, des fiches de demande de congés, des feuilles de salaire, parfois la déclaration à l'URSSAF, etc.). Dans le cas d'une relation de gré-à-gré, l'individu supporte uniquement le salaire de l'employé ainsi que le coût d'opportunité et la désutilité induits par les tâches administratives alors qu'une relation de type mandataire induit le

2. Le revenu mensuel dont il est question est calculé à partir du revenu fiscal annuel de l'année  $t - 1$ , déduction faite d'un certain nombre de ressources : « *retraite du combattant, pensions servies au titre du code des pensions militaires d'invalidité et des victimes de guerre et des pensions attachées aux distinctions honorifiques, pensions alimentaires, des concours financiers versés par les descendants, rentes viagères, prestations en nature dues au titre de l'assurance maladie, maternité, invalidité, de l'assurance accident du travail ou au titre de la protection universelle maladie, des allocations de logement, de l'aide personnalisée au logement et des primes de déménagement, de l'indemnité en capital attribuée à la victime d'un accident du travail, de la prime de rééducation et du prêt d'honneur, de la prise en charge des frais funéraires et du capital décès versé par un régime de sécurité sociale.* » (source : Ministère des Affaires Sociales et de la Santé)

paiement du salaire de l'aidant formel et le paiement de la structure mandatée ce qui permet, en contrepartie, de se décharger d'une partie des tâches administratives et donc de gagner du temps. Dans les deux cas, l'individu qui souhaite obtenir de l'aide professionnelle est l'employeur de l'aidant formel. Lorsque l'individu ne souhaite pas assumer les responsabilités liées au statut d'employeur, il peut également faire appel à un service d'aide en tant que prestataire : dans ce cas, l'individu subit un coût monétaire qui dépend de la tarification du service et du nombre d'heures d'aide reçu.

Lorsque l'aide professionnelle concerne une population dite « fragile » (enfants de moins de 3 ans, familles en difficulté ou en situation d'exclusion, personnes en situation de handicap et personnes âgées en perte d'autonomie), ces services mandataires ou prestataire sont appelés des Services d'Aide et d'Accompagnement à Domicile (SAAD). Ces SAAD sont soumis à une régulation publique particulière. Jusqu'à la promulgation de la loi d'adaptation de la Société au Vieillessement et depuis la loi du 26 juillet 2005 (dite « Loi de développement des services à la personne »), la régulation des SAAD pouvaient prendre la forme de deux régimes distincts : 1) le régime des autorisés et 2) le régime des agréés.

La délivrance du statut d'agréé se faisait par l'État (en théorie par le Préfet de département et en pratique par la Direction Régionale des Entreprises, de la Concurrence, de la Consommation, du Travail et de l'Emploi), sur la base d'un cahier des charges que le SAAD s'engageait à respecter, pour une durée de 5 ans. Les SAAD agréés faisaient par ailleurs face à une contrainte sur l'évolution annuelle de leurs tarifs : **lors de la signature du contrat, le SAAD agréé était libre de proposer les prix qu'il souhaitait à la personnes âgée dépendante mais, une fois le contrat signé, les prix auxquels chaque individu faisaient face ne pouvaient varier que d'un pourcentage, défini par l'État.**

Le statut d'autorisé était quant à lui délivré par le conseil départemental pour une durée de 15 ans. Depuis 2009, ce statut était généralement donné suite à une procédure d'appel d'offre. Les SAAD autorisés devaient remplir les obligations règlementaires strictes et rendre des comptes régulièrement au conseil départemental, ce dernier fixant, pour chaque nouveau client, les tarifs proposés. On pourra notamment consulter l'enquête conduite sur six départements par Gramain and Xing [2012] pour en savoir plus sur la mise en œuvre de la tarification des SAAD autorisés.

La loi de décembre 2015 réunit SAAD autorisés et SAAD agréés sous l'appellation commune de « SAAD autorisés » et introduit la distinction entre « SAAD autorisés tarifés » et « SAAD autorisés non tarifés ». L'ensemble des services agréés intervenant auprès des personnes âgées dépendantes bénéficiaires de l'APA deviennent automatiquement des SAAD autorisés non tarifés (et sont toujours soumis à la règle concernant l'évolution annuelle des prix). L'ensemble des services autorisés sont soumis à un cahier des charges national et ont obligation de prendre en charge les individus qui s'adressent à eux, dans la limite de sa sécurité et de sa zone d'intervention. Enfin, l'attribution de l'autorisation (tarifée et non tarifée) relève exclusivement du conseil départemental.

Compte tenu de l'organisation des SAAD au sein du département, le conseil départemental doit opérer deux choix quant à la manière dont les heures d'aide vont être solvabilisées par le dispositif APA. Il doit, d'une part, choisir si la subvention va prendre la forme d'une proportion du prix du service d'aide (subvention *ad-valorem*) ou si elle va être identique quelle que soit le prix de l'heure d'aide (subvention forfaitaire), les heures d'aide formelle fournies durant les Jours Ouvrables (JO) et celles fournies durant les Dimanches et Jours Fériés (DJF) pouvant faire l'objet de deux formes de subvention différentes. Le *policy maker* doit, d'autre part, déterminer le niveau du taux de subvention dans le cas d'une subvention *ad-valorem* et le niveau de la subvention dans le cas d'une subvention forfaitaire.

## 2 Revue de littérature

La littérature cherchant à estimer l'élasticité au reste à charge de la demande d'aide professionnelle par les personnes âgées dépendantes est une branche de la littérature étudiant la prise en charge de long terme, cette dernière s'insérant plus largement dans la littérature de l'économie de la santé qui étudie les effets des politiques publiques sur les dépenses de santé. Pour une contextualisation plus précise, on pourra consulter Roquebert and Tenand [2017, forthcoming].

L'estimation de l'élasticité de la demande d'aide professionnelle au RAC se heurte à de nombreux problèmes, en particulier à des problèmes de données à la disposition des chercheurs. De nombreuses approches ont été mises en œuvre pour contourner ces difficultés, elles sont regroupées par Hege [2016] en trois branches distinctes : 1) comparaison des bénéficiaires de la politique publique à un groupe de contrôle ; 2) utilisation de l'hétérogénéité géographique des politiques publiques et 3) utilisation de l'hétérogénéité des prix payés par les individus. Notre travail s'insère dans la troisième branche qui, à notre connaissance, contient essentiellement des études utilisant des données Françaises. On retiendra notamment les travaux de Boureau-Dubois et al. [2014], de Hege [2016] et Roquebert and Tenand [2017, forthcoming]<sup>3</sup>.

Dans leur travail, Boureau-Dubois et al. [2014] utilisent des données qui proviennent d'un conseil départemental ; elles se restreignent au mois d'octobre 2014. Elles ont à leur disposition deux fichiers : le fichier de suivi des bénéficiaires de l'APA, qui contient des éléments précis sur les caractéristiques socio-démographiques des individus (âge, sexe, degré de dépendance, commune de résidence, revenu individualisé du bénéficiaire, etc.) ainsi que les caractéristiques de l'APA accordée (date à laquelle le plan d'aide a été établi, taux de participation, nombre d'heures d'aide accordé durant les jours ouvrables et les dimanches ou les jours fériés, prestataire sollicité et montant du plan d'aide en euros) et le fichier de facturation adressé au conseil départemental par les SAAD autorisés et agréés disposant d'un système de facturation électronique. Ce fichier ne contenant pas les prix facturés à leurs clients par les SAAD agréés, ces prix étant nécessaires pour déterminer le reste à charge, seuls les clients des SAAD autorisés sont conservés dans l'échantillon (le prix qu'ils pratiquent est connu car fixé par le conseil départemental). Outre cette restriction de l'échantillon aux seuls clients des SAAD autorisés, la base de données utilisée par Boureau-Dubois et al. [2014] a pour désavantage de ne tenir compte que des heures consommées dans le cadre du plan d'aide : seules les heures inférieures ou égales au seuil maximal d'heure d'aide subventionnées, défini par les EMS, sont renseignées dans la base de données ; sur les 11136 individus s'adressant à l'un des 13 SAAD autorisés disposant d'un système de facturation électronique, 3983 observations sont censurées. Leur base de données fournit néanmoins de nombreuses informations précises sur les caractéristiques du plan d'aide ainsi que les caractéristiques socio-démographiques des bénéficiaires. Cette censure à droite des données et cette précision des variables démographiques et des modalités du dispositif APA de chaque individu sont caractéristiques des bases de données transmises par les conseils départementaux. Afin de contourner la censure, ces auteurs utilisent un modèle Tobit classique et concluent, qu'en moyenne, les bénéficiaires de l'APA ont une élasticité de la demande d'aide professionnelle au reste à charge égale à -0,04 et une élasticité de la demande d'aide professionnelle au revenu égal à -0,1. Si l'on tient uniquement compte des individus ayant un revenu inférieur ou égal à deux fois la MTP de 2010 (*i.e.* inférieur ou égal à 2076,72 euros), ces élasticités passent respectivement à -0,55 et 0,41. Les résultats trouvés pour le seul échantillon des individus ayant un revenu supérieur à deux fois la MTP de 2010 sont quant à eux bien plus surprenants puisque l'élasticité revenu est faiblement négative (égale à -0,08) et que l'élasticité au reste à charge est fortement positive (égale à 4,14), ce qui est contre intuitif. L'ensemble de leurs résultats sont néanmoins non significatifs au seuil 10 %.

---

3. L'ensemble de ces travaux, tout comme le notre, sont complémentaires et s'insèrent dans le projet de recherche « MODAPA » visant à quantifier la sensibilité au reste-à-charge des personnes âgées dépendantes percevant l'APA à domicile et d'en explorer les répercussions sur les modalités de leur prise en charge. Des informations complémentaires sur le projet peuvent être obtenues sur [www.modapa.cnrs.fr](http://www.modapa.cnrs.fr).

Roquebert and Tenand [2017, forthcoming] utilisent également des données issues d'un conseil départemental (différent du conseil départemental étudié par Boureau-Dubois et al. [2014]). Le département a été sélectionné de telle sorte que les données et les modalités pratiques du dispositif APA du département soient cohérentes avec la moyenne des bénéficiaires de l'APA et les modalités moyennes de l'APA sur l'ensemble des départements. Tout comme Boureau-Dubois et al. [2014], elles sont confrontées à une censure à droite pour le nombre d'heures d'aide professionnelle consommées et excluent de leur échantillon les individus s'adressant aux SAAD non tarifés par le département. De plus, contrairement aux auteures de l'article précédent, Roquebert and Tenand [2017, forthcoming] excluent de leur analyse tous les individus n'ayant pas un taux de participation linéairement croissant du revenu (elles ne conservent donc que les individus ayant un taux de participation strictement supérieur à 0 et strictement inférieur à 0,9). Leurs résultats sont cohérents (en termes de signe) avec ceux trouvés par Boureau-Dubois et al. [2014] puisqu'elles concluent initialement à une élasticité au reste à charge égale à -0,7. Elles montrent que ce résultat tient compte à la fois d'un effet de sélection *ex ante* et d'une variation de la demande d'heure d'aide lorsque le prix varie. En ne tenant compte que des individus qui *a priori* n'ont pas le choix du SAAD auquel s'adresser, elles concluent que l'effet élasticité pure est égal à -0,4, ce qui renforce la cohérence avec les résultats de l'étude de Boureau-Dubois et al. [2014]. Par opposition, les individus qui ont le choix entre plusieurs fournisseurs d'aide formelle ont une élasticité égale à -1.

Enfin, l'étude de Hege [2016] utilise l'enquête Handicap Santé de 2008, mise en œuvre par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) et la direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), et l'enquête Territoire, menée conjointement par le Laboratoire d'Économie et de Gestion des Organisations de Santé et le Centre d'Économie de la Sorbonne. La première enquête lui permet d'obtenir les caractéristiques socio-économiques de bénéficiaires de l'APA dans plusieurs départements et l'enquête territoire lui permet de déterminer les modalités pratiques de l'APA dans le département dans lequel vit chaque individu. Ce travail se distingue des deux autres travaux cités auparavant par la volonté d'estimer l'élasticité en utilisant des données de différents départements, ce qui n'est possible qu'au prix de plusieurs hypothèses très restrictives : 1) les heures d'aide formelle ne peuvent pas être fournies par de l'emploi direct ; 2) il existe uniquement deux prix dans chaque département pour les heures d'aide formelle, l'un correspondant aux SAAD autorisés, l'autre aux SAAD agréés ; 3) le reste à charge des individus est identique au sein d'un même département, celui-ci étant égal à la moyenne pondérée par la proportion d'heures d'aide professionnelles à domicile produit dans le département par les producteurs d'aide agréés et les producteurs d'aide autorisés et 4) l'ensemble de la consommation des heures d'aide professionnelles se fait dans le cadre de l'APA, ce qui revient à supposer que les individus consomment uniquement dans le cadre de leur plan d'aide (les données ne sont donc pas, par hypothèse, censurées à droite). En utilisant un modèle multi-niveau à effets aléatoires mixtes, il conclut à une élasticité prix égale à -0,15, relativement proche de l'élasticité prix de la demande de soin. Ce résultat contraste, en terme d'importance, avec les estimations des deux enquêtes présentées auparavant. On notera que cette étude et l'une des rares, pour le cas français, à tenir compte du nombre d'heures d'aide informelle reçu par l'individu, l'introduction de cette variable étant cruciale pour expliquer le choix du nombre d'heure d'aide professionnelle (on se référera à Arnault and Goltz [2014] pour une revue de littérature sur le lien entre aide informelle et aide formelle). La pertinence des résultats de Hege [2016] sont néanmoins limités par l'approche retenue, celle-ci ne partant de la modélisation explicite du comportement de l'agent et de l'effet qu'a l'APA sur la contrainte budgétaire.

Dans le cas de la France, à ces travaux académiques ayant pour but d'étudier quantitativement le comportement des personnes âgées dépendantes bénéficiaires de l'APA s'ajoutent également des travaux complémentaires ayant un caractère essentiellement descriptif, généralement produits directement par les conseils départementaux, ou qualitatifs, généralement produits

par des sociologues. On retiendra notamment Gucher et al. [2011] et Catherine et al. [2011] qui cherchent à expliquer le non recours à l'APA grâce à des séries d'entretiens individuels. En utilisant la typologie explicative de l'ODENORE (Warin [2011]), les auteurs distinguent trois formes de non-recours à l'APA pour les personnes satisfaisant les conditions d'âge et de résidence, présentées dans la section 1 : 1) la non connaissance (un individu éligible à l'APA ne la demande pas du fait d'une absence de connaissance du dispositif) ; 2) la non demande (un individu éligible à l'APA et ayant connaissance du dispositif choisit de ne pas y avoir recours soit du fait des contraintes financières, soit à cause d'autres raisons personnelles) et 3) la non-réception (l'individu demande l'APA mais n'est pas jugé suffisamment dépendant pour y avoir droit ou l'individu demande et reçoit l'APA mais sous-consomme son plan d'aide). Néanmoins, à l'instar des travaux sur l'élasticité au reste à charge des personnes âgées dépendantes, ces travaux (qu'ils soient descriptifs ou qualitatifs) n'étudient pas le cas où les personnes âgées dépendantes bénéficiaires de l'APA sont en situation de surconsommation par rapport à leur plan d'aide. Cela s'explique notamment car les bases de données utilisées sont des bases de données produites par les conseils départementaux (elles sont donc censurées à droite) ou bien des bases de données issues d'enquêtes ne prenant pas en compte la possibilité d'une surconsommation (comme dans Hafid et al. [2014], par exemple). Malgré ces limites, ces travaux sont essentiels pour les études économétriques. D'une part car ils facilitent l'interprétation des résultats et d'autre part car ils permettent aux modélisateurs d'avoir une source non-quantitative lors de la construction du modèle et de l'identification de l'endogénéité de variables explicatives ainsi que des éléments pertinents lors des discussions critiques.

En résumé, l'ensemble de la littérature essayant d'estimer l'élasticité de la demande d'aide professionnelle au reste à charge en utilisant directement des variables de prix s'accorde sur le signe de la relation et deux des trois études présentées s'accordent sur l'ampleur de la relation. Néanmoins, comme nous l'avons vu, elles se heurtent à de nombreuses limites ; les plus courantes étant la censure à droite de la variable des heures d'aide formelle et la restriction de l'échantillon aux seuls SAAD autorisés. La censure à droite des données à la disposition des chercheurs ne pose pas des problèmes d'estimation (ou tout au plus des problèmes de précision) mais limite grandement les commentaires et empêche, de fait, d'étudier une partie non négligeable des bénéficiaires du dispositif APA. La seconde limite est davantage problématique puisqu'elle est susceptible d'induire un biais de sélection (les individus les plus pauvres sont susceptibles de davantage se tourner vers les fournisseurs tarifés). Comme nous le verrons dans la section suivante, la base de données à notre disposition permet de résoudre le problème de précision des estimations et nous permet, pour la première fois dans le cas français, d'étudier les surconsommateurs d'heure d'aide formelle.

## 3 Données

### 3.1 Contextualisation : quelques données sur le département D

Les données que nous utilisons proviennent du plus important SAAD d'un département de l'Est de la France ayant une économie essentiellement viticole et une population avoisinant les 500 000 habitants ainsi qu'un taux de croissance de la population légèrement positif ; ce qui le place autour de la médiane de la distribution des départements Français par ordre croissant de population légale en 2013 et dans le second tiers de la distribution des départements par ordre croissant de leur densité (*hab./km<sup>2</sup>*). Seules 15 communes du département dépassaient 5 000 habitants en 2013 et seules 5 de ces 15 communes avaient plus de 10 000 habitants ; la ville la plus peuplée, par ailleurs préfecture régionale et départementale, ayant près de sept fois plus d'habitants que la deuxième ville la plus peuplée. De manière générale, le département D compte un peu plus de 700 communes, plus de 75 % de la population étant concentré sur l'axe reliant la préfecture et la deuxième ville la plus peuplée.

En 2014, les dépenses totales d'aide sociale (dépenses des fonctions de prévention médico-sociale, action sociale, RMI, APA et RSA.) représentaient près de 60 % des dépenses réelles de fonctionnement. Cette même année, un peu moins de 10 000 personnes touchaient le RSA socle ou activité (taux de bénéficiaires stable par rapport à l'année 2013). Les dépenses d'APA sont quant à elles en constante augmentation depuis 2010 et représentaient un peu moins de 44 millions d'euros en 2013 et un peu plus de 44 millions d'euros en 2014. En décembre 2013, l'APA coûtait en moyenne près de 80 euros à chaque habitant et plus de 4000 euros à chaque bénéficiaire ce qui plaçait le département D légèrement en dessous de la moyenne de la France métropolitaine (qui étaient de 83 et 4437 euros respectivement par habitant et par bénéficiaire). A la même date, près de 20 % des 75 ans ou plus étaient bénéficiaires de l'APA (contre 20,6 % en moyenne en France métropolitaine), près de 11 points de ces 23,9 % recevaient l'APA à domicile (contre 12,1 points en France Métropolitaine) et le reste l'APA en établissement. Ces chiffres étaient sensiblement proches en décembre 2012, date à laquelle le nombre de bénéficiaires de l'APA était proche de 10000, plus de la moitié étant dans le système APA à domicile (contre près de 8000 en moyenne pour la France Métropolitaine). Parmi les près de 5000 bénéficiaires de l'APA à domicile, près de 75 % étaient des femmes et près de 2 % des bénéficiaires avaient moins de 65 ans contre 4 % pour les 65 - 69 ans, 8 % pour les 70 à 74 ans, 14 % entre 75 et 79 ans, 24 % pour les 80-84 ans et 49 % pour les 85 ans ou plus. En terme de GIR, en décembre 2012, 2 % des bénéficiaires de l'APA à domicile étaient de GIR 1 contre 16 % pour le GIR 2, 19 pour le GIR 3 et 61 % pour le GIR 4.

## 3.2 Le dispositif APA et le secteur de l'aide formelle dans le département D

### 3.2.1 Le contexte concurrentiel

Le secteur de l'accompagnement à domicile dans le département D est en situation d'oligopole avec quatre entreprises ou associations intervenant soit en tant que prestataire ou mandataire (trois des quatre producteurs) ou simplement en tant que prestataire. Parmi ces quatre producteurs, seuls deux déservent tout le département, les deux autres interviennent dans des périmètres précis (l'un autour de l'agglomération et de la commune de la préfecture, l'autre dans un périmètre de 20 kms autour de la neuvième ville du département).

### 3.2.2 Les modalités de solvabilisation des heures d'aide formelle dans le département D

Dans le département que nous étudions, comme dans beaucoup d'autres, les plans d'aide ne sont pas versés directement aux bénéficiaires, sauf s'ils en font la demande. Ces cas de versements directs sont minoritaires. Dans le cas d'un versement indirect, le service facture uniquement le prix solvabilisé auquel fait face l'individu et demande la différence entre le prix réel et le prix solvabilisé au conseil départemental.

Le dispositif APA dans le département D prend la forme d'une subvention forfaitaire des heures d'aide formelle : chaque heure d'aide professionnelle est, au maximum, subventionnée à un tarif unique quel que soit le prix du SAAD auquel la personne âgée dépendante s'adresse. Il existe deux type de subvention : l'une pour les heures d'aide consommées durant les jours ouvrables, d'un montant de 17,59 €, l'autre pour les heures d'aide consommées durant les dimanches et jours fériés, d'un montant de 21,99 €. Cette différence se justifie par l'écart positif existant entre le prix des heures d'aide fournies durant les dimanches et jours fériés et celui des heures d'aide fournies durant les jours ouvrables. La solvabilisation *effective* ou *réelle* de l'heure d'aide formelle consommée durant les jours ouvrables est donc de  $(1 - c)17,59$  € et celle pour l'heure d'aide formelle consommée durant les dimanches et jours fériés est de  $(1 - c)21,99$  €.

Lors de la visite des EMS, ces dernières définissent deux seuils de solvabilisation hebdomadaires distincts : l'un pour les jours ouvrables (noté  $\bar{h}_{JO}$ ) et l'autre pour les dimanches et jours fériés ( $\bar{h}_{DJF}$ ). Chaque mois, durant les jours ouvrables, l'individu a donc droit à  $\bar{H}_{JO} = \frac{52}{12} \times \bar{h}_{JO}$

heures d'aide formelle solvabilisées par le conseil départemental et à  $\bar{H}_{DJF} = \frac{52}{12} \times \bar{h}_{DJF}$  durant les dimanches et jours fériés.

### 3.3 Description de la base de données et sélection de l'échantillon

La base de données provient d'une partie du fichier client du plus important SAAD du département D. Ce SAAD intervient aussi bien en tant que prestataire qu'en tant que mandataire ; l'ensemble des informations de facturation à notre disposition concerne uniquement les clients s'adressant au SAAD pour un service prestataire. Le service S dispose de nombreuses antennes sur tout le territoire : en octobre 2014, ce SAAD déservait la quasi-intégralité du département (y compris le plus petit village) et proposait plusieurs gammes de service : une gamme s'adressant à tous (ménage, repassage), une gamme s'adressant aux familles (garde d'enfants par exemple), une gamme santé (soins d'hygiène et soins infirmiers à domicile, pour personnes âgées ou en situation de handicap) et une gamme autonomie contenant des services spécialisés pour les personnes âgées, en situation de handicap, ou de retour d'hospitalisation (ménages, entretien du linge, course, aide et accompagnement, livraison de repas à domicile etc.). Au total, le service S a effectué, en 2013, plus d'un million cent mille heures d'intervention pour plus de six bénéficiaires.

Nous disposons du fichier de facturation pour la période allant de mai 2011 à octobre 2014. Seules les données du mois d'octobre 2014 sont retenues. En effet, le mois d'octobre est le mois de l'année qui est le plus indiqué pour conduire notre estimation puisqu'il est également retenu par les études antérieures que nous avons présentées lors de notre brève revue de littérature. Le fait que ce soit le mois le plus récent à notre disposition nous permet également de maximiser la taille de l'échantillon utilisé.

Parmi l'ensemble des clients du service au mois d'octobre 2014, nous excluons les individus pour lesquels aucun seuil de solvabilisation pour les heures d'aide formelle durant les jours ouvrables n'est défini, ceux qui ne consomment aucune heure d'aide formelle, ceux qui paient en sus des heures d'aide des portages de repas (5 individus), ceux qui ont un âge égal à 0 dans la base de données (1 individu) et, enfin, comme l'ont fait avant nous Roquebert and Tenand [2017, forthcoming], ceux qui ont un taux de participation égal à 0 ou égal à 0,9 (181 individus). Finalement, l'échantillon sur lequel nous conduisons notre étude contient 1436 individus.

#### 3.3.1 La politique de tarification du SAAD étudié

A une date donnée, le service S propose à ses nouveaux clients un menu de tarif en fonction d'un critère géographique. Chaque menu est composé d'un prix unitaire pour les heures d'aide formelle durant les jours ouvrables et d'un prix unitaire pour les heures d'aide formelle durant les DJF. Il existe deux zones géographiques : l'une correspondant à la préfecture et aux agglomérations dans lesquelles le service dispose d'une antenne locale (Zone B) et l'autre correspondant au reste du département (Zone A). Au sein d'une même zone géographique, deux individus s'adressant au service, pour la première fois, en même temps se verront proposé le même menu de tarif. Une fois les individus clients du SAAD, les prix unitaires auxquels ils font face reste fixe. Les tableaux récapitulatifs des prix des heures JO, en fonction de la zone géographique considérée et de la date à laquelle le contrat a été signé, sont disponibles page 37.

#### 3.3.2 Variables codées et reconstruites

La base de données utilisée contient, pour chaque individu, les variables suivantes : sexe, date de naissance, âge, niveau de dépendance (GIR), taux de participation, prix unitaire JO et DJF appliqués, reste à charge (prix unitaire auquel on retranche la subvention forfaitaire effective), zone géographique (rurale/zone A ou agglomération/zone B), seuil de solvabilisation pour les heures d'aide durant les jours ouvrables (HJO) et les heures d'aide formelle durant les dimanches et jours fériés (HDJF), consommation en heure d'aide formelle en volume et en valeur et, enfin, la date de prise en charge de l'individu par le service S.

Le caractère original de la base de données concerne les heures d'aide formelle en volume. En effet, étant donnée la provenance de ces données (fournisseur d'aide à domicile), la variable des heures d'aide formelle n'est pas censurée à droite, contrairement aux données fournies par les conseils départementaux. Nous sommes donc, pour la première fois dans le cas français, capable d'étudier les individus qui sur-consomment et de les utiliser lors de l'estimation économétrique.

L'origine privée de notre base de données nous prive néanmoins de certaines informations qui sont généralement contenues dans les bases de données administratives collectées auprès des conseils départementaux. Ainsi, nous ne disposons d'aucune information directe sur le revenu ou l'état matrimonial des individus ; nous n'avons également pas d'information sur les aidants informels (nombre d'enfant, distance du lieu de vie des enfants au domicile du parent dépendant, etc.). Certaines variables non codées dans la base de données peuvent néanmoins être obtenues ou, du moins, estimées en utilisant les variables renseignées. Outre l'absence de ces variables pertinentes pour estimer l'élasticité au reste à charge de la consommation d'heures d'aide formelle, nous pouvons émettre des doutes sur l'exactitude du GIR codé. En mettant en œuvre une méthode de correction, nous mettons en cohérence le GIR de chaque individu avec le reste de la base de données.

### **Obtenir le revenu des individus et l'année de référence correspondante :**

La base de données brute contient le taux de participation des individus. On peut donc utiliser ce dernier pour obtenir le niveau de revenu ayant servi au calcul du taux de participation.

Compte tenu de la continuité par morceau du taux de participation, on peut en fait déterminer ce revenu uniquement pour les individus ayant un revenu compris entre 0,67 et 2,67 MTP. C'est la raison pour laquelle l'échantillon a été restreint aux individus avec un taux de participation strictement supérieur à 0 et strictement inférieur à 0,9. Théoriquement, comme nous l'avons dit dans la section 1.2, le revenu utilisé pour calculer le taux de participation de l'année en cours dépend du revenu fiscal mensuel de l'année précédente. Néanmoins, du fait de coûts administratifs importants, le revenu pris en compte dans le taux de participation n'est pas mis à jour chaque année mais uniquement de manière périodique, au maximum tous les deux ans selon la loi. Dans les faits, les conseils départementaux semblent prendre une certaine liberté sur ce point. En utilisant le taux de participation (contenu dans la base de données) et la formule théorique, on obtient donc le revenu ayant servi à calculer le taux de participation, appelé revenu de référence et noté  $R_i^{Référence}$ . L'enjeu est de savoir à quelle année renvoie le revenu mensuel obtenu.

$$R_i^{Référence} = \frac{c \times 200 \times MTP_{2014}}{90} + 0,67 \times MTP_{2014} \quad (3)$$

Pour déterminer cette année de référence, on utilise la date de prise en charge contenue dans la base de données. Cette date est modifiée selon un schéma identifiable : elle est modifiée automatiquement chaque premier janvier et chaque les premier avril. L'étude des fichiers de facturation montre que le changement automatique d'avril est accompagné d'une modification du taux de participation. Cette date est également celle où la MTP est modifiée par l'État. Outre ces deux dates, le taux de participation est modifié ponctuellement et cette modification ponctuelle est toujours accompagnée d'une modification du taux de participation. Ces modifications ponctuelles ne peuvent *a priori* pas être causées par une modification de la MTP puisque cette dernière est prise en compte par la modification automatique du mois d'avril et qu'elles ne varient pas par ailleurs. Or, le taux de participation ne peut varier qu'en fonction de deux choses : la MTP ou le revenu. On postule donc que ces modifications ponctuelles sont expliquées par une modification du revenu pris en compte dans le calcul du taux de participation. On détermine donc, pour chaque individu, la date à laquelle la dernière modification ponctuelle du taux de participation a eu lieu pour déterminer à quelle année correspond le revenu pris en compte dans le taux de participation. On fera l'hypothèse qu'un individu intégrant le SAAD durant un mois

donné vient d'entrer dans le système APA ou bien change de fournisseur d'heure d'aide formelle suite à une modification de son plan d'aide, celle-ci s'accompagnant d'une mise à jour de son taux de participation. On suit le processus itératif suivant :

1. On utilise le fichier de facturation d'octobre 2014. On détermine les individus pour lesquels la date de prise en charge est comprise entre le 1er avril (exclu) et le 31 octobre 2014 (inclus) ; le revenu utilisé pour calculer leur taux de participation en octobre 2014 est donc celui de 2013.
2. On utilise le fichier de facturation de mars 2014. On détermine les individus pour lesquels la date de prise en charge est comprise entre le 1er janvier exclu et le 31 mars 2014 inclus ; le revenu utilisé pour calculer leur taux de participation en octobre 2014 est donc celui de 2013.
3. On utilise le fichier de facturation de décembre 2013. On détermine les individus pour lesquels la date de prise en charge est comprise entre le 1er avril 2013 exclu et le 31 décembre 2013 inclus ; le revenu mensuel utilisé pour calculer leur taux de participation en octobre 2014 est donc celui de l'année 2012.
4. On procède ainsi jusqu'à ce que le revenu de référence soit déterminé pour tous les individus ;

### Corriger le GIR :

On vérifie si le GIR codé est cohérent par rapport aux informations contenues dans la base de données. On définit pour l'ensemble des individus la valeur totale, en euros courants, du plan d'aide (noté VPA) définie comme :

$$VPA = \bar{H}_{JO} \times 17,59 + \bar{H}_{DJF} \times 21,99 \quad (4)$$

On a par ailleurs vu qu'à chaque GIR correspond un montant maximal pour le plan d'aide et que ce montant dépend de la MTP en vigueur lors de la définition du plan d'aide de l'individu par les EMS. Il existe donc autant de seuil que de MTP. Pour chaque MTP, on détermine les plafonds correspondant puis on détermine le GIR minimal de l'agent qui correspond au montant de son plan d'aide, on a alors plusieurs possibilités pour une MTP donnée (on a en tout 5 MTP différentes) :

1. La valeur du plan d'aide est inférieure au seuil du GIR 4, on reporte un GIR 4 pour cette MTP ;
2. La valeur du plan d'aide est inférieure au seuil du GIR 3 mais supérieure au seuil du GIR 4, on reporte un GIR 3 pour cette MTP ;
3. La valeur du plan d'aide est inférieure au seuil du GIR 2 mais supérieure au seuil du GIR 3, on reporte un GIR 2 pour cette MTP ;
4. La valeur du plan d'aide est supérieure au seuil du GIR 2, on reporte GIR 1 pour cette MTP ;

Une fois que le GIR plafond est défini, on retient le minimum entre le GIR plafond et le GIR codé comme GIR estimé pour l'individu. Cette méthode conduit donc soit à considérer que le GIR codé est exact, soit qu'il sous-estime le niveau de dépendance ; dans ce cas, le GIR de l'individu est alors inférieur ou égal au GIR plafond (celui-ci étant inférieur au GIR codé).

Cependant, le GIR plafond de certains individus est sensible à la MTP retenue : il convient donc de spécifier la méthode permettant de choisir la MTP pertinente pour définir le GIR plafond. Parmi l'ensemble des individus, le choix de la MTP pertinente influencera le GIR plafond pour 75/1436 individus (les autres ayant un GIR plafond égal quelle que soit la MTP retenue). Pour ces individus, nous retenons la MTP en vigueur lors de la dernière mise à jour non automatique du taux de participation. Nous admettons donc implicitement qu'une modification

du taux de participation s'accompagne d'une mise à jour du plan d'aide et donc du plafond pertinent.

### 3.3.3 Statistiques descriptives

On peut diviser l'échantillon total (1436 individus) en plusieurs sous-échantillons ayant des intersections non-nulles : la première séparation est effectuée en fonction des hypothèses utilisées pour reconstruire le GIR des individus et la seconde est effectuée en fonction de la valeur du seuil de solvabilisation des heures d'aide formelle pour les dimanches et jours fériés et de leur consommation en HDJF.

La première division sépare l'échantillon initial en deux sous-échantillons ayant un effectif respectivement égal à 75 (individus pour lesquels le GIR estimé repose sur des hypothèses fortes) et 1361 individus. La seconde partition sépare les individus ayant un seuil de solvabilisation nul pour les heures d'aide formelle durant les DJF et ne consommant aucune heure d'aide formelle durant les DJF (1249 individus) de ceux ayant un seuil non nul pour les DJF ou un niveau de consommation non nul (187 individus). L'intersection des deux partitions contient 60 individus.

TABLE 1 – Tableau récapitulatif de la décomposition de l'échantillon total en sous-échantillon

Echantillon	ET	E1	E2	E3
Seuil HJO	Aucune cond.	Aucune cond.	Aucune cond.	Aucune cond.
Consommation HJO	Aucune cond.	Aucune cond.	Aucune cond.	Aucune cond.
Seuil DJF	Aucune cond.	Nul	Nul	Aucune cond.
Consommation HDJF	Aucune cond.	Nulle	Nulle	Aucune cond.
Hypothèses GIR	Oui	Non	Oui	Non

Si l'on représente l'échantillon initial par un cercle, la première division par le segment [CD] et la seconde par le segment [EF], on obtient la représentation ci-dessous. On notera ET l'échantillon initial total, E1 l'échantillon constitué des 1234 individus pour qui le GIR est estimé sans avoir recours à des hypothèses fortes *et* qui ont un niveau de consommation et un seuil de solvabilisation nul pour les HDJF, E2 celui constitué des individus qui ne consomment aucune HDJF et pour lesquels aucun seuil DJF n'est défini (1234+15) et E3 l'échantillon constitué des individus consommant des HDJF et ayant un seuil HDJF non nul et pour lesquels le GIR estimé ne repose pas sur des hypothèses strictes (1234+127).

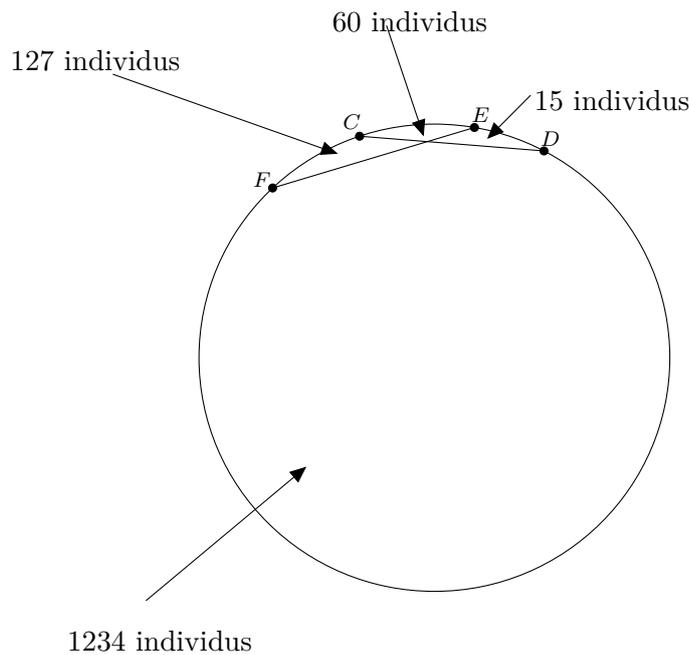


FIGURE 1 – Représentation graphique de la division de l'échantillon total

Les statistiques descriptives sont présentées dans l'annexe 7, page 38. On constate que les seules statistiques qui varient sensiblement d'une partition à l'autre sont celles concernant les GIR.

On peut voir en premier lieu que la répartition des individus entre les deux sexes est comprise entre celle de Boureau-Dubois et al. [2014] (74 % de femmes) et la répartition des bénéficiaires APA à l'échelle nationale (70 % de femmes selon Charpin and Tlili [2011] et 73 % de femmes selon Borderies and Trespeux [2012]). Le constat est le même pour l'âge moyen, ce dernier étant extrêmement proche de la moyenne nationale (84 ans selon Charpin and Tlili [2011]). Quel que soit l'échantillon retenu, la proportion des individus en GIR 4 est supérieure à cette même proportion dans les travaux de Boureau-Dubois et al. [2014] et Roquebert and Tenand [2017, forthcoming]. La comparaison avec l'échantillon utilisé par ces dernières est d'ailleurs bien plus pertinente puisqu'elles utilisent également un échantillon composé d'individus ayant un taux de participation strictement supérieur à zéro et strictement inférieur à 0,9. Ainsi, lorsqu'on prend leurs statistiques comme référence (colonne « R & T » dans les tableaux de l'annexe 4), on constate que les 3 autres GIR sont sous-représentés dans notre population, exception faite de la proportion de GIR 1 qui est légèrement supérieure (1,95 % contre 1,20 %). La population en fréquence est quant à elle sans commune mesure avec leur base de données puisque nous n'avons que 1024 GIR 4, 214 GIR 3, 96 GIR 2 et 28 GIR 1. La proportion des GIR 1 et 3 sont néanmoins relativement proches des proportions réelles au sein du département.

Comme dit auparavant, chaque individu a deux seuils de solvabilisation : un pour les heures d'aide formelle durant les jours ouvrables et un second pour les heures d'aide formelle durant les dimanches et jours fériés. Pour une majorité d'individus de l'échantillon total, ce seuil est égal à zéro (87,26 % de l'échantillon total a un seuil DJF nul), tout comme la consommation d'HDJF (87,81 % de l'échantillon total a une consommation DJF nulle) : le volume horaire moyen d'HDJF solvabilisées, non solvabilisées et consommées est donc très peu informatifs puisqu'ils sont mécaniquement tirés vers zéro. Si l'on conserve uniquement les individus ayant un seuil supérieur à zéro pour les HDJF ou n'ayant pas de seuil positif mais consommant tout de même des HDJF (échantillon E4), on peut comparer leurs caractéristiques à celles des individus

appartenant au sous-échantillon E2 (individus consommant uniquement des HJO, n'ayant aucun seuil HDJF défini et ayant un GIR estimé). Ainsi, on constate que les individus ayant un seuil HDJF non nul ou consommant des HDJF sont en moyenne plus âgés que les individus de notre échantillon consommant uniquement des HJO (84,3 contre 86,85); en particulier, on remarque que cette différence est en partie causée par une moyenne d'âge relativement plus élevée chez les hommes. On remarque également que les individus de l'échantillon E4 sont, en moyenne, plus dépendants que ceux de l'échantillon E2 (la part des GIR 4 n'est que de 18,18 % dans l'échantillon E4 contre 85 % pour E2). On peut également voir que les individus de l'échantillon E4 ont en moyenne un seuil de solvabilisation pour les HJO supérieur au seuil de solvabilisation moyen des individus de l'échantillon E2 (37,93 pour les individus d'E4 contre 19,94 pour les individus d'E1 et 17,24 pour ceux d'E2). L'ensemble de ces éléments suggère que l'existence d'une consommation en HDJF est attachée à un degré de dépendance, en moyenne, supérieure au degré de dépendance des consommateurs d'HJO. On constate, enfin, que les individus ayant un seuil HDJF non nul sont majoritairement des sous-consommateurs d'heures DJF (72 % des individus consommant des HDJF sous-consomment relativement à leur seuil de solvabilisation).

Comme nous l'avons déjà dit, notre base de données est la première, à notre connaissance, pour le cas français, à permettre d'observer les individus qui sur-consomment par rapport à leur plan d'aide et le niveau de cette surconsommation. Ce travail est donc le premier à pouvoir comparer les caractéristiques des individus en fonction de leur niveau de consommation JO relativement au seuil de solvabilisation. Sur les 1436 individus de notre échantillon, 352 sur-consomment, 463 consomment un niveau égal à leur seuil de solvabilisation et 621 sous-consomment. On peut voir que la part moyenne des femmes parmi les sur-consommateurs est supérieure de près de 7 points à la part des femmes parmi ceux qui consomment autant que leur seuil de solvabilisation et de près de 6 points à cette même part parmi les sous-consommateurs. On constate qu'il existe des sur-consommateurs dans tous les niveaux de dépendance mais que leur proportion croît avec ce dernier : 68 % des GIR 1 sur-consomment contre 39 % des GIR 2, 33,17 % pour les GIR 3 et 20,51 % pour les GIR 4. Si l'on se place à GIR donné et que l'on fait varier la distance algébrique du niveau de consommation au seuil de solvabilisation en fonction de l'âge des individus, on obtient le graphique 4. On voit clairement qu'il existe, au sein de chaque GIR et peu importe la classe d'âge, des sur-consommateurs. Le tableau 17 en annexe, page 17, nous permet de voir que la majorité des sur-consommateurs appartiennent aux catégories des âgés (à partir de 85 ans). Ainsi, 72 % des sur-consommateurs de GIR 1 ont plus de 85 ans, 73 % des sur-consommateurs du GIR 2 ont plus de 85 ans et respectivement 67,6 % et 55,3 % des sur-consommateurs des GIR 3 et 4 ont plus de 85 ans. La probabilité qu'un individu qui surconsomme soit âgé de plus de 85 ans est donc relativement importante et croissante du niveau de dépendance. En moyenne, un individu qui sur-consomme aura 85,57 ans contre 84 pour les autres profils de consommations. Cette différence est en partie dû à l'âge moyen des hommes sur-consommateurs qui est supérieure de près de 10 points à l'âge moyen des hommes consommant exactement un montant d'aide égal à leur seuil de solvabilisation et supérieur de 2 points à l'âge moyen des sous-consommateurs. On peut également voir que les individus qui sur-consomment ont aussi plus de chance d'être plus dépendants que ceux qui sous-consomment ou consomment un niveau égal au seuil. On constate également que le prix producteur moyen auquel font face les profils de consommation sont sensiblement les mêmes. Outre un âge moyen supérieur et un niveau de dépendance supérieur aux sous-consommateurs et aux individus au seuil, on voit qu'en moyenne les sur-consommateurs ont un seuil de solvabilisation supérieur au seuil des autres profils de consommation. L'ensemble de ces éléments sont sans doute liés et le dernier constat que nous venons de faire pourrait traduire une inadéquation du plan d'aide aux besoins réels des sur-consommateurs, cette inadéquation provenant soit de la limitation, en valeur, du plan d'aide associé au niveau de dépendance (celui-ci augmentant avec l'âge), soit d'une erreur d'appréciation de l'EMS. Cette possibilité est d'autant plus pertinente que le graphique 5 montre clairement que la différence entre niveau de consommation et seuil de solvabilisation

augmente (en valeur absolue) en fonction du niveau du seuil de solvabilisation.

Concernant la répartition de la population entre les différents prix, on remarque que près de 80 % de la population est répartie entre quatre prix. Ces quatre prix correspondent au prix en vigueur pour les clients, de la zone A et B, ayant signé leur contrat avant 2008 (20,66 €) ou entre 2008 et 2010 (21,38 €) et aux prix pour les clients, de la zone A, ayant signé leur contrat entre 2012 et septembre 2014 (20,95 € entre 2011 et 2013 et 21,15 € entre janvier et septembre 2014). Cette concentration s'explique par deux éléments : d'une part, les individus qui résident en milieu rural (zone A) sont majoritaires dans l'échantillon total (82,52%); d'autre part, les individus qui vivent dans les zone A et B ayant signé leur contrat avant 2010 ont le même menu de contrat. Cette concentration, que l'on retrouve également dans l'échantillon utilisé par Boureau-Dubois et al. [2014], autour de quelques prix est susceptible de fragiliser l'identification des coefficients associés à cette variables. Nous espérons que la précision que l'absence de censure à droite nous fera gagner nous permettra de contourner ce problème.

La dernière variable à étudier est la variable de ressource. Nous ne disposons pas du revenu courant de chaque consommateur mais uniquement du revenu qui précède la dernière mise à jour non automatique du taux de participation.

TABLE 2 – Répartition de l'échantillon entre les années de référence

Année de référence	Fréquence	Pourcentage
2010	85	5,92
2011	517	36
2012	336	23,4
2013	498	34,68
<b>Total</b>	1436	100

On peut voir que la répartition de l'échantillon est similaire entre l'année 2013 et 2011 et que la proportion de l'échantillon ayant comme année de référence 2012 est relativement élevée. La moyenne du revenu de l'année de référence est de 1270,89 €. Si l'on distingue en fonction de l'année de référence (on se reportera au tableau 2 ci dessous), la moyenne est de 1232,45 € pour l'année 2010, 1214,04 pour l'année 2011, 1296,3 pour l'année 2012 et 1319,32 pour l'année 2013.

## 4 Modéliser la demande d'aide formelle dans le dispositif APA : le cas du programme classique

L'entrée dans le dispositif APA induit, théoriquement, une modification de l'espace budgétaire de l'agent : la contrainte budgétaire passe d'une forme linéaire à une forme coudée concave (l'espace budgétaire est donc convexe). La modélisation économétrique du choix individuel face à une contrainte de ce type a fait l'objet de quelques travaux théoriques (Moffitt [1986] et Moffitt [1990], par exemple) qui permettent d'employer une approche structurelle pour étudier économétriquement les effets de l'APA. Dans notre cas, l'incomplétude de notre base de données nous contraint à adopter une approche semi-structurelle ayant comme avantage d'être parcimonieuse et facilement reproductible mais susceptible de « *faire violence aux données et d'imposer une structure incomplète ou inadaptée sur des données qui ne la contiennent pas*[, ou, du moins, par complètement]. » Timbeau and Heyer [2015]

### 4.1 Le modèle microéconomique avec agent rationnel et choix unipériodal

Soit un individu  $i$  ayant conscience de la spécificité de chaque mois en terme de nombre de jours ouvrables et ayant compris le fonctionnement du dispositif APA et plus précisément le

fait que le seuil de solvabilisation est un seuil mensuel non cumulable à travers le temps. On se restreint au cadre où l'individu ne demande que des heures JO : l'introduction des heures DJF comme une variable de choix pose un problème d'estimation du fait d'un trop petit nombre d'individus qui en consomment. Nous prendrons donc le volume d'HDJF consommé comme donné, nous le verrons plus tard.

On suppose deux types de bien : un bien composite, noté  $C$ , et le nombre d'heures d'aide formelle consommées durant les jours ouvrables, noté  $H$ . On suppose que le bien  $C$  est produit par une multitude d'entreprises homogènes, avec un coût marginal normé à 1, sur un marché en C.P.P. et que le bien  $H$  est produit par un producteur régulé par l'État. On notera  $q_{x,i}$  le prix unitaire du bien  $X$  auquel fait face le consommateur  $i$  et  $p_{x,i}$  le prix perçu par l'entreprise pour tout achat d'une unité de bien  $X$  par le consommateur  $i$ ; lorsque ces deux prix ne sont pas indicés par  $i$ , ils sont identiques pour tous les consommateurs. On suppose en outre le revenu mensuel courant de l'année  $t$  du consommateur  $i$ , noté  $R_{i,t}$ , exogène. Enfin, on notera  $U_i(C_i, H_i)$  la fonction d'utilité de l'individu  $i$ , supposée représenter des préférences convexes et de Classe  $\mathcal{C}^n((\mathbb{R}^+)^2, \mathbb{R}^+)$ ,  $n \geq 2$ , telle que :

$$\begin{cases} \frac{\partial U_i}{\partial C_i}(C_i, H_i) > 0 \text{ et } \frac{\partial^2 U_i}{\partial C_i^2}(C_i, H_i) < 0 \\ \frac{\partial U_i}{\partial H_i}(C_i, H_i) > 0 \text{ et } \frac{\partial^2 U_i}{\partial H_i^2}(C_i, H_i) < 0 \end{cases} \quad (5)$$

Supposons que l'État mette en place une politique de subvention forfaitaire du bien  $H$ , cette aide étant décroissante linéairement du revenu et uniquement valable pour la consommation inférieure ou égale à un seuil  $\bar{H}$  qui varie en fonction des individus. On suppose une absence d'intervention sur le bien  $C$ . Enfin, on admet que le producteur du bien  $H$  adopte le comportement de tarification suivant : une fois que l'individu s'adresse à ce producteur, le prix auquel il fait face est fixé définitivement et de manière exogène pour l'ensemble des périodes futures. Ainsi, un individu s'adressant au monopole depuis la période  $t-j$ ,  $j \in \mathbb{N}^+$  aura un prix différent, en période  $t$ , d'un autre individu s'adressant à ce monopole depuis la période  $t-k$ ,  $k \in \mathbb{N}^+$ ,  $k \neq j$ . Dans ce contexte, chaque individu fait face à un espace budgétaire convexe engendré par la contrainte coudeée suivante :

$$\begin{cases} R_{i,t} \geq p_c C_i + H_i \overbrace{(p_{h,i} - (1 - c(R_{i,t-1}))t)}^{q_{h,i}} \text{ si } H_i \leq \bar{H}_i \\ R_{i,t} \geq p_c C_i + (H_i - \bar{H}_i)p_{h,i} + \bar{H}_i q_{h,i} \text{ si } H_i > \bar{H}_i \end{cases} \quad (6)$$

Avec  $t$  la subvention forfaitaire maximale (correspondant au cas  $c(R_{i,t-1}) = 0$ ) et  $c(R_{i,t-1})$  le taux de participation de l'individu  $i$ . Ainsi, la contrainte budgétaire des individus varie en fonction de leur revenu (directement en donnant le montant maximal des dépenses et indirectement en modifiant le taux de participation), du prix du bien  $H$  auquel ils font face et, enfin, du prix du bien de consommation.

Lorsque les individus ont un niveau de consommation inférieur au seuil de solvabilisation, la contrainte budgétaire est donnée par l'expression par morceau suivante :

$$\begin{cases} R_{i,t} \leq p_c C_i + H_i(p_{h,i} - t) \text{ si } R_{i,t-1} \leq 0, 67 \times MTP \\ R_{i,t} \leq p_c C_i + H_i p_{h,i} - (1 - AR_{i,t-1} - B)t \text{ si } R_{i,t-1} \in ]0, 67 \times MTP; 2, 67 \times MTP[ \\ R_{i,t} \leq p_c C_i + H_i p_{h,i} - 0, 1t \text{ si } R_{i,t-1} \geq 2, 67 \times MTP \end{cases} \quad (7)$$

### Présentation du programme du consommateur :

A l'optimum, pour un taux de participation  $c$ , un revenu, des prix et une subvention donnés, les

contraintes seront saturées, on peut réécrire chacune des deux contraintes comme des égalités :

$$\begin{cases} C_i = -\frac{q_{h,i}}{p_c} H_i + \frac{R_{i,t}}{p_c} \\ C_i = -\frac{p_{h,i}}{p_c} H_i + \frac{R_{i,t} + \bar{H}_i(1-c)t}{p_c} \end{cases} \quad (8)$$

Si on note  $\tilde{R}_{i,t} = R_{i,t} + \bar{H}_i(1 - c(R_{i,t-1}))t$  le revenu qu'obtiendrait l'agent si l'État lui versait directement la subvention maximale totale à laquelle il aurait droit s'il consommait autant que le seuil  $\bar{H}$ ,  $\bar{H}_i(1 - c(R_{i,t-1}))t$ , ce revenu étant appelé par convention « revenu virtuel » mensuel courant de l'année t, on obtient alors graphiquement pour un agent  $i$  donné (en omettant les indices) :

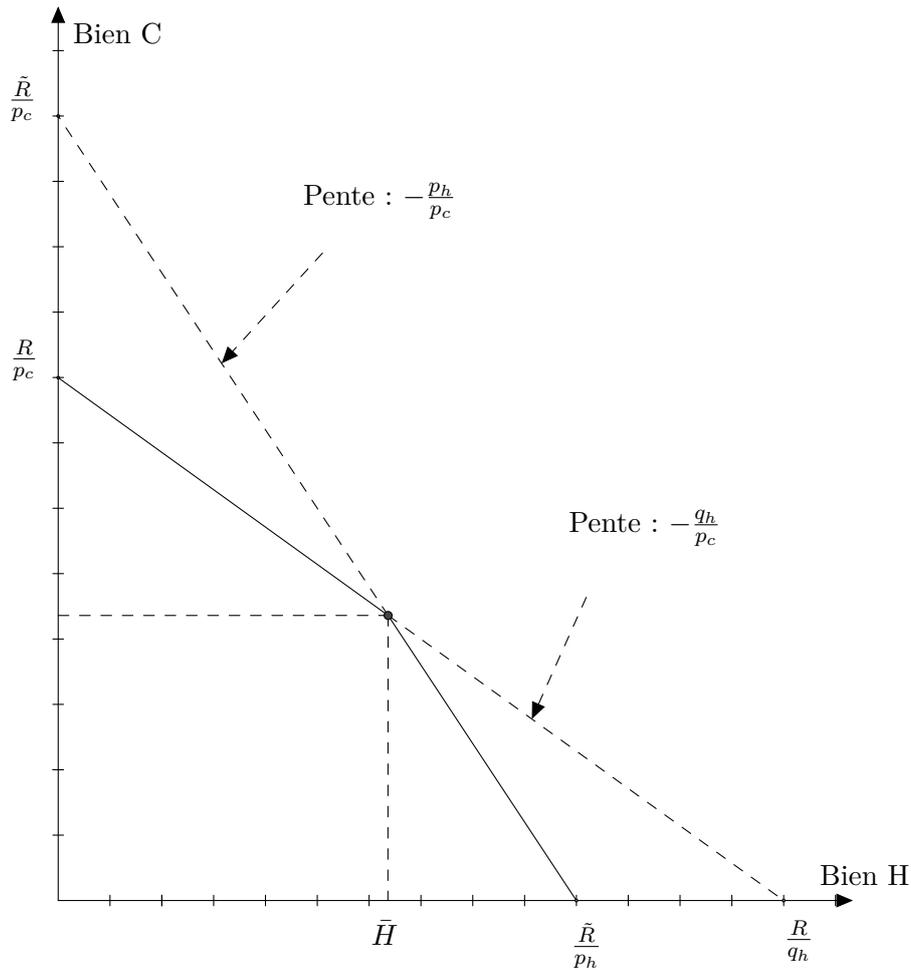


FIGURE 2 – Représentation graphique de l'espace budgétaire d'un consommateur dans le dispositif APA

L'espace budgétaire auquel fait réellement face l'agent étant ici défini par les droites à traits pleins.

## Résolution analytique

Supposons  $H_i \leq \bar{H}_i$ . Le programme du consommateur s'écrit alors :

$$\begin{cases} \max_{\{H_i, C_i\}} U_i(C_i, H_i) \\ \text{S.C. } \{R_{i,t} = p_c C_i + H_i q_{h,i}\} \end{cases} \quad (9)$$

En résolvant, on tire la fonction de demande Walrasienne pour le bien  $H$  lorsque la consommation est inférieure au seuil de solvabilisation :

$$H_i = f_i(q_{h,i}, p_c, R_{i,t})$$

Supposons à présent  $H_i > \bar{H}_i$ . Le programme du consommateur s'écrit alors :

$$\begin{cases} \max_{\{H_i, C_i\}} U_i(C_i, H_i) \\ \text{S.C. } \{R_{i,t} = p_c C_i + (H_i - \bar{H}_i) p_{h,i} + \bar{H}_i q_{h,i}\} \end{cases} \quad (10)$$

On obtient la fonction de demande Walrasienne pour le bien  $H$  à droite du coude :

$$H_i = f_i(p_c, \tilde{R}_{i,t}, p_{h,i})$$

On a donc deux programmes, chacun étant susceptible de donner un niveau de demande inférieur, égal ou supérieur au seuil de solvabilisation. Sous contrainte que l'axiomatique standard de la théorie du consommateur soit vérifiée, la solution du problème du consommateur est donnée par le programme suivant (Moffitt [1986]) :

$$\begin{cases} H_i = f_i(q_{h,i}, p_c, R_{i,t}) \text{ si } f_i(q_{h,i}, p_c, R_{i,t}) < \bar{H}_i \\ H_i = \bar{H}_i \text{ si } f_i(p_{h,i}, p_c, \tilde{R}_{i,t}) \leq \bar{H}_i \leq f_i(q_{h,i}, p_c, R_{i,t}) \\ H_i = f_i(p_{h,i}, p_c, \tilde{R}_{i,t}) \text{ si } f_i(p_{h,i}, p_c, \tilde{R}_{i,t}) > \bar{H}_i \end{cases} \quad (11)$$

On suppose que la fonction de demande de chaque individu peut se décomposer en deux termes additif : l'un, commun à tous les individus, captant l'effet des variables budgétaires sur la consommation (noté  $f(u_0, s_0, l_0)$ ) et l'autre, particulier à chaque individu, captant l'hétérogénéité des préférences (noté  $\alpha_i$ ). La valeur de ce termes étant assignée aux individus de manière aléatoire suivant une loi Normale de moyenne et de variance non nulle.

$$f_i(u_0, s_0, l_0) = f(u_0, s_0, l_0) + \alpha_i, \quad \alpha_i | X_i \sim \mathcal{N}(\bar{\alpha}_i, \sigma_\alpha^2) \quad (12)$$

Avec  $X_i$  l'ensemble des caractéristiques observables de l'individu  $i$ .

## Des fonctions de demande structurelles au fonction de demande empiriques

Comme on raisonne à prix du bien composite donné et identique pour tous les consommateurs et qu'à l'équilibre le prix est égal au coût marginal, supposé égal à 1, il suit  $p_c = 1$  ; le prix du bien de consommation peut donc être considéré comme une constante et être intégré dans la forme fonctionnelle des fonctions de demande<sup>4</sup>. On en tire  $f(u_0, s_0, l_0) = F(u_0, s_0)$ . On peut donc réécrire le système de décision comme :

$$\begin{cases} H_i = F_i(q_{h,i}, R_{i,t}) \text{ si } F_i(q_{h,i}, R_{i,t}) < \bar{H}_i \\ H_i = \bar{H}_i \text{ si } F_i(p_{h,i}, \tilde{R}_{i,t}) \leq \bar{H}_i \leq F_i(q_{h,i}, p_c, R_{i,t}) \\ H_i = F_i(p_{h,i}, \tilde{R}_{i,t}) \text{ si } F_i(p_{h,i}, \tilde{R}_{i,t}) > \bar{H}_i \end{cases} \quad (13)$$

4. De manière équivalente, on pourrait dire que l'on se place dans un cadre d'équilibre partiel et non général, en prenant tous les autres prix autres que ceux des heures d'aide formelle comme donnés.

Notre modèle comporte deux dimensions lorsqu'on se place du point de vue des consommateurs : une dimension « within » et une dimension « between ». La première renvoie au choix de localisation des individus : compte tenu de ses préférences et de ses variables budgétaires, l'individu choisit son niveau de consommation optimal, situé sur la contrainte budgétaire. La seconde renvoie à la différence de consommation observée entre individu situé sur un même segment. Comme dans la dimension within on étudie un seul et même individu, le choix du segment s'explique uniquement par les préférences individuelles et par les variables de budget. De même, à segment donné, les différences en terme de consommation s'expliquent par des variables budgétaires différentes et une hétérogénéité des préférences. Cependant, compte tenu de notre hypothèse de linéarité, on peut dire que si tous les individus avaient les mêmes préférences (*i.e.*  $\alpha_i = 0, \forall i \in I$ ) alors pour un même niveau de prix de l'heure d'aide, de revenu et de seuil  $\bar{H}$ , la consommation serait la même pour tous.

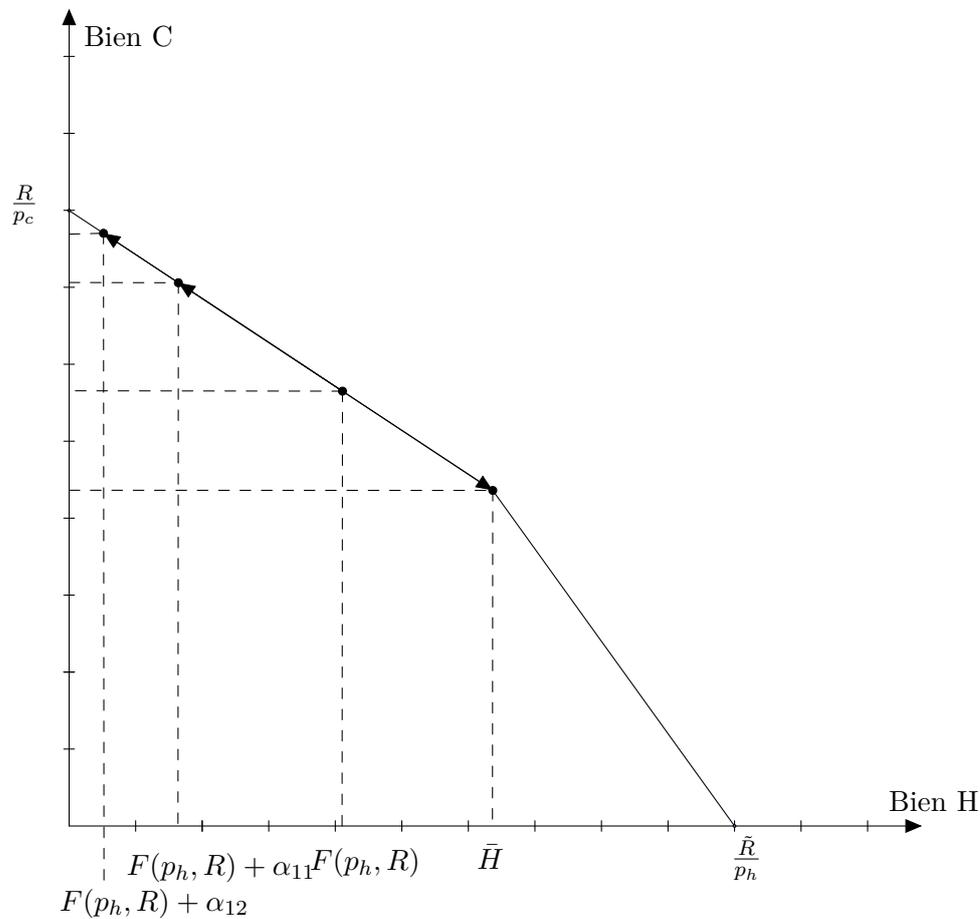


FIGURE 3 – Représentation de l'hétérogénéité des solutions avec fonctions de demande additivement séparable, solution optimale sur le premier segment et variables budgétaires identiques

## 4.2 Du modèle théorique au Processus Générateur de Données

On utilise le développement limité à l'ordre 1 pour linéariser le terme déterministe de la fonction de demande structurelle. On a :

$$F(u_0, s_0) = F(a_0, b_0) + \frac{\partial F}{\partial u_0}(a_0, b_0)(u_0 - a_0) + \frac{\partial F}{\partial s_0}(a_0, b_0)(s_0 - b_0) \quad (14)$$

Avec  $u_0 = q_{h,i}$  et  $s_0 = R_{i,t}$  ou  $u_0 = p_{h,i}$  et  $s_0 = \tilde{R}_{i,t}$  en fonction de la contrainte budgétaire considérée. Le modèle empirique correspondant à ce développement limité est donné par :

$$\begin{aligned} F_i(u_0, s_0) &= \psi_0 + \psi_1(u_0 - a_0) + \psi_2(s_0 - b_0) + \alpha_i \\ &= \delta_0 + \psi_1 u_0 + \psi_2 s_0 + \alpha_i \end{aligned}$$

avec  $\delta_0 = \psi_0 - a_0\psi_1 - b_0\psi_2$

Soit  $\mu$  le taux de croissance entre  $R_{i,t}$  et  $R_{i,t-1}$ . Par définition  $R_{i,t} = (1 + \mu)R_{i,t-1}$ . Considérons la contrainte budgétaire avec prix subventionné et revenu disponible courant. On a alors :

$$\begin{aligned} F(q_{h,i}, R_{i,t}) &= \delta_0 + \psi_1 q_{h,i} + \psi_2 R_{i,t} \\ &= (\delta_0 + \psi_1 t(B - 1)) + \psi_1 p_{h,i} + (\psi_1 A t + \psi_2(1 + \mu))R_{i,t-1} \\ &= \beta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \beta_2 R_{i,t-1} = g(p_{h,i}, R_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (15)$$

Le développement complet est disponible page 45 (équation 39).

Lorsqu'on considère le couple budgétaire  $(p_{h,i}, \tilde{R}_{i,t})$ , on a :

$$\begin{aligned} F(p_{h,i}, \tilde{R}_{i,t}) &= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \psi_2 \tilde{R}_{i,t} \\ &= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \psi_2(1 + \mu)R_{i,t-1} + \psi_2 t(1 - B)\bar{H}_i - \psi_2 A t R_{i,t-1} \bar{H}_i \\ &= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \gamma_2 R_{i,t-1} + \gamma_3 \bar{H}_i + \gamma_4 \bar{H}_i R_{i,t-1} = d(p_{h,i}, R_{i,t-1}, \bar{H}_i) \end{aligned} \quad (16)$$

Le développement complet est également disponible 45 (équation 40). Ici,  $t-1=2013$ .

Notons par ailleurs que nous avons écrit la partie déterministe du PGD pour le cas d'un taux de participation croissant du revenu de l'année fiscale qui précède. Lorsque ce n'est pas le cas, c'est-à-dire lorsque  $c = 0$  ou  $c = 0,9$ , il suffit de prendre les deux équations finales ci-dessus et de poser  $A = 0$  et  $B = c$ .

La réécriture de la partie déterministe linéarisée est nécessaire du point de vue de l'identification économétrique. En effet, la forte corrélation qui existe entre  $q_{h,i}$  et  $R_{i,t}$ , par l'intermédiaire du taux de participation, fragilise l'identification de l'effet marginal de la variable de prix. La réécriture de la fonction structurelle en fonction du prix producteur à gauche et du revenu courant mensuel à droite, permet de contourner ce problème et d'obtenir des estimations fiables, les différences, entre les individus, du prix producteur auquel font les individus permettant une identification précise, sous réserve que l'agglomération des individus autour de quelques valeurs de prix producteur n'ait pas un effet contraire trop important.

## 4.3 Réécriture du PGD pour tenir compte du revenu de référence

Deux problèmes viennent limiter la pertinence de la forme précédente du PGD. D'une part, le revenu de l'année fiscale précédente (2013) des individus ayant un taux de participation nul ou égal à 0,9 n'est ni connu, ni estimable (c'est la raison pour laquelle ces individus ont été exclus de l'échantillon). D'autre part, le revenu estimé pour les individus ayant un taux de participation strictement compris entre 0 et 0,9 n'est pas le revenu fiscal de l'année 2013 mais celui d'une année antérieure correspondant à l'année fiscale précédente la dernière mise à jour non automatique du taux de participation. Nous réécrivons le PGD pour tenir compte de ces deux éléments.

Par définition, on a :

$$\begin{cases} R_{2013} = R_{2012}(1 + r_{2012}) \\ R_{2013} = R_{2011}(1 + r_{2011}) \\ R_{2013} = R_{2010}(1 + r_{2010}) \end{cases} \quad (17)$$

On en tire, en notant  $R_j$  le revenu de l'année de référence ( $j \in \{2010, 2011, 2012, 2013\}$ ) et  $r_j$  le taux de croissance du revenu entre le revenu de 2013 et le revenu de l'année de référence. Les PGD deviennent donc, respectivement en considérant les arguments budgétaires du premier et second programme :

$$\begin{aligned} g(p_{h,i}, R_{i,t-1}) &= \beta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \beta_2(1 + r_j)R_{i,j} \\ &= \beta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \beta_2 R_{i,j} + \beta_2 r_j R_{i,j} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} d(p_{h,i}, R_{i,t-1}, \bar{H}_i) &= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \gamma_2(1 + r_j)R_{i,j} + \gamma_3 \bar{H}_i + \gamma_4 \bar{H}_i(1 + r_j)R_{i,j} \\ &= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \gamma_2 R_{i,j} + \gamma_3 \bar{H}_i + \gamma_4 \bar{H}_i R_{i,j} + \gamma_2 r_j R_{i,j} + \gamma_4 r_j \bar{H}_i R_{i,j} \end{aligned}$$

Comme on a 4 années de référence et que le taux de croissance est nul lorsque l'année de référence est 2013, on peut utiliser des indicatrices pour capter les effets marginaux différents en fonction de l'année de référence.

$$\begin{cases} g(p_{h,i}, R_{i,t-1}) = \beta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \beta_2 R_{i,j} + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_{\text{Année de référence}=j} (\beta_2 r_j R_{i,j}) \\ d(p_{h,i}, R_{i,t-1}, \bar{H}_i) = \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \gamma_2 R_{i,j} + \gamma_3 \bar{H}_i + \gamma_4 \bar{H}_i R_{i,j} + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_{\text{Année de référence}=j} (\gamma_2 r_j R_{i,j} + \gamma_4 r_j \bar{H}_i R_{i,j}) \end{cases} \quad (18)$$

On notera dans la suite  $y_{1i}^*$  la consommation d'heures d'aide formelle lorsque l'individu  $i$  fait face au couple budgétaire  $(q_{h,i}, R_{i,t})$  et  $y_{2i}^*$  le niveau de consommation d'heures d'aide formelle lorsque l'individu  $i$  fait face au couple budgétaire  $(p_{h,i}, \tilde{R}_{i,t})$  (qui correspondent respectivement aux variables aléatoires  $F_i(q_{h,i}, R_{i,t})$  et  $F_i(p_{h,i}, \tilde{R}_{i,t})$ ). Si l'on suppose, en outre, que l'espérance de préférence d'un individu, conditionnellement à ses caractéristiques démographiques, peut s'exprimer comme une combinaison linéaire de ces mêmes caractéristiques et que l'effet de ces caractéristiques est homogène dans la population, alors, en notant  $z$  le vecteur colonne de taille  $(K_z, 1)$  contenant ces variables, on a :

$$\bar{\alpha}_i = z_i' \Lambda \quad (19)$$

On peut alors écrire les équations de chacune de ces deux variables comme :

$$\begin{aligned} y_{1i}^* &= \beta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \beta_2 R_{i,j} + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j \tau_{1j} R_{i,j} + \alpha_i \\ &= x_i' B + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j \tau_{1j} R_{i,j} + z_i' \Lambda + \eta_i \end{aligned} \quad (20)$$

Avec :  $x_i' = (1 \quad p_{h,i} \quad R_{i,j})$  et  $B = (\beta_0 \quad \psi_1 \quad \beta_2)$

$$\begin{aligned} y_{2i}^* &= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \gamma_2 R_{i,j} + \gamma_3 \bar{H}_i + \gamma_4 \bar{H}_i R_{i,j} + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j (\pi_{1j} R_{i,j} + \pi_{2j} R_{i,j} \bar{H}_i) + \alpha_i \\ &= v_i' \Gamma + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j (\pi_{1j} R_{i,j} + \pi_{2j} R_{i,j} \bar{H}_i) + z_i' \Lambda + \eta_i \end{aligned} \quad (21)$$

Avec :  $v'_i = (1 \quad p_{h,i} \quad R_{i,j} \quad \bar{H}_i \quad R_{i,j}\bar{H}_i)$  et  $\Gamma = (\delta_0 \quad \psi_1 \quad \gamma_2 \quad \gamma_3 \quad \gamma_4)$

Avec, par propriété de la loi normale,  $\eta_i | X_i = (\alpha_i - \bar{\alpha}_i) | X_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\alpha^2) = \mathcal{N}(0, \sigma_\eta^2)$ .

#### 4.4 Le modèle économétrique associé au PGD

Comme  $y_{1i}^*$  est observée uniquement si l'individu sous-consomme et  $y_{2i}^*$  uniquement si l'individu sur-consomme, on est fondamentalement face à deux variables censurées : l'une à droite ( $y_{1i}^*$ ) et l'autre à gauche ( $y_{2i}^*$ ). Notons  $y_i$  le niveau de consommation observé pour l'individu  $i$ , ce niveau étant, par hypothèse, le niveau de consommation optimal (il n'y a pas d'erreur d'observation). Compte tenu du modèle théorique que nous avons présenté auparavant, on sait que  $y_i$  est tel que :

$$y_i = \begin{cases} y_{1i}^* = x'_i B + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j \tau_{1j} R_{i,j} + z'_i \Lambda + \eta_i & \text{si } y_{1i}^* < \bar{H}_i \\ \bar{H}_i & \text{si } y_{1i}^* \geq \bar{H}_i \text{ et } y_{2i}^* \leq \bar{H}_i \\ y_{2i}^* = v'_i \Gamma + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j (\pi_{1j} R_{i,j} + \pi_{2j} R_{i,j} \bar{H}_i) + z'_i \Lambda + \eta_i & \text{si } y_{2i}^* > \bar{H}_i \end{cases} \quad (22)$$

Le modèle complet, en prenant en compte les variables de contrôle, contient 13 coefficients à estimer. Compte tenu de la censure de nos deux variables latentes, l'utilisation d'une estimation par Moindre Carrés donnerait des coefficients biaisés et qui ne convergent pas (Moffitt [1986]). La solution retenue consiste à estimer le modèle par la méthode du maximum de vraisemblance en utilisant le modèle théorique que nous avons présenté. Comme par hypothèse  $y_i$  est la consommation optimale en bien  $H$  (c'est-à-dire le niveau de consommation qui maximise l'utilité de l'agent sous contrainte budgétaire), on peut associer l'individu considéré au segment de la contrainte budgétaire sur lequel se trouve son optimum.

Si l'on observe  $y_i = y_{1i}^* < \bar{H}_i$ , alors, d'après le modèle théorique on a :

$$\Pr \left( \eta_i = y_i - x'_i B - \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j \tau_{1j} R_{i,j} - z'_i \Lambda, \eta_i < \bar{H}_i - x'_i B - \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j \tau_{1j} R_{i,j} - z'_i \Lambda | y_{1i}^* < \bar{H}_i \right) = 1 \quad (23)$$

Si l'on observe  $y_i = y_{2i}^* > \bar{H}_i$ , alors, d'après le modèle théorique on a :

$$\Pr \left( y_{1i}^* > v'_i \Gamma - \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j (\pi_{1j} R_{i,j} + \pi_{2j} R_{i,j} \bar{H}_i) + z'_i \Lambda, \eta_i > \bar{H}_i - v'_i \Gamma - \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j (\pi_{1j} R_{i,j} + \pi_{2j} R_{i,j} \bar{H}_i) - z'_i \Lambda | y_{2i}^* > \bar{H}_i \right) = 1 \quad (24)$$

La vraisemblance de l'échantillon s'écrit alors, en notant respectivement  $\phi$  et  $\Phi$  la densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée-réduite :

$$\ln L(\sigma_\eta, \psi_0, \psi_1, \psi_2, \Lambda | y_i, i \in I) = \sum_{i: y_i < \bar{H}_i} \ln(S_{1i}) + \sum_{i: y_i > \bar{H}_i} \ln(S_{2i}) + \sum_{i: y_i = \bar{H}_i} \ln(S_{3i})$$

avec :

$$S_{1i} = \frac{1}{\sigma_\eta} \phi \left( \frac{y_i - x'_i B - \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j \tau_{1j} R_{i,j} - z'_i \Lambda}{\sigma_\eta} \right) = \Pr(y_i = y_{1i}^*) \quad (25)$$

$$S_{2i} = \frac{1}{\sigma_\eta} \phi \left( \frac{y_i - v'_i \Gamma - \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j (\pi_{1j} R_{i,j} + \pi_{2j} R_{i,j} \bar{H}_i) + z'_i \Lambda}{\sigma_\eta} \right) = \Pr(y_i = y_{2i}^*) \quad (26)$$

$$\begin{aligned}
S_{3i} &= \Pr \left( x'_i B + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j \tau_{1j} R_{i,j} + z'_i \Lambda + \eta_i > \bar{H}_i, v'_i \Gamma + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j (\pi_{1j} R_{i,j} + \pi_{2j} R_{i,j} \bar{H}_i) + z'_i \Lambda + \eta_i < \bar{H}_i \right) \\
&= \Phi \left( \frac{\bar{H}_i - \left( v'_i \Gamma + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j (\pi_{1j} R_{i,j} + \pi_{2j} R_{i,j} \bar{H}_i) + z'_i \Lambda \right)}{\sigma_\eta} \right) - \Phi \left( \frac{\bar{H}_i - x'_i B + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j \tau_{1j} R_{i,j} + z'_i \Lambda}{\sigma_\eta} \right)
\end{aligned} \tag{27}$$

#### 4.5 Forme analytique de l'élasticité au reste à charge et hypothèse sur l'effet marginal du reste à charge

Comme nous l'avons déjà dit, nous cherchons à estimer l'élasticité de la consommation d'heures d'aide formelle au reste à charge. Mathématiquement, en notant  $(x_0, y_0)$  le couple budgétaire attaché à l'individu considéré, l'élasticité de la demande à la variable  $u_0$  s'écrit :

$$\varepsilon_{F_i/u_0}(x_0, y_0) = \frac{\partial F}{\partial u_0}(x_0, y_0) \times \frac{x_0}{F_i(x_0, y_0)} \tag{28}$$

La forme forfaitaire du dispositif APA de notre département induit par ailleurs un effet marginal de la consommation d'heures d'aide formelle au prix producteur (*i.e.* non solvabilisé) égal à gauche et à droite du coude . On a donc l'égalité suivante entre l'élasticité au RAC évaluée au prix solvabilisée et l'élasticité au RAC évalué au prix producteur :

$$\varepsilon_{F/u_0}(q_{h,i}, R_{i,t}) = \varepsilon_{F/u_0}(p_{h,i}, \tilde{R}_{i,t}) \times \frac{F(p_{h,i}, \tilde{R}_{i,t})}{p_{h,i}} \times \frac{q_{h,i}}{F(q_{h,i}, R_{i,t})} \tag{29}$$

Le problème principal, à cette étape, est l'impossibilité d'estimer l'effet marginal de  $u$  sur  $F(\cdot)$  au point correspondant au couple budgétaire de chaque individu. Pour contourner ce problème, on estimera cette élasticité en évaluant l'effet marginal au point médian de la distribution de chaque variable budgétaire mais en retenant la consommation de l'individu correspondant aux variables budgétaires auxquelles il fait réellement face. Analytiquement, nous retenons donc comme *proxy* de l'élasticité de la consommation d'aide formelle au reste à charge l'équation suivante :

$$\varepsilon_{F/u_0} = \frac{\partial F}{\partial u_0}(a_0, b_0) \times \frac{x_0}{F(x_0, y_0)} \tag{30}$$

avec  $\frac{\partial F}{\partial u_0}(a_0, b_0) = \psi_1$ . Implicitement, cela revient à faire l'hypothèse que l'effet marginal du prix est le même quel que soit le couple budgétaire considéré. Notons enfin que compte tenu de la forme de l'élasticité et *a fortiori* de la forme de notre *proxy*, nous aurons autant d'élasticité que de couples budgétaires et donc d'individus. Nous commenterons ainsi non pas une valeur, comme dans la littérature antérieure, mais une distribution de valeurs.

#### Les variables de contrôle :

Empiriquement, le vecteur  $z_i$  permet de capter l'effet des variables démographiques sur le niveau de consommation. Ce vecteur est entièrement composé de variables qualitatives. La constante  $\psi_0$  s'interprète alors comme le niveau de consommation, au point  $(a_0, b_0)$ , de la catégorie de la population de référence. Nous considérons les variables de contrôle suivantes :

- Le niveau de GIR (la catégorie GIR 4 étant la référence), qui permet de contrôler pour le niveau de dépendance de l'individu ;
- La zone d'habitation (la situation de référence étant celle où l'individu vit dans une agglomération) ;

- Le sexe (la situation de référence étant celle où l'individu est un homme) ;
- L'âge. Nous considérons plusieurs catégories d'âge, comme le font les études antérieures : 65 - 79 ans, 80 - 84 ans, 85 - 89 ans et 90 ans et plus. Nous retenons la catégories 65 - 79 ans comme référence ;
- Nous introduisons également, comme le font Roquebert and Tenand [2017, forthcoming] une indicatrice pour les individus qui consomment des HDJ. Cela revient à faire l'hypothèse que les choix de consommation HJO et HDJ ne sont pas fait de manière simultanés. Bien que très contestable, cette hypothèse est nécessaire car les individus consommant des HDJ sont trop peu nombreux pour estimer le modèle à équations simultanées qui correspondrait au modèle structurel adéquat.

#### 4.6 Introduction d'un taux de croissance exogène pour le revenu disponible

L'utilisation d'indicatrice pour estimer des taux de croissance est empiriquement problématique puisqu'elles sont susceptibles de capter plus que le seul taux de croissance<sup>5</sup>. Afin de contourner ce problème, nous supposons que le revenu annuel courant évolue au même rythme que l'inflation. Cette hypothèse n'est *a priori* pas absurde puisqu'une majorité des personnes âgées dépendantes sont retraités et que l'évolution de ces dernières suit peu ou prou l'inflation. Il suit ainsi :

$$\begin{cases} R_{i,2014} = R_{i,2013}(1 + \pi_{2013}) \\ R_{i,2013} = R_{i,2012}(1 + \pi_{2012}) \\ R_{i,2012} = R_{i,2011}(1 + \pi_{2011}) \\ R_{i,2011} = R_{i,2010}(1 + \pi_{2010}) \end{cases} \quad (31)$$

avec :  $\pi_{2013} = 0,009$ ,  $\pi_{2012} = 0,02$ ,  $\pi_{2011} = 0,021$  et  $\pi_{2010} = 0,015$  On obtient donc immédiatement  $\mu = 0,09 = \pi_{2013}$ . Il suit ensuite :

$$\begin{cases} R_{i,2013} = R_{i,2012}(1 + \pi_{2012}) = R_{i,2012}(1 + r_{2012}) \\ R_{i,2013} = R_{i,2011}(1 + \pi_{2011})(1 + \pi_{2012}) = R_{i,2012}(1 + r_{2012}) \\ R_{i,2013} = R_{i,2010}(1 + \pi_{2010})(1 + \pi_{2011})(1 + \pi_{2012}) = R_{i,2012}(1 + r_{2012}) \end{cases} \quad (32)$$

On obtient donc :

$$\begin{cases} r_{2012} = \pi_{2012} = 0,02 \\ r_{2011} = \pi_{2011} + \pi_{2012} + \pi_{2011}\pi_{2012} = 0,04142 \\ r_{2010} = \pi_{2010}\pi_{2011}\pi_{2012} + \pi_{2010}\pi_{2011} + \pi_{2011}\pi_{2012} + \pi_{2010}\pi_{2012} + \pi_{2010} + \pi_{2011} + \pi_{2012} = 0,0570413 \end{cases} \quad (33)$$

Ainsi, les coefficients sont estimés en résolvant ce programme :

---

5. Cette hypothèse est par ailleurs vérifiée : lorsque l'on fait la régression avec les indicatrice, on arrive à des résultats aberrants concernant le taux de croissance entre 2013 et 2014 (taux de croissance de -60 %).

$$\left\{ \begin{array}{l} \max_{\{\psi_0, \psi_1, \psi_2, \Lambda, \sigma_\eta\}} \ln L(\beta_i, i \in \{0, 2\}; \gamma_i, i \in \{2, 3, 4\}; \pi_{1,j}, \pi_{2,j}, \tau_{i,j}, j \in E; \Lambda, \sigma_\eta, \mu, r_{2010}, r_{2011}, r_{2012} | y_i, i \in I) \\ \text{S.C.} \left\{ \begin{array}{l} \beta_0 = \psi_0 - a_0\psi_1 - b_0\psi_0 + \psi_1 t(B - 1) = \delta_0 - \psi_1 17,59 \times 1,3015 = \delta_0 - \psi_1 \times 22,893385 \\ \beta_2 = \psi_1 At + \psi_2(1 + \mu) = \psi_1 \times \frac{0,9}{2206,16} \times 17,59 + \gamma_2 \\ \gamma_2 = \psi_2(1 + \mu) \\ \gamma_3 = \psi_2 t(1 - B) = \psi_2 \times 17,59 \times 1,3015 = \psi_2 \times 22,893385 \\ \gamma_4 = -\psi_2 At = -\psi_2 \times \frac{0,9}{2206,16} \times 17,59 \\ \tau_{1,j} = \beta_2 r_j, \forall j \in E \\ \pi_{1,j} = \gamma_2 r_j, \forall j \in E \\ \pi_{2,j} = \gamma_4 r_j, \forall j \in E \\ \mu = 0,009 \\ r_{2012} = 0,02 \\ r_{2011} = 0,04142 \\ r_{2010} = 0,0570413 \end{array} \right. \end{array} \right. \quad (34)$$

## 5 Résultats

La log-vraisemblance contrainte est maximisée numériquement grâce à la méthode de descente de gradient (algorithme de Newton-Raphson). Les résultats sont donnés dans le tableau 19, page 46, et le graphique 13, page 54, illustre le processus d'optimisation du programme 34.

Toutes les variables de contrôle sont significatives à 10 % voire moins et donnent des résultats cohérents avec les conclusions de la littérature antérieure. Ainsi, plus un individu est dépendant et plus, toutes choses égales par ailleurs, sa consommation d'heures d'aide formelle est importante. Ce résultat est également valable pour l'âge : plus l'individu est vieux, *ceteris paribus*, et plus son niveau de consommation est important. Concernant le sexe, les hommes ont tendance à avoir une consommation d'heures d'aide formelle plus forte que les femmes. Par ailleurs, on remarque que les individus qui habitent dans une agglomération consomment plus d'heures d'aide formelle que les autres individus. On peut proposer deux explications à ce constat. D'une part, le fait d'habiter en ville permet de faciliter le quotidien ce qui libère du temps supplémentaire pour réaliser des tâches domestiques et diminue le recours à l'aide extérieure, de même, la possibilité pour le bénéficiaire de l'APA de substituer des repas préparés à l'extérieur aux heures d'aide dédiées à la cuisine sont susceptibles d'induire une diminution de la consommation d'heures d'aide formelle. D'autre part, le fait d'habiter en ville pourrait augmenter la propension des aidants informels à se déplacer au domicile du dépendant. En effets, ces aidants étant le plus souvent des actifs, ils ont donc plus tendance à habiter au sein de ou proche de bassins d'emplois, ceux-ci étant situés près des agglomérations. Enfin, toutes choses égales par ailleurs, les individus qui consomment des HDJF consomment un peu plus de 75 heures d'aide JO en plus. Cette observation plaide en faveur d'une certaine complémentarité de ces deux types d'aide, ce qui est relativement intuitifs.

Concernant notre principal paramètre d'intérêt,  $\psi_1$ , on obtient le signe attendu étant donnée la littérature antérieure. Ainsi, une augmentation de 1 € du prix des heures JO induit une diminution de la consommation d'HJO de 1,21 heures. On remarquera également la précision de cette estimation, bien meilleure que celle obtenue par les travaux antérieurs, comme nous nous y attendions compte tenu de l'absence de censure sur notre variable d'intérêt. Comme le montre le tableau 3 ci-dessous, pour la population totale, on obtient une élasticité moyenne extrêmement proche de -1, l'intervalle de confiance à 5 % ne permettant pas, par ailleurs, de

rejeter l'hypothèse d'égalité de l'espérance de la distribution à -1<sup>6</sup>.

TABLE 3 – Moyenne de la distribution de l'élasticité estimée en fonction du segment budgétaire pertinent

<b>Position par rapport au kink</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Ecart type</b>	<b>IC à 5%</b>	<b>Effectif</b>
<b>A gauche du kink</b>	-1,013	0,046	[-1,103 ; -0,922]	621
<b>A droite du kink</b>	-1,326	0,052	[-1,429 ; -1,224]	352
<b>Au kink</b>	-0,694	0,024	[-0,743 ; -0,646]	463
<b>Population totale</b>	-0,987	0,026	[-1,037 ; -0,94]	1436

Si l'on décompose la population totale en sous-population en fonction du segment budgétaire sur lequel l'individu se trouve, on remarque que les individus situés au coude ont, en moyenne, une élasticité de consommation des HJO au RAC bien plus faible que les deux autres sous-populations. L'écart est néanmoins moindre avec les individus à gauche du coude. On constate également qu'il est possible de conclure à une absence d'égalité entre espérance de la répartition des individus à gauche et espérance de la répartition des individus à droite du coude, au seuil 5 %. Cette conclusion est également cohérente avec ce qui pourrait être attendu, sous hypothèse que le seuil fixé par les EMS répond aux besoins réels des individus. Les distributions sont présentées graphiquement dans l'annexe 7, page 47.

Notre hypothèse sur l'effet marginal et l'élasticité nous permet également de comparer les distributions des élasticités estimées en fonction des différents niveaux de dépendance mais également en fonction du niveau de dépendance et de la position des individus relativement au seuil de solvabilisation.

---

6. Cette conclusion est également valable lorsqu'on s'intéresse à la population totale privée des individus situés au coude.

TABLE 4 – Tableau croisé entre moyenne des distributions et niveau de dépendance

Position par rapport au kink	GIR	Estimation	Ecart-type	IC à 95%
<b>A droite du kink</b>	<b>1</b>	-0,42	0,03	[-0,48 ; -0,36]
	<b>2</b>	-0,64	0,07	[-0,77 ; -0,52]
	<b>3</b>	-0,81	0,05	[-0,92 ; -0,71]
	<b>4</b>	-1,67	0,07	[-1,81 ; -1,54]
<b>A gauche du kink</b>	<b>1</b>	-0,28	0,04	[-0,36 ; -0,2]
	<b>2</b>	-0,4	0,09	[-0,59 ; -0,26]
	<b>3</b>	-0,8	0,14	[-1,07 ; -0,52]
	<b>4</b>	-1,13	0,05	[-1,23 ; -1,03]
<b>Au kink</b>	<b>1</b>	-0,41	0,31	[-1,01 ; -0,19]
	<b>2</b>	-0,39	0,11	[-0,6 ; -0,17]
	<b>3</b>	-0,6	0,11	[-0,82 ; -0,38]
	<b>4</b>	-0,72	0,03	[-0,77 ; -0,67]
<b>Population Totale</b>	<b>1</b>	-0,38	0,03	[-0,44 ; -0,32]
	<b>2</b>	-0,5	0,05	[-0,61 ; -0,4]
	<b>3</b>	-0,77	0,07	[-0,91 ; -0,63]
	<b>4</b>	-1,09	0,02	[-1,15 ; -1,04]

On conclut également, qu'en moyenne, plus le niveau de dépendance est élevé et plus l'élasticité estimée est faible, sauf pour les GIR 1 et 2 pour lesquels on conclut à une égalité à 5 % de l'espérance de l'élasticité de la distribution. Ce résultat est cohérent avec l'intuition : plus les individus sont dépendants, moins ils peuvent se passer d'aide formelle et donc réagir de manière importante à une variation des prix.

Lorsqu'on décompose en fonction du niveau de dépendance et en fonction du placement sur la contrainte budgétaire, on peut comparer les résultats obtenus, à niveau de dépendance donné, en fonction du segment retenu. Ainsi, pour les GIR 4, on constate que les sur-consommateurs ont en moyenne une élasticité au RAC supérieure, en valeur absolue, à la distribution des individus sous-consommateurs et que ces derniers ont une espérance d'élasticité plus faible que les individus sur-consommateurs. *A contrario*, on conclut que la distribution des élasticités, à niveau de GIR donné, a la même espérance, au seuil 5 %, quel que soit le segment considéré.

En résumé, notre étude nous permet de conclure que :

1.  $\mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}]$  est négative mais n'est significativement pas différente de -1 au seuil  $\alpha = 5 \%$ .
2.  $\mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{GIR } 1] = \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{GIR } 2] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{GIR } 3] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{GIR } 4]$ .
3.  $\mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{Kink}] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{SOC}] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{SUC}]$ .
4.  $\begin{cases} \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{Kink, GIR } 4] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{SOC, GIR } 4] \\ \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{SOC, GIR } 4] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{SUC, GIR } 4] \end{cases}$
5.  $\mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{Kink, GIR } j] = \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC} | \text{SOC, GIR } j], j \in \{1, 2, 3\}$

L'écart entre notre estimation de la moyenne des élasticités et les estimations précédentes est susceptible de s'expliquer par l'hypothèse faite sur le RAC (supposé ici constant) ou par le fait que la régression est explicitement faite au point médian, les autres auteurs adoptant une démarche moins structurelle que la notre ce qui ne les contraint pas à spécifier le point auquel est

fait le développement limité de la fonction de demande. Pour l'écart avec l'estimation obtenue par Hege [2016] s'ajoute également la méthodologie employée. Notons néanmoins qu'une moyenne des élasticités statistiquement égale à -1 est cohérent avec les résultats obtenus par Roquebert and Tenand [2017, forthcoming] sur un échantillon constitué d'individus ayant la possibilité de choisir entre plusieurs SAAD. Cet ordre de grandeur, sans être consensuel, n'est donc pas absurde.

## 6 Prise en compte d'une forme de rationalité limitée : le cas du biais aléatoire

Le modèle précédent repose sur l'hypothèse que l'individu consomme le bien  $H$  de manière optimale. Le comportement supposé du consommateur dans la théorie microéconomique standard est donc supposé vérifié. Néanmoins, il est possible que ce modèle ne soit pas très adapté à la population que nous étudions. En effet, les individus la composant ayant un âge relativement avancé et, parfois, un état de santé précaire, il est possible que ceux-ci commettent des erreurs inconscientes lors de leur processus d'optimisation, si bien que leur niveau de consommation ne correspond pas au niveau qui maximise l'utilité. Dans cette section nous développons un modèle prenant en compte ce type d'erreur et nous comparons les résultats obtenus avec le premier modèle.

### 6.1 Le modèle avec double terme d'erreur

Une des manières de modéliser la possibilité d'erreurs aléatoires et l'introduire d'un second terme d'erreur venant s'ajouter au terme  $\eta_i$ . Nous noterons ce terme  $\epsilon$ . Par hypothèse :

$$\epsilon_i | X_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (35)$$

Les deux termes d'erreur ont chacun un rôle différent : l'un,  $\eta$ , détermine en partie la solution optimale du programme résolu par l'agent, l'autre,  $\epsilon$  détermine l'écart entre le niveau de la variable latente (*i.e.* le niveau de consommation optimale) et le niveau de consommation d'heures d'aide formelle observée.

Formellement, en notant  $y$  le niveau de consommation observé, le modèle économétrique s'écrit :

$$y_i = \epsilon_i + \begin{cases} y_{1i}^* = x_i' \mathbf{B} + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j \tau_{1j} R_{i,j} + z_i' \Lambda + \eta_i & \text{si } y_{1i}^* < \bar{H}_i \\ \bar{H}_i & \text{si } y_{1i}^* > \bar{H}_i \text{ et } y_{2i}^* < \bar{H}_i \\ y_{2i}^* = v_i' \Gamma + \sum_{j=2010}^{2012} \mathbb{1}_j (\pi_{1j} R_{i,j} + \pi_{2j} R_{i,j} \bar{H}_i) + z_i' \Lambda + \eta_i & \text{si } y_{2i}^* > \bar{H}_i \end{cases} \quad (36)$$

Le terme d'erreur  $\epsilon$  fait donc basculer l'individu du point optimal au point observé, celui-ci pouvant être différent du segment sur lequel se trouve la solution initiale. Comme cette modélisation à double termes d'erreur remet en cause l'hypothèse selon laquelle le niveau de consommation observé est égal au niveau de consommation optimal, il est impossible d'affecter chaque individu à la variable latente pertinente. La log-vraisemblance prend donc une forme différente de la forme retenue dans le modèle initial : elle n'est plus segmentée et s'écrit :

$$\ln L(\beta_i, i \in \{0, 2\}; \gamma_i, i \in \{2, 3, 4\}; \pi_{1,j}, \pi_{2,j}, \tau_{i,j}, j \in E; \Lambda, \sigma_\eta, \sigma_\epsilon, \mu, r_{2010}, r_{2011}, r_{2012} | y_i, i \in I) = \sum_{i \in I} \ln(S_i) \quad (37)$$

où :

$$S_i = \frac{1}{\sigma_\nu} f(z_{1i}) F(r_{1i}) + \frac{1}{\sigma_\nu} f(z_{2i}) F(r_{2i}) + \frac{1}{\sigma_\epsilon} f(s_i) [F(t_{2i}) - F(t_{1i})] \quad (38)$$

avec  $\sigma_\nu = \sqrt{\sigma_\eta^2 + \sigma_\epsilon^2}$ ,  $z_{ji} = \frac{y_i - (y_{ji}^* - \eta_i)}{\sigma_\nu}$ ,  $s_i = \frac{y_i - \bar{H}_i}{\sigma_\epsilon}$ ,  $t_{ji} = \frac{\bar{H}_i - (y_{ji}^* - \eta_i)}{\sigma_\epsilon}$ ,  $r_{ji} = \frac{[t_{ji} - \rho z_{ji}]}{\sqrt{1 - \rho^2}}$  et  $\rho = \frac{\text{Cov}(\nu, \eta)}{\sigma_\eta \sigma_\nu} = \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\nu}$ ,  $j \in \{1, 2\}$ .

Intuitivement, la première partie du terme  $S$  représente la probabilité que la somme de la réalisation des deux termes d'erreurs soit égale à la différence entre le niveau de consommation observé et que l'individu ait sa solution optimale sur le segment gauche de la contrainte, la deuxième partie est le pendant de la première expression lorsque la solution optimale de l'individu est sur le segment droit. Enfin, le dernier terme correspond à la probabilité d'avoir l'écart entre le niveau de consommation observé et le seuil de solvabilisation égal à la réalisation du terme d'erreur  $\epsilon$  et la solution optimale du programme du consommateur sur le coude. Le programme résolu est le même que le modèle initial (système (34)) avec l'expression (37) à la place de la fonction objectif initiale et l'ajout du coefficient  $\sigma_\epsilon$  comme argument de la maximisation.

## 6.2 Résultats et comparaisons inter-spécifications

Les résultats sont donnés dans l'annexe 8, page 54. On peut voir que l'introduction du second terme d'erreur a un impact significatif sur les estimations. Tout d'abord, on constate que l'estimation de l'écart-type du terme aléatoire associé aux préférences est toujours significativement différent de zéro (au seuil 5 %) et passe de 11,85 à 11,5, une différence non significative. Par ailleurs, l'écart type associé au terme aléatoire utilisé pour modéliser l'erreur d'optimisation est significativement supérieur à 0, au seuil 1 %. L'introduction de ce second terme d'erreur semble donc pertinent ou tout du moins met en exergue le fait que le modèle initial est incomplet. *A contrario*, on peut voir que le terme  $\psi_2$ , estimant l'effet marginal du revenu, est identique. Enfin, concernant les variables de contrôle, on peut voir que l'introduction du second terme d'erreur induit une importante diminution de la significativité de certains coefficients. Plus précisément, l'introduction de ce second terme d'erreur rend non significatif l'effet du coefficient attaché à certaines catégories d'âge : avoir un âge supérieur à 90 ans ou compris entre 80 et 84 ans n'induit aucune modification de la consommation en HJO relativement au individu ayant un âge compris entre 65 et 79 ans, au seuil 10 %. Le coefficient attaché à la zone d'habitation devient également non significatif au même seuil. Les autres commentaires concernant les variables de contrôle sont toujours valables.

Concernant  $\psi_1$ , le coefficient estimé dans le modèle à double termes d'erreur est égal à -2,24 contre -1,21 dans le modèle initial. On conclut donc à un effet marginal du RAC significativement inférieur à -2, au seuil 5 %.

TABLE 5 – Moyenne de la distribution de l'élasticité estimée en fonction du segment budgétaire pertinent - Modèle à deux termes d'erreur

Population	Estimation	Ecart-type	IC à 95%
<b>A gauche du kink</b>	-1,88	0,086	[-2,005 ; -1,71]
<b>A droite du kink</b>	-2,46	0,097	[-2,65 ; -2,27]
<b>Au kink</b>	-1,29	0,046	[-1,38 ; -1,2]
<b>Population totale</b>	-1,83	0,048	[-1,92 ; -1,73]

Cet écart important au niveau de l'estimation de l'effet marginal induit une importante diminution (elles sont davantage négatives) de l'ensemble des moyennes empiriques des distributions estimées. On conclut notamment que l'espérance de l'élasticité au RAC est significativement, au seuil 5 %, inférieure à -1, contrairement au modèle précédent.

Lorsque la décomposition par segment budgétaire est opérée, on constate que l'espérance de l'élasticité des HJO au RAC de la population des sous consommateurs n'est pas significativement

(à 5 %) différente de -2 et que celle des sur-consommateurs est significativement inférieure (encore à 5 %) à -2, une valeur extrêmement importante relativement aux autres estimations. L'ordre établi précédemment est donc encore vérifié. De manière plus générale, les graphiques 14, 15, 16 et 17 montrent que la hausse de l'effet marginal induit une diminution de la concentration des distributions empiriques des élasticités estimées.

TABLE 6 – Tableau croisé entre moyenne des distributions et niveau de dépendance - Modèle à deux termes d'erreur

<b>Population</b>	<b>GIR</b>	<b>Estimation</b>	<b>Ecart-type</b>	<b>IC à 95%</b>
<b>SUC</b>	<b>1</b>	-0,77	0,06	[-0,89 ; -0,66]
	<b>2</b>	-1,19	0,12	[-1,42 ; -0,95]
	<b>3</b>	-1,5	0,098	[-1,7 ; -1,3]
	<b>4</b>	-3,1	0,13	[-3,35 ; -2,85]
<b>SOC</b>	<b>1</b>	-0,52	0,073	[-0,66 ; -0,38]
	<b>2</b>	-0,78	0,16	[-1,1 ; -0,48]
	<b>3</b>	-1,48	0,26	[-1,99 ; -0,97]
	<b>4</b>	-2,09	0,1	[-2,28 ; -1,91]
<b>Kink</b>	<b>1</b>	-0,76	0,57	[-1,87 ; 0,35]
	<b>2</b>	-0,71	0,2	[-1,11 ; -0,316]
	<b>3</b>	-1,11	0,21	[-1,52 ; -0,70]
	<b>4</b>	-1,33	0,05	[-1,42 ; -1,23]
<b>Pop. Totale</b>	<b>1</b>	-0,70	0,06	[-0,81 ; -0,6]
	<b>2</b>	-0,93	0,1	[-1,11 ; -0,74]
	<b>3</b>	-1,41	0,13	[-1,68 ; -1,16]
	<b>4</b>	-2,01	0,06	[-2,12 ; -1,91]

En décomposant les estimations par GIR et segment budgétaire pertinent, on constate que les conclusions du premier modèle sont encore vérifiées. Plus généralement, comme le montre les comparaisons opérées dans les graphiques 18, 23 et 24, l'utilisation du modèle à deux termes d'erreur pour estimer l'élasticité des HJO au RAC induit une augmentation significative des valeurs extrêmes et du minimum, celui-ci passant de -9 à -17 pour la distribution de la population totale.

En conclusion, on peut dire que mise à part pour la valeur de l'élasticité de la distribution de l'élasticité des HJO au RAC, l'ensemble des conclusions, concernant les espérances, obtenues en utilisant le premier modèle, qui repose sur les hypothèses comportementales habituellement retenues dans la littérature, résistent à l'introduction d'un biais comportemental venant perturber le comportement d'optimisation de l'agent. Néanmoins, si les résultats concernant l'espérance ne sont pas impactés, les distributions sont très fortement modifiées ce qui est susceptible d'induire des conclusions très différentes lors des simulations. Ce résultat plaide donc en faveur de la prise en compte de diverses hypothèses comportementales lors des simulations afin de ne pas sous ou sur estimer l'effet de réformes de l'APA.

## 7 Limites des modélisations étudiées

La limite principale de nos estimations est la même que dans le reste de la littérature : la possible non convergence des coefficients du fait d'une endogénéité. Celle-ci peut *a priori* provenir :

1. D'une causalité inverse entre prix et HJO consommées ;
2. D'un problème d'échantillon (autosélection des individus ou sélection des seuls individus ayant un taux de participation croissant) ;
3. D'un problème de variables omises ou mal observées ;

Le problème de *reverse causality* semble être ici de moindre importance. En effet, comme nous l'avons expliqué, le système d'aide à domicile est extrêmement encadré juridiquement et les prix du SAAD que nous étudions sont en partie contraints par le conseil départemental, du moins quant à leur évolution.

Le deuxième risque identifié est *a contrario* important. En effet, comme l'ont montré Roquebert and Tenand [2017, forthcoming], l'autosélection des individus pour un SAAD ou un autre est susceptible de tirer l'élasticité vers le bas. Ce problème semble ici pouvoir être écarté ou, du moins, être moins présent que dans le département traité par ces deux auteures. En effet, de par sa large couverture géographique et son écrasante supériorité en terme de part de marché, la clientèle du service S étudié ici peut être considérée comme représentative de la population des bénéficiaires de l'APA du département.

Finalement, le seul point qui pose problème de manière certaine est celui relatif aux variables omises et aux variables observées avec erreurs. Étant donné les travaux dont nous avons parlé auparavant, la variable omise la plus évidente est l'aide informelle qui joue un rôle significatif dans le choix des heures d'aide formelle (voir Arnault and Goltz [2014]). En considérant les informations contenues dans la base de données, il nous est malheureusement impossible de proposer un *proxy* pour cette variable. Ce problème est par ailleurs récurrent dans les estimations antérieures (à l'exception de Hege [2016]) et vient, de manière générale, limiter la pertinence de l'ensemble des résultats obtenus. Enfin, l'utilisation du taux d'inflation comme *proxy* pour le taux de croissance du revenu est également susceptible de diminuer la pertinence de notre estimation ; tout comme l'utilisation du GIR plafond pour certain individu. Ces deux solutions sont néanmoins des solutions de moindre mal compte tenu des données à notre disposition.

Enfin, il est nécessaire de s'attarder un instant sur la pertinence relative des modèles retenus pour conduire nos estimations. Il est *a priori* impossible de discriminer entre ces deux modèles ce qui est problématique étant donné le fait que, à population homogène donnée, si l'un a des coefficients qui convergent alors le second à des coefficients qui ne convergent pas. D'un point de vue général, le choix de l'une ou l'autre des estimations dépendra des caractéristiques de la population retenue pour conduire les simulations. Il semble en tout cas peu prudent de ne baser ses simulations que sur le modèle classique tant les résultats du modèle avec optimisation stochastique modifie les queues des distributions des élasticités et la moyenne des élasticités.

## Conclusion

En utilisant la base de données clients provenant de l'un des plus importants fournisseurs d'aide formelle d'un département de l'Est de la France, nous avons estimé deux modèles successifs. Le premier modèle repose sur les hypothèses standard de la théorie du consommateur et le second introduit la possibilité d'un biais aléatoire au cours du processus d'optimisation.

En basant notre modèle sur une hypothèse d'homogénéité de l'effet marginal du reste à charge et d'hétérogénéité de l'élasticité, nous apportons un ensemble de résultats originaux, à notre connaissance, relativement à la littérature antérieure ayant étudié l'APA. Ainsi, le premier modèle nous permet de tirer les conclusions suivantes :

1.  $\mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{GIR } 1] = \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{GIR } 2] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{GIR } 3] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{GIR } 4]$ .
2.  $\mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{Kink}] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{SOC}] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{SUC}]$ .
3.  $\begin{cases} \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{Kink}, \text{GIR } 4] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{SOC}, \text{GIR } 4] \\ \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{SOC}, \text{GIR } 4] > \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{SUC}, \text{GIR } 4] \end{cases}$
4.  $\mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{Kink}, \text{GIR } j] = \mathbb{E} [\text{Elasticité au RAC}|\text{SOC}, \text{GIR } j], j \in \{1, 2, 3\}$

Le second modèle nous permet de mettre en évidence le fait qu'une modification des hypothèses faites sur le comportement des agents induit des changements significatifs dans l'estimation des paramètres d'intérêt. Ainsi, le premier modèle conclut à une égalité à -1 de la moyenne des élasticités au RAC, au seuil 5 %, alors que le second modèle conclut à une moyenne des élasticités au RAC significativement inférieure à -1, au même seuil. Ces différences significatives dans les estimations plaident, en tout cas, en faveur de la prise en compte des deux formes de comportement retenus dans ce travail lors des simulations. Nos estimations bien supérieures, en valeur absolue, aux différentes valeurs obtenues par la littérature antérieure proviennent *a priori* de l'hypothèse retenue sur la forme de l'effet marginal du reste à charge et sur le point choisi pour conduire les estimations.

La pertinence de nos résultats est néanmoins limitée par un biais de variables omises et de variables mal observées. Ce problème est commun dans la littérature. En faisant abstraction de ce problème, on constate que les estimations obtenues sont extrêmement précises (du moins bien plus précise que la littérature antérieure), pour l'ensemble de nos deux modèles.

Les pistes d'extension sont nombreuses mais la plus pertinente consisterait à introduire une hypothèse d'hétéroscédasticité, chose qui n'a pas été faite dans la littérature jusqu'à présent mais qui semble *a priori* intéressante à étudier. Enfin, une étude plus poussée des données, notamment en utilisant leur dimension temporelle, dans le but d'opérer une discrimination entre les deux modèles, semble être une piste de recherche pertinente.

## Annexe

### Annexe 1. La grille nationale AGGIR

TABLE 7 – Description de la grille AGGIR

<b>Gir</b>	<b>Degrés de dépendance</b>
<b>Gir 1</b>	Personne confinée au lit ou au fauteuil, dont les fonctions mentales sont gravement altérées et qui nécessite une présence indispensable et continue d'intervenants,
	Ou personne en fin de vie
<b>Gir 2</b>	Personne confinée au lit ou au fauteuil, dont les fonctions mentales ne sont pas totalement altérées et dont l'état exige une prise en charge pour la plupart des activités de la vie courante,
	Ou personne dont les fonctions mentales sont altérées, mais qui est capable de se déplacer et qui nécessite une surveillance permanente
<b>Gir 3</b>	Personne ayant conservé son autonomie mentale, partiellement son autonomie locomotrice, mais qui a besoin quotidiennement et plusieurs fois par jour d'une aide pour les soins corporels
<b>Gir 4</b>	Personne n'assumant pas seule ses transferts mais qui, une fois levée, peut se déplacer à l'intérieur de son logement, et qui a besoin d'aides pour la toilette et l'habillement,
	Ou personne n'ayant pas de problèmes locomoteurs mais qui doit être aidée pour les soins corporels et les repas
<b>Gir 5</b>	Personne ayant seulement besoin d'une aide ponctuelle pour la toilette, la préparation des repas et le ménage
<b>Gir 6</b>	Personne encore autonome pour les actes essentiels de la vie courante

## Annexe 2. Tableau récapitulatif des seuils de l'APA

TABLE 8 – Évolution du seuil du taux de participation entre 2002 et 2015

Seuils de revenu (en euro par mois)				
Seuil inférieur		Seuil supérieur		MTP
En €	En MTP	En €	En MTP	
739,06	0,67	2945,23	2,67	1103,08
739,06	0,67	2945,23	2,67	1103,08
734,655	0,67	2927,655	2,67	1096,5
725,2281	0,67	2890,0881	2,67	1082,43
710,3072	0,67	2830,6272	2,67	1060,16
695,7012	0,67	2772,4212	2,67	1038,36
689,497	0,67	2747,697	2,67	1029,1
682,6697	0,67	2720,4897	2,67	1018,91
677,2494	0,67	2698,8894	2,67	1010,82
669,8861	0,67	2669,5461	2,67	999,83
658,0405	0,67	2622,3405	2,67	982,15
646,4026	0,67	2575,9626	2,67	964,78
633,7329	0,67	2525,4729	2,67	945,87
623,1335	0,67	2483,2335	2,67	930,05
613,9277	0,67	2446,5477	2,67	916,31

TABLE 9 – Évolution des plafonds des plans d'aide en fonction des GIR entre 2002 et 2015

Plafonds légaux sur le plan d'aide APA (montants mensuels)								
Entrée en vigueur	GIR 1		GIR 2		GIR 3		GIR 4	
	En €	En MTP	En €	En MTP	En €	En MTP	En €	En MTP
01/04/2015	1312,67	1,190	1125,14	1,02	843,86	0,765	562,57	0,51
01/04/2014	1312,67	1,190	1125,14	1,02	843,86	0,765	562,57	0,51
01/04/2013	1304,835	1,190	1118,43	1,02	838,8225	0,765	559,215	0,51
01/04/2012	1288,0917	1,190	1104,0786	1,02	828,05895	0,765	552,0393	0,51
01/04/2011	1261,5904	1,190	1081,3632	1,02	811,0224	0,765	540,6816	0,51
01/04/2010	1235,6484	1,190	1059,1272	1,02	794,3454	0,765	529,5636	0,51
01/04/2009	1224,629	1,190	1049,682	1,02	787,2615	0,765	524,841	0,51
01/09/2008	1212,5029	1,190	1039,2882	1,02	779,46615	0,765	519,6441	0,51
01/01/2008	1202,8758	1,190	1031,0364	1,02	773,2773	0,765	515,5182	0,51
01/01/2007	1189,7977	1,190	1019,8266	1,02	764,86995	0,765	509,9133	0,51
01/01/2006	1168,7585	1,190	1001,793	1,02	751,34475	0,765	500,8965	0,51
01/01/2005	1148,0882	1,190	984,0756	1,02	738,0567	0,765	492,0378	0,51
01/01/2004	1125,5853	1,190	964,7874	1,02	723,59055	0,765	482,3937	0,51
01/01/2003	1106,7595	1,190	948,651	1,02	711,48825	0,765	474,3255	0,51
01/01/2002	1090,4089	1,190	934,6362	1,02	700,97715	0,765	467,3181	0,51

### Annexe 3. Tableau récapitulatif des tarifs du service S pour les HJO

TABLE 10 – Tableau des prix unitaire HJO en fonction de l'année de signature du contrat 1/2

Client ayant signé un contrat...	... avant 2008		... entre 2008 et 2010		... en 2011		... en 2012	
	Zone A	Zone B	Zone A	Zone B	Zone A	Zone B	Zone A	Zone B
Prix unitaire en euros (HJO) pratiqué en 2014	20,66	20,66	21,38	21,38	20,95	20,12	20,95	20,07

TABLE 11 – Tableau des prix unitaire HJO en fonction de l'année de signature du contrat 2/2

Client ayant signé un contrat...	... en 2013		... entre janv. et sep. 2014		... à partir de sep. 2014	
	Zone A	Zone B	Zone A	Zone B	Zone A	Zone B
Prix unitaire (HJO) en euros pratiqué en 2014	20,95	19,6	21,15	19,8	22,15	22,15

## Annexe 4. Tableaux et graphiques descriptifs

Liste des sous-échantillon :

1.  $ET$  : Correspond à l'échantillon total
2.  $E1$  : Correspond à l'ensemble des individus, de l'échantillon total, qui ne consomment aucune HDJF et ont un seuil HDJF égal à 0 et qui ont un GIR estimé qui ne repose pas sur des hypothèses fortes
3.  $E2$  : Correspond à l'ensemble des individus, de l'échantillon total, qui ne consomment aucune HDJF et ont un seuil HDJF égal à 0
4.  $E3$  : Correspond à l'ensemble des individus, de l'échantillon total, pour lesquels le GIR estimé ne repose pas sur des hypothèses restrictives
5.  $E4$  : Correspond à l'ensemble des individus, de l'échantillon total, qui consomment des HDJF ou ont un seuil défini pour les HDJF
6.  $E4B$  : Correspond à l'ensemble des individus, de l'échantillon total, qui consomment des HDJF ou ont un seuil défini pour les HDJF et pour lesquels le GIR estimé ne repose pas sur des hypothèses restrictives
7.  $E5.X, X \in \{T, 1, 2, 3\}$  : Correspond à l'ensemble des individus du sous échantillon  $EX$ , qui sur-consomment par rapport au seuil HJO
8.  $E6.X, X \in \{T, 1, 2, 3\}$  : Correspond à l'ensemble des individus du sous-échantillon  $EX$ , qui consomment autant que le seuil HJO
9.  $E7.X, X \in \{T, 1, 2, 3\}$  : Correspond à l'ensemble des individus de l'échantillon  $EX$ , qui consomment moins que le seuil HJO

On a :

- $ET = E1 \cup E2 \cup E3$
- $E4B \subset E4 \subset ET$
- $E4B \subset E3$

TABLE 12 – Tableau de statistiques descriptives - 1/4

Echantillon	ET	E1	E2	E3	R & T	BD <i>et al.</i>
Effectif total	1 436	1 234	1 249	1 361	2862	11 136
Effectif homme	408	359	359	385	744	3031
Effectif femme	1028	875	890	976	2118	8 105
Proportion homme	28,41%	29,09%	28,74%	28,29%	26,00%	27,22%
Proportion femme	71,59%	70,91%	71,26%	71,71%	74,00%	72,78%
Proportion de l'échantillon pour chaque prix JO						
19,6	4,04%	4,70%	4,64%	4,26%	-	-
19,8	4,74%	5,11%	5,04%	5,00%	-	-
20,07	2,30%	2,43%	2,40%	2,42%	-	-
20,12	1,60%	1,7%	1,68%	1,62%	-	-
20,66	15,11%	14,10%	14,17%	14,47%	-	-
20,95	37,47%	36,39%	36,75%	36,81%	-	-
21,15	14,21%	14,42%	14,25%	14,40%	-	-
21,38	14,28%	14,18%	14,17%	14,47%	-	-
22,15	6,27%	6,97%	6,89%	6,54%	-	-
Proportion de l'échantillon pour chaque prix DJF						
25,74	8,77%	9,81%	6,69%	9,26%	-	-
26,09	2,30%	243,00%	2,40%	2,42%	-	-
26,16	1,60%	1,70%	1,68%	1,62%	-	-
26,86	15,11%	14,10%	14,17%	14,47%	-	-
27,24	37,47%	36,39%	36,75%	36,81%	-	-
27,5	14,21%	14,42%	14,25%	14,40%	-	-
27,8	14,28%	14,18%	14,17%	14,70%	-	-
28,8	6,27%	6,97%	6,89%	6,54%	-	-

TABLE 13 – Tableau de statistiques descriptives - 2/4

Echantillon	ET	E1	E2	E3	R & T	BD <i>et al.</i>
Variable	Valeur	Valeur	Valeur	Valeur	Valeur	Valeur
Moyenne d'âge	84,3	83,87	83,91	84,14	84,2	82
Moyenne d'âge des hommes	83,18	82,67	82,67	82,92	-	-
Moyenne d'âge des femmes	84,74	84,37	84,41	84,63	-	-
Seuil moyen JO	19,94	16,99	17,24	18,83	20,6	-
Volume horaire moyen d'HJO solvabilisée	17,87	15,04	15,3	16,84	17,7	-
Volume horaire moyen d'HJO non solvabilisée	0,81	0,54	0,6	0,71	-	-
Volume horaire moyen d'HJO consommée	18,68	15,58	15,89	17,55	-	22,13
Seuil moyen DJF	0,65	0	0	0,44	-	-
Volume horaire moyen d'HDJF solvabilisée	0,48	0	0	0,32	-	-
Volume horaire moyen d'HDJF non solvabilisée	0,05	0	0	0,013	-	-
Volume horaire moyen d'HDJF consommée	0,49	0	0	0,33	-	-
Proportion consommant jusqu'au seuil (JO)	32,24%	36,06%	35,79	33,50%	-	-
Proportion de sous-consommant (JO)	43,25%	43,44	43,79	43,28%	59,80%	64,20%
Proportion de sur-consommant (JO)	24,51%	20,5	20,82	23,22%	-	-
Proportion consommant jusqu'au seuil (DJF)	88,66%	100%	100%	91,99%	-	-
Proportion de sous-consommant (DJF)	9,68%	0	0	6,91%	-	-
Proportion de sur-consommant (DJF)	1,54%	0	0	1,10%	-	-
Taux de participation moyen	21,70%	21,74%	21,68%	21,81%	23,70%	-
Plan d'aide en valeur moyen (en euros courant)	365,06	298,85	303,31	340,98	455,5	550
Dépense effective en HJO moyenne (en euro courant)	144,4+	118,66	121,34	135,52	91,3	-
Dépense effective en DJF moyenne (en euro courant)	5,14	0	0	3,58	-	-
Dépense totale effective moyenne (en euro courant)	149,63	118,66	121,34	139,1	91,3	-
Prix JO moyen (en euro courant)	20,93	20,92	20,93	20,93	22,2	18,64
Prix JO solvabilisé moyen (en euro courant)	7,16	7,16	7,15	7,17	5,2	3,79
Solvabilisation effective moyenne des HJO (en euro courant)	13,77	13,77	13,78	13,75	-	-
Prix DJF moyen (en euro courant)	27,22	27,22	27,22	27,22	-	-
Prix DJF solvabilisé moyen (en euro courant)	10	10	10	10,03	-	-
Solvabilisation effective moyenne des HDJF (en euro courant)	17,22	17,21	17,22	17,19	-	-
Proportion GIR 1	1,95%	0,49%	0,48%	1,47%	1,20%	2,3%(262)
Proportion GIR 2	6,69%	3,48%	3,52%	5,73%	12,50%	16,3% (1812)
Proportion GIR 3	14,90%	10,45%	10,81%	13,37%	19,60%	25,4% (2829)
Proportion GIR 4	76,46%	85,58%	85,19%	79,43%	66,70%	56% (6233)
Proportion vivant en agglomération	17,48%		19,06%	18,22%	-	-

TABLE 14 – Tableau de statistiques descriptives - 3/4

Echantillon	E4	E5T	E6T	E7T
Variable	Valeur	Valeur	Valeur	Valeur
Moyenne d'âge	86,85	85,57	83,78	83,95
Moyenne d'âge des hommes	86,87	84,45	72,63	82
Moyenne d'âge des femmes	86,85	85,95	84,3	84,34
Seuil moyen JO	37,93	24,36	15,81	20,51
Volume horaire moyen d'HJO solvabilisée	35,06	24,36	15,81	15,72
Volume horaire moyen d'HJO non solvabilisée	2,25	3,31	0	0
Volume horaire moyen d'HJO consommée	37,31	27,68	15,81	15,72
Seuil moyen DJF	5,02	1,37	0,15	0,62
Volume horaire moyen d'HDJF solvabilisée	3,65	1,04	0,12	0,42
Volume horaire moyen d'HDJF non solvabilisée	0,11	0,01	0,004	0,02
Volume horaire moyen d'HDJF consommée	3,76	1,05	0,13	0,45
Proportion consommant jusqu'au seuil (JO)	8,56%	0,00%	100%	0,00%
Proportion de sous-consommant (JO)	42,25%	0,00%	0%	100,00%
Proportion de sur-consommant (JO)	49,20%	100%	0%	0,00%
Proportion consommant jusqu'au seuil (DJF)	14,44%	79%	97,41%	87,92%
Proportion de sous-consommant (DJF)	74,33%	18,75%	2,38%	9,98%
Proportion de sur-consommant (DJF)	11,23%	1,99%	0,22%	2,09%
Taux de participation moyen	21,77%	23,77	19,60%	22,08%
Plan d'aide en valeur moyen (en euros courant)	777,49	458,53	281,51	374,37
Dépense effective en HJO moyenne (en euro courant)	299,08	247,56	107,20	113,87
Dépense effective en DJF moyenne (en euro courant)	39,47	11,15	1,36	4,55
Dépense totale effective moyenne (en euro courant)	338,55	258,71	108,56	118,42
Prix JO moyen (en euro courant)	20,95	20,85	20,97	20,94
Prix JO solvabilisé moyen (en euro courant)	7,19	7,45	6,23	7,24
Solvabilisation effective moyenne des HJO (en euro courant)	13,76	13,41	14,14	13,71
Prix DJF moyen (en euro courant)	27,24	27,13	27,27	27,24
Prix DJF solvabilisé moyen (en euro courant)	10,04	10,37	9,59	10,10
Solvabilisation effective moyenne des HDJF (en euro courant)	17,2	16,76	17,68	17,13
Proportion GIR 1	11,76%	5%	0,43%	1,29%
Proportion GIR 2	27,81%	11%	2,81%	7,41%
Proportion GIR 3	42,25%	20%	9,29%	16,10%
Proportion GIR 4	18,18%	64%	87,47%	75,20%
Proportion vivant en agglomération	6,95%	22,73%	12,74%	18,04%

TABLE 15 – Tableau de statistiques descriptives - 4/4

Echantillon	E4	E5T	E6T	E7T
Effectif total	187	352	463,00	621,00
Effectif homme	49	80	142,00	178,00
Effectif femme	138	272	321,00	443,00
Proportion homme	26,20%	22,73%	30,67%	28,66%
Proportion femme	73,80%	77,27%	69,33%	71,34%
Proportion de l'échantillon pour chaque prix JO				
19,6	0,00%	5,40%	3,46%	3,70%
19,8	3%	6,53%	3,67%	4,51%
20,07	1,60%	3,13%	1,08%	2,74%
20,12	1,07%	2,27%	1,30%	1,45%
20,66	21,39%	17,33%	14,90%	14,01%
20,95	42,25%	33,81%	39,31%	38,16%
21,15	13,90%	11,65%	14,04%	15,78%
21,38	14,97%	14,77%	16,20%	12,56%
22,15	2,14%	5,11%	6,05%	7,09%
Proportion de l'échantillon pour chaque prix DJF				
25,74	2,67%	11,93%	7,13%	8,21%
26,09	1,60%	3,13%	1,08%	2,74%
26,16	1,07%	2,27%	1,30%	1,45%
26,86	21,39%	17,33%	14,90%	14,01%
27,24	42,25%	33,81%	39,31%	38,16%
27,5	13,90%	11,65%	14,04%	15,78%
27,8	14,97%	14,77%	16,20%	12,56%
28,8	2,14%	5,11%	6,05%	7,09%

TABLE 16 – Tableau croisé entre catégorie d'âge et niveau de dépendance

		GIR				Effectif total
		1	2	3	4	
Catégorie d'âge	60 - 79	2	17	51	296	356
	80 - 84	4	18	56	267	335
	85 - 90	10	37	74	319	440
	90+	12	24	53	216	305
Effectif total		28	96	214	1098	1436

TABLE 17 – Croisement entre catégorie d'âge - niveau de dépendance et position sur la contrainte budgétaire

	GIR 1			GIR 2		
	K	SOC	SUC	K	SOC	SUC
60 - 79	1	0	1	4	8	5
80 - 84	0	0	4	3	10	5
85 - 90	1	5	4	3	17	17
90+	0	3	9	3	11	10
Effectif total	2	8	18	13	46	37
	GIR 3			GIR 4		
	K	SOC	SUC	K	SOC	SUC
60 - 79	11	21	9	110	141	45
80 - 84	9	23	14	88	112	56
85 - 90	16	27	31	107	137	75
90+	7	29	17	89	77	50
Effectif total	43	100	71	405	467	226

FIGURE 4 – Différence entre consommation HJO et seuil de solvabilisation en fonction du niveau de dépendance et de la classe d'âge

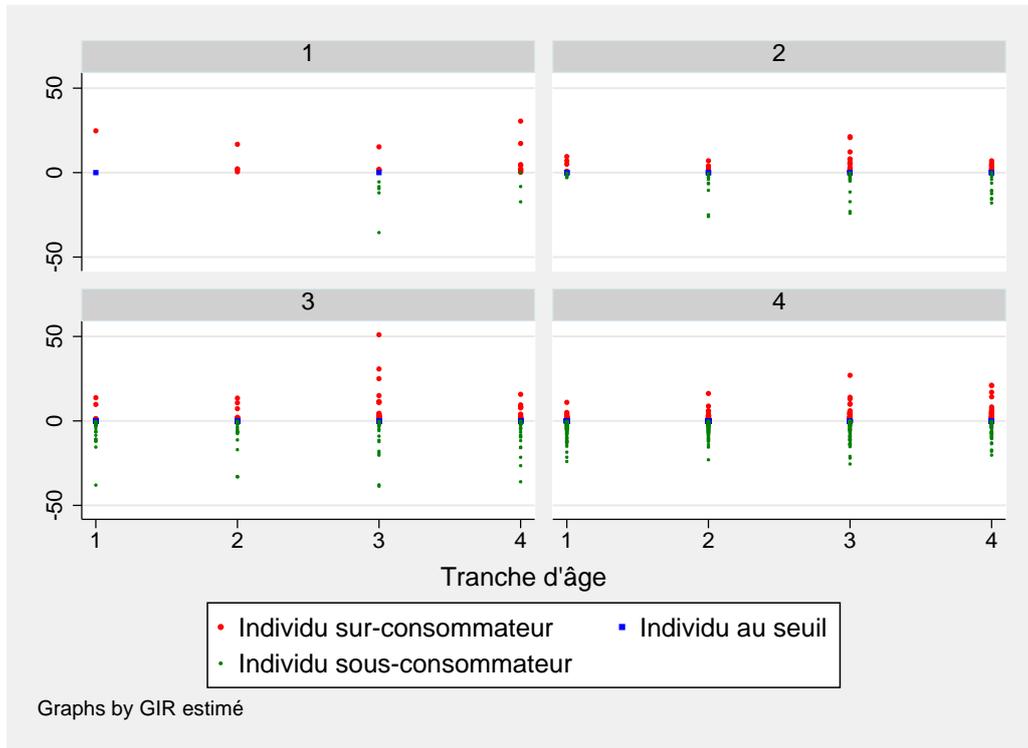
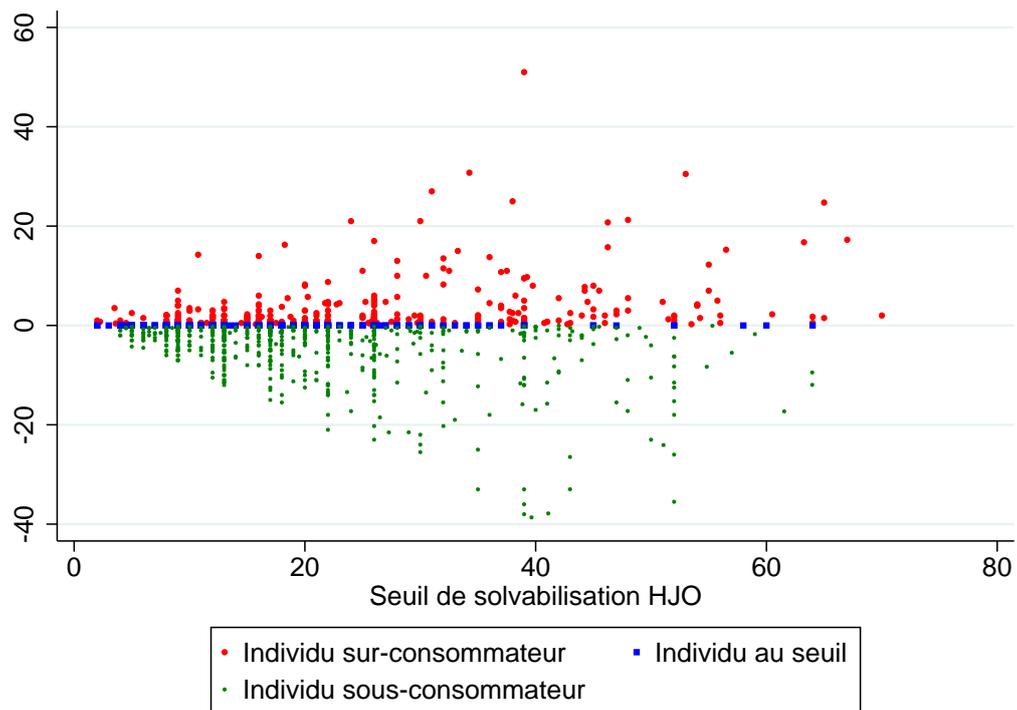


FIGURE 5 – Distance algébrique entre niveau de consommation et seuil de solvabilisation en fonction du seuil de solvabilisation



## Annexe 5. Détails des équations 15 et 16

En utilisant le fait que  $R_{i,t} = R_{i,t-1}(1 + \mu)$ ,  $q_{h,i} = p_{h,i} - (1 - c_i)t$  et  $c_i = (1 - (AR_{i,t-1} + B)t$  et

A gauche du coude, on a :

$$\begin{aligned}
F(q_{h,i}, R_{it}) &= \delta_0 + \psi_1 q_{h,i} + \psi_2 R_{i,t} \\
&= \delta_0 + \psi_1 (p_{h,i} - (1 - c_i)t) + \psi_2 R_{i,t} \\
&= \delta_0 + \psi_1 [p_{h,i} - (1 - (AR_{i,t-1} + B)t)] + \psi_2 R_{i,t} \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} - \psi_1 (t - (AR_{i,t-1} + B)t) + \psi_2 R_{i,t} \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} - \psi_1 t + \psi_1 (AR_{i,t-1}t + Bt) + \psi_2 R_{i,t} \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} - \psi_1 t + \psi_1 AR_{i,t-1}t + \psi_1 Bt + \psi_2 R_{i,t} \\
&= \delta_0 - \psi_1 t + \psi_1 p_{h,i} + \psi_1 AR_{i,t-1}t + \psi_1 Bt + \psi_2 R_{i,t} \\
&= \delta_0 - \psi_1 t + \psi_1 p_{h,i} + \psi_1 AR_{i,t-1}t + \psi_1 Bt + \psi_2 \times (1 + \mu)R_{i,t-1} \\
&= (\delta_0 - \psi_1 t + \psi_1 Bt) + \psi_1 p_{h,i} + (\psi_1 At + \psi_2(1 + \mu))R_{i,t-1} \\
&= (\delta_0 + \psi_1 t(B - 1)) + \psi_1 p_{h,i} + (\psi_1 At + \psi_2(1 + \mu))R_{i,t-1} \\
&= \beta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \beta_2 R_{i,t-1} = g(p_{h,i}, R_{i,t-1})
\end{aligned} \tag{39}$$

A droite du coude, on a :

$$\begin{aligned}
F(p_{h,i}, \tilde{R}_{it}) &= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \psi_2 \tilde{R}_{i,t} \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \psi_2 (R_{i,t} + \bar{H}_i(1 - c_i)t) \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \psi_2 R_{i,t} + \psi_2 \bar{H}_i(1 - c_i)t \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \psi_2 R_{i,t} + \psi_2 \bar{H}_i t - \psi_2 c_i t \bar{H}_i \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \psi_2 R_{i,t} + \psi_2 \bar{H}_i t - \psi_2 (AR_{i,t-1} + B)t \bar{H}_i \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \psi_2 R_{i,t} + \psi_2 \bar{H}_i t - \psi_2 AR_{i,t-1}t \bar{H}_i - \psi_2 Bt \bar{H}_i \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \psi_2 (1 + \mu)R_{i,t-1} + \psi_2 t(1 - B)\bar{H}_i - \psi_2 At R_{i,t-1} \bar{H}_i \\
&= \delta_0 + \psi_1 p_{h,i} + \gamma_2 R_{i,t-1} + \gamma_3 \bar{H}_i + \gamma_4 \bar{H}_i R_{i,t-1} = d(p_{h,i}, R_{i,t-1}, \bar{H}_i)
\end{aligned} \tag{40}$$

## Annexe 6. Résultat du modèle initial

TABLE 18 – Interprétation structurelle de chaque coefficient du modèle

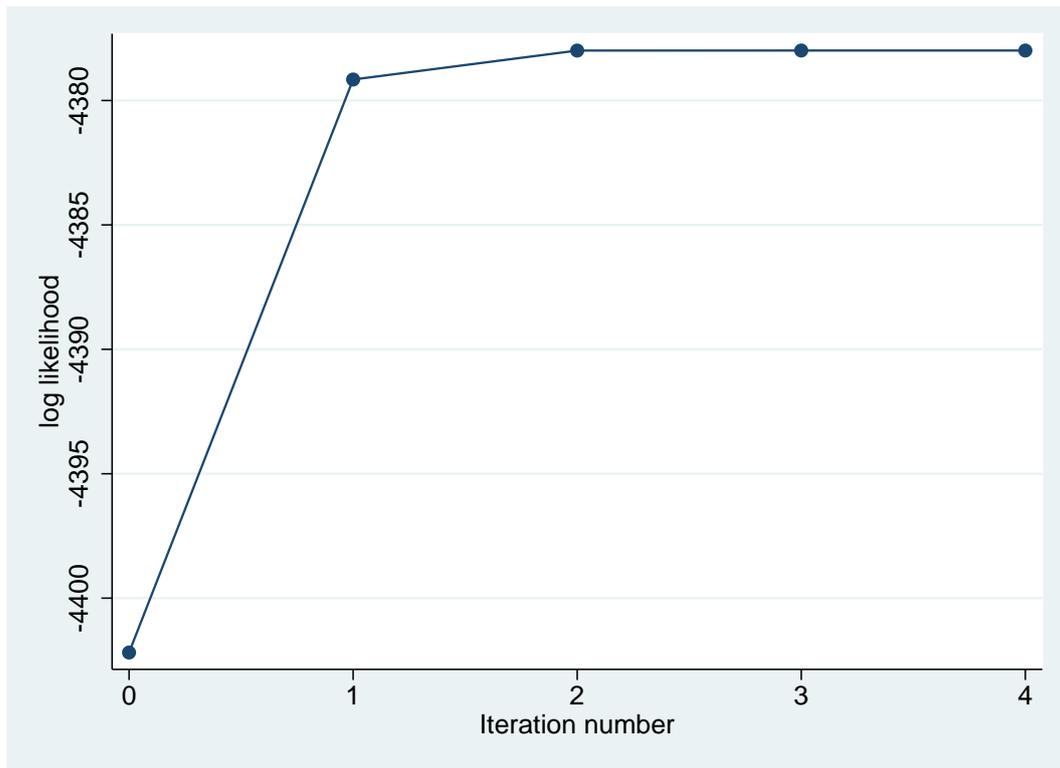
Coefficient	Variable
$a_0$	Médiane du RAC : 7,652411 €
$b_0$	Médiane de la ressource : 1492,127 €
$\psi_0$	$F(a_0, b_0)$
$\psi_1$	$\frac{\partial F}{\partial u_0}(a_0, b_0)$
$\psi_2$	$\frac{\partial F}{\partial s_0}(a_0, b_0)$
$\lambda_1$	L'individu a un GIR estimé correspondant au GIR 1
$\lambda_2$	L'individu GIR estimé correspondant au GIR 2
$\lambda_3$	L'individu a un GIR estimé correspondant au GIR 3
$\lambda_4$	L'individu vit dans une zone urbaine
$\lambda_5$	L'individu est un homme
$\lambda_6$	L'individu a un âge compris entre 80 et 84 ans
$\lambda_7$	L'individu a un âge compris entre 85 et 89 ans
$\lambda_8$	L'individu a un âge supérieur ou égal à 90 ans
$\theta$	L'individu consomme des HDJF
$\sigma_j$	Ecart type de la variable aléatoire j

TABLE 19 – Résultat de l'estimation du modèle initial

Coefficient	Estimation	Ecart-type	t-value	P-value	IC à 95%
$\psi_0$	19,87	0,78	25,54	0	[18,35 ; 21,4]
$\psi_1$	-1,21	0,05	-23,19	0	[-1,31 ; -1,1]
$\psi_2$	0,01	0,0009	12,62	0	[0,01 ; 0,01]
$\lambda_1$	36,16	2,43	14,88	0	[31,39 ; 40,91]
$\lambda_2$	18,33	1,39	13,19	0	[15,61 ; 21,05]
$\lambda_3$	10,85	0,97	11,15	0	[8,94 ; 12,76]
$\lambda_4$	-1,74	0,86	-2,03	0,042	[-3,41 ; -0,06]
$\lambda_5$	-2,83	0,71	-3,98	0	[-4,22 ; -1,43]
$\lambda_6$	1,56	0,92	1,69	0,092	[-0,25 ; 3,37]
$\lambda_7$	3,52	0,87	4,06	0	[1,82 ; 5,22]
$\lambda_8$	4,21	0,96	4,39	0	[2,33 ; 6,09]
$\theta$	8,08	1,16	6,99	0	[5,81 ; 10,35]
$\sigma_\alpha$	11,84	0,28	42,44	0	[11,3 ; 12,39]

L'ensemble des valeurs sont arrondies au centième sauf pour les p-value où les valeurs sont exactes. Si cette dernière est égale à 0, la valeur obtenue lors de la régression est 0,001.

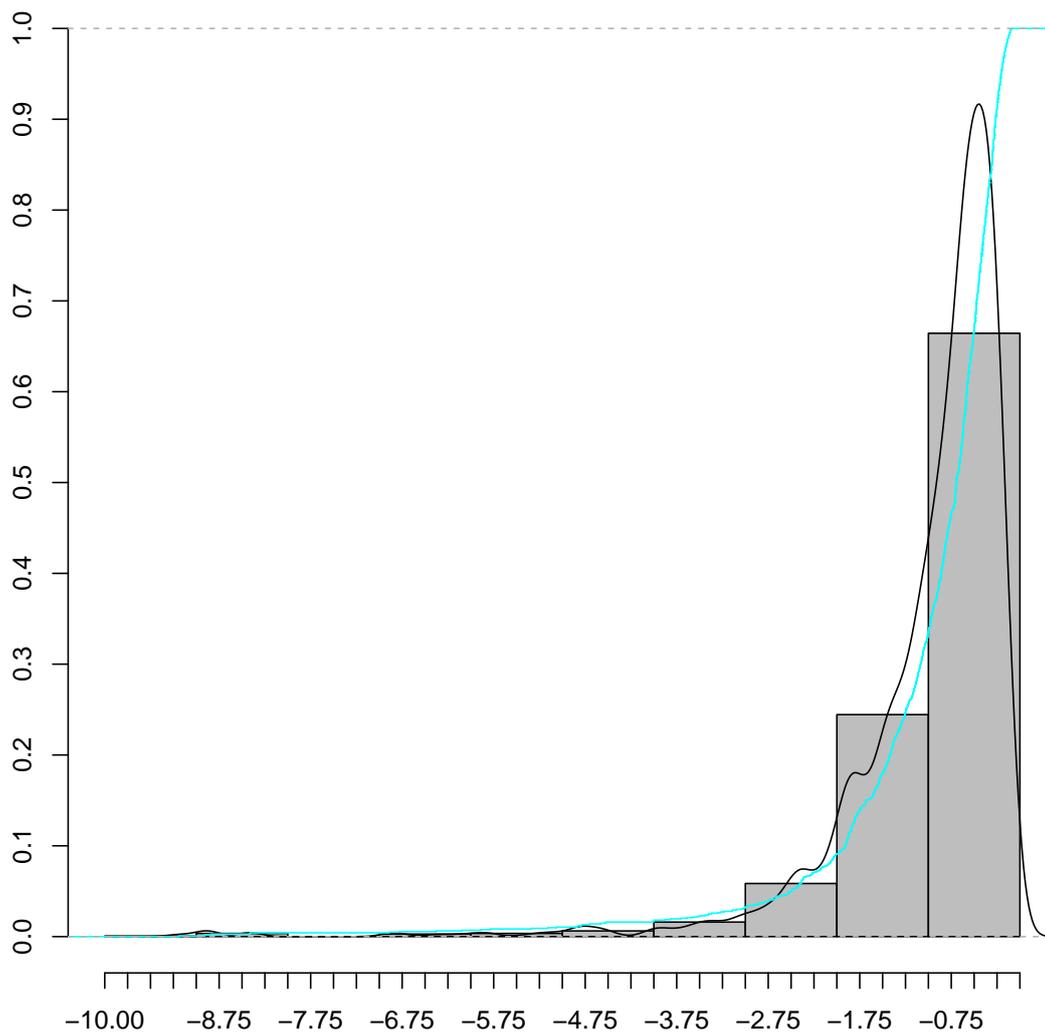
FIGURE 6 – Correspondance log-likelihood/itérations



### Annexe 7. Répartition des élasticités estimées - modèle initial

Pour l'ensemble des graphiques suivants, on représente la distribution empirique des élasticités estimées à partir des résultat du modèle initial ainsi que la densité de kernel et la fonction de distribution associées.

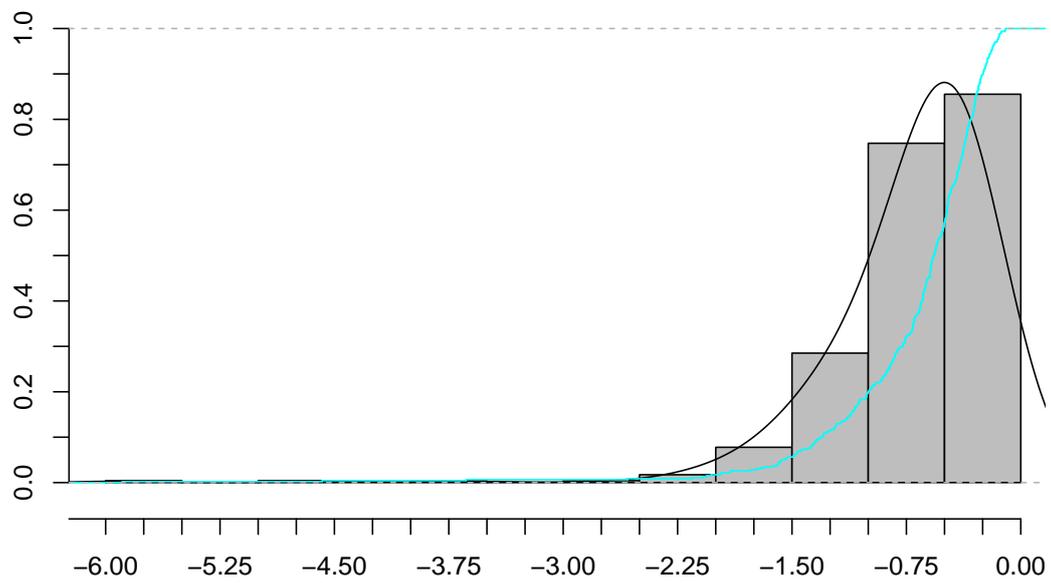
FIGURE 7 – Distribution des élasticités estimées - population totale



**Courbe noire :** Densité de Kernell pour  $K=1$ .

**Courbe cyan :** Fonction de répartition de la série.

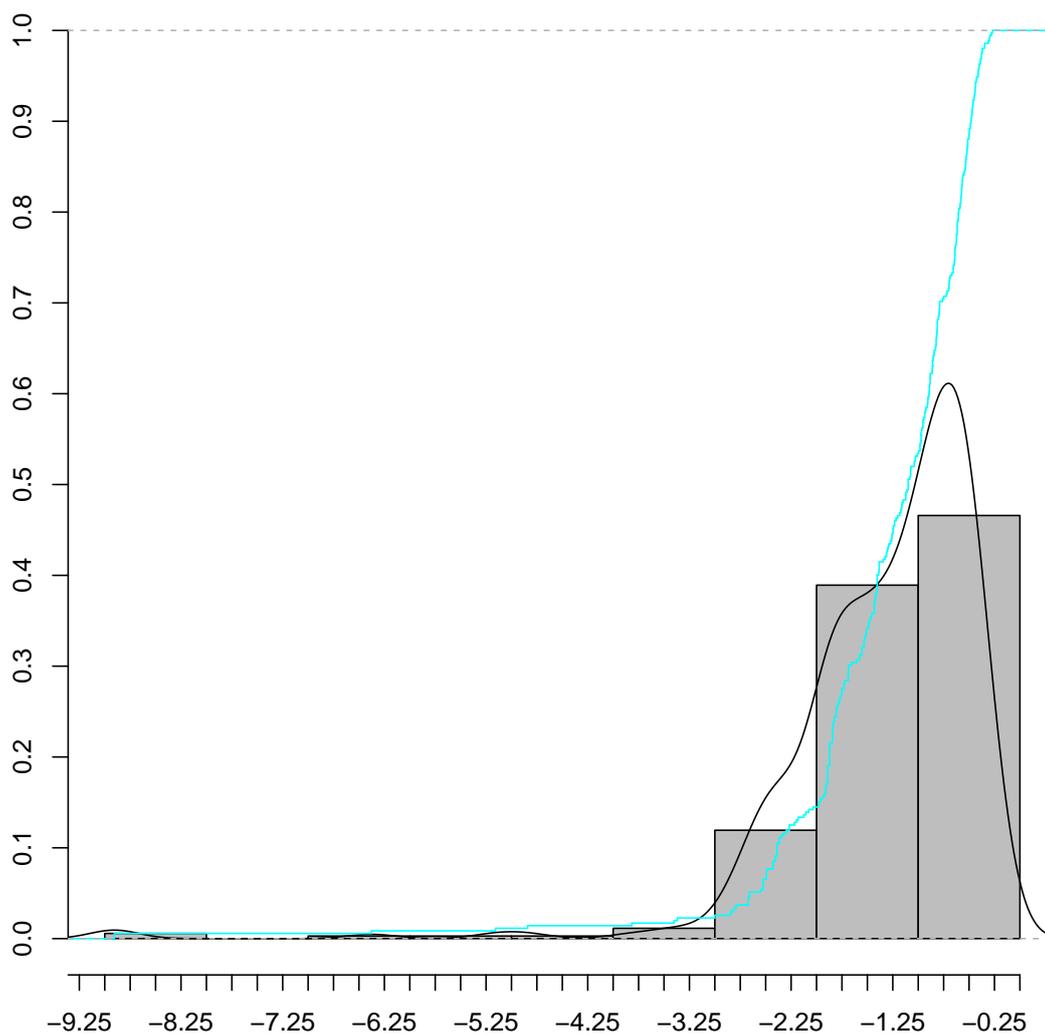
FIGURE 8 – Distribution des élasticités estimées - population des individus au kink



**Courbe noire :** Densité de Kernell pour K=3.

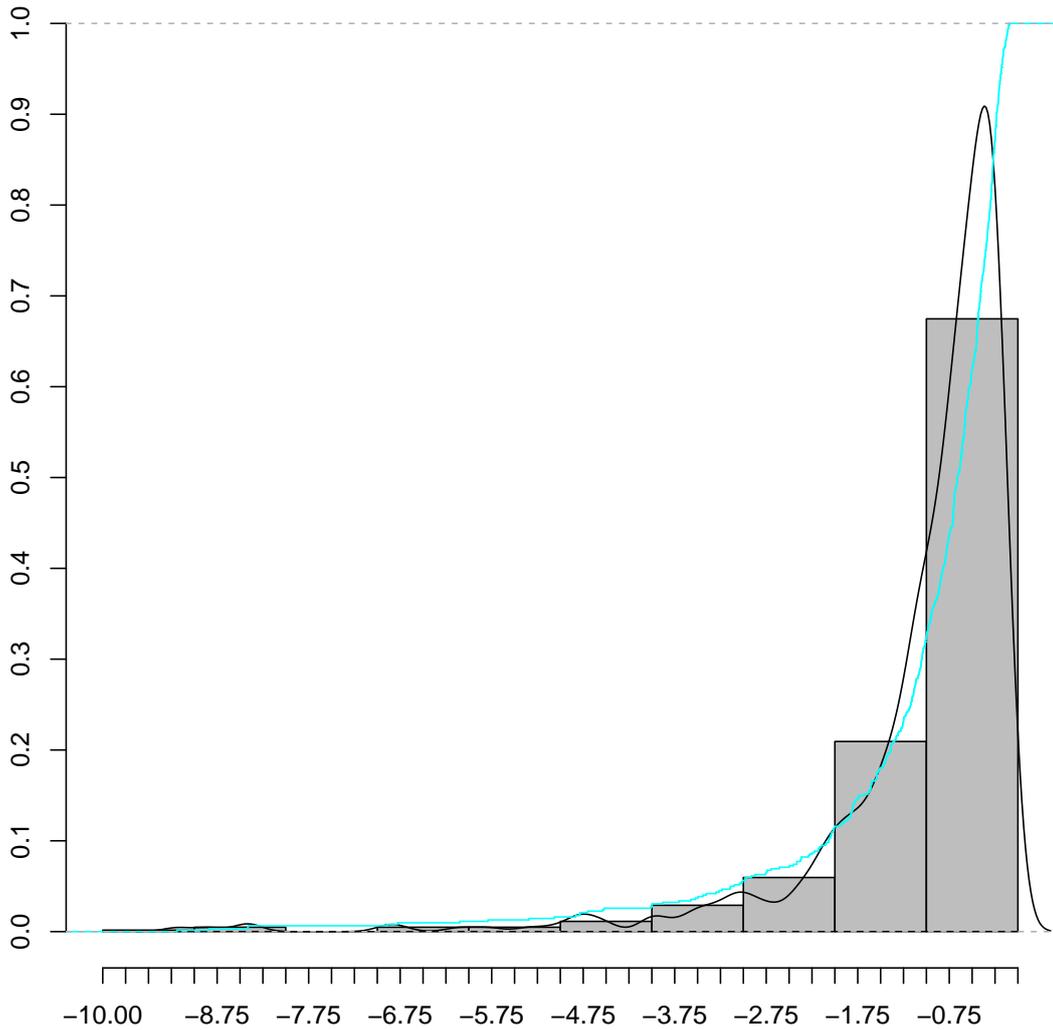
**Courbe cyan :** Fonction de répartition.

FIGURE 9 – Distribution des élasticités estimées - population des individus sur-consommateurs



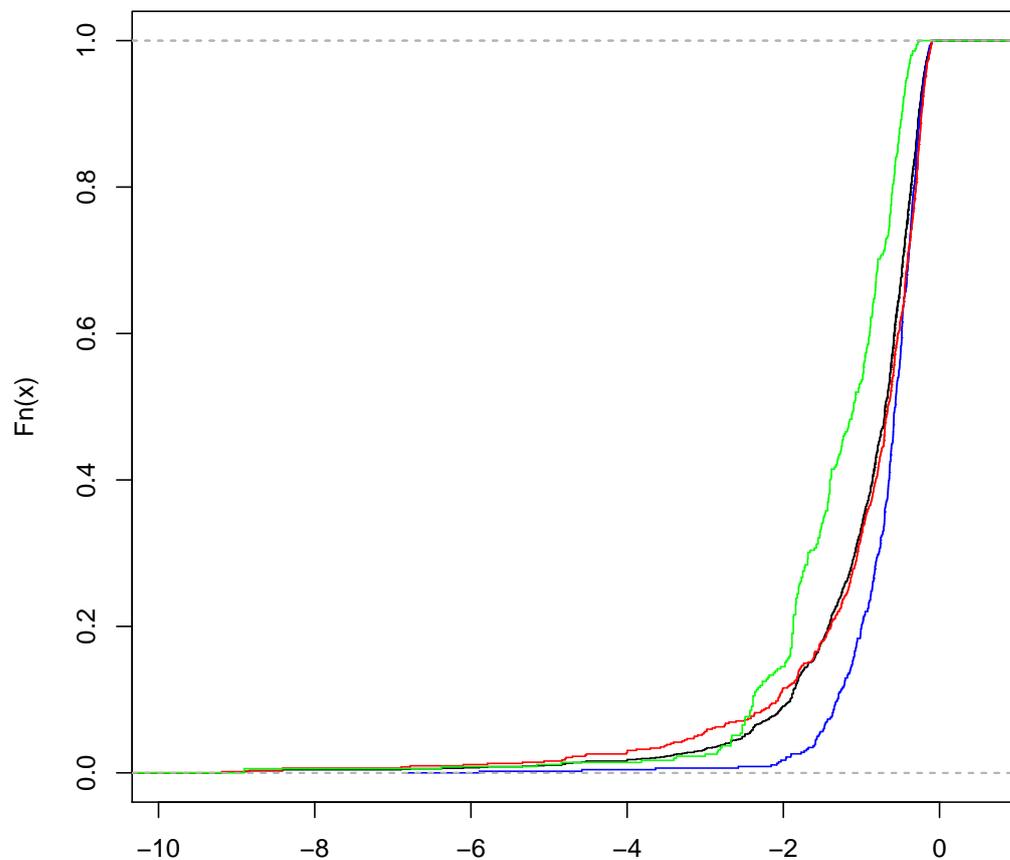
**Courbe noire :** Densité de Kernell pour  $K=3$ .  
**Courbe cyan :** Fonction de répartition.

FIGURE 10 – Distribution des élasticités estimées - population des individus sous-consommateurs



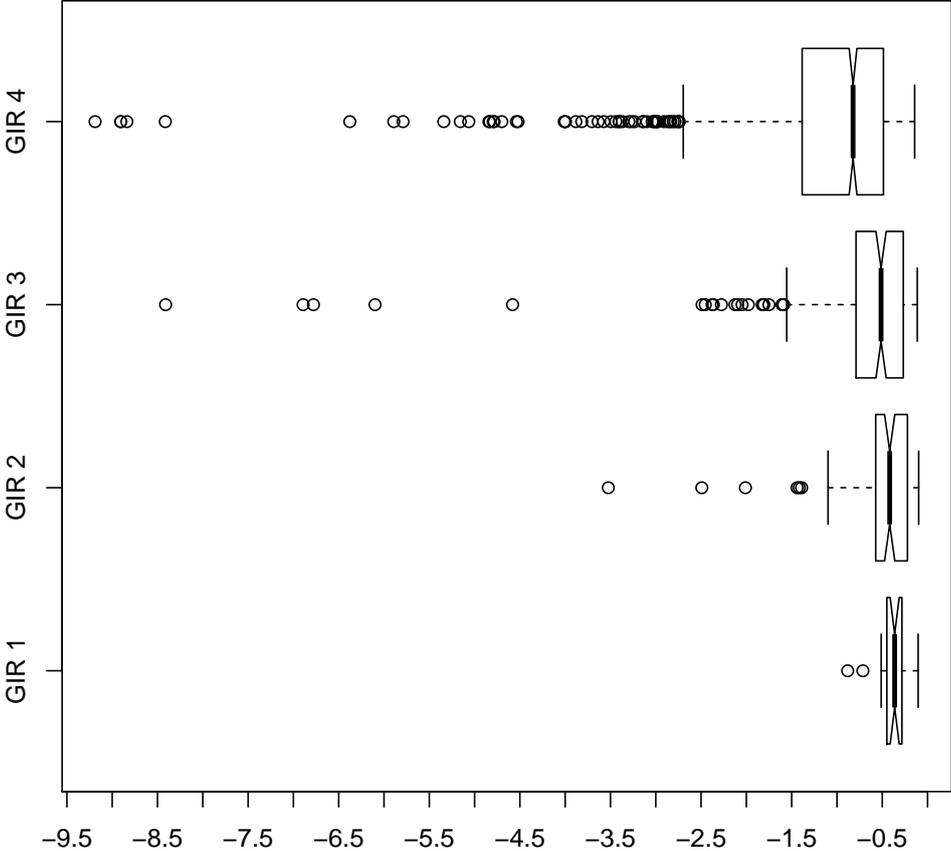
**Courbe noire en pointillés :** Densité de Kernell pour  $K=1$ .  
**Courbe noire en tiré :** Fonction de répartition.

FIGURE 11 – Fonction de répartition de la répartition des élasticité de consommation HJO au RAC en fonction des sous-populations



**Courbe noire :** Population totale; **Courbe bleue :** Population au Kink; **Courbe rouge :** Population des sous-consommateurs; **Courbe verte :** Population des sur-consommateurs

FIGURE 12 – Boite de Tukey de la répartition des élasticités estimées en fonction du GIR plafond

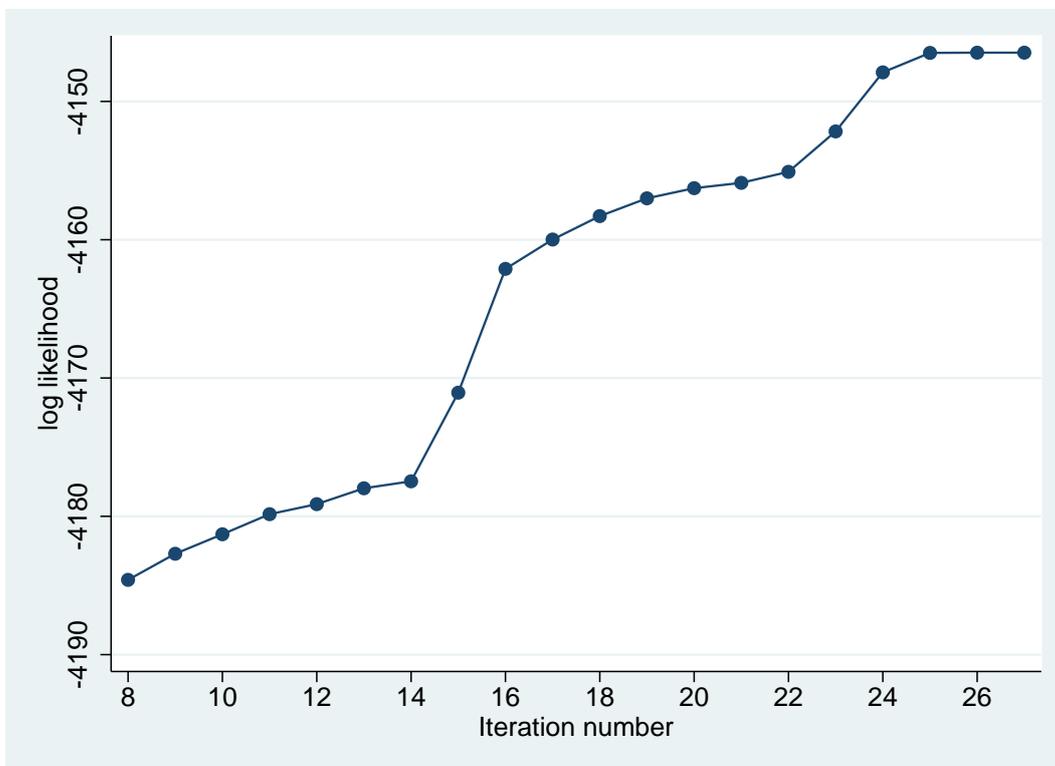


## Annexe 8. Résultat du modèle avec erreur d'optimisation aléatoire

TABLE 20 – Résultat de l'estimation du modèle avec double terme d'erreur

Coefficient	Estimation	Ecart-type	t-value	P-value	IC à 95%
$\psi_0$	27,28	0,64	42,96	0	[26,04 ; 28,53]
$\psi_1$	-2,24	0,09	-24,35	0	[-2,42 ; -2,06]
$\psi_2$	0,01	0,0008	12,20	0	[0,009 ; 0,012]
$\lambda_1$	55,51	1,07	52,08	0	[53,42 ; 57,6]
$\lambda_2$	12,69	0,78	16,35	0	[11,17 ; 14,21]
$\lambda_3$	12,47	0,62	20,03	0	[11,25 ; 13,69]
$\lambda_4$	-0,41	0,89	-0,46	0,644	[-2,163 ; 1,34]
$\lambda_5$	-3,64	0,55	-6,57	0	[-4,72 ; -2,55]
$\lambda_6$	-0,85	0,79	-1,09	0,277	[-2,4 ; 0,69]
$\lambda_7$	2	0,74	2,72	0,007	[0,56 ; 3,44]
$\lambda_8$	0,38	0,81	0,47	0,642	[-1,21 ; 1,97]
$\theta$	7,54	1,06	7,14	0	[5,47 ; 9,61]
$\sigma_\eta$	11,5	0,32	35,83	0	[10,87 ; 12,13]
$\sigma_\epsilon$	3,19	0,07	46,30	0	[3,05 ; 3,33]

FIGURE 13 – Correspondance log-likelihood/itérations

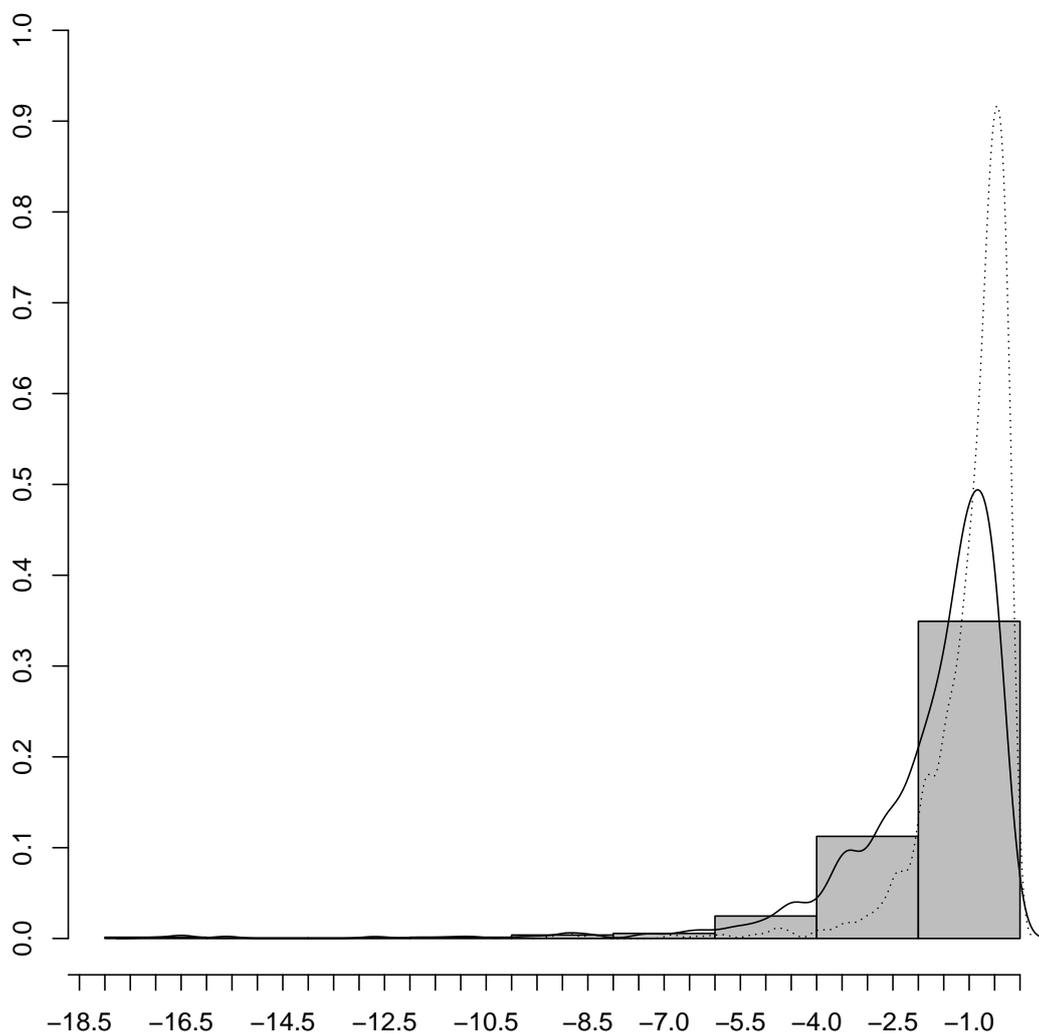


## Annexe 9. Comparaison de la répartition des élasticités estimées obtenu avec le modèle initial et le modèle avec erreur d'optimisation

Pour l'ensemble des graphiques suivants on représenta /

1. La répartition des élasticités estimées à l'aide du modèle à double terme d'erreur ainsi que la K-densité associée (courbe noire à traits pleins).
2. La répartition empirique des élasticités estimées à l'aide du modèle à double terme d'erreur (histogrammes gris)
3. la K-densité de la répartition des élasticités estimées avec le modèle initial (courbe noire à pointillés).

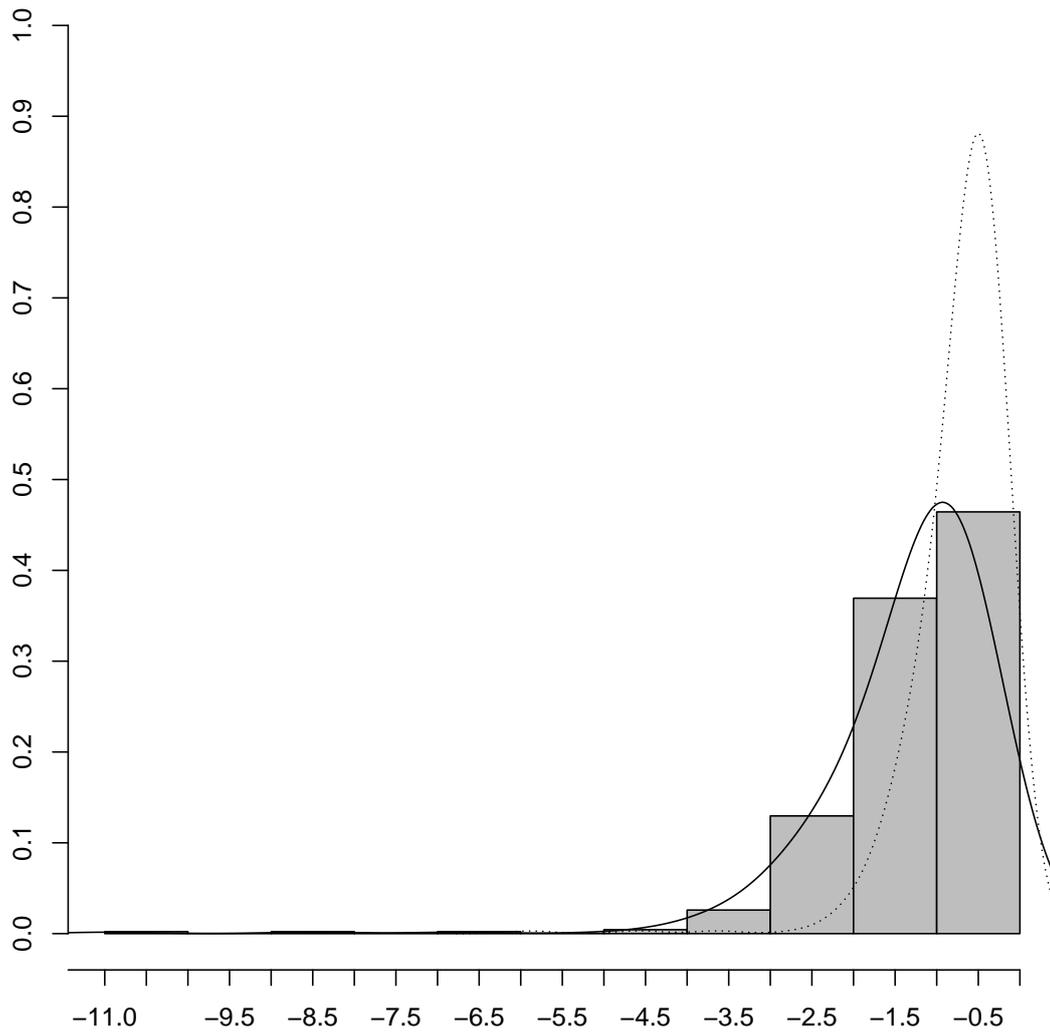
FIGURE 14 – Distribution des élasticités estimées - population totale



**Courbe noire pleine :** Densité de Kernell pour  $K=1$  de la série des élasticités estimées avec le modèle à double termes d'erreur.

**Courbe noire en pointillés :** Densité de Kernell pour  $K=1$  de la série des élasticités estimées avec le modèle reposant sur le comportement classique du consommateur.

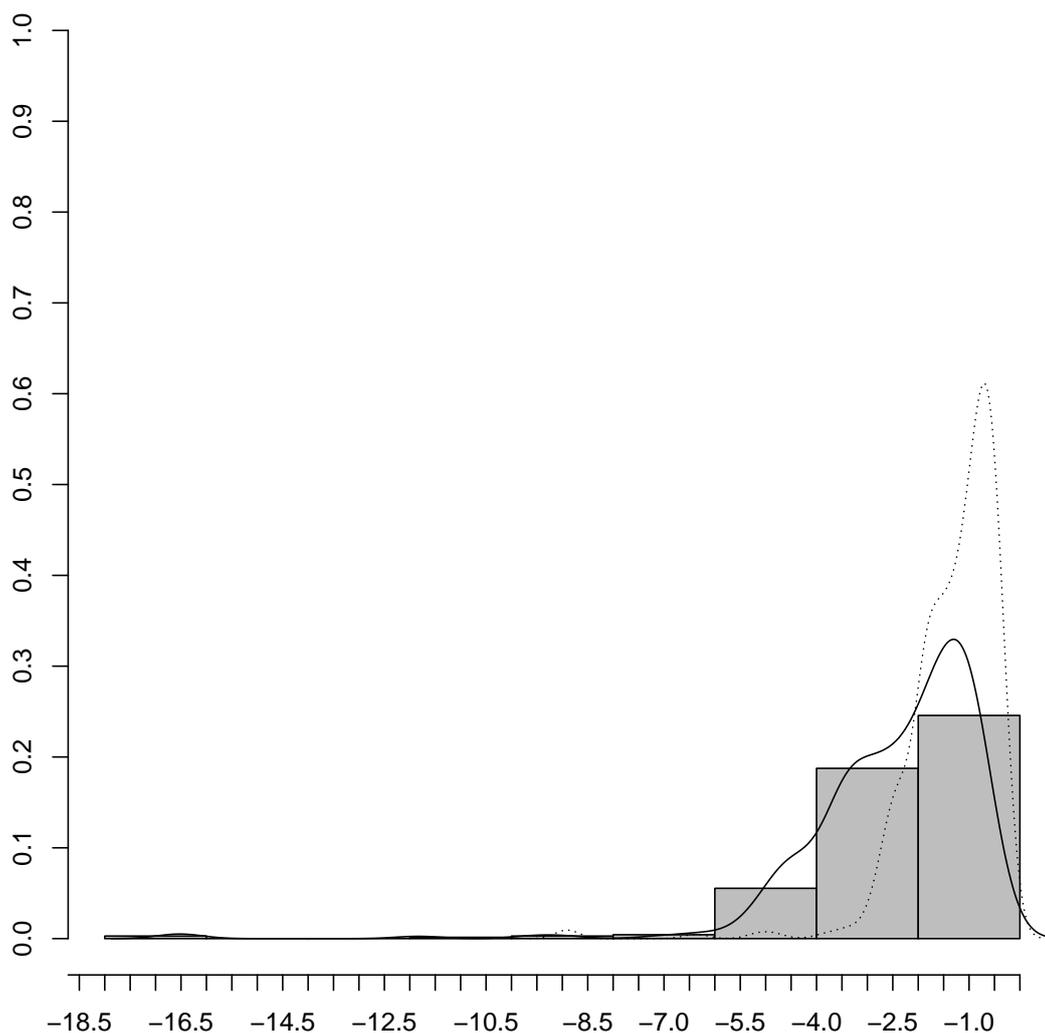
FIGURE 15 – Distribution des élasticités estimées - population des individus au kink



**Courbe noire pleine :** Densité de Kernell pour  $K=3$  de la série des élasticités estimées avec le modèle à double termes d'erreur.

**Courbe noire en pointillés :** Densité de Kernell pour  $K=3$  de la série des élasticités estimées avec le modèle reposant sur le comportement classique du consommateur.

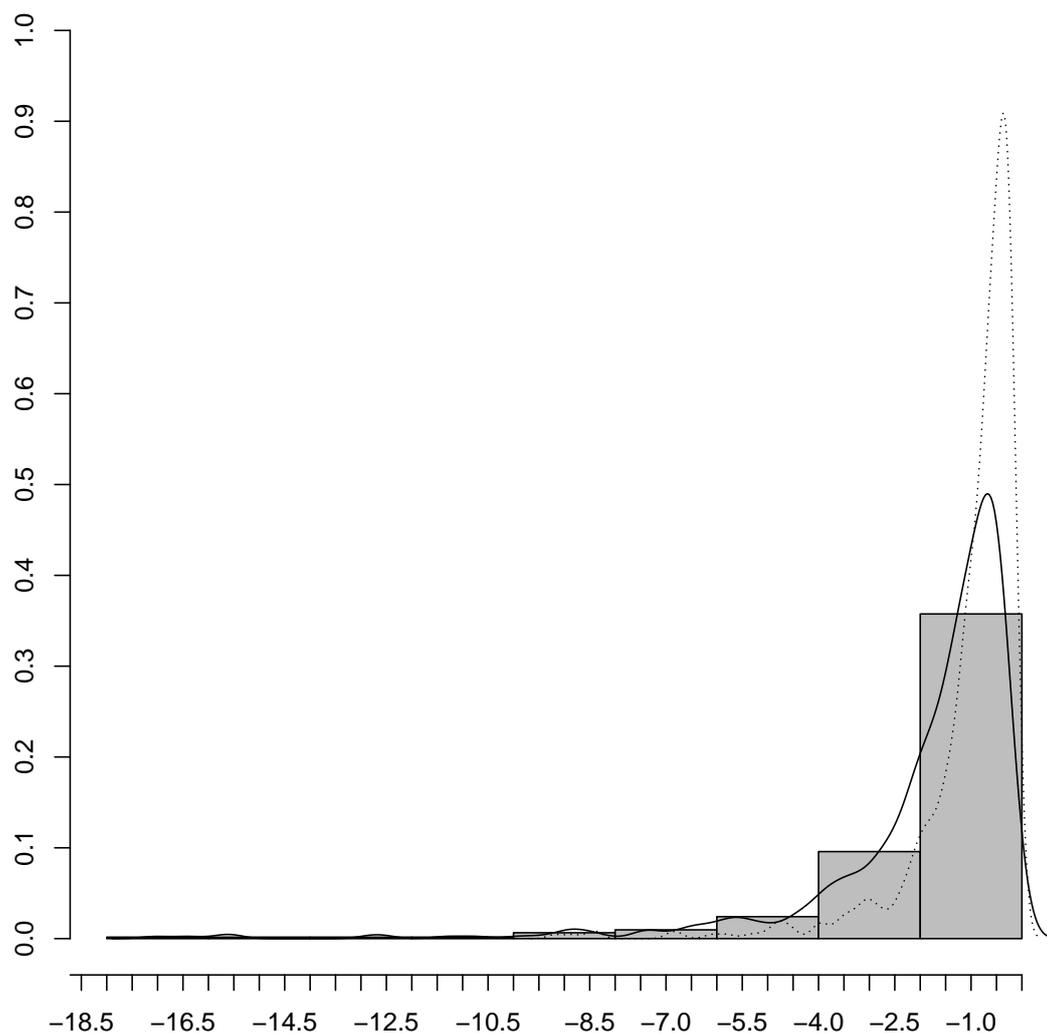
FIGURE 16 – Distribution des élasticités estimées - population des individus sur-consommateurs



**Courbe noire pleine :** Densité de Kernell pour  $K=1$  de la série des élasticités estimées avec le modèle à double termes d'erreur.

**Courbe noire en pointillés :** Densité de Kernell pour  $K=1$  de la série des élasticités estimées avec le modèle reposant sur le comportement classique du consommateur.

FIGURE 17 – Distribution des élasticités estimées - population des individus sous-consommateurs



**Courbe noire pleine :** Densité de Kernell pour  $K=1$  de la série des élasticités estimées avec le modèle à double termes d'erreur.

**Courbe noire en pointillés :** Densité de Kernell pour  $K=1$  de la série des élasticités estimées avec le modèle reposant sur le comportement classique du consommateur

FIGURE 18 – Comparaison des Boites de Tukey obtenues avec les différents modèles - population totale

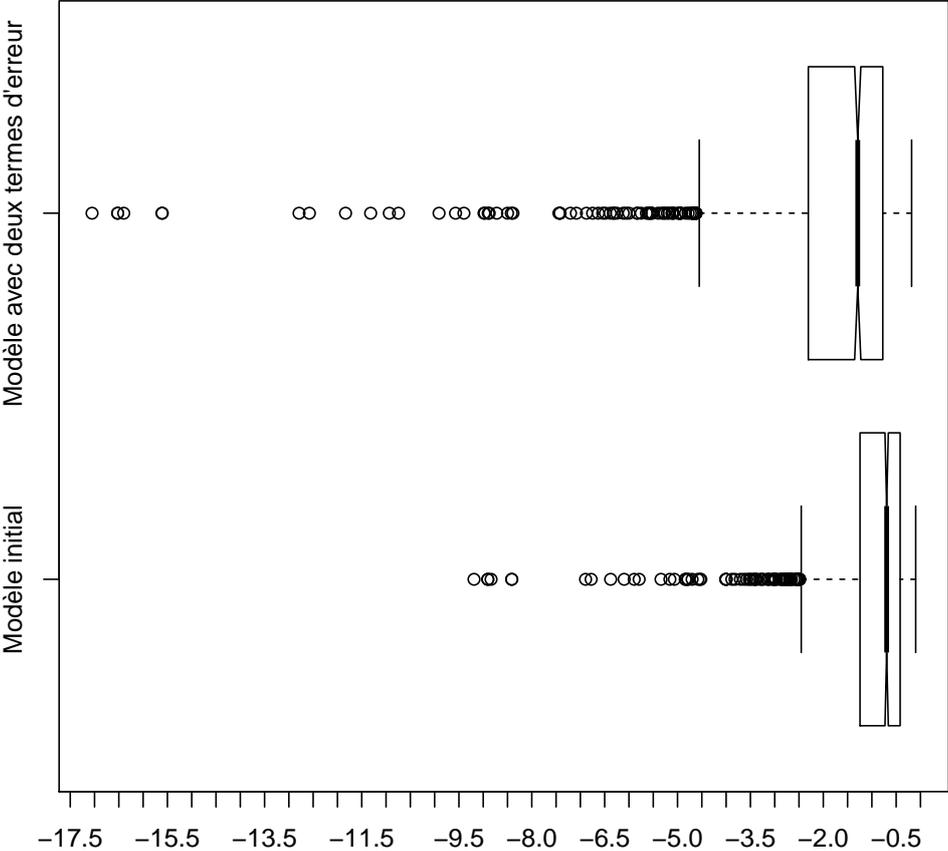
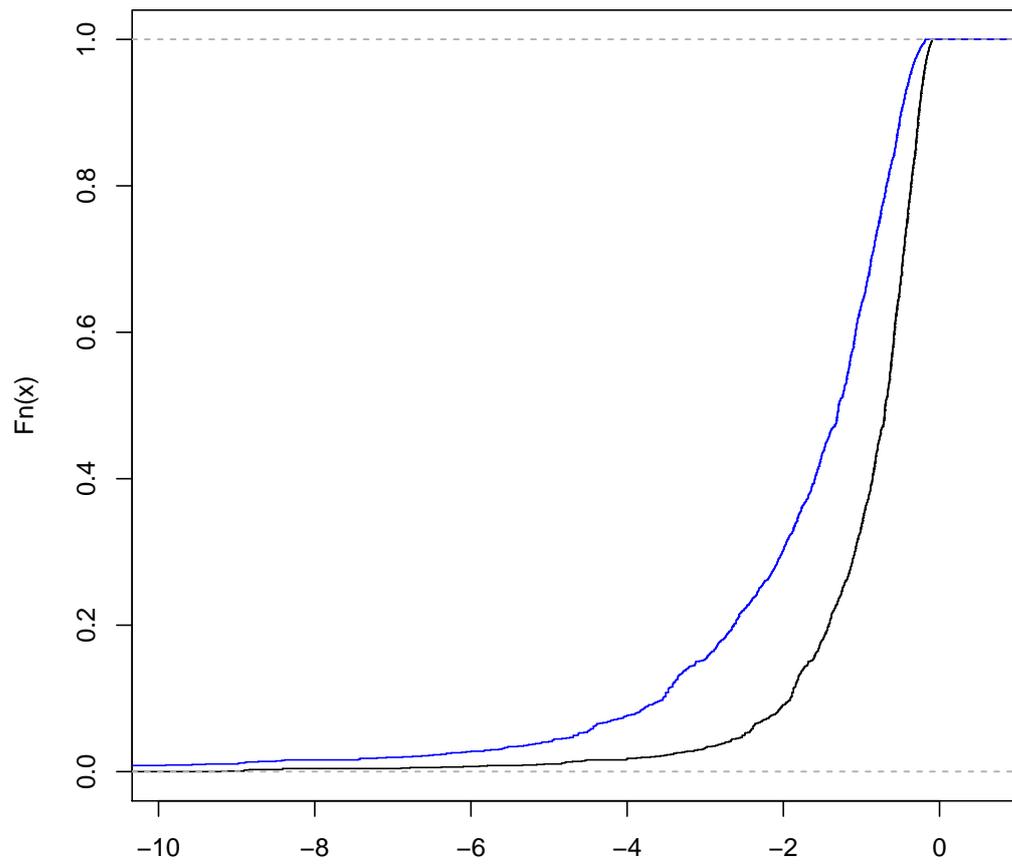
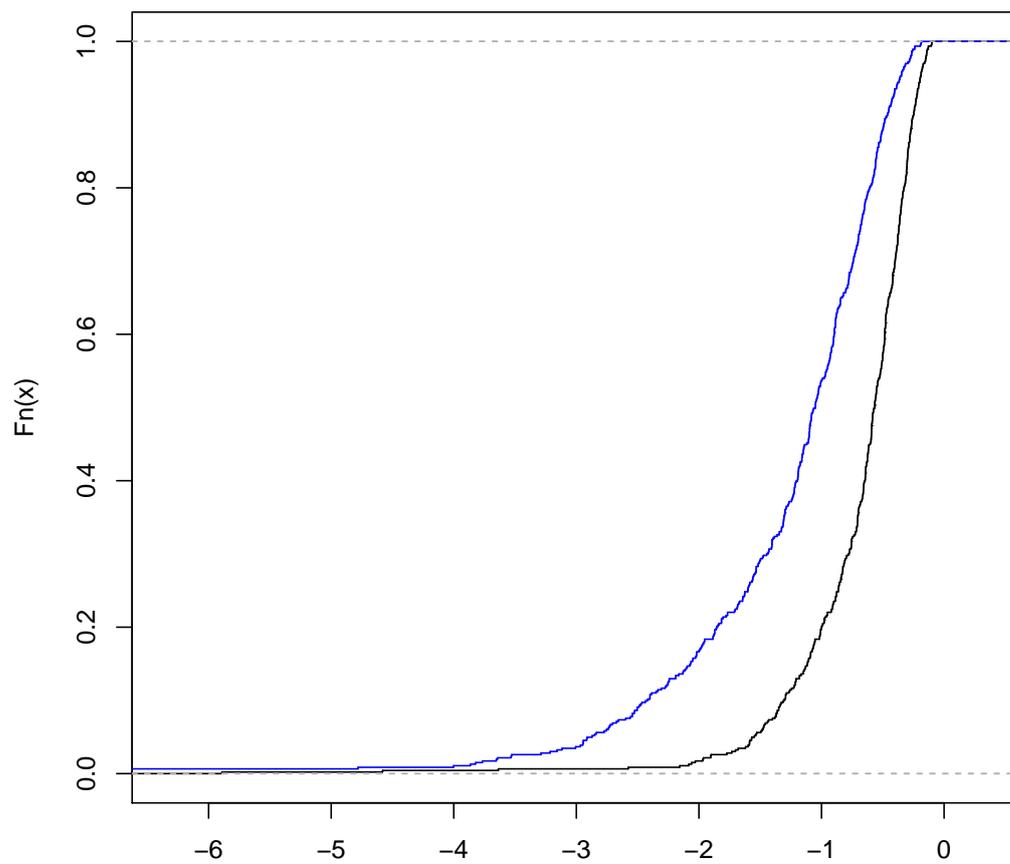


FIGURE 19 – Comparaison des fonctions de répartition - population totale



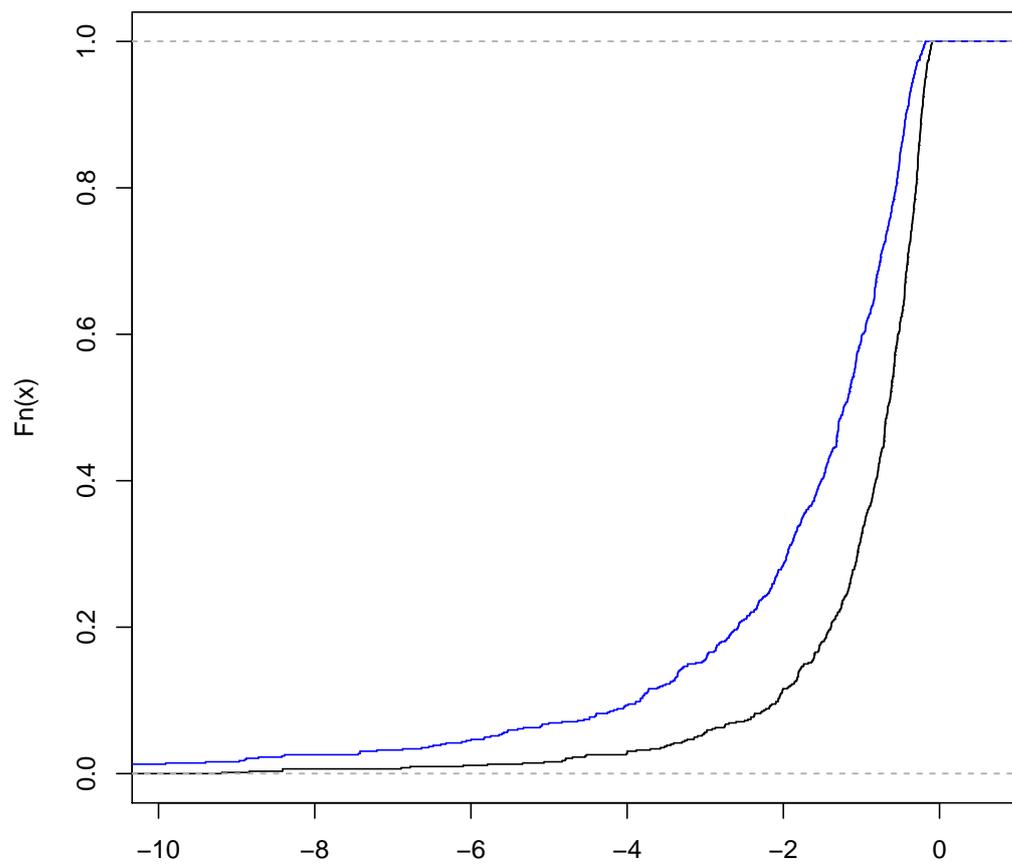
**Courbe noire :** Modèle reposant sur le comportement classique du consommateur; **Courbe bleue :** Modèle avec erreur d'optimisation

FIGURE 20 – Comparaison des fonctions de répartition - population au kink



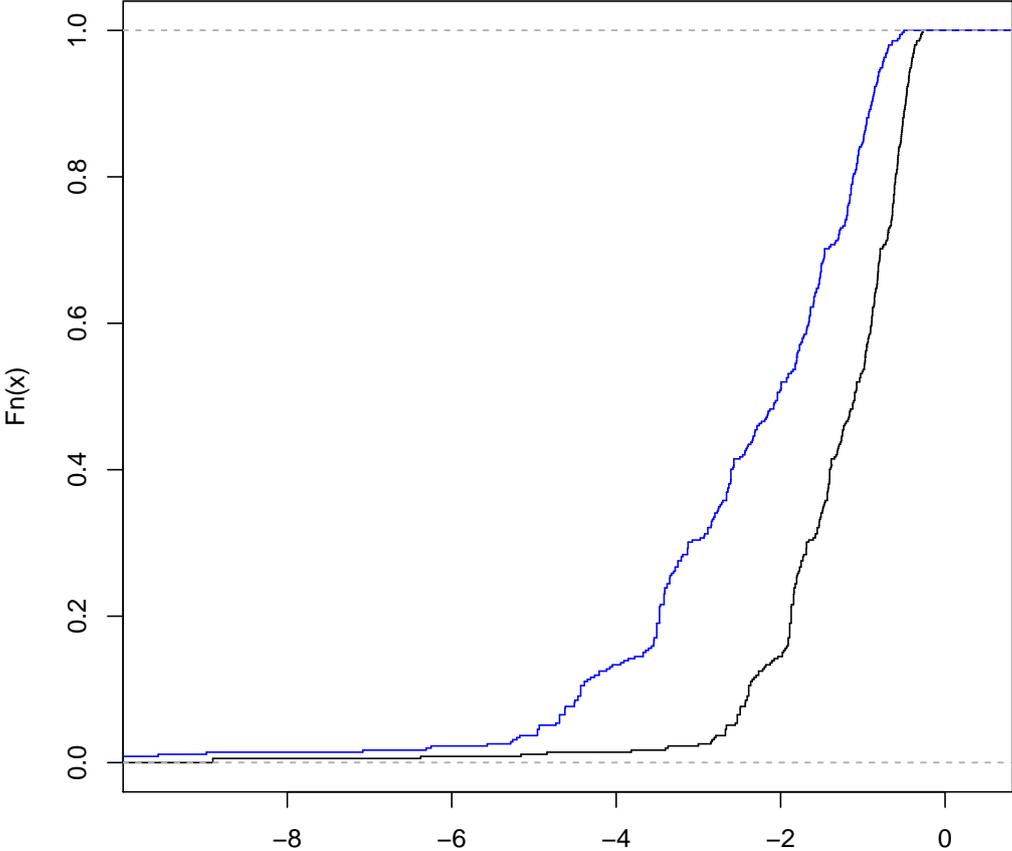
**Courbe noire :** Modèle reposant sur le comportement classique du consommateur; **Courbe bleue :** Modèle avec erreur d'optimisation

FIGURE 21 – Comparaison des fonctions de répartition - population des sous-consommateurs



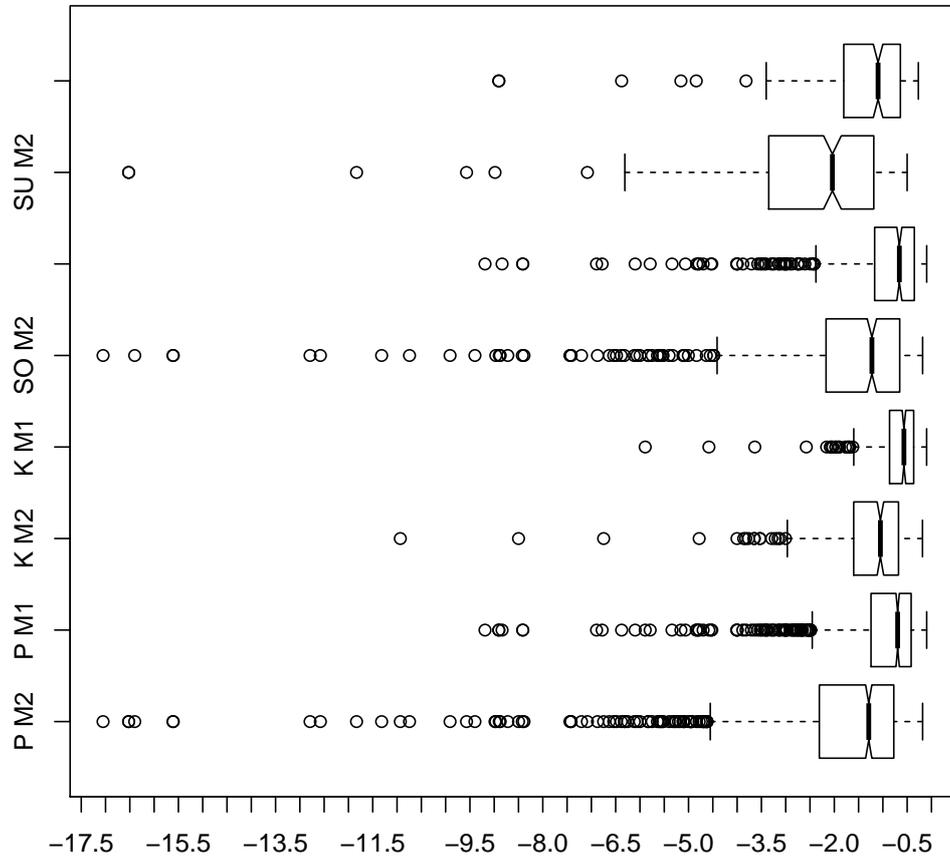
**Courbe noire :** Modèle reposant sur le comportement classique du consommateur ; **Courbe bleue :** Modèle avec erreur d'optimisation

FIGURE 22 – Comparaison des fonctions de répartition - population des surs-consommateurs



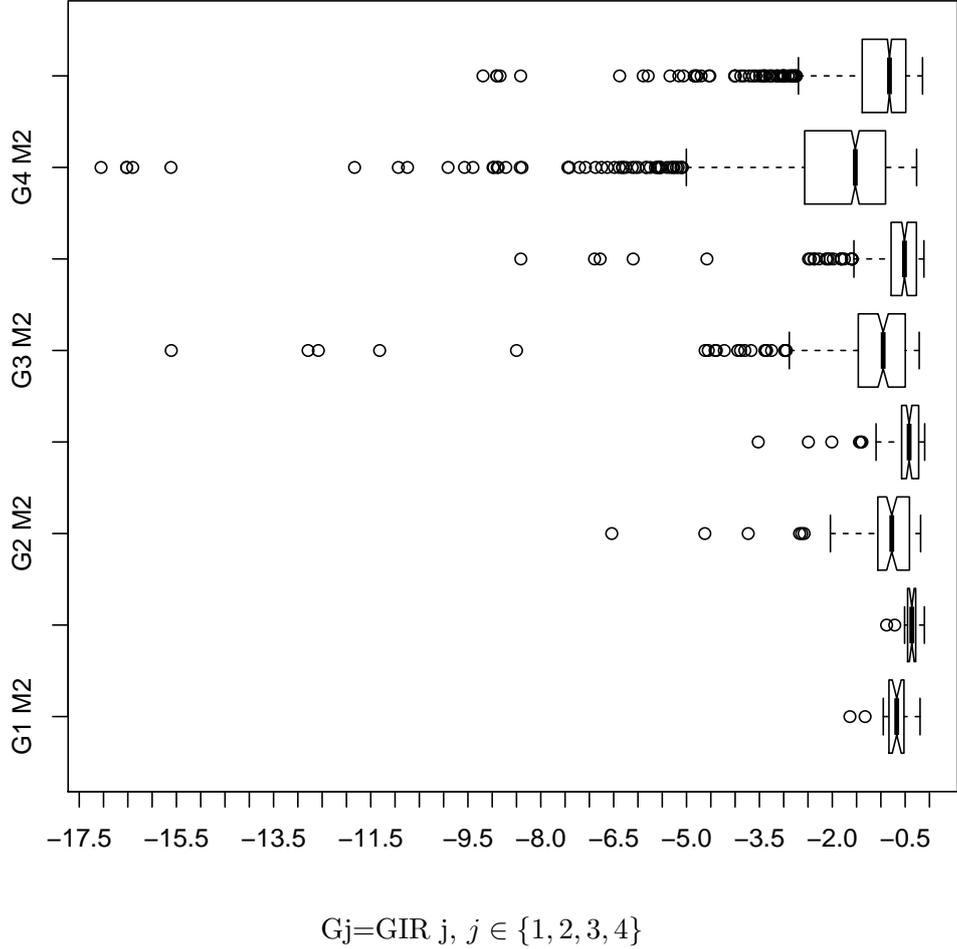
**Courbe noire :** Modèle reposant sur le comportement classique du consommateur ; **Courbe bleue :** Modèle avec erreur d'optimisation

FIGURE 23 – Comparaison des Boîtes de Tukey obtenues avec les différents modèles en fonction du segment optimal



**PM<sub>j</sub>** : Population totale avec effet marginal estimé à l'aide du modèle j ; **K M<sub>j</sub>** idem mais pour la population au kink ; **SO M<sub>j</sub>** : idem mais pour les sous-consommateurs ; **SU M<sub>j</sub>** idem mais pour les surconsommateurs. j=1 : modèle avec un seul terme d'erreur ; j=2 : modèle avec deux termes d'erreur.

FIGURE 24 – Comparaison des Boites de Tukey obtenues avec les différents modèles en fonction du GIR



## Bibliographie

- L. Arnault and A. Goltz. Can formal home care reduce the burden of informal care for elderly dependents? evidence from france. *Working paper, Université de Dauphine*, (3/2014) :27, Mars 2014.
- M. Bonnet. Pour une prise en charge collective, quel que soit leur âge, des personnes en situation de handicap. *Avis et rapport du conseil économique et social*, 6(6) :156, mars 2004.
- F. Borderies and F. Trespeux. Les bénéficiaires de l'aide sociale départementale en 2010. *Etudes et Résultats*, Janvier 2012.
- C. Boureau-Dubois, A. Gramain, H. Lim, and J. Xing. Impact du reste à charge sur le volume d'heures d'aide. *Working paper, Centre d'Economie de la Sorbonne*, (2014-24) :26, Mars 2014.
- C. Catherine, V. Benjamin, and P. Warin. L'apa : utilisation des plans d'aide, adhésion aux services rendus. 2011.
- J.-M. Charpin and C. Tlili. Perspectives démographiques et financières de la dépendance. *Rapport du groupe numéro 2 sur la prise en charge de la dépendance, Ministère des solidarités et de la cohésion sociale*, Juin 2011.
- F. Colombo, A. Llana-Nozal, J. Mercier, and F. Tjadens. Besoin d'aide ? la prestation de services et le financement de la dépendance. *Études de l'OCDE sur les politiques de santé*, Octobre 2011.
- C. de la Maisonneuve and J. O. Martins. The future of health and long-term care spending. *OECD Journal : Economic Studies*, (2014/1), 2014.
- M. Duée and C. Rebillard. La dépendance des personnes âgées : une projection en 2040. *Données sociales : La société française*, 2006.
- B. Ennuyer. Enjeux de sens et enjeux politiques de la notion de dépendance. *Gérontologie et société*, 2(145) :264, juillet 2013.
- A. Gramain and J. Xing. Tarification publique et normalisation des processus de production dans le secteur de l'aide à domicile pour les personnes âgées. *Revue française des affaires sociales*, 3(2) :218–243, Février 2012.
- C. Gucher, S. Alvarez, C. Chauveaud, D. Laforgue, and P. Warin. Non-recours et non adhésion : la disjonction des notions de qualité de vie et qualité de l'aide à domicile. *Rapport de recherche*, page 294, Mars 2011.
- B. Hafid, D. B. Valérie, L. Bernard, and M. Nathalie. Etude sur l'utilisation partielle ou la non utilisation de l'aide accordée au travers de l'apa à domicile. 2014.
- R. Hege. La demande d'aide à domicile est-elle sensible au reste-à-charge : une analyse multi-niveaux sur données françaises. *Working paper, Centre d'Economie de la Sorbonne*, 2016.
- R. Moffitt. The econometrics of piecewise-linear budget constraints : A survey and exposition of the maximum likelihood method. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(3) :317–328, 1986.
- R. Moffitt. The econometrics of kinked budget constraints. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2) :119–139, 1990.
- Q. Roquebert and M. Tenand. Pay less, consume more ? estimating the price elasticity of demand for home care services of the disabled elderly. 2017, forthcoming.

- M. Tenand. Being dependent rather than disabled in france : does the institutional barrier at 60 affect care arrangements? *Travail en cours*, En cours. URL <http://www.parisschoolofeconomics.eu/fr/tenand-marianne/travaux-en-cours>.
- X. Timbeau and E. Heyer. Une evaluation semi-structurelle du potentiel d'activité pour la france. Sciences po publications, Sciences Po, Septembre 2015.
- P. Warin. Le non-recours :définition et typologie. *Working paper*, *Observatoire des non-recours aux droits*, 2011.
- F. Weber. *HANDICAP ET DÉPENDANCE Dramas humains, enjeux politiques*. Collection du CEPREMAP. Edition Rue d'Ulm, 2011. ISBN 978-2-7288-0462-7.