

L'impact d'un programme social sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés en France

The Impact of a Social Programme on the Healthcare Consumption of Elderly Self-Employed Workers in France

Estelle Augé* et Nicolas Sirven**

Résumé – L'objectif du Programme d'actions pour une retraite indépendante (PARI), lancé en 2015 par le Régime social des indépendants, est de proposer une triple démarche, globale, proactive et ciblée, visant à favoriser le recours à différentes aides sociales des artisans et commerçants âgés de 60 à 79 ans dans une logique de prévention de la perte d'autonomie. L'hypothèse centrale est que l'élasticité de la demande de biens et services médicaux est sensible aux aides sociales. L'objectif de ce travail est d'évaluer l'impact causal du programme PARI sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés par une méthode de doubles différences. L'identification de l'effet repose sur une mise en œuvre du programme PARI dans les régions volontaires. Les résultats indiquent que le programme permet de réduire les comportements de soins ponctuels au profit d'une relation plus régulière avec le système de soins.

Abstract – *The aim of the Programme d'Actions pour une Retraite Indépendante (PARI), launched in 2015 by the Régime Social des Indépendants (Social security scheme for self-employed workers – RSI), is to propose a threefold, global, proactive and targeted approach to promote the use of various social assistance by craftsmen and merchants aged 60 to 79 with a view to preventing loss of autonomy. The central assumption is that the elasticity of demand for medical goods and services is sensitive to social assistance. The aim of this work is to assess the causal impact of the PARI programme on the healthcare consumption of elderly self-employed workers using a difference-in-differences method. The identification of the effect is based on the implementation of the PARI programme in volunteers' regions. The results indicate that the programme reduces one-off healthcare behaviours in favour of a more regular relationship with the healthcare system.*

JEL: I12, I18, I14

Mots-clés : demande de soins, aides sociales, doubles différences

Keywords: demand for healthcare, social assistance, difference-in-differences

* Irdes (Institut de recherche et documentation en économie de la santé) ; ** Univ Rennes, EHESP, CNRS, Inserm, Arènes - UMR 6051, RSMS - U1309 ; Irdes. Correspondance : auge@irdes.fr

Ce travail a été financé par le Régime social des indépendants (RSI). Les auteurs remercient les membres du RSI qui ont contribué à la mise en œuvre et à l'accompagnement de ce projet, en particulier, Antoinette Salama, Frédéric Bergounioux et Jean-Xavier Pietri. Les auteurs souhaitent également remercier les participants des 43^e Journées des économistes de la santé français (JESF, Dec. 1-3, 2021), du Colloque international sur la retraite et le vieillissement, Caisse des dépôts – Université de Paris 1 – l'Institut des politiques publiques (Oct. 7-8, 2021), de l'iHEA 2021 World Congress on Health Economics (Jul. 12-15, 2021), du 69^e Congress of the French Economic Association (AFSE) (Jun. 8-10, 2021), des 37^e Journées de Microéconomie Appliquée (Jun. 3-4, 2021), de la 5^e journée doctorale du LIRAES (Mar. 25, 2021), de la 2021 ADRES Doctoral Conference (Jan. 28-29, 2021), de la 5^e conférence d'évaluation des politiques publiques, AFSE – Direction générale du Trésor (Dec. 12, 2021) et des Mardis de l'Irdes (Jun. 18, 2019).

Reçu en mars 2023, accepté en février 2024.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Augé, E. & Sirven, N. (2024). The Impact of a Social Programme on the Healthcare Consumption of Elderly Self-Employed Workers in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 79–98. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2112

La loi relative à l'adaptation de la société au vieillissement (ASV) du 1^{er} janvier 2016, ambitieuse de répondre aux défis du changement démographique en France par la mobilisation de l'ensemble des politiques publiques : transports, aménagements urbains, logement, et bien entendu, protection sociale. Les actions engagées dans ce cadre reposent sur deux principaux piliers : la compensation de la perte d'autonomie, ayant notamment donné lieu à une réforme de l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) à domicile (Bozio *et al.*, 2016) et la modification de la tarification dans les Ehpad¹ (Xing-Bongioanni, 2021) ; et la prévention en amont du processus de perte d'autonomie, ayant contribué au développement de nombreux programmes à destination des personnes fragiles menés par les divers régimes de protection sociale. À titre d'exemple, le programme PARI (Programme d'Actions pour une Retraite Indépendante), initié par le Régime Social des Indépendants² (RSI) en 2015 auprès des artisans et commerçants âgés de 60 à 79 ans, fait figure de modèle³. Quels sont les besoins spécifiques de cette sous-population et comment ce programme ambitieux d'y répondre ?

Les travailleurs indépendants se caractérisent en général par un meilleur état de santé (Sewdas *et al.*, 2018 ; Algava *et al.*, 2013 ; Stephan & Roesler, 2010). Le modèle de demande en santé (Grossman, 1972) prédit dans ce cas que les efforts de prévention sont plus importants parce que le temps (en bonne santé) requis pour les activités de prévention est plus élevé. Mais comme le travail indépendant requiert davantage d'heures de travail que le travail salarié (Hyytinen & Ruuskanen, 2007), le temps de travail se substitue à celui dédié à la prévention. Or, le travail indépendant est plus stressant (Lewin-Epstein & Yuchtman-Yaar, 1991), cause de la fatigue émotionnelle (Jamal, 2007) et induit des problèmes de santé spécifiques (Park *et al.*, 2019). Exercer une activité indépendante induit une dépréciation plus forte du capital santé, surtout chez les artisans et commerçants (Crasset, 2022).

Dans le cadre classique du modèle de Karasek (1979), le travail indépendant est un « emploi actif » (Nikolova, 2019 ; Hessels *et al.*, 2017 ; Stephan & Roesler, 2010) qui oppose à une forte « demande » en matière de conditions de travail, un fort contrôle compte tenu de l'autonomie, de la flexibilité et de l'utilisation de diverses compétences (Hundley, 2001) qui lui sont inhérents. Le modèle de Karasek (1979) de stress au travail analyse la relation

entre la demande (pression psychologique) et le contrôle (autonomie pour mener à bien les tâches et la possibilité de développer de nouvelles compétences). L'inadéquation dans l'équilibre entre la demande et le contrôle mène à quatre situations spécifiques : une faible demande et un faible contrôle (emploi passif), une forte demande et un fort contrôle (emploi actif), une faible demande et un fort contrôle (emploi peu stressant), et un faible contrôle et une forte demande (emploi très stressant). Une situation de stress au travail expose les individus à des risques de problèmes de santé (Askenazy *et al.*, 2011 ; Kuper & Marmot, 2003), tandis qu'une situation d'« emploi actif » a des effets positifs sur la santé (Tsutsumi *et al.*, 2006 ; Amick *et al.*, 2002 ; Rosvall *et al.*, 2002). La dépréciation plus rapide du capital santé invalide l'hypothèse d'un « emploi actif » favorable à la santé au profit d'une hypothèse alternative. Herber *et al.* (2020) et Rietveld *et al.* (2015) montrent ainsi que l'origine de ce meilleur état de santé des travailleurs indépendants provient d'un effet de sélection, c'est-à-dire d'un meilleur état de santé initial lors de l'entrée dans ce mode d'emploi.

Contrairement aux prédictions du modèle de demande en santé, on n'observe pas une hausse de la demande de soins instantanée : les études montrent qu'à besoin de soins identiques, les travailleurs indépendants consomment moins de soins par rapport aux autres catégories socioprofessionnelles (Gruber & Kiesel, 2010 ; Riphahn *et al.*, 2003), surtout durant leur vie active (Pfeifer, 2013) avec un effet de rattrapage au moment du passage à la retraite (Augé & Sirven, 2021 ; Lucifora & Vigani, 2018 ; Bíró, 2016 ; Boaz & Muller, 1989). L'hypothèse est que la charge de travail supérieure des indépendants pèse également sur le temps dédié aux soins (pour une adaptation du modèle de Grossman dans ce

1. Les Ehpad (Établissements d'hébergement pour personnes âgées dépendantes) sont des maisons de retraite médicalisées qui proposent un accueil en chambre. Les Ehpad s'adressent à des personnes généralement âgées qui ont besoin d'aide et de soins au quotidien.

2. La protection sociale française est divisée en plusieurs régimes obligatoires selon la situation professionnelle de l'assuré. Le Régime Social des Indépendants (RSI) concernait les artisans, les commerçants, certaines professions libérales et les chefs d'entreprise. Le RSI a été créé en 2005. Il regroupait l'assurance maladie, les pensions retraites, l'invalidité et le décès. Le 28 septembre 2017, le gouvernement a annoncé la fin du RSI. Au 1^{er} janvier 2020, il a été absorbé par le Régime général. La fin du RSI a signé la fin du programme PARI. Néanmoins, l'Assurance maladie développe des démarches d'aller-vers, comme les missions accompagnement santé, pour ses bénéficiaires, y compris les travailleurs indépendants à présent, ce qui ouvre la possibilité de nouvelles évaluations pour corroborer les connaissances acquises de l'expérience PARI dans la construction de nouvelles politiques publiques.

3. Le Prix de l'Innovation et du Développement Durable, rebaptisé depuis Grand prix de l'innovation, est décerné tous les ans par l'Union des caisses nationales de la sécurité sociale (Ucanss). En 2017, le programme PARI a été lauréat du concours dans la catégorie « Innovation en matière d'optimisation de la performance publique », ex-aequo avec la Caisse Nationale d'assurance Maladie pour la création des observatoires territoriaux de la fragilité.

cadre, voir Galama & Kapteyn, 2011)⁴. L'effet de rattrapage qui semble caractériser les indépendants âgés est problématique à deux niveaux. D'une part, la consommation de soins massive et soudaine à la retraite n'a peut-être pas le même rendement sur la santé qu'un recours régulier aux services de santé. D'autre part, la logique de rattrapage installe les travailleurs indépendants dans un comportement de recherche de soins aigus et ponctuels, assez éloignée de la logique de détection précoce et de prévention.

L'enjeu de santé publique interroge ici les économistes quant aux incitations à mettre en œuvre et qui pourraient modifier les comportements en santé des travailleurs indépendants au moment du passage à la retraite, notamment dans leur recours plus régulier aux services de santé. Le programme PARI propose une démarche ambitieuse reposant sur un accès facilité à une offre globale d'aides sociales légales (relevant de la solidarité nationale) et extra-légales (c'est-à-dire propres au RSI) en faveur des personnes âgées vulnérables bénéficiaires du RSI. L'hypothèse centrale est que l'élasticité de la demande de biens et services médicaux est sensible aux aides sociales. D'une part, l'amélioration de la couverture complémentaire – via l'aide pour une complémentaire santé (ACS) et la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) (désormais regroupées au sein de la Complémentaire santé solidaire ou CSS, depuis 2019) – génère un effet prix tel que la demande de santé augmente (Jusot *et al.*, 2019 ; Jess, 2015) dans un système de santé où l'absence de couverture santé expose à de forts risques financiers (Geoffard, 2016). Cet effet pourrait être d'autant plus important au moment du passage à la retraite où les contrats d'assurance santé sont souvent renégociés. D'autre part, des subventions sociales telles que le revenu de solidarité active (RSA), les secours pécuniaires, les allocations logement, etc. génèrent un effet revenu favorisant la demande des biens supérieurs, comme la santé. En plus de l'effet quantité, l'effet revenu peut également améliorer la pertinence des soins et modifier la structure de la consommation de soins au bénéfice d'un meilleur parcours de soins. Par exemple, Rapp *et al.* (2015) montrent que des aides sociales, comme l'APA, diminuent le recours aux urgences en France et Costa-Font *et al.* (2018) font le même constat dans le contexte espagnol.

Afin d'améliorer l'efficacité du programme PARI, le RSI a envisagé une triple démarche, globale, proactive et de ciblage des personnes à risque. Le ciblage consiste à limiter l'effet d'auto-sélection qui s'observe au travers d'une surreprésentation

des individus en bonne santé dans les programmes de prévention (Buchmueller, 2009) et de ne proposer l'intervention qu'à un échantillon de personnes ayant des risques connus et définis au préalable. Il est ainsi possible pour le RSI d'entrer en contact directement avec les personnes cibles, sans attendre que celles-ci se présentent d'elles-mêmes au guichet du RSI. Il s'agit d'une approche proactive dite d'« aller-vers », dont l'objectif est de maximiser le recours aux aides sociales des personnes en ayant potentiellement le plus besoin, en réduisant le coût lié à la complexité des démarches administratives de recherche et de demande des différentes prestations sociales disponibles. Même si les artisans et les commerçants sont protégés par le RSI, leur recours aux différentes prestations sociales peut être limité pour diverses raisons : (i) un manque d'information, notamment quant à l'éligibilité ; (ii) des bénéfices de l'aide inférieurs aux coûts que doit supporter la personne (stigmatisation, coût de transaction – dont le coût d'opportunité principalement présent chez les travailleurs indépendants (Janssen, 1992 ; Boaz & Muller, 1989)) ; et (iii) des préférences (spécifiques chez les travailleurs indépendants, voir Ekelund *et al.*, 2005) et des barrières psychologiques telles que procrastination et aversion psychologique aux démarches administratives. Enfin, le programme PARI propose une approche globale (Lautman, 2013) fondée sur une offre individualisée de l'ensemble des prestations existantes (aides légales et extra-légales) rendue possible par la coordination d'une multitude d'acteurs issus des domaines sanitaires et sociaux au sein du RSI et sur le territoire. Ce mode de coordination rendu possible par la collaboration des différents régimes de protection sociale constitue un enjeu majeur pour l'efficacité des systèmes de santé dans les pays développés comme la France (Fraser *et al.*, 2018 ; Nolte & Pichforth, 2014). La littérature montre deux manières principales par lesquelles le programme PARI du RSI peut agir face au non-recours aux droits sociaux : la diffusion d'informations et l'assistance. D'une part, fournir des informations peut changer la manière dont les gens évaluent les avantages et les inconvénients de l'aide disponible (Chareyron

4. Galama & Kapteyn (2011) proposent une adaptation du modèle de Grossman qui permet de comprendre les comportements de santé en deux périodes des travailleurs indépendants. Les travailleurs indépendants consomment moins de soins durant les premières années de leur vie active en raison de leur meilleur état de santé initial qui refléterait l'ajustement non instantané du capital santé à sa valeur optimale. Lorsqu'un seuil minimum de santé est atteint, leurs consommations de soins augmentent avec l'âge en raison d'un taux de dépréciation du capital santé et du coût d'opportunité du temps de travail qui augmentent. En France, les travaux d'Augé & Sirven (2021) ont montré qu'en fin de carrière les travailleurs indépendants augmentent leur consommation de soins et rattrapent celle des salariés, notamment au moment de la retraite.

et al., 2018) en utilisant, par exemple, un courrier (ici, l'autoquestionnaire PARI). D'autre part, l'assistance personnalisée prévue par le programme pourrait influencer les choix des individus en rendant le programme plus attractif.

L'objectif de ce travail est d'évaluer l'impact causal du programme PARI sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés. L'identification de l'effet repose sur une mise en œuvre du programme PARI en 2015 dans quelques territoires pilotes régis par des Caisses locales du RSI volontaires (dites expérimentatrices), avant sa généralisation à l'ensemble du territoire en janvier 2017. Nous avons utilisé les données administratives du RSI de 2014 à 2016 pour éviter l'effet lié à la généralisation. Nous nous appuyons sur une approche en doubles différences pour estimer l'effet du programme PARI, à partir de modèles de panel à effets fixes. L'estimation du risque individuel pour le ciblage ayant été réalisée sur l'ensemble de la population, le groupe de contrôle est constitué des individus à risque dans les dix-huit caisses régionales non-expérimentatrices, et le groupe traité est constitué des individus ayant le même niveau de risque dans les dix caisses régionales expérimentatrices.

Le programme PARI permet de réduire les comportements de soins ponctuels au profit d'une relation plus régulière avec le système de soins. PARI s'inscrit dans une logique de favoriser le maintien à domicile des personnes âgées vulnérables dans la mesure où la structure des soins consommés des traités est modifiée au profit d'une hausse des consommations de pharmacie et de matériel médical – potentiellement liée à la prévention ou à la compensation de la perte d'autonomie. PARI semble être un exemple prometteur de programme de prévention de la perte d'autonomie comme envisagé par la loi ASV de 2016.

Notre recherche contribue à la littérature existante de plusieurs manières : (i) elle complète la littérature en pleine expansion sur la santé et la consommation de soins des travailleurs indépendants en Europe ; (ii) elle coïncide avec la littérature croissante qui montre que les aides sociales améliorent le parcours de soins ; (iii) elle suggère qu'un programme de prévention fondé sur une triple approche globale, d'aller-vers et de ciblage améliore ses chances de succès auprès de populations réticentes à la prévention. La section 1 de la présente étude propose une présentation détaillée du programme PARI, dans la phase de ciblage et de traitement. La section 2 aborde des aspects méthodologiques

liés aux modèles économétriques et aux données utilisées. Les résultats sont présentés dans la section 3 avant de conclure.

1. Le programme PARI

1.1. Ciblage de la population de référence

Le régime social des travailleurs indépendants (RSI) a mis en place le programme PARI (Programme d'Actions pour une Retraite Indépendante) en 2015 pour favoriser la prévention de la perte d'autonomie. Son caractère innovant tient à ce qu'il ne s'inscrit pas dans les principes classiques de prévention liés à une pathologie. La population de référence est définie à partir d'une double sélection. D'une part, il s'agit des individus de 60 à 79 ans – retraités, actifs, ou retraités actifs – bénéficiaires santé du régime (uniquement les assurés, pas les ayants droit) ayant un nombre de trimestres cotisés majoritaires au RSI. Dans la mesure où les retraités des professions libérales sont gérés par une autre structure, la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse des Professions Libérales (CNAVPL), le périmètre du programme PARI est restreint aux professions d'artisans et commerçants. D'autre part, un ciblage a été réalisé parmi ces individus afin de déterminer ceux ayant un risque de perte d'autonomie élevé, mais non avéré. Le score de risque a été élaboré à dire d'experts par une équipe pluridisciplinaire, à partir des données issues des bases médico-administratives du régime⁵.

Les variables utilisées pour la détermination d'un score individuel de risque sont regroupées en trois grands domaines :

- « Individuelles » : l'âge, l'activité (actif, retraité actif, retraité), le handicap (incapacité au métier et invalidité) ;

- « Médicales » : (1) les consommations médicales (les hospitalisations de plus de 8 jours, au moins un acte infirmier ou de kinésithérapie, au moins deux consultations de médecin généraliste, le nombre de prestations dentaires et ophtalmologiques, la consommation de psychotropes et l'écart de consommation entre deux semestres) (2) les situations d'affections de longue durée (ALD) (3) les indemnités journalières (IJ). Ces critères sont pris en compte sur une période antérieure de 12 à 36 mois ;

5. Il est à noter que le RSI s'est fondé sur le principe de « guichet social unique », c'est-à-dire qu'il gérait en un seul et même organisme les cotisations et contributions personnelles liées à l'assurance maladie, maternité, invalidité, décès, retraite, etc. Une articulation propice à une prise en charge ciblée et globale.

- « Sociales » : (1) les prestations extra-légales de l'Action sanitaire et sociale (ASS) du RSI – il s'agit des aides aux cotisations et contributions sociales personnelles, des aides financières, et de l'aide pour dépendance –, et (2) les prestations légales, basées sur des critères économiques, auxquelles tout résident français peut prétendre – elles comprennent la couverture maladie universelle (CMU), l'allocation de solidarité aux personnes âgées (ASPA), le RSA et l'exonération de la contribution sociale généralisée (CSG) / la contribution au remboursement sur la dette sociale (CRDS).

Dans chacun de ces trois groupes de données IMS (Individuelles, Médicales, Sociales), les variables décrites ci-dessus sont des « indicateurs primaires » qui sont combinés selon une méthode de « scoring » : chaque critère donne un certain nombre de points qui sont additionnés. Le choix de ces pondérations a été réalisé par un comité technique sur la base d'une revue de la littérature scientifique sur les déterminants de la fragilité des personnes âgées. Il s'agit donc d'une méthode « à dire d'experts ». En appliquant la règle de décision retenue, on obtient alors des « indicateurs composites intermédiaires » dans chacun des domaines I, M et S, qui classent les individus dans 4 catégories de risque : (1) faible (2) moyen (3) fort et (4) avéré. À ce stade, trois domaines (I, M et S) sont associés à chaque individu.

Afin de synthétiser l'information des trois « indicateurs composites » et d'obtenir un critère unique – le score PARI – la règle de décision suivante est appliquée : PARI 1 – chacun des 3 indicateurs composites (IMS) est inférieur à 3 ; PARI 2 – un seul des 3 indicateurs composites (IMS) est inférieur à 3 ; PARI 3 – au moins 2 indicateurs composites (IMS) sont égaux à 3 ; PARI 4 – au moins 1 indicateur composite (IMS) est égal à 4. Cette règle de décision permet d'obtenir un score individuel PARI prenant les valeurs 1, 2, 3, ou 4 fonction croissante du degré de risque de perte d'autonomie. S'ajoute à cette règle de décision, une règle dérogatoire dite de « forçage » qui permet, à partir de certains critères spécifiques, de classer en PARI 3 des individus qui seraient initialement classés ailleurs, par exemple à cause de certaines pathologies (AVC, mucoviscidose, maladie respiratoire chronique grave, etc.), handicaps ou limitations fonctionnelles (GIR), ou parce qu'ils bénéficient d'aides sociales (RSA, ASPA, APA) tout en étant inconnus de l'ASS. Au final, les individus ayant un score PARI 3 représentent la population cible de l'action⁶. La figure I illustre la procédure de ciblage. Une présentation détaillée de la méthode

de ciblage en classes PARI a été proposée et une première évaluation de l'efficacité du ciblage a été démontrée par ailleurs (Sirven, 2017).

1.2. Déroulement de l'intervention

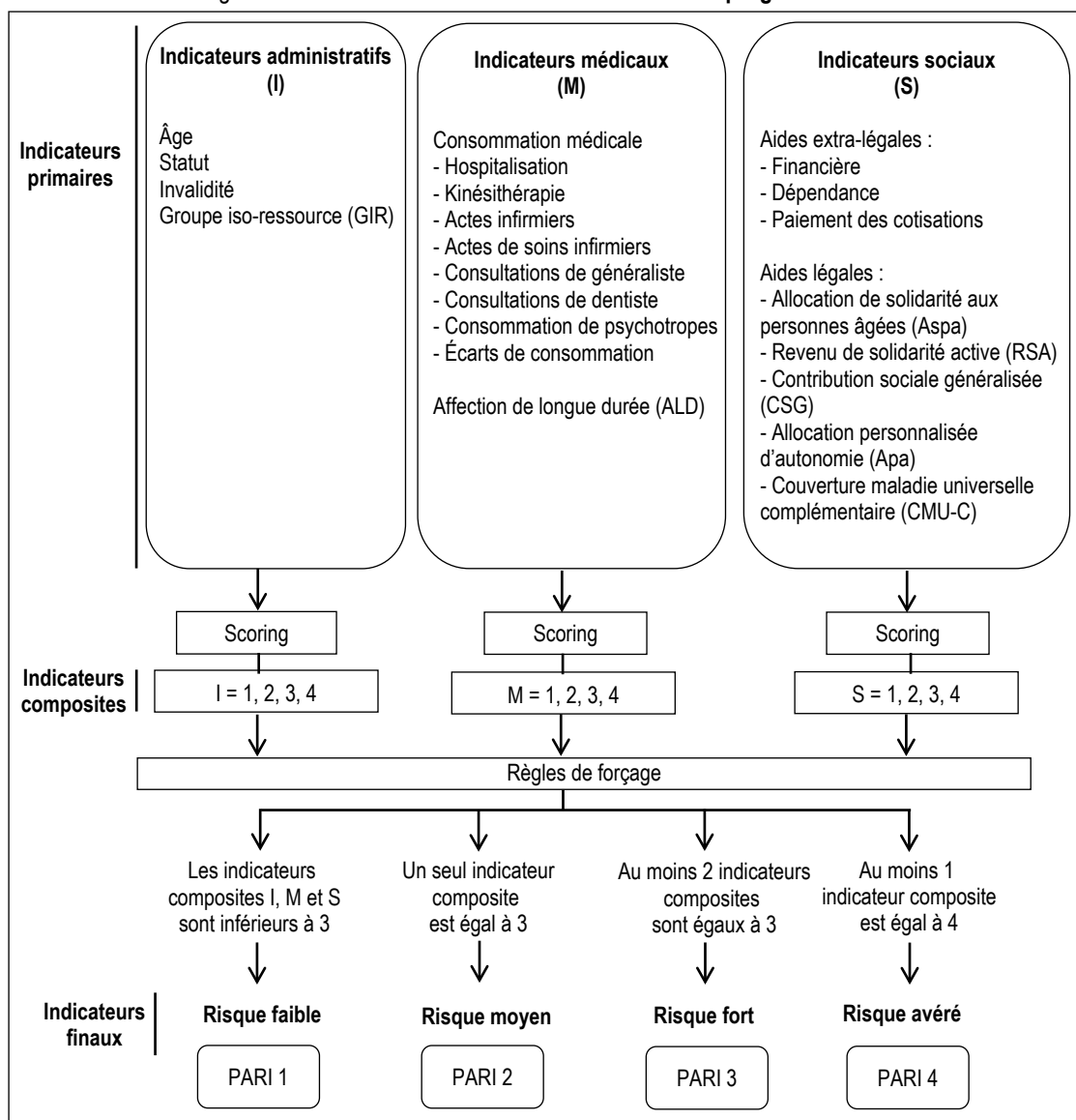
La démarche globale du programme PARI consiste à : (i) dépister, au sein de la population bénéficiaire santé du régime, les personnes âgées qui présentent un ou plusieurs critères de fragilité concourant à un risque de perte d'autonomie réversible, il s'agit d'identifier les PARI 3 ; (ii) évaluer leurs besoins relevant du domaine sanitaire et/ou médico-social ; (iii) mettre en œuvre, en fonction du risque avéré de perte d'autonomie, un suivi et un accompagnement adapté, partagé entre le RSI et le médecin traitant et/ou d'autres acteurs des soins et de l'aide ; et (iv) enfin, proposer à cette population individualisée, en partenariat avec leur médecin traitant, des solutions personnalisées portées soit par le RSI soit par d'autres prestataires exerçant sur le territoire géographique autour de leur domicile et répondant à leurs propres besoins.

Une fois la population des PARI 3 identifiée au niveau national, l'intervention se déroule en deux étapes sur la base d'une sélection relative à la prise en charge de la perte d'autonomie. Les individus en PARI 3 sont écartés du traitement s'ils sont décédés ou s'ils bénéficient déjà (i) d'une offre de services proposée par le régime dans le cadre de dispositifs de prévention de perte d'autonomie (Bilan Santé Retraite, PDA) ou (ii) d'une évaluation globale des besoins à domicile (EGBD) réalisée par un prestataire à la demande du RSI récente (datant de moins de 24 mois).

Dans un premier temps, un autoquestionnaire individuel est adressé par courrier postal avec une enveloppe T aux personnes à risque de perte d'autonomie identifiées PARI 3, uniquement dans les dix caisses expérimentatrices qui se sont portées volontaires. Il informe les individus des objectifs du programme et recueille leur consentement à y participer. Le retour des autoquestionnaires se fait dans les caisses respectives des assurés,

6. À priori, les populations qui bénéficient de l'APA sont par définition en GIR <5 et leur score PARI s'établit à 4. Toutefois, certaines personnes incluses dans l'échantillon de départ ont pu bénéficier de l'APA sans que l'information soit remontée au RSI avant la constitution des scores PARI. Un questionnaire autoadministré a permis de faire remonter cette information par la suite. Cet autoquestionnaire est proposé aux individus ayant un score PARI 3 ; les réponses fournies viennent compléter les données déjà compilées pour l'individu et permettent ainsi de mieux identifier les besoins personnels afin de proposer un parcours de soins individualisé. Aucune action n'est en revanche entreprise pour les non-répondants au questionnaire, sauf dans quelques rares cas. En outre, les disparités départementales dans l'accès à l'APA pourraient faire rentrer en PARI 4 des personnes n'ayant pas un GIR inférieur à 5 dans les départements où les financements dédiés à l'APA sont plus importants.

Figure 1 – La construction des scores individuels du programme PARI



Source : Sirven (2017) et RSI.

et généralement au service prévention. La saisie se fait au niveau local, au fil de l'eau, dans un outil appelé ARIAN. Le questionnaire permet de disposer d'informations plus fines sur les caractéristiques économiques, sociales et de santé des individus. Ces données viennent compléter les données administratives I-M-S issues des bases du régime. La réponse à l'autoquestionnaire est facultative de sorte que les répondants feront l'objet d'une analyse de leur situation individuelle sur la base des réponses fournies. Le cas échéant, des compléments d'information pourront être obtenus dans le cadre d'une évaluation globale des besoins à domicile (EGBD). Les non-répondants seront relancés, mais s'ils ne retournent pas le questionnaire dans les délais impartis ou ne se font pas connaître des services du régime, alors aucune

proposition d'aide spécifique envisagée dans le cadre du programme PARI ne leur sera proposée. Ils pourront toutefois continuer à bénéficier sur leur demande des aides légales et extra-légales, comme tous les assurés du régime.

Dans un second temps, seuls les individus PARI 3 qui auront retourné l'autoquestionnaire feront l'objet d'une proposition de parcours de soins adaptés aux besoins qu'ils ont exprimés. L'outil ARIAN va au préalable prédéterminer un parcours. Ce parcours va ensuite être infirmé ou confirmé par une cellule pluridisciplinaire. La cellule pluridisciplinaire est composée de trois experts qui vont analyser les questionnaires en fonction de leur spécialité : un expert de l'action sanitaire et sociale (ASS) qui fait des propositions en fonction des moyens financiers et des aides

qui ont déjà pu être demandées ; le service de la CMU qui identifie si les individus ne bénéficiant pas de la CMU pourraient y prétendre (un champ de l'action sociale qui est généralement géré par l'ASS) ; le service santé, ce qui sous-entend le médecin-conseil, qui a accès au questionnaire ainsi qu'au dossier médical de la personne pour se prononcer sur les besoins du point de vue médical à savoir un bilan chez le médecin généraliste et ou chez le dentiste. Le cas échéant, si la demande d'un assuré n'est pas clairement exprimée, une évaluation globale des besoins à domicile (EGBD) peut-être réalisée par un prestataire extérieur afin d'effectuer une analyse très fine de la personne et de son environnement. En outre, des ateliers collectifs du bien vieillir peuvent également être proposés. La figure II détaille l'intervention. Ainsi, l'offre se divise en cinq parcours : un parcours ASS, un parcours CMU, un parcours prévention (bilan santé et bilan dentaire), un parcours EGBD et un parcours atelier. A priori, le montant des honoraires du bilan santé et du bilan dentaire est réglé directement par la caisse du RSI. Chaque bilan est renvoyé, une fois complété, au médecin conseil chargé de la prévention de la caisse du RSI au moyen d'une enveloppe T. Les parcours proposés ne devraient donc pas augmenter directement les dépenses de santé.

1.3. Modalités de l'intervention

L'offre de services proposée par le RSI comporte deux champs principaux : sanitaire et social. Elle est adaptée individuellement aux besoins définis par la cellule pluridisciplinaire. L'offre sanitaire permet l'accès à des actes de consultation médicale ou dentaire pour les bénéficiaires en ayant besoin. L'offre sociale est, dans la mesure du possible, orientée vers les dispositifs légaux puis vers les dispositifs extra-légaux. Si les personnes concernées bénéficient déjà d'une aide sociale, le traitement va conduire soit au maintien de l'offre existante si celle-ci est jugée adéquate, soit à une nouvelle offre d'accompagnement en cas d'insuffisance de l'offre existante. La prise en charge des prestations non couvertes par le régime de protection des travailleurs indépendants constitue le domaine extra-légal et rentre dans le champ de l'ASS. Les offres sociales légales et extra-légales permettent de répondre aux besoins suivants : poursuite d'activité, accès aux soins, pouvoir d'achat, précarité énergétique, maintien à domicile et maintien du lien social, participation à des ateliers (par exemple pour éviter les chutes, etc.) (figure III). Elles peuvent se matérialiser sous différentes formes à savoir techniques, humaines et financières. Parmi les individus ayant retourné l'autoquestionnaire, 49,7 % ont bénéficié d'un parcours santé, 40,1 % d'un parcours ASS, 22 % d'une EGBD, 12,1 %

Figure II – L'intervention PARI durant la phase expérimentale

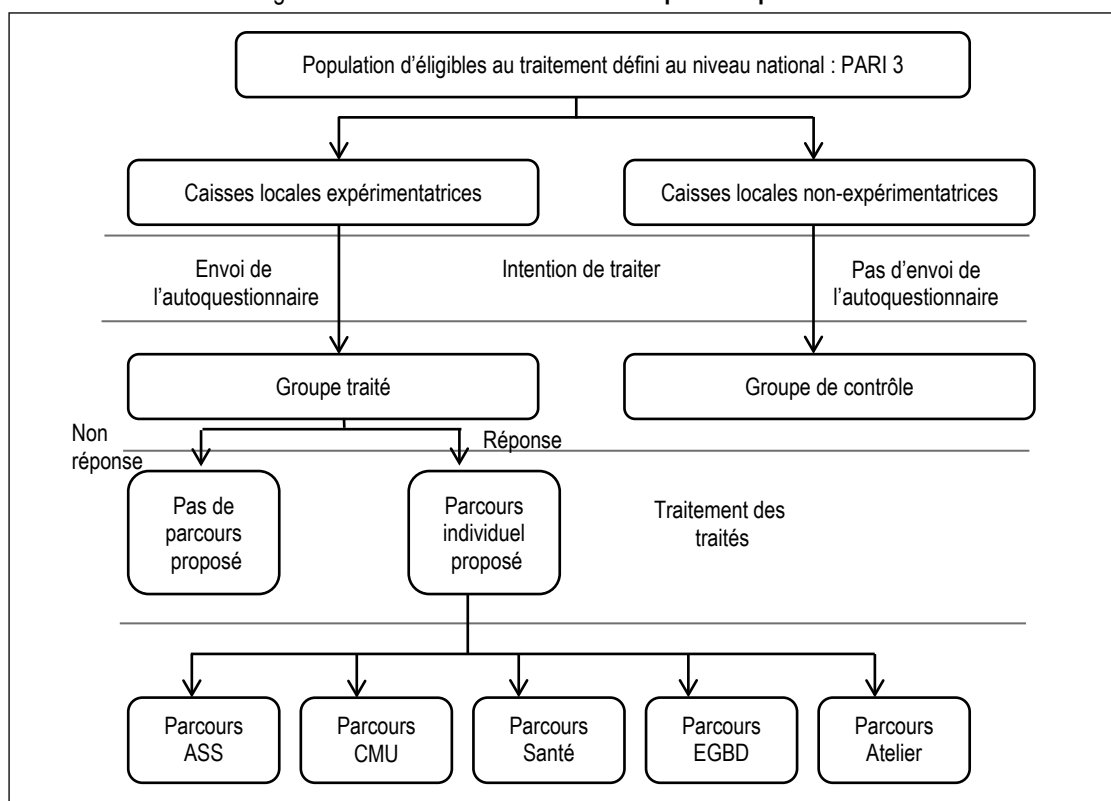
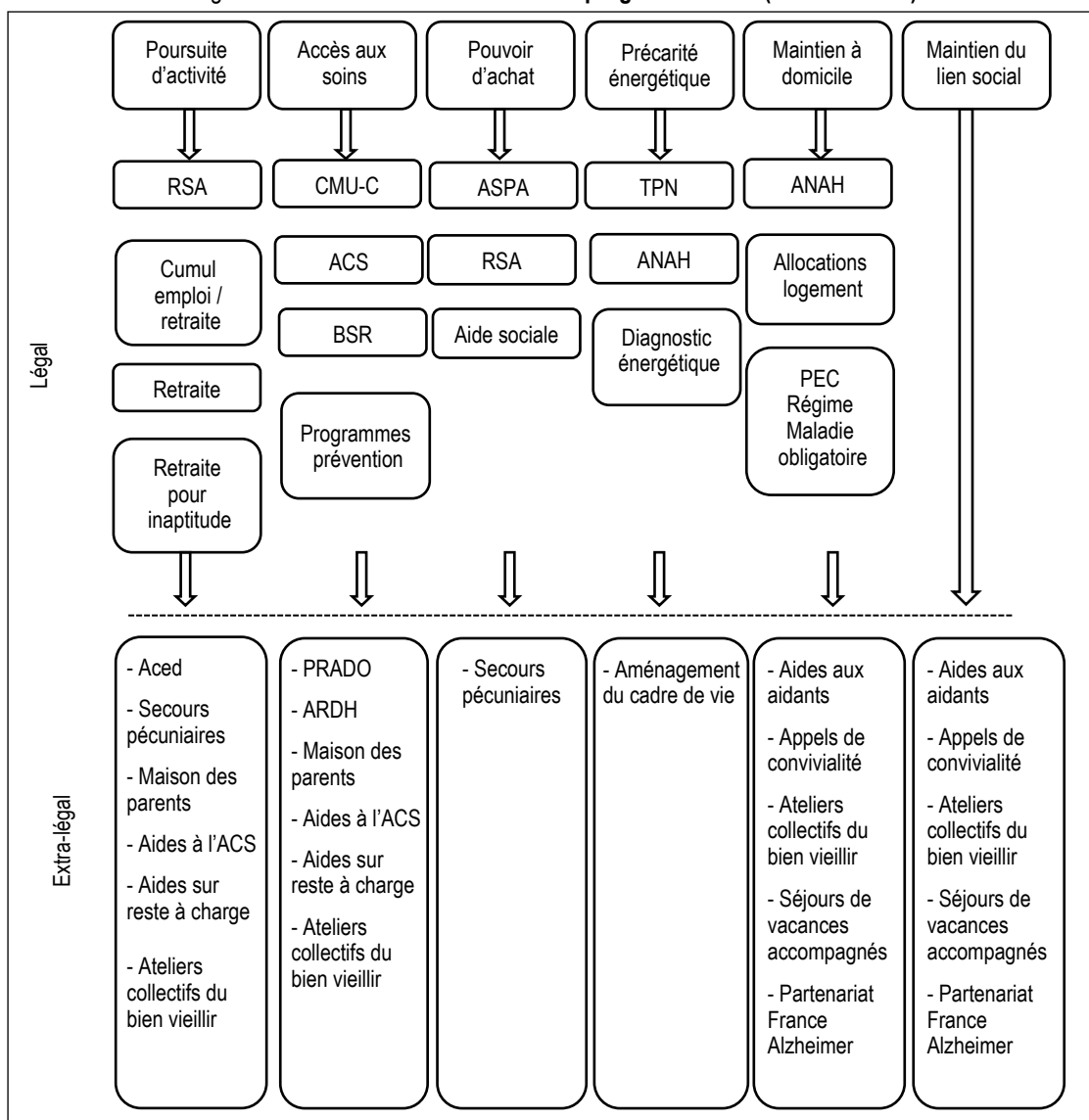


Figure III – Les offres dans le cadre du programme PARI (non exhaustif)



Sources : RSI.

d'un parcours CMU et 5,6 % d'un parcours atelier (plusieurs types de parcours peuvent être proposés à un même individu).

1.4. Phases d'expérimentation et de généralisation du programme

La mise en œuvre de PARI a débuté en 2015 par une phase d'expérimentation du programme dans dix caisses du régime qui se sont portées volontaires pour l'expérimenter. Les dix-huit autres forment le groupe de contrôle pour un total de vingt-huit caisses régionales. En 2014, les individus PARI 3 sont identifiés comme population cible de cette campagne 2015, France entière. Une campagne qui a débuté à partir de juin 2015 par un envoi de l'autoquestionnaire dans les caisses expérimentatrices pour des parcours proposés à partir de la fin de l'année 2015 et du

début de l'année 2016. Un suivi individuel est réalisé jusqu'au moment où la personne a opté pour un parcours. Néanmoins, un suivi s'opère à court terme lorsque la personne bénéficie d'un parcours santé puisque le professionnel de santé consulté (dentiste ou médecin généraliste) renvoie une attestation de bilan au service médical et/ou prévention de la caisse régionale de l'assuré. Il en est de même lors d'une EGBD puisque le prestataire extérieur va faire un retour plus précis des besoins de l'individu⁷. Ce programme s'est, ensuite, progressivement généralisé avec la mise en place d'un dispositif d'expérimentation aléatoire à l'ensemble des assurés du régime en 2017. Cependant, le 28 septembre 2017, le gouvernement a annoncé dans son projet

7. Des aides spécifiques de l'ASS impliquent automatiquement une EGBD comme les aides ménagères.

de loi de financement de la sécurité sociale, la suppression du RSI. Au 1^{er} janvier 2020, le RSI a été absorbé par le régime général. L'impact de cette annonce a signé la fin du programme PARI piloté par le RSI. La campagne 2018 a eu lieu. Pour la campagne 2019, seules les caisses qui disposaient de ressources nécessaires en personnel ont participé au programme.

2. Méthodologie de l'évaluation

2.1. Source et échantillon

Nous avons utilisé les données médico-administratives de 2014 à 2016 de gestion du programme PARI du RSI. L'échantillon est composé de 20 328 individus, bénéficiaires santé du RSI, classés en PARI 3 en 2014, et suivi en 2015 (lorsque l'intervention commence) et 2016 (non décédés lors du ciblage). Il s'agit d'un panel cylindré de 60 984 observations. Le classement en PARI 1, 2, 3 ou 4 est réalisé sur 396 048 individus bénéficiaires du RSI (non décédés lors du ciblage) sur la base d'indicateurs primaires enregistrés au cours des 36 derniers mois, sauf pour les variables relevant des aides sociales fournies par le régime au titre de l'ASS qui concernent seulement 27 mois sur la période du 1^{er} janvier 2013 au 31 mars 2015. L'extraction de ces données nécessaires au classement PARI a été réalisée le 31 mars 2015.

Le tableau 1 donne la répartition des individus classés en PARI 3 dans les caisses régionales du RSI. Dix d'entre elles, regroupant 44 % de l'échantillon, se sont portées volontaires pour mettre en place le programme PARI en 2015 (envoi des autoquestionnaires et traitement des répondants). Il s'agit des caisses expérimentatrices. On notera que l'effet moyen est porté par 38,6 % des individus PARI 3 dans les caisses expérimentatrices qui ont retourné l'autoquestionnaire puisque nous évaluons l'effet de la proposition du programme (l'envoi de l'autoquestionnaire) sur l'utilisation de soins ambulatoires.

2.2. Stratégie d'identification de l'effet

Nous estimons l'impact causal du programme PARI sur l'accès et le montant total consommé de soins ambulatoires (en €). Nous avons cherché à savoir si la proposition du programme avait un effet sur l'utilisation de soins ambulatoires, c'est-à-dire l'effet en intention de traiter (ITT). L'affectation au traitement était basée sur la participation volontaire d'une partie des caisses régionales, ce qui a produit deux groupes – un groupe traité et un groupe de contrôle. L'identification de l'effet du traitement a consisté à comparer différents indicateurs de dépenses de

Tableau 1 – Échantillon des individus éligibles (classés en PARI 3)

Caisse régionale	Caisses expérimentatrices PARI				Caisses non-expérimentatrices		
	Nombre d'individus	%	Nombre de participants	%	Caisse régionale	Nombre d'individus	%
1. Alpes	843	9,41	274	32,50	1. Alsace	379	3,33
2. Auvergne	824	9,20	361	43,81	2. Antilles-Guyane	119	1,05
3. Bretagne	1 194	13,33	440	36,85	3. Aquitaine	1 552	13,65
4. Corse	195	2,18	91	46,67	4. Basse-Normandie	534	4,70
5. Languedoc-Roussillon	1 360	15,18	512	37,65	5. Bourgogne	722	6,35
6. Limousin	388	4,33	234	60,31	6. Centre	774	6,81
7. Midi-Pyrénées	1 072	11,97	324	30,22	7. Champagne-Ardenne	291	2,56
8. Nord-Pas-de-Calais	1 215	13,56	516	42,47	8. Côte d'Azur	974	8,57
9. Pays-de-Loire	1 137	12,69	430	37,82	9. Franche-Comté	428	3,76
10. Poitou-Charentes	730	8,15	276	37,81	10. Haute-Normandie	549	4,83
					11. Île-de-France-Centre	664	5,84
					12. Île-de-France-Est	585	5,15
					13. Île-de-France-Ouest	474	4,17
					14. Lorraine	675	5,94
					15. Picardie	526	4,63
					16. Provence-Alpes	961	8,45
					17. Rhône	1 093	9,61
					18. Réunion	70	0,62
Sous-Total	8 958	100	3 458	38,60		11 370	100
Total		44,07					55,93

Note : Nombre de participants = nombre d'individus ayant retourné le questionnaire PARI.
Source : PARI (2014-2016).

soins entre les agences locales expérimentatrices (groupe traité) et les agences locales non-expérimentatrices (groupe de contrôle) avant et après l'introduction du programme en 2015. Cette approche par doubles différences (DD) avec des modèles de panel à effets fixes est régulièrement utilisée en évaluation des politiques publiques pour estimer l'effet du traitement dans le cadre théorique du modèle causal de Neyman-Rubin (Holland, 1986). Formellement :

$$y_{it} = \gamma T_i \times d_t + c_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où y_{it} représente la consommation de soins ambulatoires (accès et montant) de l'individu i à la date t . d_t représente l'effet fixe temporel et c_i représente l'effet fixe individuel, qui disparaît lors de l'estimation (par différence à la moyenne individuelle sur la période). Le terme T_i représente une variable binaire de traitement (appartenance à l'une des caisses expérimentatrices) et le terme croisé $T_i \times d_t$ permet d'identifier l'effet du traitement PARI dans les caisses expérimentatrices par rapport aux caisses non-expérimentatrices (groupe de contrôle). L'effet moyen en intention de traiter (ITT) est donné par la valeur du paramètre γ_{2016} , sous l'hypothèse fondamentale de tendances parallèles.

L'estimation de l'équation (1) a été réalisée avec des modèles de probabilité linéaire, appliqués à la variable dépendante binaire – la probabilité de dépasser différents seuils de dépenses ambulatoires – pour mesurer les effets sur l'accès et les montants consommés de soins ambulatoires. Il s'agit d'une estimation par moindres carrés ordinaires après avoir centré les variables explicatives par leur moyenne individuelle sur la période (*time-demeaning*). Une variance robuste est estimée au niveau individuel. En toute rigueur, un modèle logit conditionnel aurait été plus efficace, mais l'estimation par un modèle de probabilité linéaire permet d'obtenir directement des effets marginaux et de comparer ainsi plus aisément les estimations entre elles.

Dans notre cas, nous constatons que le traitement a un effet sur l'accès aux soins (voir infra), il n'est donc pas possible d'estimer l'équation (1) sur le champ des seules personnes ayant accès aux soins (marge intensive) : la composition du groupe traité ayant eu accès aux soins ne peut donc plus être considérée comme comparable à celle du groupe de contrôle ayant eu accès aux soins (Angrist, 2001 ; Angrist & Pischke, 2009). Dans ce cas, Angrist & Pischke (2009) conseillent d'estimer l'effet causal sur l'ensemble de l'échantillon en adoptant, pour les variables dépendantes, des indicatrices de montant supérieur

à différents seuils. L'analyse porte ainsi sur la probabilité de dépasser un certain seuil, qui peut être défini par des percentiles de la distribution (comme Gruber *et al.*, 2020), par classes latentes, ou par des valeurs symboliques comme nous allons le faire ici (ex. 10 €, 20 €, 50 €, 100 €, etc.). La comparaison des différentes estimations devrait permettre d'attribuer l'effet causal de PARI, plutôt au patient pour des valeurs faibles du seuil (recours) ou plutôt au médecin pour des valeurs plus élevées (montant). Afin d'identifier aussi un possible effet de modification de la composition du panier de soins à montants donnés (plutôt attribuable au médecin), l'analyse portera sur les montants dépensés par poste de dépenses ambulatoires (médecin généraliste, spécialiste, dentiste, infirmier, kinésithérapeute, autres auxiliaires, biologie, pharmacie, matériel médical, optique, prothèses et transports).

Enfin, nous avons testé l'hypothèse des tendances parallèles graphiquement (*event analysis*) et via un test paramétrique des différences préexistantes dans les tendances des résultats (test placebo), à travers la régression spécifiée dans l'équation (1). Dans cette spécification, un coefficient non significatif sur le terme d'interaction γ_i avant 2016 indique que la trajectoire moyenne de traitement des individus avant la mise en œuvre du programme est identique entre les deux groupes, c'est-à-dire que les pentes sont parallèles pour des estimations non biaisées. La validité de cette hypothèse est tout de même à nuancer dans la mesure où la période pré-traitement est relativement courte

2.3. Tests de robustesse

Nous avons réalisé plusieurs tests pour évaluer la robustesse de notre approche. Premièrement, nous avons pris en compte la corrélation sérielle des erreurs de régression ε_i en suivant les recommandations de Bertrand *et al.* (2004) et de Cameron & Miller (2015) et avons regroupé les écarts-types au niveau des caisses régionales. En outre, en raison du petit nombre de groupes, nous avons suivi Cameron & Miller (2015) en ajustant les degrés de liberté de la statistique t à $G-1$, où G désigne le nombre de groupes (28). Cela donne des valeurs critiques de $t = 1,70$ pour un niveau de confiance de 10 %, $t = 2,05$ pour un niveau de confiance de 5 % et $t = 2,77$ pour un niveau de confiance de 1 %.

Deuxièmement, nous avons davantage exploré l'hypothèse de comparabilité du groupe traité et du groupe de contrôle en employant un modèle de doubles différences avec appariement sur le score de propension en utilisant un algorithme

d'appariement par noyau (*Kernel propensity score matching*). Dans cette approche, le groupe traité et le groupe de contrôle sont équilibrés à travers un ensemble de déterminants (les caractéristiques démographiques [âge et sexe], le statut professionnel [artisan, retraité actif, retraité] ; des variables relatives au dossier médical [groupe iso-ressource, affections de longues durées] ; des variables relatives au processus de gestion du programme PARI [règles de forçage et être inconnu de l'ASS]). Les pondérations ont été construites à l'aide d'une régression logistique qui prédit l'affectation à un groupe ; la pondération des individus par la probabilité inverse du traitement crée un échantillon synthétique dans lequel l'affectation du traitement est indépendante des covariables de base (voir tableau A1 en annexe qui montre les statistiques descriptives entre le groupe traité et le groupe de contrôle). Trouver des effets de traitement significativement différents du modèle principal serait problématique puisque les groupes ne seraient pas comparables étant donné leurs différences de composition.

3. Résultats

3.1. Des sous-échantillons différents

Le tableau 2 montre les différences de caractéristiques des individus entre les caisses expérimentatrices et non-expérimentatrices. Les individus des caisses expérimentatrices sont plus âgés (69,6 ans en moyenne, en comparaison à

69,2 ans pour le groupe de contrôle), sont majoritairement des artisans (52 % en comparaison à 48 % pour le groupe de contrôle), retraités et ont plus souvent un médecin traitant. De plus, les caisses expérimentatrices ont moins utilisé les règles de forçage. Ces différences de caractéristiques observées confirment l'intérêt d'avoir retenu un modèle avec effets fixes individuels, de manière à contrôler des effets individuels (observés ou non) constants sur la période d'observation.

La figure A1 en annexe compare la distribution des dépenses de santé en 2014 entre les caisses expérimentatrices et non-expérimentatrices. L'ajustement visuel montre une forte similarité entre les caisses malgré les différences de composition des échantillons, comme indiqué dans le tableau 2. Le tableau 3 corrobore ce résultat pour 2014 et 2015 en ce qui concerne l'accès et le montant total consommé, mais suggère qu'en 2016 les caisses expérimentatrices ont un accès aux soins plus important alors que les montants consommés restent similaires (statistiquement non significatifs malgré une baisse moyenne de 183 €).

Le tableau 4 décompose par période l'accès aux soins et les niveaux de consommation (en €) en fonction des caractéristiques de départ des individus. Toutes choses égales par ailleurs, on observe qu'avant le traitement, les caisses expérimentatrices ne sont pas différentes en

Tableau 2 – Caractéristiques des individus éligibles (classés en PARI 3)

Variables	Ensemble	Par type de caisse		
		Expérimentatrices	Non-expérimentatrices	Différence
Caractéristiques démographiques				
Âge en 2014 (59-78 ans)	69,40	69,62	69,22	0,40***
Hommes	78,97	79,44	78,61	0,83
Femmes	21,03	20,56	21,39	-0,83
Statut professionnel				
Artisans	49,51	51,83	47,69	4,14***
Commerçants	50,49	48,17	52,31	-4,14***
En emploi	12,65	11,88	13,25	-1,38***
Emploi-retraite	5,77	4,41	6,83	-2,42***
Retraite seulement	81,59	83,71	79,91	3,80***
Dossier médical				
GIR niveau 5 ou 6	4,63	4,87	4,44	0,43
Bénéficiaire CMU ou ACS	17,10	17,08	17,12	-0,04
ALD	67,41	67,16	67,61	-0,45
Médecin traitant	97,40	97,79	97,10	0,69***
Gestion de cas				
Règle de forçage	29,32	26,89	31,23	-4,34***
Inconnu de l'ASS	86,87	86,77	86,95	-0,18

Note : tests de différences des moyennes. Pourcentages (sauf autre spécifié). Seuil de significativité : * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01.
Source : PARI (2014-2016).

Tableau 3 – Évolution de la consommation de soins par type de caisse

Variable / Années	Expérimentatrices	Non-expérimentatrices	Différence	Stat. ⁽¹⁾	p-value
Accès aux soins (%)					
2014	98,5	98,3	0,175	-0,973	0,330
2015	98,6	98,4	0,205	-1,171	0,242
2016	97,0	95,7	1,283	-4,807	0,000
Dépense moyenne (€)					
2014	2 898,2	3 124,9	-226,7	1,381	0,167
2015	2 996,1	3 218,8	-222,7	1,406	0,160
2016	3 048,6	3 231,7	-183,0	0,418	0,676

Note : ⁽¹⁾ Accès aux soins : test de proportions ; Dépenses : test de Wilcoxon.
Source : PARI (2014-2016).

Tableau 4 – Déterminants de l'accès aux soins et des montants consommés par période

Variable dépendante	2014		2015		2016	
	Accès aux soins (OR)	Montant (€)	Accès aux soins (OR)	Montant (€)	Accès aux soins (OR)	Montant (€)
Type de caisse régionale						
Expérimentatrices	0,939	-154,753***	1,074	-177,791***	1,389***	-101,864*
Non-expérimentatrices	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Caractéristiques démographiques						
Âge en 2014 (59-78 ans)	0,991	-27,594***	0,972**	-14,220***	0,983**	-9,229
Hommes	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Femmes	1,166	264,874***	1,003	86,833	1,162	13,114
Statut professionnel						
Commerçants	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Artisans	1,259*	5,496	1,148	-78,628	1,087	-27,425
En emploi	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Emploi-retraite	5,071***	586,607***	2,091*	223,635	1,429*	290,954*
Retraite seulement	1,415	882,674***	0,888	716,502***	1,127	747,138***
Dossier médical						
GIR niveau 5 ou 6	2,678	370,158**	1,381	397,041**	1,208	500,866***
Bénéficiaire CMU ou ACS	3,358***	-572,928***	1,784***	-480,704***	1,058	-465,829***
ALD	8,630***	3 193,625***	5,824***	3 436,425***	1,122	3 078,889***
Médecin traitant	10,653***	1 086,029***	8,706***	945,774***	4,972***	805,855***
Gestion de cas						
Règle de forçage	0,142***	-31,055	0,228***	190,348***	0,547***	275,474***
Inconnu de l'ASS	0,723	-409,039***	0,562*	-556,512***	1,331**	-414,253***
Observations	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328
Pseudo R ² (McFadden)	0,261		0,176		0,037	
Khi-Deux (p-value)	771,2***		563,9***		315,2***	
% cas bien classés	98,52		98,45		96,29	
ROC	0,851		0,791		0,628	

Note : l'accès aux soins a été estimé à partir de modèles logit et les dépenses ambulatoires à partir de modèles linéaires généralisés, avec : * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01. OR signifie odds ratio.
Source : PARI (2014-2016).

matière d'accès aux soins, mais la dépense moyenne y est légèrement plus faible. La situation est différente après le traitement puisque l'accès aux soins est plus fort en 2016 pour les caisses expérimentatrices alors que les montants perdent en significativité statistique. Nous allons vérifier dans la partie suivante que ces derniers effets sont potentiellement dus au traitement.

3.2. Les bénéficiaires du programme PARI ont un meilleur accès aux soins

La figure IV reprend la comparaison des caisses expérimentatrices à chaque période en utilisant le logarithme des dépenses +1 (ceux qui ne consomment pas sont ainsi pris en compte). Les résultats en statistiques descriptives sur la figure indiquent (i) une tendance générale à

la baisse des dépenses de santé pour les deux groupes, ce qui s'expliquerait par le fait que les individus sont classés en PARI 3 en partie sur la base de niveaux élevés de consommation de soins en 2014, de sorte qu'après une phase de soins (aigus) les niveaux de consommation se réduisent une fois les besoins de soins assouvis ; (ii) une pente parallèle entre 2014 et 2015 entre le groupe de contrôle et le groupe traité, ce qui suggère que le groupe traité se comporterait comme le groupe de contrôle s'il n'était pas traité ; et (iii) une différence dans la tendance de consommation de soins après le traitement, où l'on observe que les individus des caisses traitées accusent une baisse moins forte de leur consommation (accès et montants combinés). Ce dernier constat suggère que les individus traités maintiennent un contact avec le système de santé.

Le tableau 5 mesure l'impact causal en ITT du programme PARI sur les dépenses ambulatoires⁸. Les résultats indiquent que le programme PARI permet d'augmenter l'accès aux soins de ville de 1,1 %. L'impact se concentre sur le recours au médecin généraliste, à la pharmacie et au matériel médical, des postes de dépenses qui sont assez typiques des personnes en perte d'autonomie. En suivant les conseils d'Angrist & Pischke (2009), nous étendons les résultats des statistiques descriptives de la figure IV en dissociant : (i) l'effet causal du programme émanant du recours aux soins du patient, et (ii) l'effet levier du médecin qui modifie le type et le montant de soins consommés. Deux effets

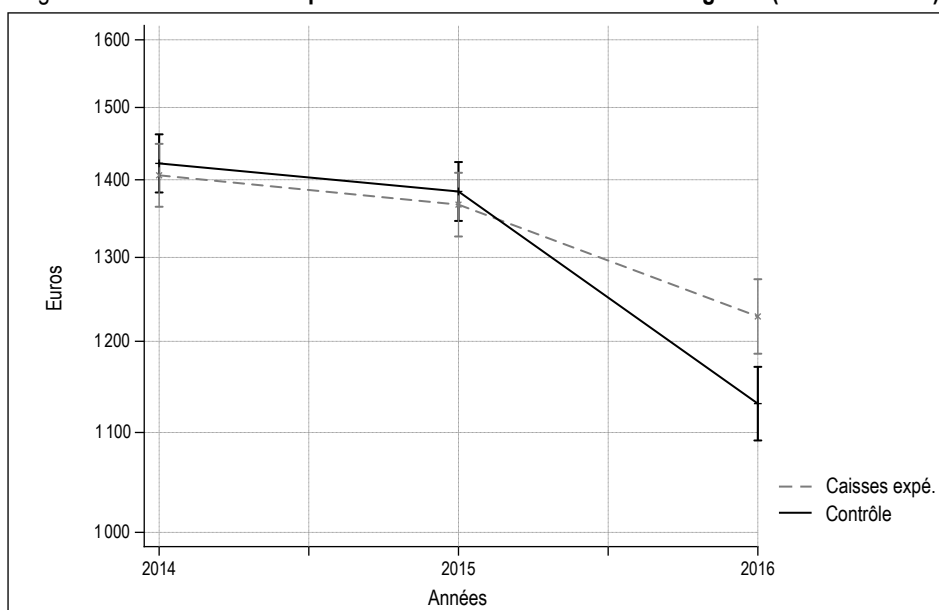
principaux se distinguent. Un effet de prévention primaire associé à la consultation médicale qui met l'individu en relation avec le système de santé. Les seuils significatifs de dépenses ambulatoires compris entre 10 euros et 150 euros, correspondent à des postes de dépenses liés à la pharmacie. Le programme semble ainsi avoir particulièrement touché des personnes fragiles. Il convient de noter que la littérature relie souvent la consommation de pharmacie à la fragilité des personnes âgées, bien que cela soit généralement péjorativement associé en raison de la polymédication (Herr *et al.*, 2018). Un effet de prévention secondaire voir tertiaire apparaît aux seuils de dépenses ambulatoires autour de 600 euros, principalement liées aux dépenses de biologie et de prothèses, et de 1 500 euros, correspondant majoritairement aux dépenses de pharmacie et prothèses. Ce dernier suppose l'influence positive du médecin généraliste, après la mise en place de PARI, dans l'accompagnement des personnes chez lesquelles des fragilités et/ou des maladies chroniques ont pu être dépistées.

3.3. L'effet est hétérogène

La population PARI étant hétérogène, nous avons mesuré l'effet sur différents sous-groupes (tableau 6). L'hétérogénéité selon le genre montre que l'effet est surtout porté par les

8. Les estimations ont vérifié l'absence de différences dans les tendances préexistantes entre les deux groupes, malgré la courte période pré-traitement, ce qui suggère que les effets de 2016 sont liés à l'introduction du programme.

Figure IV – Évolution des dépenses ambulatoires des individus éligibles (classés PARI 3)



Note. cette figure montre les changements dans les tendances des dépenses ambulatoires des individus éligibles classés PARI 3 par période entre caisses expérimentatrices (ligne en pointillés) et caisse non-expérimentatrices (ligne pleine). Ici, les dépenses ambulatoires ont été mesurées en logarithme des dépenses +1 (afin de prendre en compte ceux qui ne consomment pas de soins) et retransformées en euros.

Tableau 5 – Impact (ITT) du programme PARI sur les dépenses ambulatoires

Var. dép. / Type de dépenses	Total	GP	SP	Dentiste	Infirmier	Kiné.	Autre auxil.	Biologie	Pharma.	Matériel	Optique	Prothèse	Transport	
Recours	0,011***	0,009**	0,006	0,000	0,010	0,004	0,002	0,006	0,013***	0,017**	0,002	0,007	0,013*	
Conso > Seuil														
Montants	Percentile ⁽¹⁾													
(€)	(%)													
10	2,5	0,011***	0,009**	0,004	0,001	0,007	0,005	0,002	0,007	0,012***	0,013	0,000	0,006	0,012*
20		0,013***	0,007	0,010	0,005	-0,003	0,003	0,001	0,004	0,011***	0,011	0,001	0,006	0,011
35	3	0,013***	0,002	0,009	0,005	0,004	0,002	0,000	0,008	0,013***	0,009	-0,001**	0,008	0,011
50		0,013***	0,003	0,000	0,007	0,004	0,001	0,001	0,008	0,014***	0,009	-0,001**	0,006	0,009
85	4	0,012***	0,007	-0,004	0,004	0,008	-0,003	0,003	0,012	0,011**	0,007	-0,000	0,006	0,006
100		0,010***	0,001	-0,008	0,003	0,009	-0,001	0,003	0,012	0,009**	0,004	-0,000	0,005	0,007
130	5	0,011***	-0,001	-0,001	-0,001	0,012**	0,003	0,003	0,010	0,009**	0,005	-0,000	0,008*	0,009
150		0,008**	-0,005	0,002	-0,001	0,010**	0,005	0,001	0,007	0,009*	0,003	-0,000	0,004	0,009
200		0,004	-0,004	-0,002	-0,000	0,010**	0,005	-0,000	0,002	0,010**	0,002	-	0,003	0,011*
250		0,004	-0,005	-0,004	-0,001	0,007*	0,003	0,001	0,002	0,007	0,002	-	0,003	0,011**
300	10	0,005	-0,003	-0,004	-0,003	0,007*	0,003	0,001	0,004	0,008	0,004	-	0,003	0,009*
600	20	0,013**	-0,001	-0,002	0,001	0,005	0,005	0,001	0,008**	0,000	0,001	-	0,004**	0,008*
900	30	0,008	-0,001*	-0,001	0,001	0,003	0,001	0,002	0,005*	-0,001	0,001	-	0,002	0,003
1 200	40	0,003	-0,001*	-0,000	0,000	0,002	0,001	0,003**	0,001	0,013**	0,001	-	0,002**	0,001
1 500	50	0,011	0,000	-0,000	0,000	0,002	0,002	0,001	0,002	0,012**	0,001	-	0,002**	0,000
2 000	60	0,015**	0,000	0,000	0,000	0,002	0,004**	0,001	0,000	0,003	0,001	-	0,001*	-0,001
2 600	70	0,011*	0,000	-0,000	0,000**	0,001	0,003**	0,001	0,000	0,005	-0,000	-	0,001	0,001
3 700	80	0,011**	-	-0,000	0,000*	-0,001	0,000	0,000	-0,001	0,004	0,001	-	0,001	-0,001
6 500	90	0,004	-	-	-	-0,001	0,000	-0,000	-0,000	0,002	-0,001	-	0,000	0,001
10 000	95	0,002	-	-	-	-0,001	0,000	0,000	-0,000	0,002	-0,000	-	0,000	-0,001
26 000	99	0,000	-	-	-	-0,000	-	-	-	-0,000	-0,000	-	-	0,001

Note : modèles de panel à effets fixes en probabilité linéaire. * p< 0,10 ; ** p< 0,05 ; *** p< 0,01. ⁽¹⁾ Valeur du percentile le plus proche pour l'ensemble de la distribution des dépenses de santé, zéros inclus. L'ensemble de la population de 60 984 individus a été considérée pour les estimations. Source : PARI (2014-2016).

hommes et on ne retrouve pas d'effet chez les femmes. Deux raisons pourraient expliquer ce non-effet : de meilleurs comportements de prévention des femmes (Wardle *et al.*, 2004 ; Dean, 1989) et/ou des différences dans l'état de santé selon le genre. La distinction selon la catégorie de travailleur (artisans et commerçants) suggère que l'effet moyen du programme PARI en ITT permet d'accroître l'accès aux soins de ville pour les artisans et pour les commerçants (coeff = 0,009*** pour les artisans et coeff = 0,014*** pour les commerçants).

La différenciation entre retraités et non-retraités montre que l'effet moyen du programme PARI en ITT se traduit par une amélioration du recours aux soins de ville de ces deux catégories. L'effet est néanmoins supérieur sur le recours aux soins pour les actifs. Cette observation renforce notre hypothèse d'élasticité de la demande de biens et services médicaux sensible aux aides sociales, principalement chez les travailleurs indépendants actifs. Le programme PARI semble jouer un rôle essentiel dans le maintien du lien avec le système de santé de ces actifs, notamment lors du

phénomène de rattrapage de consommation entre les travailleurs indépendants et les employés avant la retraite. De plus, on constate un impact plus marqué chez les retraités lorsqu'il s'agit de montants élevés de dépenses ambulatoires. Ces montants pourraient tout aussi bien être attribués à des fragilités, des maladies chroniques, voire des besoins de fin de vie.

3.4. Résultats des tests de robustesse

Les résultats nécessitent une analyse de robustesse afin de pouvoir conclure de la validité interne de cette évaluation. Le tableau A2 en annexe présente l'analyse de la sensibilité des résultats. La colonne 2 prend en compte la corrélation sérielle des erreurs de régression et montre que les résultats sont robustes en raison de l'absence de différences dans la significativité des résultats après regroupement par caisse régionale du RSI et ajustement des degrés de liberté de la distribution *t* à G-1. Notre deuxième test (colonne 3), qui correspond à l'application de la pondération du score de propension au noyau au modèle principal indique des effets similaires.

Tableau 6 – Impact (ITT) du programme PARI sur les dépenses ambulatoires – Hétérogénéité

Var. dép. / Hétérogénéité	Genre		Catégorie de travailleurs		Statut professionnel		
	Femme	Homme	Artisans	Commerçants	Retraités	Actifs	
Recours	0,003	0,013***	0,009**	0,014***	0,009***	0,031***	
Conso > Seuil							
Montants (€)	Percentile ⁽¹⁾ (%)						
10	2,5	0,005	0,013***	0,009**	0,014***	0,009***	0,030***
20		0,008	0,014***	0,009**	0,017***	0,009***	0,037***
35	3	0,005	0,015***	0,010***	0,016***	0,010***	0,037***
50		0,007	0,015***	0,010***	0,016***	0,009***	0,041***
85	4	0,005	0,014***	0,012***	0,012***	0,008***	0,043***
100		0,000	0,013***	0,013***	0,009*	0,007**	0,036**
130	5	0,003	0,014***	0,013***	0,011**	0,008**	0,040**
150		-0,000	0,011***	0,012**	0,006	0,007**	0,027*
200		-0,012	0,008*	0,010*	-0,001	0,003	0,020
250		-0,015*	0,009*	0,010*	-0,002	0,004	0,010
300	10	-0,011	0,010**	0,010	0,002	0,005	0,014
600	20	-0,004	0,017***	0,019**	0,008	0,010*	0,042**
900	30	-0,001	0,01	0,016*	0,002	0,009	0,010
1 200	40	-0,002	0,003	0,011	-0,004	0,001	0,021
1 500	50	0,017	0,009	0,017*	0,005	0,009	0,030*
2 000	60	0,007	0,017**	0,015	0,015*	0,016**	0,012
2 600	70	-0,003	0,014**	0,021**	0,001	0,013**	-0,004
3 700	80	-0,004	0,015**	0,016**	0,006	0,012**	0,002
6 500	90	-0,008	0,007	0,007	0,000	0,005	-0,007
10 000	95	0,001	0,002	0,002	0,001	0,003	-0,010
26 000	99	-0,000	0,000	0,001	-0,001	-0,000	0,004
Observations		12 822	48 162	25 552	35 432	53 271	7 713

Note : modèles de panel à effets fixes en probabilité linéaire. * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01. ⁽¹⁾ Valeur du percentile le plus proche pour l'ensemble de la distribution des dépenses de santé, zéros inclus.

* *
*

L'objectif du Programme d'actions pour une retraite indépendante (PARI), lancé en 2015, est de proposer une triple démarche, globale, proactive et ciblée, visant à favoriser le recours des artisans et commerçants âgés de 60 à 79 ans, en France, à différentes aides sociales, dans une logique de prévention de la perte d'autonomie. L'efficacité du programme se base sur sa capacité à s'adresser à une population spécifique. Rappelons que les travailleurs indépendants ont une demande de santé ponctuelle et aiguë du fait d'un temps de travail plus élevé qui se substitue à celui dédié à la prévention et aux soins. Ils puisent durant la vie active dans un stock de capital santé plus élevé en début de période (effet de sélection), mais qui se déprécie plus rapidement que les employés. Un effet de rattrapage de la consommation de soins s'observe néanmoins au moment de la retraite, mais conforte les indépendants dans une relation sporadique avec le système de soins, assez éloignée de la logique de détection précoce et de prévention.

La stratégie de ciblage de PARI permet d'identifier ce phénomène de rattrapage lorsque les individus sont caractérisés par des niveaux élevés de dépenses de santé. On observe en effet dans le groupe de contrôle une diminution rapide dans les deux ans après le ciblage. En revanche, le groupe traité accuse une diminution plus faible de sa consommation de soins que nous interprétons comme une manifestation d'un maintien du lien avec le système de santé, favorable à la prévention de la perte d'autonomie notamment parce qu'il permet le diagnostic précoce des maladies invalidantes et la prévention en général. Dans le détail, nos résultats indiquent que ce supplément de consommation de soins du groupe traité correspond à la fois à un accès aux soins supérieur (la probabilité d'avoir une consommation de soins positive augmente) et un effet levier du médecin généraliste qui modifie la structure des soins consommés – à savoir plus de matériel médical et de pharmacie, potentiellement liée à la prévention ou à la compensation de la perte d'autonomie – et le montant total consommé de soins ambulatoires. PARI s'inscrit ainsi dans une logique de favoriser l'accompagnement des personnes âgées fragiles.

Nos résultats donnent du crédit à l'hypothèse centrale selon laquelle les aides sociales permettent d'améliorer la consommation de soins des indépendants âgés de manière spécifique. Néanmoins, ils méritent d'être confortés dans quatre dimensions au moins. Premièrement, notre étude n'analyse pas en détail les mécanismes spécifiques liés à l'effet prix et revenu qui contribuent à solvabiliser la demande soins. Cependant, cette dimension sera exploitée plus en profondeur dans des recherches futures. Deuxièmement, notre étude n'envisage l'effet de PARI que sur les soins ambulatoires, plus propices à la prévention. La photographie est partielle et omet (i) les possibles effets de réduction du recours hospitalier aigu dans le temps, et (ii) des pratiques de prévention à l'hôpital, notamment dans les services de gériatrie et gérontologie, quant à l'évaluation de la fragilité du sujet âgé et la mise en œuvre de stratégies individuelles de prévention de la

perte d'autonomie en relation avec le médecin traitant. Troisièmement, notre étude se concentre uniquement sur une population spécifique des travailleurs indépendants – artisans et commerçants – identifiée à risque (PARI 3) et pose donc la question de la validité externe sur d'autres populations de travailleurs indépendants traditionnelles telles que les professions libérales et non traditionnelles liées à l'« ubérisation » de la société. Quatrièmement, notre étude se borne aux effets potentiels à seulement un an après l'intervention, afin d'éviter l'effet lié à généralisation de PARI sur l'ensemble du territoire. Aujourd'hui, l'Assurance Maladie développe des démarches assez similaires à la méthodologie de PARI pour ses bénéficiaires (y compris désormais, les indépendants), ce qui représente une nouvelle possibilité d'évaluation de politique publique pour les années à venir, avec l'espoir d'être plus complète et de porter sur un temps plus long. □

BIBLIOGRAPHIE

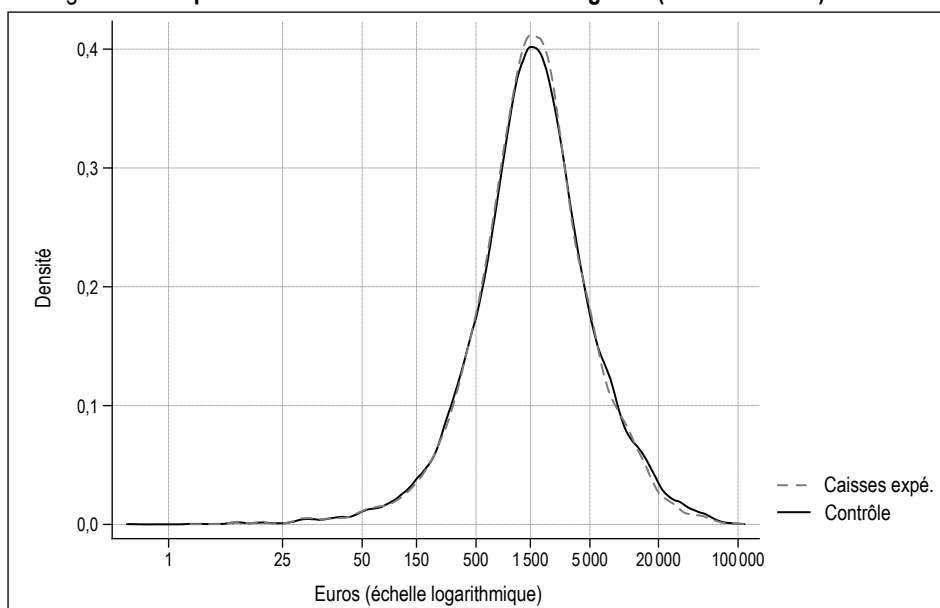
- Algava, É., Cavalin, C. & Célérier, S. (2013).** The Remarkably Good Health of the Self-Employed. *Travail et emploi*, Hors-série, 55–70. <https://doi.org/10.4000/travailemploi.6296>
- Amick III, B. C., McDonough, P., Chang, H., Rogers, W. H., Pieper, C. F. & Duncan, G. (2002).** Relationship Between All-Cause Mortality and Cumulative Working Life Course Psychosocial and Physical Exposures in the United States Labor Market From 1968 to 1992. *Psychosomatic Medicine*, 64(3), 370–381. <https://doi.org/10.1097/00006842-200205000-00002>
- Angrist, J. D. (2001).** Estimation of Limited Dependent Variable Models With Dummy Endogenous Regressors. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(1), 2–28. <https://doi.org/10.1198/07350010152472571>
- Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2009).** *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Askenazy, P., Baudelot, C., Brochard, P., Brun, J.-P., Cases, C., Davezies, P., ... & Weill-Fassina, A. (2011).** Mesurer les facteurs psychosociaux de risque au travail pour les maîtriser. *Rapport du Collège d'expertise sur le suivi des risques psychosociaux au travail, faisant suite à la demande du Ministre du travail, de l'emploi et de la santé*. https://travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/rapport_SRPST_definitif_rectifie_11_05_10.pdf
- Augé, E. & Sirven, N. (2021).** 'Must-Trade and Catch-Up'—Do the Self-Employed Under-Invest in Their Health? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 49–64. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.524d.2043>
- Bertrand, M., Dufo, E. & Mullainathan, S. (2004).** How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249–275. <https://doi.org/10.1162/003355304772839588>
- Bíró, A. (2016).** Outpatient visits after retirement in Europe and the US. *International Journal of Health Economics and Management*, 16(4), 363–385. <https://doi.org/10.1007/s10754-016-9191-7>
- Boaz, R. F. & Muller, C. F. (1989).** Does having more time after retirement change the demand for physician services? *Medical Care*, 1–15. <https://doi.org/10.1097/00005650-198901000-00001>
- Bozio, A., Gramain, A., Martin, C. & Masson, A. (2016).** Quelles politiques publiques pour la dépendance ? *Les Notes du Conseil d'analyse économique* N° 35 (8), 1–12. <https://www.cae-eco.fr/Quelles-politiques-publiques-pour-la-dependance>

- Buchmueller, T. C. (2009).** Consumer-Oriented Health Care Reform Strategies: A Review of the Evidence on Managed Competition and Consumer-Directed Health Insurance. *The Milbank Quarterly*, 87(4), 820–841. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2009.00580.x>
- Cameron, A. C. & Miller, D. L. (2015).** A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317–372. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317>
- Chareyron, S., Gray, D. & L'Horty, Y. (2018).** Raising Take-Up of Social Assistance Benefits through a Simple Mailing: Evidence from a French Field Experiment. *Revue d'économie politique*, 128(5), 777–805. <https://doi.org/10.3917/redp.285.0777>
- Costa-Font, J., Jimenez-Martin, S. & Vilaplana, C. (2018).** Does long-term care subsidization reduce hospital admissions and utilization? *Journal of Health Economics*, 58, 43–66. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2018.01.002>
- Crasset, O. (2022).** *La santé des artisans : de l'acharnement au travail au souci de soi*. Presses universitaires de Rennes.
- Dean, K. (1989).** Self-care components of lifestyles: The importance of gender, attitudes and the social situation. *Social Science & Medicine*, 29(2), 137–152. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(89\)90162-7](https://doi.org/10.1016/0277-9536(89)90162-7)
- Ekelund, J., Johansson, E., Järvelin, M. R. & Lichtermann, D. (2005).** Self-employment and risk aversion—Evidence from psychological test data. *Labour Economics*, 12(5), 649–659. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2004.02.009>
- Fraser, M. W., Lombardi, B. M., Wu, S., de Saxe Zerden, L., Richman, E. L. & Fraher, E. P. (2018).** Integrated Primary Care and Social Work: A Systematic Review. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 9(2), 175–215. <https://doi.org/10.1086/697567>
- Galama, T. & Kapteyn, A. (2011).** Grossman's Missing Health Threshold. *Journal of Health Economics*, 30(5), 1044–1056. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.06.004>
- Geoffard, P. Y. (2016).** L'AMO ne suffit plus à garantir un accès aux soins sans barrière financière. *Regards*, 49, 157–163. <https://doi.org/10.3917/regar.049.0157>
- Grossman, M. (1972).** On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223–255. <https://doi.org/10.1086/259880>
- Gruber, J., Maclean, J. C., Wright, B., Wilkinson, E. & Volpp, K. G. (2020).** The effect of increased cost-sharing on low-value service use. *Health economics*, 29(10), 1180–1201. <https://doi.org/10.1002/hec.4127>
- Gruber, S. & Kiesel, M. (2010).** Inequality in health care utilization in Germany? Theoretical and empirical evidence for specialist consultation. *Journal of Public Health*, 18(4), 351–365. <https://doi.org/10.1007/s10389-010-0321-2>
- Herr, M., Sirven, N., Grondin, H., Pichetti, S. & Sermet, C. (2018).** Fragilité des personnes âgées et consommation de médicaments : polymédication et prescriptions inappropriées. *Questions d'économie de la santé* N° 230. <https://www.irdes.fr/recherche/questions-d-economie-de-la-sante/230-fragilite-des-personnes-agees-et-consommation-de-medicaments.pdf>
- Herber, G. C., Schipper, M., Koopmanschap, M., Proper, K., van der Lucht, F., Boshuizen, H., ... & Uiters, E. (2020).** Health expenditure of employees versus self-employed individuals; a 5 year study. *Health Economics*, 29, 1606–1619. <https://doi.org/10.1002/hec.4149>
- Hessels, J., Rietveld, C. A. & van der Zwan, P. (2017).** Self-employment and work-related stress: The mediating role of job control and job demand. *Journal of Business Venturing*, 32(2), 178–196. <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2016.10.007>
- Holland, P. W. (1986).** Statistics and Causal Inference. *Journal of the American Statistical Association*, 81(396), 945–960. <https://doi.org/10.1080/01621459.1986.10478354>
- Hundley, G. (2001).** Why and when are the self-employed more satisfied with their work? *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 40(2), 293–316. <https://doi.org/10.1111/0019-8676.00209>
- Hyytinen, A. & Ruuskanen, O. P. (2007).** Time Use of the Self-Employed. *Kyklos*, 60(1), 105–122. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.2007.00361.x>
- Jamal, M. (2007).** Burnout and self-employment: a cross-cultural empirical study. *Stress and Health: Journal of the International Society for the Investigation of Stress*, 23(4), 249–256. <https://doi.org/10.1002/smi.1144>
- Janssen, R. (1992).** Time Prices and the Demand for GP Services. *Social Science & Medicine*, 34(7), 725–733. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(92\)90359-X](https://doi.org/10.1016/0277-9536(92)90359-X)
- Jess, N. (2015).** Les effets de la couverture maladie universelle complémentaire sur le recours aux soins. *Études et résultats* N° 944. <https://drees-site-v2.cegedim.cloud/sites/default/files/2020-08/er944.pdf>
- Jusot, F., Carré, B. & Wittwer, J. (2019).** Réduire les barrières financières à l'accès aux soins. *Revue française d'économie*, 34(1), 133–181. <https://doi.org/10.3917/rfe.191.0133>

- Karasek Jr, R. A. (1979).** Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign. *Administrative Science Quarterly*, 285–308. <https://doi.org/10.2307/2392498>
- Kuper, H. & Marmot, M. (2003).** Job strain, job demands, decision latitude, and risk of coronary heart disease within the Whitehall II study. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 57(2), 147–153. <https://doi.org/10.1136/jech.57.2.147>
- Lautman, A. (2013).** Préface. In: François Béland éd., *La fragilité des personnes âgées : Définitions, controverses et perspectives d'action*, pp. 5–6. Rennes: Presses de l'EHESP.
- Lewin-Epstein, N. & Yuchtman-Yaar, E. (1991).** Health Risks of Self-Employment. *Work and Occupations*, 18(3), 291–312. <https://doi.org/10.1177/0730888491018003003>
- Lucifora, C. & Vigani, D. (2018).** Health care utilization at retirement: The role of the opportunity cost of time. *Health Economics*, 27(12), 2030–2050. <https://doi.org/10.1002/hec.3819>
- Nikolova, M. (2019).** Switching to self-employment can be good for your health. *Journal of Business Venturing*, 34(4), 664–691. <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2018.09.001>
- Nolte, E. & Pitchforth, E. (2014).** What Is the Evidence on the Economic Impacts of Integrated Care? *Policy Summary 11*. WHO Regional Office for Europe and European Observatory on Health Systems and Policies. <https://eurohealthobservatory.who.int/publications/i/what-is-the-evidence-on-the-economic-impacts-of-integrated-care>
- Park, J., Han, B. & Kim, Y. (2019).** Comparison of occupational health problems of employees and self-employed individuals who work in different fields. *Archives of Environmental & Occupational Health*, 1–14. <https://doi.org/10.1080/19338244.2019.1577209>
- Pfeifer, C. (2013).** Cyclical absenteeism among private sector, public sector and self-employed workers. *Health Economics*, 22(3), 366–370. <https://doi.org/10.1002/hec.2808>
- Rapp, T., Chauvin, P. & Sirven, N. (2015).** Are public subsidies effective to reduce emergency care? Evidence from the PLASA study. *Social Science & Medicine*, 138, 31–37. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.05.035>
- Rietveld, C. A., Van Kippersluis, H. & Thurik, A. R. (2015).** Self-employment and health: Barriers or benefits? *Health Economics*, 24(10), 1302–1313. <https://doi.org/10.1002/hec.3087>
- Riphahn, R. T., Wambach, A. & Million, A. (2003).** Incentive effects in the demand for health care: a bivariate panel count data estimation. *Journal of Applied Econometrics*, 18(4), 387–405. <https://doi.org/10.1002/jae.680>
- Rosvall, M., Östergren, P. O., Hedblad, B., Isacson, S. O., Janzon, L. & Berglund, G. (2002).** Work-related psychosocial factors and carotid atherosclerosis. *International Journal of Epidemiology*, 31(6), 1169–1178. <https://doi.org/10.1093/ije/31.6.1169>
- Sewdas, R., Tamminga, S. J., Boot, C. R., van den Heuvel, S. G., de Boer, A. G. & van der Beek, A. J. (2018).** Differences in self-rated health and work ability between self-employed workers and employees: Results from a prospective cohort study in the Netherlands. *PloS one*, 13(11), e0206618. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0206618>
- Sirven, N. (2017).** An Evaluation of the Health Ageing and Retirement Project (PARI): Phase 1. Is it Possible to Use Administrative Data to Identify Risks for Vulnerable Elders? *Questions d'économie de la Santé* N° 224, Paris. <https://www.irdes.fr/english/issues-in-health-economics/224-an-evaluation-of-the-health-ageing-and-retirement.pdf>
- Stephan, U. & Roesler, U. (2010).** Health of entrepreneurs versus employees in a national representative sample. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 83(3), 717–738. <https://doi.org/10.1348/096317909x472067>
- Tsutsumi, A., Kayaba, K., Hirokawa, K., Ishikawa, S. & Jichi Medical School Cohort Study Group. (2006).** Psychosocial job characteristics and risk of mortality in a Japanese community-based working population: the Jichi Medical School Cohort Study. *Social Science & Medicine*, 63(5), 1276–1288. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.03.028>
- Wardle, J., Haase, A. M., Steptoe, A., Nillapun, M., Jonwutiwes, K. & Bellis, F. (2004).** Gender differences in food choice: the contribution of health beliefs and dieting. *Annals of Behavioral Medicine*, 27(2), 107–116. https://doi.org/10.1207/s15324796abm2702_5
- Xing-Bongioanni, J. (2021).** Les tarificateurs des conseils départementaux aux prises avec les instruments d'action publique : le cas des EHPAD. *Revue française de socio-économie*, 27, 101–120. <https://doi.org/10.3917/rfse.027.0101>

ANNEXE

Figure A1 – Dépenses ambulatoires des individus éligibles (classés PARI 3) en 2014



Source : PARI (2014-2016).

Tableau A1 – Statistiques descriptives des groupes traité et de contrôle après appariement par score de propension

Variables	Moyenne			t-test	
	Traité	Contrôle	% bias	t	P> t
Âge	69,618	69,404	3,7	2,48	0,013
Femme	0,20563	0,21472	-2,2	-1,49	0,135
Artisans	0,51831	0,48607	6,5	4,32	0,000
Emploi retraite	0,04409	0,03338	4,7	3,72	0,000
Retraite seul	0,83713	0,83917	-0,5	-0,37	0,711
GIR niveau 5 ou 6	0,04867	0,04463	1,9	1,28	0,200
Bénéficiaire CMU ou ACS	0,1708	0,16957	0,3	0,22	0,827
ALD	0,67158	0,67549	-0,8	-0,56	0,577
Médecin traitant	0,9779	0,97874	-0,5	-0,39	0,698
Règle de forçage	0,26892	0,29157	-5,0	-3,38	0,001
Inconnu de l'ASS	0,86772	0,86952	-0,5	-0,36	0,721

Note : population d'individus éligibles classés en PARI 3.

Source : PARI (2014-2016).

Tableau A2 – Estimations avec contrôles de robustesse

Variable dépendante		Modèle principal	Modèle de sensibilité avec écarts-types regroupés	Modèle de sensibilité : <i>DID kernel propensity score weighting</i>
		(1)	(2)	(3)
Recours		0,011***	0,011***	0,012***
Conso > Seuil				
Montants (€)	Percentile (%)			
10	2,5	0,011***	0,011***	0,012***
20		0,013***	0,013***	0,013***
35	3	0,013***	0,013***	0,014***
50		0,013***	0,013***	0,014***
85	4	0,012***	0,012***	0,013***
100		0,010***	0,010***	0,011***
130	5	0,011***	0,011***	0,013***
150		0,008**	0,008*	0,010***
200		0,004	0,004	0,005
250		0,004	0,004	0,005
300	10	0,005	0,005	0,007
600	20	0,013**	0,013*	0,015***
900	30	0,008	0,008*	0,010
1 200	40	0,003	0,003	0,004
1 500	50	0,011	0,011*	0,012*
2 000	60	0,015**	0,015**	0,015**
2 600	70	0,011*	0,011*	0,011*
3 700	80	0,011**	0,011	0,011**
6 500	90	0,004	0,004	0,003
10 000	95	0,002	0,002	0,001
26 000	99	0,000	0,000	0,000

Note : population d'individus éligibles classés en PARI 3. (1) Modèle principal : panel à effets fixes en probabilité linéaire. (2) Modèle de sensibilité : panel à effets fixes en probabilité linéaire avec regroupement des écarts-types au niveau des caisses régionales et ajustement des degrés de liberté de la fonction de distribution t à G-1, où G correspond au nombre de groupes (G = 28). (3) Modèle de sensibilité. Le groupe de contrôle et le groupe traité sont les mêmes ; les observations de chaque groupe sont pondérées à l'aide de scores de propension. * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01.

Source : PARI (2014-2016).